

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

William David Malaver

Estudiante auxiliar

Proceditor Ltda.

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

Gabriela Bautista Rodríguez

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

CAPEs - 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. 95 - 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 Cóbbita

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 Bréd

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).

LA VOLATILIDAD EN EL PRECIO DE LOS ALIMENTOS DE LA CANASTA BÁSICA EN SEIS ENTIDADES DE MÉXICO (2018-2022)

María del Rosario Granados Sánchez
Javier Galán Figueroa
Luis Gómez Oliver

Granados Sánchez, M. del R., Galán Figueroa, J., & Gómez Oliver, L. (2025). La volatilidad en el precio de los alimentos de la canasta básica en seis entidades de México (2018-2022). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 737-788.

El objetivo de este artículo fue estimar la persistencia de la volatilidad de los productos que componen la canasta básica de alimentos en México (2018-2022), ante

M. del R. Granados Sánchez

Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), Facultad de Estudios Superiores Acatlán, (México). <https://orcid.org/0000-0001-7800-0463>. Correos electrónicos: rosariogs_86@hotmail.com, 858374@pcpuma.acatlan.unam.mx.

J. Galán Figueroa

Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), Facultad de Economía (México). <https://orcid.org/0000-0002-2127-6829>. Correo electrónico: galfija@unam.mx

L. Gómez Oliver

Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), Facultad de Economía (México). Correo electrónico: luisgo@unam.mx

Sugerencia de citación: Granados Sánchez, M. del R., Galán Figueroa, J., & Gómez Oliver, L. (2025). La volatilidad en el precio de los alimentos de la canasta básica en seis entidades de México (2018-2022). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 737-788. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.110471>

Este artículo fue recibido el 25 de julio de 2023, ajustado el 22 de julio de 2024 y su publicación aprobada el 25 de julio de 2024.

un escenario de crisis e inflación alta. Se emplean modelos de la familia autorregresivo con heterocedasticidad condicional (ARCH) para estimar la volatilidad, así como el impacto que genera en las decisiones de oferta y demanda. Se usaron datos del índice nacional de precios al consumidor (INPC) de 24 alimentos en seis entidades federativas con niveles altos de pobreza. Los resultados indican una persistencia alta de volatilidad (mayor del 0,50) en productos de la canasta básica, como cereales, proteína de bajo costo (pollo y huevo) y vegetales (tomate rojo y papa).

Palabras clave: covid-19; inflación; pobreza; precio de productos básicos; volatilidad.

JEL: C4, E31, L12, Q11, Q18.

Granados Sánchez, M. del R., Galán Figueroa, J., & Gómez Oliver, L. (2025). Food price volatility of the basic food basket in six Mexican states (2018-2022). Cuadernos de Economía, 44(95), xx-xx.

The objective of this article was to estimate the persistence of volatility for products comprising the basic food basket in Mexico (2018-2022) under a crisis and high inflation scenario. Conditional autoregressive family models with heteroskedasticity (ARCH) were used to estimate volatility and its impact on supply and demand decisions. Data from the National Consumer Price Index (NCPI) for 24 food items in six states with high poverty levels were used. The results indicate a high persistence of volatility (greater than 0.50) for basic food basket products, such as cereals, low-cost protein (chicken and eggs), and vegetables (red tomatoes and potatoes).

Keywords: Covid-19; inflation; poverty; commodities; volatility.

JEL: C4, E31, L12, Q11, Q18.

INTRODUCCIÓN

Dentro de los Objetivos del Desarrollo Sostenible (ODS) impulsados por la Organización de las Naciones Unidas (ONU) en 2015, se planteó el fin de la pobreza alimentaria para 2030; algunas metas relacionadas con la seguridad alimentaria implican garantizar a la población el acceso a los alimentos. Este es un problema presente en todas las sociedades a lo largo del tiempo, pero fue en la década de 1970 cuando retomó relevancia debido a la caída en la producción de alimentos, principalmente los cereales, dejando a amplios grupos de la población africana, asiática y de Oriente Medio en una situación de no acceso a alimentos. La disminución de estos generó en un escenario económico mundial más interdependiente una escalada en el nivel de precios, provocando hambrunas en distintos países (Solimano, 2005).

En las últimas décadas, se presentaron incrementos sustanciales de precios en cuatro periodos: 1970-1975, 2006-2009, 2011-2013 y 2020-2022 (Granados Sánchez *et al.*, 2020). Cada uno obedece a eventos diversos, pero los efectos sobre la población han sido similares: inseguridad alimentaria en especial sobre la población más desfavorecida, ampliación de la brecha de desigualdad entre deciles de la población y efectos a mediano y largo plazo sobre el potencial de la economía, por ejemplo, en la década de 1970 Etiopía y Sudán enfrentaron hambrunas por la reducción de alimentos (Solimano, 2005).

Al coexistir una crisis económica y presentarse una escalada en el precio de los alimentos, la disponibilidad y el acceso a estos se ven comprometidos, por lo que la población con menores ingresos se encuentra en riesgo de inseguridad alimentaria. Por ello, una gran cantidad de países prioriza precios bajos o estables en beneficio de los consumidores más desfavorecidos, ya que los incrementos o las variaciones en los precios pueden generar también volatilidad, complicando los niveles de consumo y las decisiones de producción de consumidores y productores, respectivamente.

Las variaciones que los precios presenten pueden ser consecuencia de problemas ajenos a los determinantes productivos o a cuestiones de oferta y demanda. Una de las dificultades principales que enfrentan los productos agrícolas es la alta volatilidad de los precios, en especial, en mercados nacionales y para productos regionales ante ausencia de comercio internacional, siendo la volatilidad definida como aquella variabilidad positiva o negativa de los precios, en la que, al estar el término error ante la presencia de tendencias, se vuelve difícil de estimar (Balcombe, 2011).

Las causales de la volatilidad son múltiples; en los productos en los que su precio se determina en el mercado internacional, hay un mayor contagio de esta, debido a que su precio depende de los volúmenes de oferta internacional, de la determinación del precio de los combustibles, de la dinámica de los mercados de *commodities* agrícolas, entre otros. Algo similar sucede con los precios de los productos de

consumo regional, en los cuales influyen, por ejemplo, los precios de los combustibles, pero no están ligados a un precio internacional.

La volatilidad afecta a oferentes y demandantes al generar incertidumbre en el nivel de precios: cuando tienden a la baja, los productores no tienen estímulos suficientes para mantener tasas de producción estables o altas, por lo que recurren a disminuir el volumen de producción con la finalidad de presionar el precio al alza. Caso contrario, sucede con los consumidores: cuando el precio incrementa, enfrentarán problemas de acceso a los alimentos y, con ello, su ingesta de nutrientes, impactando a corto plazo en el consumo de alimentos; no obstante, de mantenerse la volatilidad de precios, las repercusiones pueden ser a mediano y largo plazo, principalmente, por la pérdida de capital humano en actividades altamente productivas.

Además, la volatilidad de precios está ligada a la imperfección de los mercados al existir información asimétrica. Dado que no todos los agentes involucrados en la cadena de valor tienen acceso inmediato a la información sobre las condiciones de mercado, algunos agentes económicos responderán con mayor rapidez o lentitud ante cambios en los precios. Como lo señala Kostadinov (2014), quien, al analizar la dinámica de precios de los alimentos en países africanos, encuentra que las imperfecciones en los mercados provocarán una respuesta diferente en cada uno de ellos, es decir, un mercado local altamente imperfecto tendrá cambios más fuertes en los precios, tal como sucede en Etiopía. Mientras, en aquellos con mejor eficiencia, los precios reaccionarán con moderación, como en el caso de China.

De acuerdo con Ardeni (1989), citado por Argothy *et al.* (2023), existe eficiencia en los mercados cuando el precio del bien se traslada entre mercados, diferenciándose por los costos de transacción existentes, es decir, la perfección del mercado tiene como base teórica la ley del precio único (Marshall, 2009). Un determinante crucial de la eficiencia del mercado es la existencia de información simétrica en el mercado, de acuerdo con Stiglitz (2003), citado por Destinobles (2002):

La información asimétrica propicia que los prestamistas, teniendo conocimiento del valor esperado del rendimiento bruto, pero desconociendo el riesgo de los proyectos que financian, racionen los recursos disponibles entre los prestatarios solicitantes. A pesar de la existencia de prestatarios dispuestos a aceptar altas tasas de interés por el crédito, los prestamistas temen elevar las tasas de interés por arriba del límite para evitar el deterioro de reembolso de estos prestamistas. (p. 174)

Aunado a las bases teóricas, es importante enunciar el contexto económico particular del periodo de análisis con la finalidad de comprender la relevancia del tema en estudio. En este sentido, a causa de la crisis sanitaria por el SARS-CoV-2, la economía mundial se contrajo el 4,3 % en 2020, propiciando un aumento de la población en situación de pobreza extrema en torno a los 120 millones de habitantes, una cifra sin precedentes en las recientes crisis económicas y un retroceso en

el combate a la pobreza (Banco Mundial [BM], 2020). En México, la población en situación de pobreza en 2018 fue de alrededor del 42 %, es decir, 52,9 millones de personas; de ellos, aproximadamente, 25,7 millones se encontraron en pobreza extrema, por lo que 3 de cada 10 personas carecían del ingreso suficiente para cubrir sus necesidades alimentarias (Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social [Coneval], 2018).

Desde 2019, la economía mexicana presentó indicios de desaceleración con una caída en el producto interior bruto (PIB) del 0,1 %, lo cual agravó la situación económica del país para 2020 ante el cierre de negocios como medida para hacer frente al incremento en el número de contagios por la covid-19 y ante la insuficiencia de apoyos a los empresarios en general. Según cifras del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi) en 2020, el PIB mexicano disminuyó un 8,3 %; en consecuencia, se presentaron tasas de desempleo sin precedentes al inicio del confinamiento por la pandemia, alcanzando una cifra histórica de 12 millones de personas que salieron de la población económicamente activa (PEA) en abril (Aguayo-Téllez y Mancha-Torres, 2022). Si bien gran parte de los trabajadores se han reincorporado a la economía, todavía, a mayo de 2021, 2,5 millones no se habían insertado a la actividad económica, considerando los niveles de empleo de abril de 2020 (Inegi, 2021a).

Ante la pérdida de empleo y la disminución de los salarios, la población en situación de pobreza por falta de ingresos creció cerca de cuatro millones de habitantes de acuerdo con información del Coneval (2021b). Mientras la población en situación de pobreza extrema se ubicó para el mismo año en 31,7 millones de mexicanos. Esto implica que, para 2021, el 25 % de la población mexicana se encontraba en riesgo de inseguridad alimentaria, impactando a corto plazo los niveles de pobreza y a largo plazo el crecimiento potencial de la economía mexicana, a causa de la baja recaudación tributaria y la carga fiscal que suponen las transferencias del Gobierno para programas sociales de combate a la pobreza y de la pérdida en el aporte humano a la economía (Robles Valencia *et al.*, 2015).

Aunado a la caída de la economía mexicana, se presentaron tasas de inflación mensuales fuera del objetivo del 3 % del Banco de México (Banxico) (Borja Gómez *et al.*, 2022). En 2017, la economía mexicana presentó tasas de inflación entre un rango del 5 % y el 7 % con un crecimiento en el PIB del 2,1 %; en contraste, para 2020 y 2021, la economía tuvo tasas de crecimiento negativas, pero también tasas de inflación mayores de la tasa objetivo de Banxico, oscilando entre el 4 % y 8 %.

El incremento de precios fue consecuencia de una mayor liquidez en la economía y del incremento en los precios internacionales de los insumos y las materias primas. En México, la inflación se acentuó tanto por aumentos en servicios que mantenían precios estables como por incrementos en productos agropecuarios y energéticos, así como problemas en las cadenas de producción y de suministros tanto de transición como modernas, especialmente, en las que son amplias, debido a que abastecen las zonas de demanda urbana, ya que el traslado de mercancías es

muy costoso, en particular, las que involucran cadenas de frío, impactando más los productos de tipo regional que las *commodities* ligadas al mercado internacional (Food and Agriculture Organization [FAO], 2020).

Como consecuencia del bajo crecimiento y la inflación alta, la población perdió poder adquisitivo, situación que se agravó en las personas con menores ingresos, ante lo cual se comprometió su acceso a una alimentación sana y a un mejor nivel de vida. En noviembre de 2021, se reportó la inflación no subyacente más alta del año, 12,61 %, derivada en mayor medida de los cambios en los precios de los productos agropecuarios más que de las variaciones en los precios de los energéticos o de los bienes suministrados por el Gobierno. Destaca el aumento en el precio del jitomate, tomate verde y pollo, los cuales presentaron incrementos del 25,4 %, el 71,8 % y el 10,11 %, respectivamente, en el mismo mes. Sin embargo, la inflación más alta en productos agropecuarios se presentó en febrero y marzo de 2022, con tasas del 16,17 % (Inegi, 2021b).

En México, la canasta básica de alimentos está compuesta por 39 productos agrícolas, pecuarios y procesados. El incremento interanual en el costo de la canasta alimentaria en noviembre de 2021 fue de \$124,00 para la rural y de \$149,00 para la urbana. Al considerar el costo de la canasta alimentaria y no alimentaria, se observa que, mientras la alimentaria rural no experimentó aumentos de manera proporcional, ya que su participación fue del 56-57 %, no sucedió lo mismo en la urbana, la cual pasó de una participación del 51 % al 66 % para el mismo periodo (Coneval, 2021a).

Con base en lo expuesto y considerando que el 40,7 % de la población se encuentra en situación de pobreza laboral, es necesario comprender el comportamiento de los precios en el mercado mexicano; si bien algunos productos como los cereales están fuertemente determinados por los precios internacionales, no sucede lo mismo con los productos de consumo regional que aportan una cantidad de nutrientes necesarios para una dieta saludable y balanceada. Para ello, es necesario evaluar la dinámica del comportamiento de los precios de los alimentos, mediante una metodología econométrica que permita reconocer agrupamientos de volatilidad en la serie de precios del alimento a evaluar.

En cuanto a la metodología econométrica empleada, en estudios como el de Baldi *et al.* (2016), se empleó un modelo GARCH (ARCH generalizado) para estudiar cómo responden los mercados de productos agrícolas ante el impulso de volatilidad de los mercados bursátiles, encontrando que la volatilidad aumentó después de la crisis de 2008. Por otro lado, Abdelradi y Serra (2015) hallaron mediante un modelo MGARCH (autorregresiva generalizada multivariada) que hay contagio de volatilidad asimétrica y bidireccional entre los precios de los alimentos y los combustibles en España, con lo cual se exhibe una creciente interconexión entre mercados.

La interdependencia no está presente exclusivamente entre mercados, sino también entre productos derivados de la materia prima, como es el caso de la transmisión

de volatilidad entre el precio del etanol y el precio del maíz en Estados Unidos, como lo expusieron Serra y Gil (2013) mediante un modelo GARCH, o en productos cercanos, como los contratos de futuros de algodón, maíz y trigo, en que hay evidencia de contagio de volatilidad (Beckmann y Czudaj, 2014).

En los estudios señalados, los modelos más empleados son los llamados GARCH; sin embargo, no son los únicos que pueden modelar la volatilidad de las series de precios agrícolas, existen modelos que trabajan sobre series de tiempo univariadas y los empleados en series bivariadas. Para el primer tipo de datos, hay modelos simétricos y asimétricos, entre los primeros se encuentran los ARCH y los GARCH, mientras entre los segundos se ubican los EGARCH y los TARCH. Este último es una extensión del modelo GARCH; sin embargo, en el modelo TARCH la distribución de las innovaciones se divide en intervalos en que la distribución estándar condicional se aproxima a una función lineal (Alam *et al.*, 2013).

El objetivo de la investigación es estimar la persistencia de la volatilidad de los productos que componen la canasta básica de alimentos en México mediante el uso de modelos de alta varianza de la familia ARCH, para evaluar su comportamiento y el posible efecto que tiene sobre el consumo de las familias de menores ingresos. Se plantea como hipótesis que los cereales, al tener fuerte conexión con los mercados internacionales, mostrarán mayor volatilidad que aquellos alimentos de producción y consumo regional. Los cereales, al ser productos considerados *commodities* y ser base en la alimentación de la población con menores ingresos, esta reducirá su consumo, ante lo cual se vulnera el acceso a una dieta balanceada.

En el segundo apartado, se expone la metodología econométrica que sustenta la investigación, en el tercero se presentan los resultados y la discusión, y, finalmente, se encuentran las conclusiones, en las que también se abordan algunas limitantes de la investigación y de la metodología econométrica, se sugiere profundizar en aspectos como la imperfección del mercado, los detonantes de la volatilidad y el porqué se agudiza su persistencia.

ESTADO ACTUAL

El estudio de los precios de los alimentos es crucial para que con la información obtenida los agentes económicos tomen decisiones óptimas a través de las cuales maximicen sus opciones de producción o de compra. Antes se señaló que, en las últimas décadas, los precios de los alimentos han experimentado incrementos y variaciones en su dinámica; por la naturaleza de las mercancías, la producción está expuesta a fenómenos climáticos que influyen en el volumen de producción y, en consecuencia, incide sobre la oferta de los alimentos y sobre los precios.

No obstante, los precios de los alimentos pueden variar por diversos factores, como variaciones en la demanda, desastres naturales o cosechas agrícolas abundantes, innovaciones tecnológicas aplicadas a la producción agrícola, movimientos en

los inventarios, problemas geopolíticos, guerras, entre otros. Todos ellos tienen la capacidad de incidir en el precio y modificar los patrones de consumo y producción. Las fluctuaciones en los precios, al ser constantes o persistentes, provocan agrupamientos de volatilidad, que, como mencionan Piot-Lepetit y M'Barek (2011), al ser *shocks* globales pueden influir en la demanda de precios agrícolas e impactar directamente la volatilidad de diversos mercados que pueden afectar simultáneamente el comportamiento de varios productos básicos.

Los alimentos estudiados con mayor frecuencia son los cereales, los aceites, los productos cárnicos y otras *commodities*, como el café, el azúcar de caña y la soya, dado que sus precios están ligados a los precios internacionales establecidos en los mercados agrícolas. Entre las recientes investigaciones, Granados Sánchez *et al.* (2020) analizaron el comportamiento de los precios internacionales de los cereales y su incidencia sobre los precios en México, para lo cual los autores emplearon modelos de la familia ARCH y aplicaron la prueba de causalidad de Granger. Los hallazgos principales muestran que los precios nacionales de los cereales presentan periodos más altos de volatilidad que los precios internacionales, es decir, tienen mayor incertidumbre y tardan en ajustarse a los precios del mercado.

En el mismo rubro de alimentos, Camacho Villagómez *et al.* (2015) evalúan la volatilidad de los precios internacionales de los productos agrícolas de exportación de Ecuador y los de consumo básico en el país, cuya metodología para evaluar la volatilidad consistió en una metodología exploratorio-descriptiva, aplicando lógica deductiva. Para la estimación de la volatilidad, dividieron la desviación estándar (DE) y el promedio de precios deflactados, y concluyen que los precios de los productos de exportación es alta comparada con la obtenida en los precios de los productos básicos que toman como referencia los precios internacionales en el mercado estadounidense. Los hallazgos son similares a los obtenidos por Granados *et al.* (2020).

Por su parte, Mora Rivera *et al.* (2014) analizan mediante un modelo MGARCH la relación de interdependencia presente entre la volatilidad de precios internacionales en diferentes productos agrícolas; a diferencia de los dos análisis señalados, los autores evalúan los productos como un conjunto, con énfasis en el grupo de cereales y aceites. Los autores señalan que la volatilidad presente en las series de precios del conjunto de alimentos representan un riesgo para el desarrollo sectorial y la seguridad alimentaria, en especial, en las economías más vulnerables. Asimismo, demuestran la existencia de alta correlación entre los dos grupos de alimentos, por lo que concluyen que hay una contaminación más rápida entre los distintos mercados agrícolas, lo cual genera vulnerabilidad en los productores agrícolas dada la incertidumbre del mercado.

Mientras Tothova (2011) también analiza la volatilidad de precios básicos, como cebada, maíz y trigo, pero amplía la selección a la mantequilla, carne de pollo, carne de res y leche descremada en polvo. Estos productos tienen la particularidad de ser cotizados en el mercado internacional, por lo que tienen como referente

precios internacionales. Para la evaluación, compara los precios internacionales y los del mercado estadounidense y europeo en el periodo 2000-2011. Usando coeficientes de variación, demuestra que la volatilidad aumentó en algunos mercados de productos básicos. Profundiza en el conjunto de factores que inciden sobre la variación de precios y da evidencia de que, cuando el precio de las acciones cae, la persistencia de la volatilidad es mayor. De igual manera, indica la existencia de una mayor interdependencia entre el mercado del petróleo crudo y el de las materias primas (Du *et al.*, 2009).

La diversidad de enfoques para el análisis de series de tiempo permite explicar la volatilidad de los alimentos de formas diferentes, pero la aplicación de modelos de la familia ARCH permite encontrar patrones de agrupamiento de volatilidad y estimar no solo la volatilidad, sino su magnitud y la persistencia. En las últimas décadas, y a causa de las crisis económicas a las que se ha enfrentado la economía de los países, así como a la mayor interconexión de los mercados, ha sido necesario ampliar el estudio de volatilidad a un mayor grupo de productos alimenticios cotizados en el mercado internacional y con mayor frecuencia en los mercados nacionales.

En este sentido, Setiawati y Taufikurohman (2021) aplican la metodología ARCH y GARCH para estimar la magnitud de la volatilidad en el precio del pollo, del azúcar y del arroz en Kebumen, una de las regiones más pobres de Java Central con datos semanales de 2018 a 2020. Entre los resultados, dan evidencia de que los precios de los bienes son volátiles como consecuencia de factores de oferta y demanda, por lo que es necesario que el Gobierno genere estrategias para mantener el poder adquisitivo de su población y atenuar la pobreza en la región.

METODOLOGÍA

Tothova (2011) señala que, cuanto más alta sea la frecuencia de datos, la presencia de volatilidad es más probable, mientras la volatilidad se reduce si la frecuencia de datos disminuye. Además, se debe considerar que la presencia o no de volatilidad también estará asociada al tipo de precios que se elijan, por ejemplo, los precios al contado pueden generar mayor incertidumbre, pues los costos de traslado serán variables por sí solos, lo que influirá en el precio del producto a evaluar. La autora señala que, cuando se analizan precios internacionales, los mejores datos para modelar son los precios FOB (por sus siglas en inglés), al igual que los precios de los productos básicos cotizados en la bolsa. Para el caso de México, se evaluará la dinámica de los precios en la economía, sin comparar con los precios internacionales. Más adelante se explicará la selección de datos.

Con base en información del contenido y valor monetario de las líneas de pobreza por ingreso del Coneval (2021a), la canasta alimentaria mexicana está compuesta por 39 alimentos para zonas rurales y 42 para zonas urbanas. Los productos agrícolas se agrupan en 10 categorías y los pecuarios se clasifican en 6. Sin embargo, los alimentos evaluados por la disponibilidad de datos en el índice nacional de precios al

consumidor (INPC) del Inegi y por ser materia prima o genéricos fueron 24: maíz, masa de maíz, tortilla de maíz, pasta para sopa, pan blanco, arroz, carne de bovino, pollo, leche, huevo, aceite vegetal, papa, cebolla, chile, tomate rojo (jitomate), frijol, papa, aguacate, limón, manzana, naranja, plátano, azúcar y pollo rostizado. El periodo de análisis fue de agosto de 2018 a agosto de 2022 con una frecuencia quincenal, los datos se obtuvieron del INPC del Inegi. Asimismo, los índices fueron seleccionados para seis entidades federativas.

Respecto de las entidades federativas consideradas, se seleccionaron las que en México tienen las tasas más altas de pobreza: Guerrero, Chiapas y Oaxaca; no son los estados con mayor población, son entidades con porcentajes elevados de pobreza respecto de su población total. El 79 % de la población de Chiapas se encuentra en esta situación, Guerrero presenta el 70,5 % y Oaxaca el 66,4 % (Coneval, 2021b). Por otro lado, se consideraron los estados que, a causa de la crisis económica de 2020-2021, presentaron los incrementos absolutos más importantes de personas en situación de pobreza.

Las cifras del Coneval (2021b) indican que para 2020 los estados con mayor número de personas en situación de pobreza fueron el estado de México, Ciudad de México y el estado de Puebla donde el 60,7 %, el 43,8 % y el 70 % de su población tiene un ingreso inferior a la línea de pobreza por ingresos. En conjunto, las seis entidades involucran a 28,6 millones de personas en esta situación y alrededor de 11 millones en pobreza extrema, es decir, aproximadamente un cuarto de la población total del país.

Las entidades federativas descritas, por su densidad demográfica, condiciones estructurales y fallos en la política pública, tienen altos índices de rezago, acentuándose el número de personas en situación de pobreza por la pandemia de covid-19. Con base en las cifras señaladas, se eligieron los estados mencionados, asimismo, se consideró la tasa de inflación interanual para octubre de 2021 que fue del 6,24 %, con la finalidad de seleccionar las ciudades que presentaron mayor tasa de inflación y altas tasas de pobreza. Los datos del Inegi indican que la inflación promedio para el estado de Oaxaca fue del 8 %, de Guerrero del 7,8 %, de Chiapas del 7,4 %, de México del 6,7 %, de Puebla del 6,0 % y de la Ciudad de México del 5,5 %, en octubre de 2022.

EVALUACIÓN ECONOMETRICA

Se emplearon modelos de series de tiempo univariadas, denominados modelos ARCH, los cuales permiten estudiar el comportamiento de series caracterizadas por tener episodios de volatilidad, como sucede con los precios de los productos agropecuarios. A partir del incremento acelerado y sostenido de precios tanto en *commodities* energéticas como de materias primas (cereales y aceites) y metales observado entre 2006 y 2008, el uso de estos modelos retomó importancia no solo

por el incremento en los precios de ciertas mercancías, sino por el contagio que se dio entre productos y mercados.

Los modelos de alta volatilidad trabajan sobre la varianza, el modelo ARCH propuesto por Engle (1982) plantea que la varianza condicionada a la información pasada no es constante, por lo que tiene un comportamiento heterocedástico, al mismo tiempo que depende del cuadrado de las perturbaciones pasadas (Hossain, 2018; Piot-Lepetit, y M'Barek, 2011). Es decir, dado que el valor esperado de las perturbaciones es igual a cero $E(u_t) = 0$, entonces:

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= E[u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] \\ \sigma_t^2 &= \alpha + \alpha_1 u_{t-1}^2\end{aligned}\tag{1}$$

Para que la estimación sobre la serie analizada sea válida, es necesario que cumpla con una serie de restricciones en que α debe estar entre 0 y 1, lo cual implica que la serie mantiene estabilidad al ser menor de 1, la varianza es positiva y finita al ser mayor de 0 y los eventos más recientes tienen un impacto mayor que los eventos pasados.

Respecto del modelo GARCH, este considera las innovaciones pasadas de la varianza, elevadas al cuadrado, así como el rezago de la misma varianza (Bollerslev, 1986; Hossain, 2018), como se muestra en la ecuación (2):

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_i v_{t-1}^2 + \gamma_j \sigma_{t-1}^2\tag{2}$$

Al igual que en el modelo ARCH, en el GARCH hay restricciones para la validación del modelo: la varianza debe ser mayor de 0; la suma de los coeficientes β_i y γ_j tiene que ser menor de 1; de ser mayor la serie es divergente al no cumplir la condición de estabilidad; si es igual a 1 la serie no es estacionaria, es decir, presenta raíz unitaria. De acuerdo con Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez (2010), los modelos ARCH y GARCH reconocen correctamente las propiedades estadísticas de distribuciones de colas gruesas, y consideran el agrupamiento de volatilidad y la varianza condicional en función de la dimensión de las perturbaciones rezagadas, pero no del signo.

Mientras los modelos simétricos presentan restricciones y el impacto de los choques es indiferente a las buenas o malas noticias, los modelos asimétricos no están condicionados a restricciones y los impactos sobre las innovaciones impactan de manera diferente si estos son positivos o negativos. Al igual que los modelos GARCH, estos se aplican en el análisis de la volatilidad de los activos financieros, como la modelación del tipo de cambio (Epaphra, 2016). Nelson (1991) aporta el modelo EGARCH, el cual captura tanto la magnitud del impacto como el signo que presentan las innovaciones, esto es fundamental porque en los modelos GARCH los parámetros no son negativos, lo cual impide considerar los efectos que tiene la

innovación en el periodo anterior, sobre la estimación de la varianza condicional, independiente de si esta es negativa o positiva (ecuación 3):

$$\log \sigma_t^2 = \delta_t + \sum_{k=1}^{\infty} \beta_k g(a_{t-k}) \quad (3)$$

Donde σ^2 representa la varianza condicional de las innovaciones a lo largo del tiempo, la cual debe ser positiva y con una probabilidad menor de uno, además de ser una función lineal del tiempo y de los retardos α . Asimismo, el estimador $\beta \equiv 1$ y δ_t comprende de $-\infty$ a $+\infty$, mientras en β_k t va de 1 a ∞ , siendo secuencias no aleatorias de números reales (Nelson, 1991).

Por otro lado, los modelos TARCH, también conocidos como GJR-GARCH o ARCH por umbrales, fueron planteados por Zakoian (1991) y Rabenmananjara y Zakoian (1993). En este modelo, la principal característica es que los estimadores toman en consideración la asimetría presente en la volatilidad. Son modelos ampliamente usados en el estudio de activos financieros (Alam y Rahman, 2012). La especificación de la varianza condicional de un modelo TARCH de orden (1,1) se define como sigue:

$$\sigma_t^2 = \theta + \sum_{i=1}^q \theta_i^+ \varepsilon_{t-i}^+ \theta_i^- \varepsilon_{t-i}^- \quad (4)$$

Donde la varianza condicional (σ_t^2) está en función de las innovaciones pasadas, en el modelo se plantea una estructura de rezagos más flexible considerando el componente positivo y negativo de las innovaciones, en que el valor esperado de estas tiende a cero, $E\varepsilon_t = 0$, y con una covarianza igual a cero, $\text{cov}(\varepsilon_t \varepsilon_s)$ para $t \neq s$.

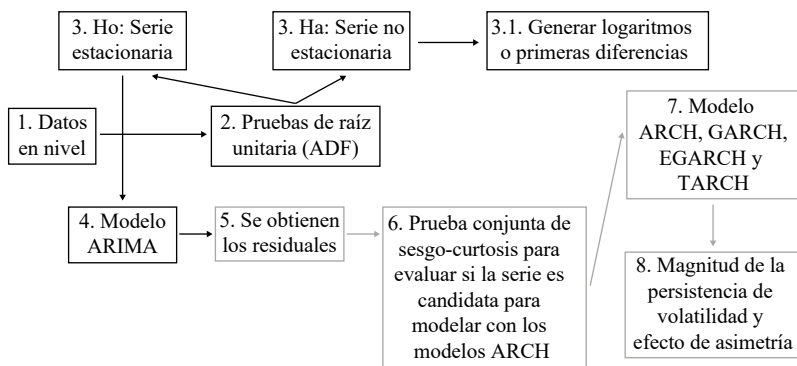
Para una correcta estimación de los modelos ARCH, es necesario que las series cumplan con el principio de estacionariedad.¹ Para probarla, se utiliza parte de la metodología de series de tiempo de Box-Jenkins, de la cual se desarrollan las siguientes fases:²

¹ Hamilton (1994) y Novales (2016) señalan que un proceso estocástico es estacionario cuando la distribución de k -observaciones es la misma con independencia de los valores de k y de los periodos considerados, es decir, cuando la media y la varianza se mantienen constantes y generan que la serie no presente una tendencia en el tiempo. Hamilton expone que la estacionariedad estricta supone una distribución de probabilidad fija para todos los instantes del tiempo, por lo que no dependen de él. Dado que esta condición es difícil de presentarse en los modelos econométricos de la vida real, existen otros niveles de estacionariedad, como la de primer orden, en la cual la media se mantiene fija, pero la varianza y las covarianzas pueden presentar variaciones. La estacionariedad de segundo orden se caracteriza por tener una media constante y una varianza que no se modifica en el tiempo. Una serie que no es estacionaria puede generar comportamientos errados o inesperados, como la autocorrelación.

² Fases de la metodología Box-Jenkins y modelos ARCH:

- El análisis visual es fundamental para conocer la serie, su evolución en el tiempo y evaluar indirectamente la posibilidad de que la serie sea o no estacionaria. Generalmente, una variable con tendencia tenderá a no ser estacionaria, además, el gráfico permite observar si la serie presenta momentos de estacionalidad.
- Es crucial asegurar que la serie de análisis sea estacionaria, es decir, que no presente tendencia y que sea estacionaria en media, mientras la varianza y covarianza puede presentar variaciones. Al probar la estacionariedad, también se corrobora que la serie no presente autocorrelación. Para ello, se evaluó gráficamente, a través del correlograma (AC) y el correlograma parcial (PAC) si la serie presenta autocorrelación; además, la prueba Q de Ljung-Box refuerza la presencia de autocorrelación cuando su probabilidad es menor de 0,05. Al tener probabilidades menores de 0,05, la serie presenta autocorrelación y es un indicativo indirecto de que la serie no es estacionaria.
- Se procede a evaluar de manera robusta la presencia o no de estacionariedad; para ello, se trataron las series mediante la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada (ADF). Mushtaq (2011) señala que la prueba planteada por Dickey y Fuller en 1979 es una versión extendida de la versión simple. En la ADF, se incluye un retraso adicional en función de las variables dependientes con la intención de eliminar la autocorrelación, por lo que, al incluir rezagos de la variable dependiente al modelo, es posible eliminar la autocorrelación.³
- Si la serie en nivel no pasa las pruebas de estacionariedad, se procede a transformar la serie en logaritmos con la finalidad de reducir la varianza de la serie; no obstante, si al aplicar la prueba ADF la serie continúa sin ser estacionaria, se procede a transformarla en primeras diferencias y evaluar nuevamente si mantiene la raíz unitaria. En caso de que la serie presente una varianza alta, se aplica las primeras diferencias a la serie en logaritmos, con lo cual es posible alcanzar estacionariedad, sin perder sentido económico. Es pertinente señalar que, en algunos productos cruciales en la dieta de la población mexicana, como es la tortilla de maíz, se utilizó esta última transformación con el objetivo de no perder la información del alimento y ser modelada. Asimismo, con la finalidad de no someter las series a más transformaciones, se decidió trabajar al grueso de ellas con primeras diferencias.

³ La prueba planteada por Dickey-Fuller (1979, 1981) se aplica a la serie de estudio en su forma natural $[Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \varepsilon_t]$, al evaluarla y rezagarla con sus periodos de manera consecutiva $[Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t]$, tiene como propósito comprobar que la serie no posee raíz unitaria. Para ello, su *p-valor* debe ser menor del 0,05 o del 0,10 con mayor flexibilidad, o bien los valores de *t* deberán ser superiores en valores absolutos al valor crítico al 5 % o 10 %.



- Respecto de la selección del modelo autorregresivo integrado de media móvil (ARIMA), una vez transformada la serie a primeras diferencias, se aplicó la prueba Q de Lung-Box y se graficó el AC y el PAC. Los rezagos que salieran de las bandas de significancia o los rezagos que presentaran un p valor menor de 0,05 fueron los que se seleccionaron para la construcción del modelo ARIMA. Se priorizó cumplir con el principio de parsimonia (Gujarati y Porter 2009), por lo que se incluyeron los rezagos menos significativos. En general, se partió de un moderado ARIMA de orden (p, d, q) $(1,1,1)$; no obstante, la mayoría de las series tuvo una modelación $(ar = 1)$. Sobre este modelo se obtuvieron los residuales, a los que se aplicó la prueba conjunta de sesgo curtosis.

RESULTADOS

La mayoría de las series económicas provienen de un proceso estocástico y presentan raíz unitaria. Para probar que las series en nivel de los precios de los alimentos cumplieron con el supuesto de no estacionariedad, se aplicó la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF). Al no rechazar el supuesto de no estacionariedad, las series se transformaron en primeras diferencias para eliminar su tendencia estocástica, hacer posible su estacionariedad y evitar la generación de procesos espurios y comportamientos errantes de las series. Cabe señalar que los resultados mostrados corresponden a las series en las que fue posible modelarlas mediante la metodología ARCH. Los resultados de la prueba ADF se muestran a continuación (tabla 1).

La prueba se realizó para las seis entidades federativas. En cada examen de la ADF, se manejaron tres modelos: el primero no considera la deriva ni la tendencia de la serie, el segundo solo involucra a la deriva, mientras el tercero contempla la deriva y la tendencia.⁴ Al comprobar que las series son estacionarias, se construye-

⁴ En el anexo, se muestran en detalle los resultados de la prueba ADF, se especifican el valor de la prueba t de Student y su probabilidad en cada uno de los modelos y el valor de F estadística. Los resultados se encuentran por separado para cada una de las entidades federativas y el conjunto de alimentos que se evaluó, respectivamente.

ron los modelos ARIMA, fase que mostró que no todas las series tenían elementos para trabajarlas mediante modelos ARCH. Una vez generado el modelo ARIMA, se estimó el residual de cada serie para evaluar si cumplía con los supuestos estadísticos que indican la presencia de elementos ARCH, así como la curtosis y la prueba conjunta de sesgo y curtosis.

En la curtosis, si el valor del estadístico $k > 3$, se indica un comportamiento leptocúrtico en que el valor de los residuales oscila alrededor de la media, pero con una distribución más apuntalada y esbelta. En la prueba ($s-k$), se evaluó la normalidad de los residuales, en que ambos estadísticos deben presentar una probabilidad menor de 0,05, para concluir que los residuales tienen elementos estadísticamente significativos y pueden modelarse mediante pruebas ARCH. Los resultados de la estadística descriptiva y de la prueba conjunta se muestran en la tabla 2.⁵

Los estadísticos de la tabla 2 arrojan que en el estado de Oaxaca, de los 24 productos evaluados, 8 cumplieron con las condiciones para ser trabajadas con modelos ARCH. La probabilidad de la prueba conjunta de sesgo-curtosis fue menor de 0,00 en todos los productos; asimismo, presentaron una curtosis mayor de 3, siendo el arroz, el pollo y el chile verde los alimentos con una curtosis de alrededor de 10. Para el estado de Guerrero, la prueba conjunta $s-k$ también tuvo valores en la probabilidad por debajo de 0,01, mientras los productos con mayor curtosis fueron los de la cadena maíz-tortilla, además del frijol.

En el estado de México, la curtosis fue leptocúrtica en 10 de los 24 productos, de los cuales la tortilla, el pan, el limón, la naranja y el chile verde tuvieron un comportamiento en curtosis cercano a 10, en especial, el pan, con una $k = 14$. En la Ciudad de México, se encontró que 11 de los 24 alimentos presentaron una curtosis mayor de 3 y la prueba $s-k$ es significativa para estimar modelos ARCH. De estos productos, la tortilla, la naranja y la papa presentaron mayor curtosis, particularmente, la tortilla de maíz con una $k = 20,47$.

Los estados de Chiapas y Puebla tuvieron más productos con una $k > 3$ y pruebas de $s-k$ con probabilidades menores de 0,01. En Chiapas fueron 13 y en Puebla 14 alimentos los que cumplieron con lo anterior, destacando la masa de maíz, la tortilla de maíz, el arroz, la leche y la papa, productos que mostraron valores más elevados.

EVIDENCIA EMPÍRICA

Los resultados mostraron una dinámica diferente de los precios entre productos y entidades federativas: Oaxaca y Guerrero tuvieron menos productos con efectos de volatilidad, mientras en Chiapas y Puebla más de la mitad de los 24 productos evaluados presentaron persistencia a la volatilidad. A continuación, se muestran los resultados obtenidos por entidad estudiada.

⁵ En el mismo anexo, se incluyen, por entidad federativa, figuras respecto de la evolución del comportamiento del INPC de los alimentos, así como su variación quincenal en tasas de crecimiento.

Tabla 2.
Estadística descriptiva de los residuales de los modelos ARIMA (productos seleccionados)

Estadísticos		Productos por entidad federativa									
OAXACA											
	Arroz	Pollo	Limón	Naranja	Plátano	Chile	Jitomate	Papa			
Media	-0,00 94224	0,00	-0,07 2216	0,09	-0,00 08246	0,01	0,57	-0,00 81751			
Desviación estándar	3,97	2,55	17,51	5,92	4,56	26,59	18,50	3,64			
Varianza	15,74	6,53	306,43	35,03	20,80	707,10	342,21	13,23			
Curtosis	10,33	11,12	4,65	4,81	4,59	9,30	5,87	4,51			
S-K	0,00	0,00	0,03	0,03	0,01	0,00	0,00	0,01			
GUERRERO											
	Maíz	Masa	Tortilla	Arroz	Leche	Huevo	Aguacate	Limón	Chile	Frijol	
Media	0,07	0,00	0,21	-0,00	-0,00 20069	0,81	0,05	0,04	1,75	0,50	
Desviación estándar	1,55	1,53	1,24	2,92	0,85	5,58	5,23	5,31	21,61	3,48	
Varianza	2,41	2,34	1,54	8,51	0,72	31,13	27,35	28,20	466,89	12,12	
Curtosis	10,64	9,49	11,14	5,72	5,03	6,21	5,41	5,40	6,25	9,03	
S-K	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	

(Continúa)

Productos por entidad federativa												
Estadísticos	ESTADO DE MÉXICO											
	Tortilla	Pan	Pasta	Huevo	Limón	Aguacate	Naranja	Chile	Jitomate	Papa		
Media	0,00	0,00	0,00	0,01	0,03	-0,00 47319	0,16	0,01	0,01	0,00		
Desviación estándar	0,80	1,21	1,18	3,78	20,48	7,94	5,14	34,65	20,41	4,05		
Varianza	0,65	1,47	1,38	14,26	419,43	63,12	26,43	1200,92	416,59	16,42		
Curtosis	9,62	13,98	5,99	5,57	8,96	6,66	9,92	9,26	6,63	5,77		
S-K	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01		

CIUDAD DE MÉXICO												
	Tortilla	Pasta	Pollo	Huevo	Aceite	Aguacate	Naranja	Jitomate	Papa	Limón	Pollo rostitizado	
Media	0,00	0,00	0,00	-0,01 70472	0,03	-0,00 30064	0,06	0,08	0,01	-0,04 89399	0,00	
Desviación estándar	0,74	0,98	3,35	4,40	1,51	5,94	5,14	22,99	4,73	20,00	0,72	
Varianza	0,55	0,96	11,19	19,36	2,28	35,26	26,46	528,59	22,34	399,84	0,52	
Curtosis	20,47	4,35	4,28	5,21	4,54	4,17	7,82	5,61	6,97	5,23	4,84	
S-K	0,00	0,00	0,09	0,01	0,00	0,10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	

(Continúa)

Productos por entidad federativa													
Estadísticos	CHIAPAS												
	Maíz	Masa	Pasta	Arroz	Pan	Aguacate	Pollo	Azúcar	Frijol	Manzana	Papa	Plátano	Naranja
Media	-0,00 57688	-0,00 11444	0,00	0,01	-0,01 21519	0,01	-0,00 14989	0,00	0,00	0,02	-0,00 58938	-0,00 03337	0,00
Desviación estándar	1,48	0,96	1,66	2,36	1,88	7,55	2,57	2,42	1,66	2,96	4,25	2,46	5,57
Varianza	2,18	0,91	2,76	5,58	3,54	56,97	6,61	5,84	2,75	8,78	18,07	6,04	30,99
Curtosis	4,32	8,03	5,45	8,17	5,42	4,84	4,14	6,99	7,38	6,74	6,85	5,55	5,68
S-K	0,04	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,09	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01

PUEBLA													
	Maíz	Masa	Tortilla	Arroz	Pan	Pasta	Leche	Aceite	Aguacate	Limón	Naranja	Chile	Frijol
Media	0,00	0,01	0,00	-0,00 06938	0,00	0,00	-0,00 37896	0,00	0,03	-0,09 27139	0,09	0,01	-0,00 35301
Desviación estándar	1,12	1,11	0,79	2,39	1,79	1,00	0,74	2,11	7,72	22,04	3,98	19,50	1,38
Varianza	1,26	1,22	0,63	5,70	3,21	1,00	0,55	4,45	59,59	485,98	15,80	380,07	1,89
Curtosis	5,53	12,52	13,63	9,10	5,96	7,56	10,02	6,80	8,07	6,02	3,75	6,48	4,06
S-K	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,03

Nota: nivel de significancia en prueba conjunta de sesgo-curtosis (p-value) <0,05.

Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Oaxaca: persistencia de volatilidad en alimentos

Oaxaca presentó ocho alimentos con persistencia a la volatilidad, esencialmente son productos vegetales, a excepción del pollo y el arroz. Los modelos simétricos fueron los que mejor explicaron la persistencia a la volatilidad. El arroz tuvo la mayor volatilidad (0,998), lo cual indica que se trata de un mercado imperfecto, en el cual los agentes económicos tardan en ajustar el precio al mercado o evidencian problemas de comercialización. Lo anterior es relevante, porque, de acuerdo con información gubernamental, al no existir producción de arroz en el estado, el cereal que se consume proviene de Puebla, siendo la variedad de arroz pulido Morelos la que más se comercializa (tabla 3), de tal manera que la oferta en el estado depende de la proveeduría de otra entidad (Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural [SADER], 2023; Sistema Nacional de Información e Integración de Mercado [SNIIM], 2023).

El precio del pollo respondió al modelo ARCH en un rezago y al EGARCH en que se observó que los precios mostraron una persistencia a la volatilidad del 468 %.⁶ En el limón, se observó una alta permanencia a la volatilidad, el modelo ARCH indicó que la persistencia en el primer rezago (quincena) fue de 0,78, por lo que se infiere que los agentes reaccionaron rápido a la variación en el precio, pero tardaron en ajustarse al precio de largo plazo; el fruto tiene un comportamiento particular porque se produce y consume en Oaxaca, además, el volumen de producción aumentó en los últimos años, según datos de la SADER (2023) y del SNIIM (2023). Sin embargo, la variedad de limón que se produce en Oaxaca está destinada en su mayoría al mercado internacional, además de ser un cultivo rentable, pero con baja competitividad, lo que genera variaciones en su precio (López Hernández *et al.*, 2019). El modelo EGARCH indicó una permanencia de variación de precios del 442 %.

Respecto de la naranja, esta respondió al modelo ARCH con dos rezagos (0,69) y al TARARCH. Los resultados indicaron una volatilidad considerada alta; en el asimétrico, las malas noticias tuvieron mayor impacto que las buenas. Oaxaca es productor y comprador del cítrico. Con base en datos de instancias gubernamentales, se infiere que el incremento de precios fue motivado por dos factores: a) de 2019 a 2021 la

⁶ Dado que el modelo EGARCH es un modelo exponencial y que la persistencia a la volatilidad es resultado de la división de los coeficientes $a + b$ y $a -$, Galán Figueroa y Martínez Ceseña (2022) y Lamoureux y Lastrapes (1990) estimaron los porcentajes de volatilidad como se muestra enseguida:

$$pv = \left(\left(\frac{e^{\alpha+\beta}}{e^{\alpha-\beta}} \right) - 1 \right) * 100$$

Al sustituir los resultados de la tabla, para el caso del pollo, se tiene lo siguiente:

$$pv = \left(\left(\frac{e^{1.364}}{e^{-0.374}} \right) - 1 \right) * 100 = 468.59$$

Nota: En los modelos EGARCH, el estimador β indica la persistencia a la volatilidad, mientras la suma y resta de a y β ($\alpha + \beta$, $\alpha - \beta$) aluden a la asimetría del modelo.

Tabla 3.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, estado de Oaxaca (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Persistencia
Arroz	ARCH (L1)*	α	0,9980	Naranja	ARCH (L2)**	α	0,6927
	ARCH (L1)*	α	0,3794		TARCH*,**	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,5069 0,5231
	EGARCH*,**	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,364 -0,374		ARCH (L1)*	α	0,5531
Limón	ARCH (L1)*	α	0,7812	Chile	TARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	
	EGARCH**, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,1469 -0,5443		ARCH (L1)***	α	0,1667
					ARCH (L1)*	α	0,5667

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, **<0,05, ***<0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

producción disminuyó y b) la DE en el precio de la naranja importada de Veracruz aumentó de 0,13 a 0,55 entre 2020 y 2022 (SADER, 2023; SNIIM, 2023).

En cuanto al precio del plátano, evidenció una persistencia a la volatilidad alta, derivado posiblemente de imperfecciones en el mercado. El estado es el noveno productor de plátano en México; de 2018 a 2021, su volumen de producción aumentó, por lo que la volatilidad en el precio no puede ser explicada por una caída en la oferta. De acuerdo con estadísticas del SNIIM (2023), el precio del plátano proveniente de Chiapas o Tabasco presentó incrementos en la DE.

En cuanto al tomate rojo, la variabilidad en su precio no es considerada alta, lo cual sugiere un mercado que se ajusta más rápido. El análisis del cultivo es relevante, puesto que se produce en el estado, no hay datos que indiquen la compra de la hortaliza a otras entidades. Los datos de la SADER (2023) mostraron una ligera caída en la producción en 2020 resultado de la disminución de la superficie, pero es una de las entidades con los rendimientos más altos en la producción de tomate rojo.

Referente a la papa, el modelo ARCH con un rezago explicó la persistencia a la volatilidad en que los agentes ralentizan el ajuste del precio. Esto se deduce porque la producción del tubérculo no excede las 1500 toneladas, por tanto, la mayor parte de la oferta proviene de otros estados como Puebla, según información de la SADER (2023) y el SNIIM (2023).

Guerrero: persistencia de volatilidad en alimentos

En el estado de Guerrero, se presentaron efectos de volatilidad en los tres eslabones que componen la cadena maíz-tortilla; tanto el precio del maíz como el de la masa de maíz respondieron al modelo asimétrico EGARCH, con episodios de variabilidad más fuertes. El maíz en grano tuvo una persistencia a la volatilidad del 499 % y la masa de maíz del 470 %. En tanto que la tortilla tuvo una persistencia más moderada comparada con los dos primeros eslabones, el mejor modelo para ser explicada fue un ARCH con un rezago (tabla 4). Con base en lo anterior, se infiere que los choques fuertes de volatilidad se absorbieron en los primeros productos, a causa del incremento en los insumos para su producción y transformación, como los agroquímicos y los energéticos.

El arroz también presentó una alta persistencia a la volatilidad; al igual que Oaxaca, Guerrero es un productor menor de arroz, parte de su demanda es abastecida con producción proveniente de Michoacán. Con base en los datos de la SADER (2023), la variación de precios pudo ser consecuencia de una disminución en los niveles de producción que no han vuelto a su margen de 2018. En cuanto al precio de la oferta originaria de Michoacán, este presentó aumentos y variaciones considerables en la DE (SNIIM, 2023).

Respecto de la proteína animal, los resultados evidenciaron permanencia en la volatilidad en la leche y el huevo; el precio del huevo tradicionalmente tiene un comportamiento volátil a consecuencia de episodios de estacionalidad, pero el

Tabla 4.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, estado de Guerrero (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Persistencia
Maíz	EGARCH*, **	$\alpha+\beta$	0,4814	Aguacate	ARCH (L1)*	α	0,8098
		$\alpha-\beta$	-1,3100				
Masa	EGARCH**, *	$\alpha+\beta$	1,2024	Limón	ARCH (L1)*	α	0,7859
		$\alpha-\beta$	-0,5394		EGARCH**, *	$\alpha+\beta$	0,7636
Tortilla	ARCH (L1)***	α	0,2747			$\alpha-\beta$	-0,1846
Arroz	ARCH (L1)*	α	0,8404	Chile	ARCH (L1)*	α	0,9318
	ARCH (L1)***	α	0,5286		EGARCH*, **	$\alpha+\beta$	1,3970
						$\alpha-\beta$	-0,3862
Leche	GARCH**, *	$\alpha+\beta$	0,9258	Frijol	TARCH (L1)*	$\alpha+\beta$	0,3241
						$\alpha-\beta$	0,3495
Huevo	ARCH (L1)***	α	0,2801				

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, **<0,05, ***<0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

precio de la leche es considerado más estable. Sin embargo, la volatilidad del huevo resultó baja, indicando un mercado más eficiente y que se ajusta con rapidez, mientras la leche mostró una volatilidad más alta en los dos modelos simétricos bajo los cuales se modeló, efecto que pudo ser resultado del aumento en los precios de los insumos para la alimentación del ganado, pues no se observaron caídas en el volumen de producción.

El aguacate, el limón y el chile serrano fueron modelados mediante ARCH simétricos de un rezago, en que se encontró una persistencia a la volatilidad alta; el limón y el chile verde también respondieron al modelo EGARCH. Bajo este modelo, el limón arrojó una persistencia del 158 %, resultado similar al de González Sánchez y Tinoco Zermeno (2022), mientras en el chile serrano fue del 494 %. Se deduce que el comportamiento de precios es resultado de problemas en la cadena de comercialización; en chile verde, el mercado es abastecido en gran parte por el producto enviado desde la Ciudad de México. Tanto en el limón como en el chile verde, no disminuyó la producción ni los rendimientos; asimismo, los precios al productor (PP) no cambiaron drásticamente. En el aguacate, las estadísticas del SNIIM (2023) indican que la producción de 2018 a 2019-2020 disminuyó, y los precios del fruto proveniente de Michoacán presentaron variaciones.

Estado de México: persistencia de volatilidad en alimentos

En el estado de México, se halló volatilidad en cereales, proteína animal y hortalizas (tabla 5). Entre los productos cerealeros y sus derivados, resultaron con volatilidad el maíz, la tortilla, el pan y la pasta. Los tres primeros se modelaron con un ARCH de un rezago, la permanencia de volatilidad resultó ser moderada para maíz grano y baja para pan y pasta, lo cual indica que son mercados más eficientes. Las estadísticas de la SADER (2023) sugieren que la volatilidad en el maíz grano fue mayor, porque, aun cuando el estado es un productor fuerte del cereal, entre 2019 y 2020 el volumen disminuyó en aproximadamente 120 000 toneladas a consecuencia de un aumento en la superficie siniestrada. Además, la DE del maíz comprado desde Sinaloa pasó de 0,17 a 0,90 en el mismo periodo (SNIIM, 2023).

Referente a la serie de tortilla, se modeló bajo un TARCH y se encontró que responde con más fuerza a las buenas noticias; la persistencia a la volatilidad pudo ser resultado de insumos necesarios para su elaboración como el maíz, el gas y la energía eléctrica. Además, entre 2020 y 2021, en un entorno de pandemia e incertidumbre comenzó una escalada de precios en este producto. Aunado a la permanencia moderada de la volatilidad en el maíz grano como insumo se suman otros mercados complementarios, así como resistencia de los productores de tortilla para estabilizar el precio.

El huevo mostró una alta persistencia a la volatilidad en los modelos GARCH y EGARCH. Aun cuando la proteína tiene un comportamiento estacional y son frecuentes los agrupamientos de volatilidad, se observó que el volumen de producción ha disminuido desde 2018 (SADER, 2023). Asimismo, el PP no presentó

Tabla 5.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, estado de México (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Efecto de asimetría
Maíz	ARCH (L1)*	α	0,4580	Naranja	ARCH (L1)*	α	0,6854
	TARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,1956 -0,1573		EGARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,3093 -0,6065
Pan	ARCH (L1)***	α	0,2470	Chile	TARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,6052 0,6058
Pasta	ARCH (L1)*	α	0,2370	Jitomate	ARCH (L1)*	α	0,679
	EGARCH ***, **	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,2561 0,0089		GARCH*	$\alpha+\beta$	0,9947
Huevo	ARCH (L1)***	α	0,3360	Papa	TARCH	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,5829 0,5833
	GARCH**, *	$\alpha+\beta$	0,9731		ARCH (L1)**	α	0,351
	EGARCH**, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,1823 -0,6997		GARCH*	$\alpha+\beta$	0,8668
Limón	EGARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,1450 -0,3408		EGARCH ***, **, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,0395 -0,6721
	TARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,9244 0,9263		TARCH	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	-0,4098 -0,4266
Aguacate	TARCH*, **	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,6172 0,6286				

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, ** <0,05, *** <0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

variaciones importantes, con lo cual se infiere que la persistencia de volatilidad (556 %) es producto de distorsiones en la comercialización e imperfección en el mercado.

Por otro lado, la volatilidad en el limón se evaluó mediante los modelos asimétricos, en ambos las buenas noticias tuvieron mayor impacto en la serie. El modelo EGARCH mostró una permanencia de volatilidad del 342 %, menor de la observada en Oaxaca. Se infiere que la variabilidad en el precio fue resultado del comportamiento de la DE del precio del limón proveniente de los estados de Veracruz y Michoacán, la cual aumentó de 2 a 12, de acuerdo con datos del SNIIM (2023). Además, no se observaron cambios relevantes en la superficie, el volumen de producción y los rendimientos, ya que permanecieron constantes.

Respecto del aguacate, la volatilidad se evaluó con el modelo TARCH, en que las malas noticias tuvieron mayor relevancia sobre los residuales. Se considera que la permanencia a la volatilidad fue alta, resultado de las variaciones en los precios del fruto procedente de Michoacán, ya que la producción aguacatera del estado de México no disminuyó. En cuanto a la naranja, se observó una volatilidad alta, respondió al modelo ARCH con un rezago y al EGARCH. El último modelo indicó una volatilidad del 579 %, es un producto que se produce marginalmente en el estado y se compra a los estados de Veracruz y Tamaulipas, lo que sugiere el funcionamiento de un mercado imperfecto.

Ciudad de México: persistencia de volatilidad en alimentos

En cuanto a los alimentos que resultaron con persistencia a la volatilidad, el grueso de ellos no se produce en la Ciudad de México, ante lo cual depende de la oferta de otros estados. En el grupo de los cereales, la tortilla, el pan y la pasta presentaron agrupamientos de volatilidad. En la tortilla, los choques negativos sobre las innovaciones tuvieron mayor impacto que las buenas noticias y el modelo EGARCH arrojó una persistencia de volatilidad del 577 %, resultado posible del incremento en los precios de los insumos.

Respecto del pan y la pasta, ambos utilizan como base el trigo y las volatilidades tuvieron un comportamiento similar. Sin embargo, en el pan el modelo GARCH resultó explosivo, mientras la pasta tuvo una persistencia a la volatilidad alta, consecuencia de los constantes incrementos en el precio de la materia prima. Referente a la proteína, fue el pollo y el huevo los que presentaron variaciones considerables en los precios, los dos productos se modelaron con un ARCH de un rezago, siendo el pollo el que evidenció mayor volatilidad; no obstante, el huevo respondió a un modelo GARCH con un resultado de permanencia de volatilidad también alto (tabla 6).

Asimismo, el aguacate, la naranja, el jitomate, la papa y el limón, en general, mostraron una persistencia a la volatilidad alta, en todos los casos mayor del 0,50. El abasto de estos alimentos proviene de otros estados, son cultivos que se producen marginalmente en la Ciudad de México, excepto la papa. Con base en estadísticas

Tabla 6.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, Ciudad de México (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Persistencia
Tortilla	EGARCH*, **	$\alpha+\beta$	0,4201	Naranja	ARCH (L1)*	α	0,6731
		$\alpha-\beta$	-1,4931		EGARCH*	$\alpha+\beta$	1,4212
Pan	GARCH*	$\alpha+\beta$	1,0240		TARCH*	$\alpha-\beta$	-0,4036
Pasta	ARCH (L1)*	α	0,4080		TARCH*	$\alpha+\beta$	0,5561
	GARCH*	$\alpha+\beta$	0,9854	Jitomate	TARCH*	$\alpha-\beta$	0,5122
Pollo	ARCH (L1)*	α	0,6834	Papa	ARCH (L1, L2)*	α	0,6201
	ARCH (L1)*	α	0,4036		GARCH*	$\alpha+\beta$	0,6173
Huevo	GARCH***, *	$\alpha+\beta$	0,8863		TARCH*, ***	$\alpha+\beta$	0,6561
	ARCH (L1)*	α	0,5263	Limón	TARCH*, ***	$\alpha-\beta$	0,7964
Aceite	ARCH (L1)*	α	0,7935	Pollo rostizado	ARCH (L1)**	$\alpha+\beta$	0,5751
	EGARCH*	$\alpha+\beta$	1,2992			α	0,4184
Aguacate	TARCH*	$\alpha+\beta$	-0,4429			$\alpha-\beta$	0,4172
		$\alpha-\beta$	0,5026				0,2954
			0,4910				

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, **<0,05, ***<0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

del SNIIM (2023), el aguacate, por ejemplo, proviene de Michoacán en la variedad de aguacate Hass; la naranja de Veracruz, Tamaulipas y Nuevo León; el jitomate de Puebla, Sinaloa, Morelos, Michoacán, Zacatecas y Sonora; la papa de Sinaloa, Veracruz, México y Coahuila, y el limón de Veracruz.

En el aguacate, la naranja, el limón y la papa, los dos modelos asimétricos bajo los cuales se modeló la volatilidad respondieron con mayor fuerza a las buenas noticias que a las malas. El EGARCH evidenció una persistencia en la variabilidad del precio del aguacate del 470 %, y para el precio de la naranja se observó una permanencia del 520 %.

Chiapas: persistencia de volatilidad en alimentos

Referente a Chiapas, se observó en general una varianza de precios considerada alta en todos los productos. En el rubro de cereales, los alimentos respondieron al modelo ARCH con uno y dos rezagos; en el caso del maíz, se encontró que la elevada persistencia pudo ser consecuencia de un mercado imperfecto por problemas en la comercialización, la producción aumentó constantemente y los precios al productor no tuvieron variaciones fuertes. Es un cereal que se produce y se consume en el mismo estado, la DE pasó de 0,18 a 1,21 en los precios de mayoreo en la central de abastos; a causa de ello, se infiere la existencia de agentes comercializadores que frenan el ajuste del precio (tabla 7).

En cuanto al arroz, el modelo EGARCH mostró que la persistencia de volatilidad fue del 567 %, resultado de la variación de los precios del arroz procedente de Veracruz para abastecer la demanda en el estado. Asimismo, se observó una caída en la producción arrocería del estado en el periodo de estudio, sin embargo, los PP no sufrieron cambios fuertes (SADER, 2023). El aguacate tuvo alta persistencia a la volatilidad, los modelos simétricos que la explican arrojan resultados similares, fue uno de los alimentos con mayor rango de precios, se deduce que dicha variación fue consecuencia de la caída en la producción y el precio pagado al productor se incrementó en aproximadamente \$5000 de 2018 a 2019. Asimismo, el precio del fruto originario de Puebla osciló entre los \$20 y \$120, de acuerdo con información del SNIIM (2023).

Para el frijol y la papa, los resultados son similares a los del maíz, mostraron alta persistencia a la volatilidad y exhiben la existencia de un mercado imperfecto, ya que los precios tardan en ajustarse al nivel de equilibrio. La leguminosa se produce y consume en el estado, principalmente la variedad frijol negro; por un lado, la producción aumentó constantemente durante los cuatro años, por otro, los PP tuvieron una variación importante de 2019 a 2020 (SADER, 2023). Igualmente, los precios al mayoreo en la central de abasto estuvieron entre un rango de \$15 a \$26 en el mismo periodo (SNIIM, 2023). En cuanto a la papa, el modelo EGARCH indicó una persistencia a la volatilidad del 458 %, ajustándose los precios a un comportamiento de volatilidad asimétrica (Jacome y Lozada, 2020). Si bien la producción y los PP fueron estables, la información estadística del SNIIM

Tabla 7.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, estado de Chiapas (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Persistencia
Maíz	ARCH (L2) **, ***	α	0,8727	Frijol	ARCH (L1)*	α	0,7484
Masa	ARCH (L1)*	α	0,5714		EGARCH ***, **, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,025 -0,6756
Pasta	ARCH (L1)*	α	0,3103	Manzana	ARCH (L1)*	α	0,3917
	EGARCH ***, **, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,3961 -0,8859	Papa	ARCH (L1)*	α	0,7956
Arroz	EGARCH **, **	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,1226 -0,7758		EGARCH **, ****	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,2525 -0,4611
Pan	ARCH (L1)*	α	0,7020	Plátano	ARCH (L1)*	α	0,528
Aguacate	ARCH (L1)*	α	0,8052		GARCH*, **	$\alpha+\beta$	0,8806
	GARCH***, *	$\alpha+\beta$	0,9697		ARCH (L1)*	α	0,3792
Pollo	TARCH*, **	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,9424		GARCH****, *	$\alpha+\beta$	0,7487
Azúcar	ARCH (L1)***	α	0,2105	Naranja	EGARCH****, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	-0,793 0,251
					TARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,770 0,787

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, **<0,05, ****<0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

(2023) señala que el precio del tubérculo originario de Puebla cambió en un rango de entre los \$9 y \$28 por kilogramo en la central de abasto.

En el grupo de frutos: manzana, plátano y naranja, se observó que, mientras el modelo ARCH evidenció una volatilidad moderada, no ocurrió lo mismo en los modelos GARCH que mostraron una persistencia mayor, tanto por el cuadrado de los residuales como por la varianza de estos. Los tres productos tuvieron comportamientos particulares en la producción: mientras en la manzana se observó una caída de 2018 a 2019, los precios se mantuvieron estables (SADER, 2023). Sin embargo, con datos estadísticos del SNIIM (2023), se observó que los precios al mayoreo oscilaron entre los \$25 y \$65; es importante mencionar que una porción considerable de la manzana es abastecida desde la Ciudad de México, no obstante, dicha producción proviene de Chihuahua y del extranjero.

Respecto del plátano, la producción cayó para 2021 en más de 30 000 toneladas, lo cual puede explicar la fuerte variación de precios en el último año; sin embargo, los PP se comportaron de manera inversa ante la caída en la producción, pero los precios en la central de abastos fluctuaron entre los \$4,00 y \$14,00 (SNIIM, 2023).

Puebla: persistencia de volatilidad en alimentos

En Puebla, cerca de la mitad de los productos que presentaron volatilidad fueron cereales (tabla 8). En el caso de la cadena maíz-tortilla, se observó una alta persistencia a la volatilidad desde el grano como insumo hasta el producto final; mientras el maíz fue modelado mediante un ARCH simétrico, la masa y la tortilla fueron estimados a través de modelos asimétricos. La alta permanencia de la volatilidad se explica por el incremento de precios que se suscitó en 2022, a consecuencia del aumento de los precios a nivel internacional. La producción del grano en Puebla presentó incrementos constantes; sin embargo, la demanda del cereal no se abastece exclusivamente con la producción estatal, un porcentaje de ella se cubre con importaciones provenientes de Sinaloa, donde el precio pasó, según datos del SNIIM (2023), de \$5,70 a \$25,00 de 2018 a 2022. Por otro lado, la permanencia a la volatilidad en masa y tortilla de acuerdo con el modelo EGARCH fue del 470 % y 278 %, respectivamente.

En cuanto al arroz, se encontró una volatilidad moderada; en la entidad, no se produce arroz y la demanda es abastecida con cereal del estado de Morelos y del extranjero; en ambos, se observaron incrementos en el precio de alrededor de \$10,00 entre 2018 y 2022. El pan y la pasta para sopa usan el trigo como insumo para su elaboración; el pan de caja, mediante el modelo EGARCH, indicó una volatilidad del 425 %, mientras la de pasta fue del 154 %.

Referente a la leche, la persistencia a la volatilidad fue alta, aun cuando la producción en la entidad aumentó, se deduce que la permanencia de volatilidad está relacionada con problemas de comercialización en que los colectores del producto impiden o retrasan el ajuste del precio, puesto que el PP aumentó de manera gradual, pero sin movimientos bruscos. Por otro lado, el comportamiento del aceite

Tabla 8.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, estado de Puebla (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Persistencia
Maíz	GARCH***, *	$\alpha+\beta$	0,9236	Leche de log	GARCH**, *	$\alpha+\beta$	0,9820
	ARCH (L1)**	α	0,45				
Masa	EGARCH*	$\alpha+\beta$	0,7186	Aceite	GARCH*	$\alpha+\beta$	0,9719
		$\alpha-\beta$	-1,6276				
Tortilla de log	EGARCH*	$\alpha+\beta$	1,1956	Aguacate	ARCH (L1)*	α	0,7689
		$\alpha-\beta$	-0,1573				
Arroz	ARCH (L1)*, **	α	0,5597	Limón	EGARCH*	$\alpha+\beta$	1,1930
						$\alpha-\beta$	-0,4503
Pan	EGARCH*	$\alpha+\beta$	0,4261	Naranja	TARCH*	$\alpha+\beta$	0,3149
		$\alpha-\beta$	-1,2325			$\alpha-\beta$	0,3265
	TARCH*	$\alpha+\beta$	1,1298	Chile	TARCH*	$\alpha+\beta$	0,83118
Pasta	ARCH (L2)*, **	α	0,3155			TARCH*	$\alpha-\beta$
			Papa	TARCH*	$\alpha+\beta$		58,107
	EGARCH***, **	$\alpha+\beta$			0,8011	$\alpha-\beta$	-58,290
		$\alpha-\beta$	-0,1317	Frijol	ARCH (L1)***	α	0,1431

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, ** <0,05, *** <0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

también evidenció la existencia de un mercado imperfecto con alta duración de la volatilidad que puede estar asociada a los cambios en los precios internacionales de las materias primas para su elaboración, consecuencia del conflicto entre Ucrania y Rusia, que son grandes exportadores de insumos para la elaboración de aceites vegetales (Arias *et al.*, 2023).

En el grupo de frutos y vegetales, los resultados indican una alta persistencia de volatilidad en aguacate, limón, chile y papa; mientras en naranja y frijol el comportamiento indicó una permanencia de moderada a baja. En el primer grupo, se infiere que los choques estuvieron más asociados a mercados imperfectos y a problemas en las cadenas de comercialización que a caídas en la producción y variaciones fuertes en los precios. Con respecto al aguacate, la producción aumentó en 3000 toneladas en el periodo de estudio y los PP incrementaron de manera gradual. Sin embargo, con base en la información estadística del SNIIM (2023), el fruto proveniente de Sinaloa osciló en un rango de entre \$26 a \$90.

Con el limón y el chile verde serrano, el comportamiento fue similar; no obstante, el PP tuvo variaciones más fuertes en ambos productos; los datos del SNIIM (2023) indican que en el limón el precio del fruto proveniente de Michoacán y Sinaloa se movió entre \$6,00 y \$50,00. Mientras en el chile verde el precio del alimento proveniente de Nayarit fluctuó entre los \$9,00 y \$65,00. Por otro lado, en los productos con menor persistencia a la volatilidad (frijol y naranja), la producción estatal aumentó y, si bien los PP mostraron cambios, también se ajustaron con mayor eficiencia.

DISCUSIÓN

A causa de los incrementos en los precios de los alimentos en 2006-2009 y de los constantes aumentos en las tasas de inflación de 2018 a 2023, resulta fundamental evaluar la persistencia a la volatilidad presente en los alimentos de consumo diario en los países con altas tasas de pobreza e identificar en qué productos hay mayor sensibilidad y cuánto tardan en ajustarse al precio de equilibrio. La alta persistencia a la volatilidad implica que tanto los agentes económicos involucrados en la cadena de producción-consumo como los tomadores de decisiones se ven afectados por el funcionamiento de mercados ineficientes.

Los hallazgos de esta investigación son consistentes con lo expuesto por Ceballos *et al.* (2017), quienes en su estudio sobre la transmisión de volatilidad en mercados seleccionados y modelados mediante GARCH multivariado encontraron que, entre los productos que son impactados por choques en el mercado internacional, se encuentran los cereales, en especial, el maíz, el arroz y el trigo. En los resultados, se observó una volatilidad alta en los cereales o en los productos que los utilizan como insumos, mostrando persistencia superior al 0,50, como lo evidenciaron Granados Sánchez *et al.* (2020).

Asimismo, tanto para cereales como para productos de consumo regional, la alta persistencia a la volatilidad es un resultado de mercados imperfectos, en los cuales los agentes que lo integran responden al cambio en el precio, pero frenan su ajuste al equilibrio, dado que no todos los agentes económicos tienen información simétrica. Los resultados son consistentes con lo planteado por Granados Sánchez *et al.* (2022), quienes, al evaluar la volatilidad en la producción de tres variedades de frijol, concluyen que la volatilidad es consecuencia de la imperfección del mercado. Ante la imperfección, se deduce un problema de arbitraje espacial, ya que el precio no solo es afectado por los costos de transporte, sino que los comercializadores y revendedores inciden en el precio, amplificando la volatilidad, como lo menciona Santeramo *et al.* (2016) y Santeramo *et al.* (2018).

En este sentido, la alta persistencia a la volatilidad implica que la incertidumbre en los mercados agrícolas lleva el riesgo de propagación de la inestabilidad de precios en los diferentes eslabones de la cadena de producción-consumo, lo que genera una posible reducción en la oferta y producción de los alimentos como respuesta de los productores y una inevitable alza en los precios que pagan los consumidores (Bozma *et al.*, 2023). Lo anterior coincide con los resultados observados para una variedad de productos diversos, como la naranja, el plátano, el arroz y la papa de Oaxaca y Guerrero donde los niveles de producción disminuyeron, en especial, por una caída en la superficie, lo que generó desajustes entre la oferta y la demanda (Barrera Rojas *et al.*, 2023).

Los resultados son similares con lo planteado por Taghizadeh-Hesary *et al.* (2019), quienes obtienen una correlación positiva entre los precios de los alimentos y los cambios en los precios de los energéticos y combustibles; en el caso del estado de México, la oferta y producción de algunos alimentos, como leche, maíz y derivados; aguacate en el estado de Guerrero; tortilla, pan y pasta en la Ciudad de México, no presentaron caídas en la producción, pero existió un incremento en el precio de los insumos para su elaboración.

Asimismo, la distancia geográfica y la escasa o nula producción de un cultivo afectará el comportamiento de precios porque la estructura productiva y de consumidores no siempre convergen en la misma región geográfica. Debido a las condiciones climáticas, algunos alimentos solo se producen en ciertas regiones, como la naranja, el limón, el aguacate o la papa, que tienen que movilizarse al centro de consumo que depende de la producción en otras latitudes, lo que conlleva el desajuste en precios, el cual toma más tiempo en la medida en que la distancia entre los mercados aumente (Granados Sánchez *et al.*, 2022; Iregui y Otero, 2012).

Aunado a ello, se infiere que la estructura de agentes que conforman la cadena de producción-consumo de los distintos cultivos genera que la información no fluya eficientemente entre los agentes económicos, debido a que hay un mercado de productores y consumidores vasto de tipo competencia perfecta, y al mismo tiempo confluye un reducido número de agentes comercializadores entre quienes la información se transmite con más rapidez. Esto implica asimetría en la información al

tener agentes con mucha información de mercado y otros que no tienen alternativa en la elección de consumo (Rodríguez-Romero y Torres-Ortiz, 2020). Si bien la dinámica entre productores-comercializadores-consumidores es necesaria para que funcione el mecanismo de precios, la interrelación entre actores suele verse obstaculizada por los altos costos de transacción (Accinelli, 2018; Castro *et al.*, 1982).

CONCLUSIONES

La hipótesis del artículo plantea que los alimentos vinculados a los mercados internacionales, como los cereales, son propensos a más volatilidad que aquellos alimentos de producción y consumo regional. Los resultados evidencian que en los seis estados objeto de estudio se observa persistencia a la volatilidad en los precios de los cereales. Además, se comprueba que los alimentos de consumo regional, como hortalizas y frutos, también presentan una alta persistencia, con lo cual se contribuye a fortalecer la evidencia de que tanto productos ligados al precio internacional como aquellos de producción y consumo local presentan volatilidad, a consecuencia de la imperfección en los mercados locales.

La metodología econométrica utilizada es la adecuada, puesto que se demuestra volatilidad en diversos productos de la canasta alimentaria para los seis estados evaluados; no obstante, debido a la naturaleza del precio de cada producto, las series respondieron de manera diferente a cada modelo empleado. Los modelos ARCH y GARCH son más eficientes para evaluar la volatilidad del precio de los cereales, mientras los modelos TARCH y EGARCH modelan mejor el precio de los vegetales y los frutos, lo que implica que estos cultivos responden a las buenas y malas noticias, a causa de cuestiones climáticas o del comportamiento de los agentes involucrados en la cadena.

Se comprueba no solo que los alimentos derivados de cereales presentan persistencia a la volatilidad, sino que también hay cultivos regionales que resultan ser explosivos, por lo que no fue posible modelarlos con la herramienta econométrica empleada; se sugiere explorar su comportamiento mediante otras técnicas econométricas, como modelos MGARCH o modelos de cointegración, en especial, en aquellos productos vinculados al mercado de los energéticos o que dependen de fuertes cantidades de agroquímicos.

Si bien la investigación muestra indicios de imperfección en el mercado, se reconoce que una de las limitantes de la investigación es que los modelos de alta varianza se emplean con el objetivo de modelar la volatilidad. Sin embargo, la existencia de volatilidad es resultado de la imperfección del mercado, por lo que una de las vetas de investigación a profundizar es la dinámica de imperfección en los productos agrícolas mexicanos, indagando los elementos que generan volatilidad e imperfección, así como el papel que desempeña el Estado a través de las políticas públicas y económicas. De igual manera, es necesario proponer mecanismos que reduzcan la inestabilidad de precios para dar mayor certidumbre a productores y

consumidores en sus elecciones de oferta y consumo. Además, se sugiere enriquecer la evidencia empírica mediante la aplicación de pruebas econométricas, como la de Lee y King, para comprobar la existencia de heterocedasticidad.

Evaluar y profundizar en la formación de precios de los productos alimenticios regionales que no están sujetos a los precios internacionales permitirá, por un lado, a los agentes económicos tomar mejores decisiones, pero también a los tomadores de decisiones generar mecanismos que disminuyan la volatilidad de precios. También contribuirá a encontrar las fallas correspondientes a cada producto a lo largo de la cadena de producción-consumo, sin influir en la determinación del precio, ya que esto suele derivar en distorsiones y así mayor ineficiencia. Finalmente, se recomienda generar mecanismos de información eficientes en que los agentes involucrados tengan acceso a información rápida que les permita tomar mejores decisiones.

REFERENCIAS

1. Abdelradi, F., & Serra, T. (2015). Asymmetric price volatility transmission between food and energy markets: The case of Spain. *Agricultural Economics*, 46(4), 503-513. <https://doi.org/10.1111/agec.12177>
2. Accinelli, E. (2018). Economía, geometría y dinámica. *Panorama Económico*, 8(26), 8-28.
3. Aguayo-Téllez, E., & Mancha-Torres, G. L. (2022). Impacto del covid-19 en las condiciones laborales de la población joven de Nuevo León, México. *CienciaUAT*, 16(2), 141-154. <https://doi.org/10.29059/cienciauat.v16i2.1567>
4. Alam, M. Z., & Rahman, M. A. (2012). Modelling volatility of the BDT/USD exchange rate with GARCH model. *International Journal of Economics and Finance*, 4(11), 193-204. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n11p193>
5. Alam, M. Z., Siddiquee, M. N., & Masukujjaman, M. (2013). Forecasting volatility of stock indices with ARCH model. *International Journal of Financial Research*, 4(2), 126-143.
6. Ardeni, P. G. (1989). Does the law of one price really hold for commodity prices? *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 661-669. <https://doi.org/10.2307/1242021>
7. Argothy, A., Martínez, J. P., Carvajal, M.^a B., & Morales, X. (2023). Transferencia de precios en los mercados agrícolas de Ambato y Riobamba. *CienciaAmérica: Revista de Divulgación Científica de la Universidad Tecnológica Indoamérica*, 12(1), 115-133. <https://cienciamerica.edu.ec/index.php/uti/article/view/422/905>
8. Arias, J., Ruiz, C., Castellano, S., Rodríguez Sáenz, D., & Salazar, E. (2023, 27 de febrero). El conflicto entre Rusia y Ucrania y sus efectos sobre los sistemas agroalimentarios. *Blog del IICA*. <https://blog.iica.int/blog/conflicto-entre-rusia-ucrania-sus-efectos-sobre-los-sistemas-agroalimentarios>

9. Balcombe, K. (2011). The nature and determinants of volatility in agricultural prices: An empirical study. En A. Prakash (ed.), *Safeguarding food security in volatile global markets* (pp. 89-110). FAO. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/24819/1/MPRA_paper_24819.pdf
10. Baldi, L., Peri, M., & Vandone, D. (2016). Stock markets' bubbles burst and volatility spillovers in agricultural commodity markets. *Research in International Business and Finance*, 38, 277-285. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.04.020>
11. Banco Mundial. (2020, 7 de octubre). *Debido a la pandemia de covid-19, el número de personas que viven en la pobreza extrema habrá aumentado en 150 millones para 2021*. <https://www.bancomundial.org/es/news/press-release/2020/10/07/covid-19-to-add-as-many-as-150-million-extreme-poor-by-2021>
12. Barrera Rojas, M. Á., Sánchez Zavalegu, R. A., Flores Rodríguez, J. R., Mex Castillo, R. del C., & Figueroa Chay, J. F. (2023). Una hipótesis sobre el incremento del precio del limón en México, 2022. *Ciencia e Interculturalidad*, 31(02), 98-117. <https://doi.org/10.5377/rci.v31i02.15183>
13. Beckmann, J., & Czudaj, R. (2014). Volatility transmission in agricultural futures markets. *Economic Modelling*, 36, 541-546. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.036>
14. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
15. Borja Gómez, G., Mejía Castelazo, O., & Sandoval, J. K. (2022). El régimen de objetivos de inflación con base en pronósticos y la pandemia de covid-19: La experiencia en México. *Revista de Economía Mexicana*, 7, 34-86. <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/articulos-y-otras-publicaciones/%7B43020C6D-E776-ED1B-F5B0-9E19443BC7EB%7D.pdf>
16. Bozma, G., Urak, F., & Bilgiç, A. (2023). The asymmetric vertical price volatility spillover in the citrus market. *Erwerbs-Obstbau*, 65(4), 915-926. <https://doi.org/10.1007/s10341-022-00785-5>
17. Camacho Villagómez, F., Bermúdez Gallegos, C., & Bajaña Villagómez, Y. (2015). Volatilidad de los precios de productos agrícolas ecuatorianos, banano, cacao versus los de primera necesidad: maíz, soja, trigo y arroz. Diseño de un estudio exploratorio para el periodo desde 1991-2009. *Alternativas*, 16(1), 16-21. <https://doi.org/10.23878/alternativas.v17i1.107>
18. Castro, Y., Londoño J. L., Escandón J. F., & Cepeda M. (1982). *Mercados y formación de precios: Ensayos en microeconomía aplicada*. Fundación para la Educación Superior y el Desarrollo.

19. Ceballos, F., Hernández, M. A., Minot, N., & Robles, M. (2017). Grain price and volatility transmission from international to domestic markets in developing countries. *World Development*, 94, 305-320. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.01.015>
20. Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2018). *Resultados de pobreza en México 2018 a nivel nacional y por entidades federativas*. <https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Pobreza-2018.aspx>
21. Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2021a). *Evolución de las líneas de pobreza por ingresos, enero 1992-diciembre 2021*. <https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Lineas-de-bienestar-y-canasta-basica.aspx>
22. Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2021b). *Medición de la pobreza: Resultados de pobreza en México 2020 a nivel nacional y por entidades federativas*. https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Pobreza_2020.aspx
23. Destinobles, A. G. (2002). Los mercados con información asimétrica: Tema tratado por el Premio Nobel de Economía 2001. *Aportes*, 7(19), 173-176. <https://www.redalyc.org/pdf/376/37601911.pdf>
24. Du, X., Cindy, L. Y., & Hayes, D. J. (2011). Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: A Bayesian analysis. *Energy Economics*, 33(3), 497-503. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.12.015>
25. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
26. Epaphra, M. (2016). Modeling exchange rate volatility: Application of the GARCH and EGARCH models. *Journal of Mathematical Finance*, 7(1), 121-143. <http://www.scirp.org/journal/PaperInformation.aspx?PaperID=73941&#abstract>
27. Fernández-Villaverde, J., & Rubio-Ramírez, J. (2010). Macroeconomics and volatility: Data, models, and estimation. *Working Paper*, 16618. <https://www.nber.org/papers/w16618>
28. Food and Agriculture Organization. (2020). *The State of Food Security and Nutrition in the World 2020: Transforming food systems for affordable healthy diets*. <https://doi.org/10.4060/ca9692en>
29. Galán Figueroa, J., & Martínez Ceseña, L. (2022). Efecto contagio sobre la primera ola del SARS-CoV-2 sobre los mercados bursátiles de las economías del G20. *Panorama Económico*, 17(35), 77-99. <https://doi.org/10.29201/peipn.v17i35.95>

30. González Sánchez, R. F., & Tinoco Zermeño, M. A. (2022). Análisis de la volatilidad de precios al productor de limón en la costa del Pacífico mexicano. *Avances en Investigación Agropecuaria*, 25(3), 95-116. <https://doi.org/10.53897/RevAIA.21.25.18>
31. Granados Sánchez, M.^a del R., Galán Figueroa, J., & Leos Rodríguez, J. A. (2020). Volatilidad en los precios de los cereales básicos y su impacto en la seguridad alimentaria: México, 1995-2018. *Nóesis: Revista de Ciencias Sociales*, 29(58), 79-105. <https://doi.org/10.20983/noesis.2020.2.4>
32. Granados Sánchez, M.^a del R., Gómez Oliver, L., & Galán Figueroa, J. (2022). La volatilidad del precio de frijol (*Phaseolus vulgaris*) en México, 2000-2020. *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 22(1), 123-148. <http://doi.org/10.22004/ag.econ.329179>
33. Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics*. McGraw-hill.
34. Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 307-333. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90067-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90067-1)
35. Hossain, A. (2018). Forecasting volatility of processed milk products in the framework of ARCH model. *International Journal of Modern Science and Technology*, 3, 190-195.
36. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2021a, 19 de agosto). *Resultados de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, Nueva Edición: Cifras durante el segundo trimestre de 2021*. https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2021/enoe_ie/enoe_ie2021_08.pdf
37. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2021b, 9 de diciembre). *Índice nacional de precios al consumidor, noviembre de 2021*. https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2021/inpc_2q/inpc_2q2021_12.pdf
38. Iregui, A. M.^a, & Otero, J. (2013). A spatiotemporal analysis of agricultural prices: An application to colombian data. *Agribusiness*, 29(4), 497-508. <https://doi.org/10.1002/agr.21319>
39. Jacome, A. R., & Lozada Cherrez, B. R. (2020). Volatilidad simétrica o asimétrica en el mercado ecuatoriana de la papa. *Alimentos, Ciencia e Ingeniería*, 27(2), 94-103. <https://doi.org/10.31243/aci.v27i2.942>
40. Kostadinov, A. (2014). Multilateral markets: New way to deal with food price volatility and food market imperfections. En J. Jadranka Bende-kovic, M. Klacmer Calopa, & D. Filipovic (eds.), *Economic and Social Development, 6th International Scientific Conference on Economic and Social Development and 3rd Eastern European ESD Conference: Business Continuity, Book of Proceedings* (pp. 67-74). Varazdin Development and Entrepreneurship Agency.

41. Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Persistence in variance, structural change, and the GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(2), 225-234. <https://doi.org/10.2307/1391985>
42. López-Hernández, W. A., Garza-Bueno, L. E., Cruz-Galindo, B., & Nieto-Ángel, R. (2019). Competitividad del limón persa en la región del Papaloapan, Oaxaca. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 10(4), 921-934. <https://doi.org/10.29312/remexca.v10i4.408>
43. Marshall, A. (2009). *Principles of economics*. Cosimo.
44. Mora Rivera, J. J., Zamudio Carrillo, A., & Fuentes Castro, H. J. (2014). Volatilidad e interdependencia en los precios agrícolas a partir de un modelo GARCH multivariado. *Análisis Económico*, 29(72), 35-56. <https://www.redalyc.org/pdf/413/41337767003.pdf>
45. Mushtaq, R. (2011). *Augmented dickey fuller test*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1911068>
46. Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 59(2), 347-370. <https://doi.org/10.2307/2938260>
47. Novales, A. (2016). *Series temporales: Estacionariedad, raíces unitarias*. Universidad Complutense. <https://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-41459/Series%20temporales.pdf>
48. Piot-Lepetit, I., & M'Barek, R. (eds.) (2011). *Methods to analyse agricultural commodity price volatility*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4419-7634-5>
49. Rabemananjara, R., & Zakoian, J. M. (1993). Threshold ARCH models and asymmetries in volatility. *Journal of Applied Econometrics*, 8(1), 31-49. <https://doi.org/10.1002/jae.3950080104>
50. Robles Valencia, A., Huesca Reynoso, L., & Camberos Castro, M. (2015). Incidencia del sistema fiscal en México, 2002-2012. *Economía Informa*, 390, 3-27. [https://doi.org/10.1016/S0185-0849\(15\)30002-5](https://doi.org/10.1016/S0185-0849(15)30002-5)
51. Rodríguez-Romero, A., & Torres-Ortiz, M. A. (2020). Transmisión entre precios de los alimentos en Bogotá, 2000-2017. *Revista Finanzas y Política Económica*, 12(2), 589-624. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v12.n2.2020.3079>
52. Santeramo, F. G., Goodwin, B. K., Adinolfi, F., & Capitanio, F. (2016). Farmer participation, entry and exit decisions in the Italian crop insurance programme. *Journal of Agricultural Economics*, 67(3), 639-657. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12155>
53. Santeramo, F. G., Lamónaca, E., Contò, F., Nardone, G., & Stasi, A. (2018). Drivers of grain price volatility: A cursory critical review. *Agricultural Economics*, 64(8), 347-356. <https://doi.org/10.17221/55/2017-AGRICECON>

54. Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural. (2023). *Anuario Estadístico de la Producción Agrícola*. <https://nube.siap.gob.mx/cierreagricola/>
55. Serra, T., & Gil, J. M. (2013). Price volatility in food markets: Can stock building mitigate price fluctuations? *European Review of Agricultural Economics*, 40(3), 507-528. <https://doi.org/10.1093/erae/jbs041>
56. Setiawati, I., & Taufikurohman, R. (2021). Price volatility of staple food using ARCH-GARCH model. *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science*, 653(1), 012146. <https://iopscience.iop.org/article/10.1088/1755-1315/653/1/012146/pdf>
57. Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados. (2023). *Anuario Estadístico de Mercados Nacionales*. <http://www.economia-sniim.gob.mx/nuevo/Home.aspx?opcion=../SNIIM-Estadisticas/anuarioiofx.asp>
58. Solimano, A. (2005). Hacia nuevas políticas sociales en América Latina. *Revista de la Cepal*, 87(45), 45-60. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/bb3bea3b-793b-4c61-8060-b3c8fb0270fe/content>
59. Stiglitz, J. E. (2003). Information and the change in the paradigm in economics, part 1. *The American Economist*, 47(2), 6-26. <https://doi.org/10.1177/056943450304700202>
60. Taghidzadeh-Hesary, F., Rasoulinezhad, E., & Yoshino, N. (2019). Energy and food security: Linkages through price volatility. *Energy Policy*, 128, 796-806. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.12.043>
61. Tothova, M. (2011). Main challenges of price volatility in agricultural commodity markets. En I. Piot-Lepetit, & R. M'Barek (eds.), *Methods to analyse agricultural commodity price volatility* (pp. 13-29). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4419-7634-5>
62. Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(94\)90039-6](https://doi.org/10.1016/0165-1889(94)90039-6)

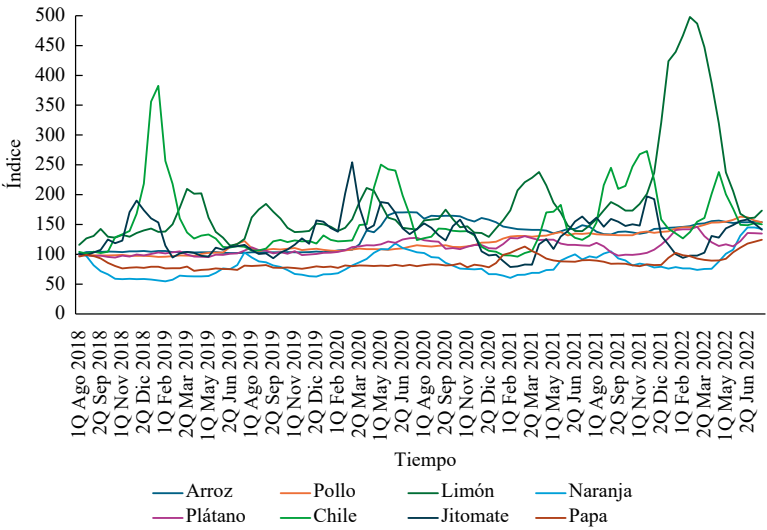
ANEXO

Tabla 9.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en el estado de Oaxaca

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Arroz	1	-7,360	0,000	54,87	Plátano	1	-7,089	0,000	50,20
	2	-7,408	0,000	27,15		2	-7,085	0,000	24,88
	3	-7,369	0,000			3	-7,054	0,000	
Pollo	1	-7,444	0,000	33,96	Chile	1	-6,299	0,000	39,26
	2	-7,564	0,000	23,00		2	-6,266	0,000	19,46
	3	-7,623	0,000			3	-6,239	0,000	
Limón	1	-4,015	0,000	15,96	Jitomate	1	-9,087	0,000	45,22
	2	-3,995	0,002	7,89		2	-9,044	0,000	29,83
	3	-3,968	0,013			3	-8,997	0,000	
Naranja	1	-6,522	0,000	42,44	Papa	1	-6,679	0,000	44,46
	2	-6,514	0,000	22,37		2	-6,668	0,000	24,42
	3	-6,685	0,000			3	-6,984	0,000	

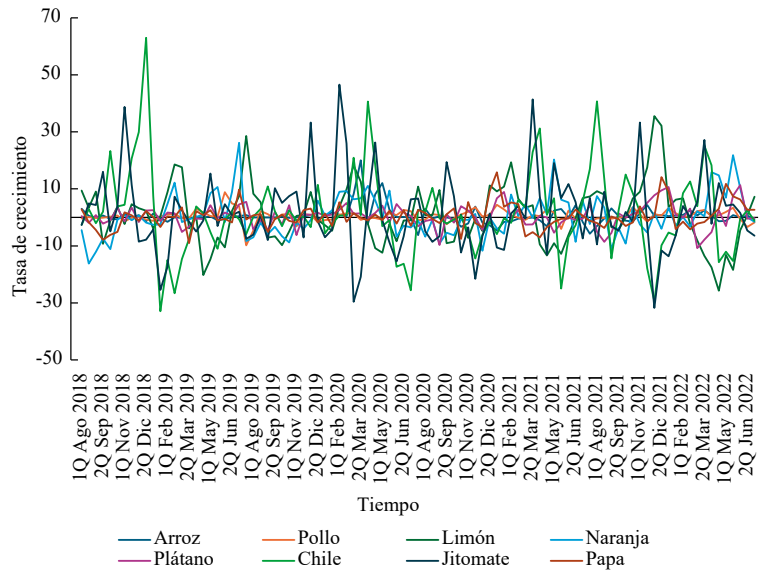
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 1. Evolución del INPC para alimentos seleccionados en el estado de Oaxaca (agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 2. Tasa de crecimiento del INPC de alimentos seleccionados en el estado Oaxaca (agosto 2018-julio 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

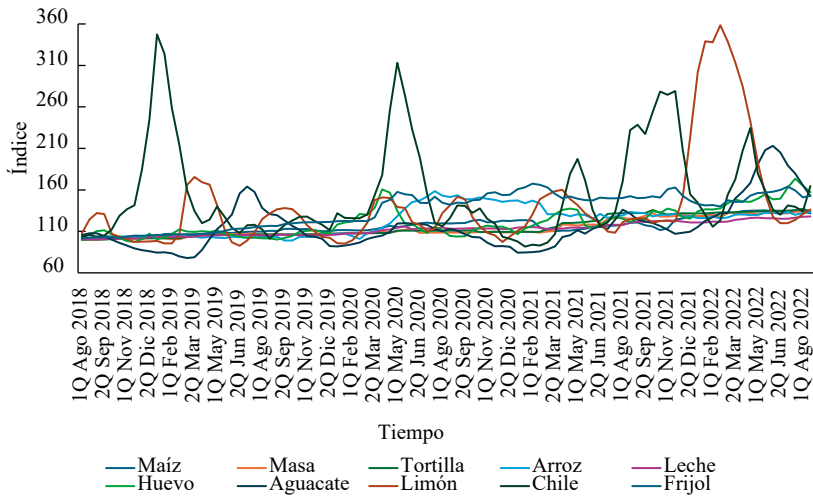
Tabla 10.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en el estado de Guerrero

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Maíz	1	-7,385	0,000	56,06 27,74	Huevo	1	1	0,000	35,02 23,50
	2	-7,541	0,000			2	2	0,000	
	3	-7,505	0,000			3	3	0,000	
Masa	1	-10,129	0,000	114,57 57,60	Aguacate	1	1	0,000	19,27 9,53
	2	-10,632	0,000			2	2	0,000	
	3	-10,637	0,000			3	3	0,004	
Tortilla	1	-8,832	0,000	78,60 39,05	Limón	1	1	0,000	17,08 8,458
	2	-8,926	0,000			2	2	0,001	
	3	-8,947	0,000			3	3	0,008	
Arroz	1	-3,258	0,001	27,85 20,70	Chile	1	1	0,000	11,28 8,93
	2	-3,264	0,015			2	2	0,000	
	3	-3,280	0,066			3	3	0,000	
Leche	1	-8,604	0,000	88,91 44,31	Frijol	1	1	0,000	64,56 32,25
	2	-9,371	0,000			2	2	0,000	
	3	-9,339	0,000			3	3	0,000	

Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

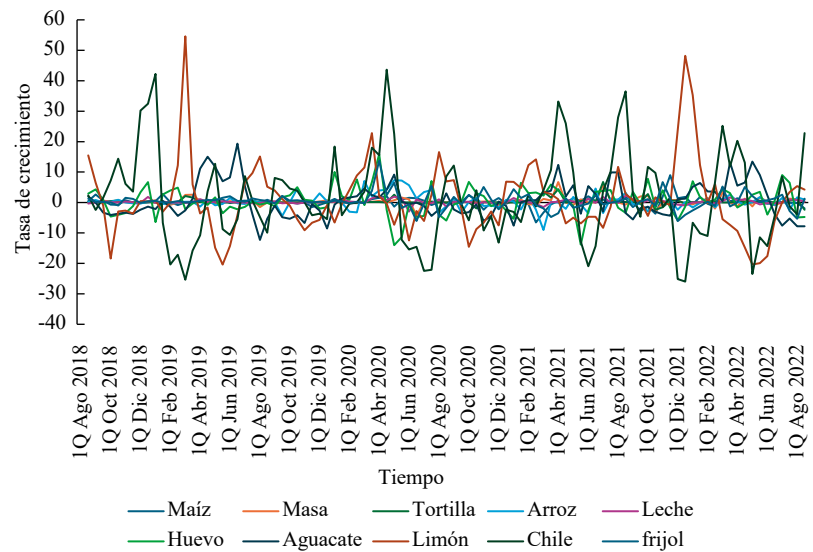
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 3.
Evolución del INPC para alimentos seleccionados en el estado Guerrero (agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 4.
Tasa de crecimiento del INPC de alimentos seleccionados en el estado Guerrero (agosto de 2018-julio de 2022)



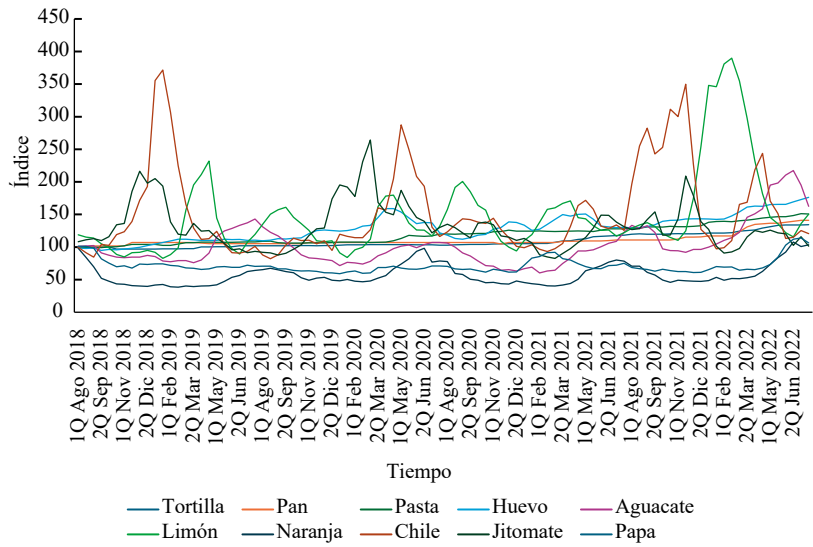
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Tabla 11.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en el estado de México

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Maíz	1	-6,635	0,000	49,82	Aguacate	1	-4,923	0,000	23,82
	2	-7,058	0,000	24,72		2	-4,881	0,000	11,82
	3	-7,025	0,000			3	-4,808	0,000	
Tortilla	1	-4,021	0,000	48,85	Naranja	1	-6,631	0,000	39,71
	2	-6,989	0,000	30,57		2	-6,302	0,000	20,81
	3	-7818	0,000			3	-6,440	0,000	
Pan	1	-5,766	0,000	37,88	Chile	1	-7,013	0,000	48,66
	2	-6,154	0,000	20,86		2	-6,976	0,000	24,15
	3	-6,457	0,000			3	-6,950	0,000	
Pasta	1	-6,785	0,000	61,01	Jitomate	1	-8,087	0,000	40,09
	2	-7,811	0,000	31,87		2	-8,043	0,000	26,58
	3	-7,978	0,000			3	-8,023	0,000	
Huevo	1	-5,625	0,000	33,08	Papa	1	-5,874	0,000	34,10
	2	-5,751	0,000	16,47		2	-5,840	0,000	18,46
	3	-5,739	0,000			3	-6,067	0,000	
Limón	1	-6,253	0,000	10,83		1			
	2	-6,221	0,000	8,58		2			
	3	-6,190	0,000			3			

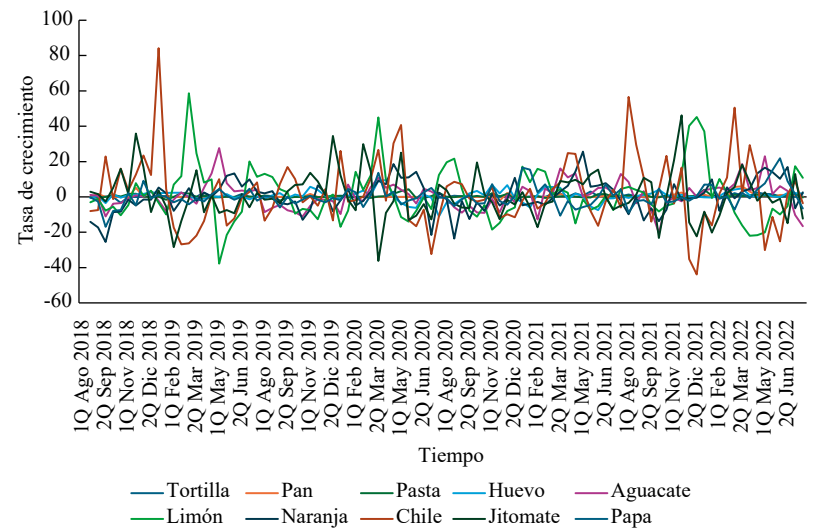
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 5.
Evolución del INPC para alimentos seleccionados en el estado de México
(agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 6.
Tasa de crecimiento del INPC de alimentos seleccionados en el estado de México
(agosto de 2018-julio de 2022)



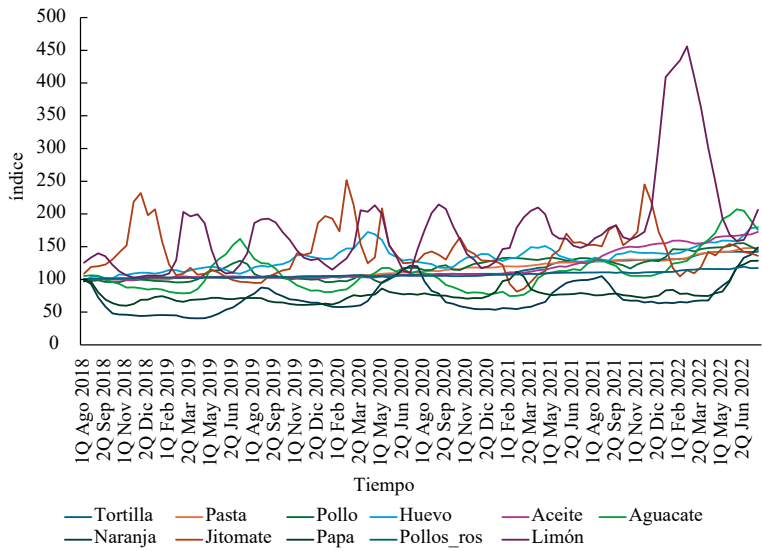
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Tabla 12.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en Ciudad de México

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Tortilla	1	-4,466	0,000	25,84	Naranja	1	-4,923	0,000	16,00
	2	-5,083	0,000	14,36		2	-4,881	0,002	8,69
	3	-5,359	0,000			3	-4,808	0,007	
Pasta	1	-3,000	0,000	81,53	Papa	1	-3,987	0,000	34,83
	2	-9,029	0,003	48,32		2	-4,000	0,000	18,79
	3	-9,827	0,000			3	-4,169	0,000	
Pollo	1	-7,219	0,000	27,29	Jitomate	1	-9,077	0,000	81,52
	2	-7,323	0,000	18,06		2	-9,029	0,000	40,35
	3	-7,290	0,000			3	-8,983	0,000	
Huevo	1	-6,060	0,000	37,50	Limón	1	-6,170	0,000	10,68
	2	-6,124	0,000	18,76		2	-6,146	0,000	8,45
	3	-6,119	0,000			3	-6,112	0,000	
Aceite	1	-5,348	0,000	37,45	Pollo rostizado	1	-10,733	0,000	129,32
	2	-6,120	0,000	23,96		2	-11,371	0,000	47,16
	3	-6,918	0,000			3	-8,847	0,000	
Aguacate	1	-4,546	0,000	20,48					
	2	-4,525	0,000	10,23					
	3	-4,502	0,002						

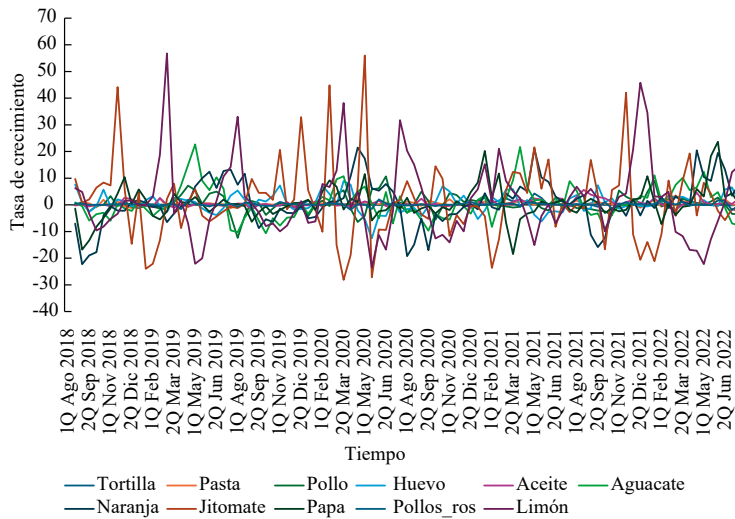
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 7.
Evolución del INPC para alimentos seleccionados en Ciudad de México (agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 8.
Tasa de crecimiento del INPC de alimentos seleccionados en Ciudad de México (agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

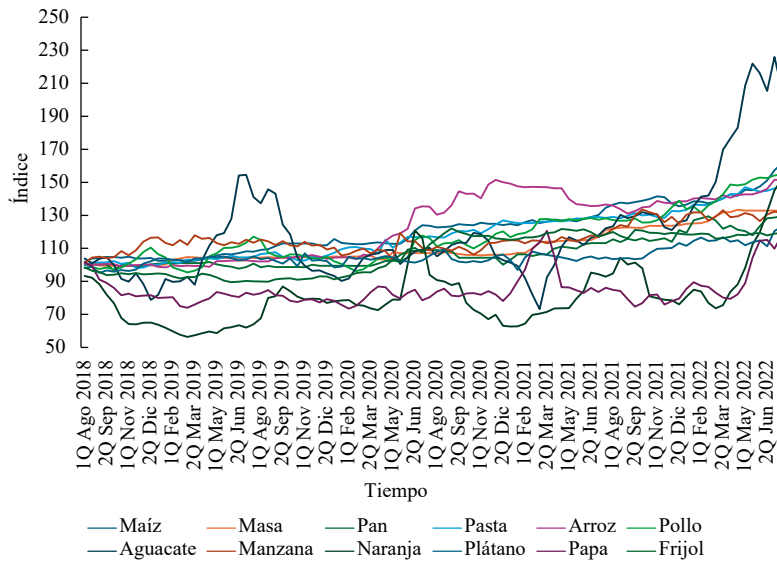
Tabla 13.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en el estado de Chiapas

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Maíz	1	-5,941	0,000	43,61	Azúcar	1	-8,362	0,000	70,74
	2	-6,604	0,000	24,64		2	-8,411	0,000	35,39
	3	-6,992	0,000			3	-8,412	0,000	
Masa	1	-6,680	0,000	55,71	Frijol	1	-9,077	0,000	81,18
	2	-7,464	0,003	29,4		2	-9,029	0,000	40,67
	3	-7,668	0,000			3	-8,983	0,000	
Pasta	1	-11,599	0,000	163,70	Manzana	1	-13,345	0,000	180,80
	2	-12,794	0,000	85,18		2	-13,446	0,000	89,48
	3	-13,049	0,000			3	-13,377	0,000	
Arroz	1	-7,647	0,000	62,62	Plátano	1	-11,527	0,000	134,77
	2	-7,913	0,000	31,01		2	-11,609	0,000	67,79
	3	-7,847	0,000			3	-11,642	0,000	
Pan	1	-10,579	0,000	116,75	Papa	1	-6,267	0,000	38,99
	2	-10,805	0,000	60,31		2	-6,244	0,000	15,88
	3	-10,982	0,000			3	-6,615	0,000	
Aguacate	1	-7,318	0,000	54,52	Naranja	1	-5,918	0,000	35,25
	2	-7,383	0,000	27,93		2	-5,937	0,000	19,22
	3	-7,453	0,002			3	-6,199	0,000	
Pollo	1	-6,953	0,000	51,23					
	2	-7,157	0,002	26,02					
	3	-7,214	0,007						

Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

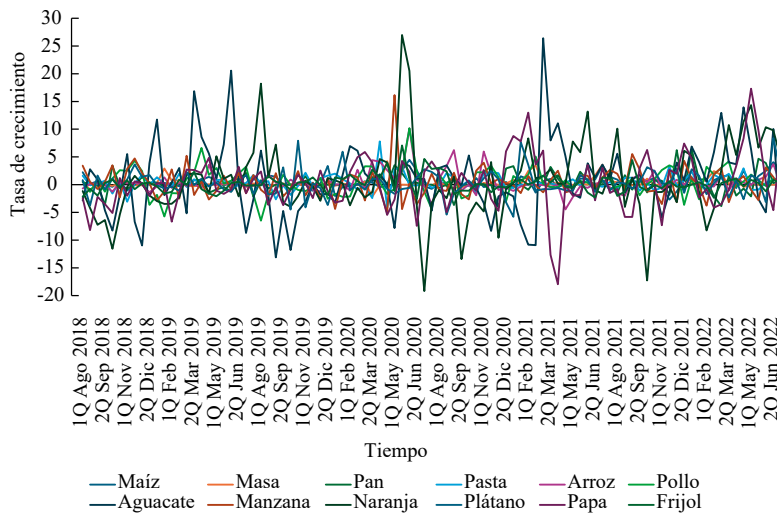
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 9.
Evolución del INPC para alimentos seleccionados en el estado de Chiapas
(agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 10.
Tasa de crecimiento del INPC para alimentos seleccionados en el estado de Chiapas
(agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

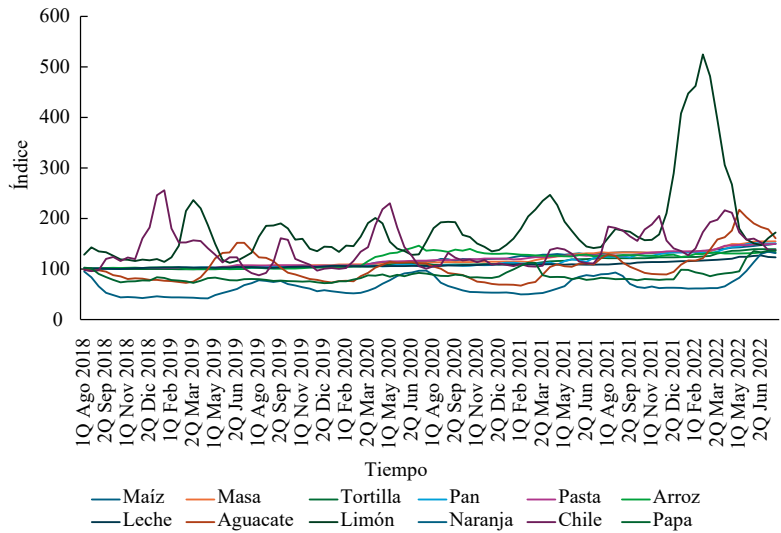
Tabla 14.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en el estado de Puebla

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Maíz	1	-3,212	0,001	90,12	Aceite	1	-4,866	0,000	91,54
	2	-9,493	0,000	50,61		2	-9,567	0,000	50,83
	3	-10,059	0,000			3	-10,080	0,000	
Masa	1	-3,677	0,000	27,56	Aguacate	1	-5,621	0,000	31,38
	2	-4,417	0,003	27,40		2	-5,602	0,000	15,59
	3	-7,399	0,000			3	-5,564	0,000	
Tortilla	1	-5,256	0,000	35,59	Limón	1	-6,452	0,000	8,83
	2	-5,966	0,000	20,46		2	-6,420	0,000	7,32
	3	-6,394	0,000			3	-6,404	0,000	
Arroz	1	-8,195	0,000	68,67	Naranja	1	-3,910	0,000	15,37
	2	-8,292	0,000	34,05		2	-3,921	0,002	7,77
	3	-8,253	0,000			3	-3,879	0,016	
Pan	1	-9,089	0,000	96,45	Chile	1	-6,702	0,000	44,47
	2	-9,820	0,000	53,55		2	-6,669	0,000	22,05
	3	-10,346	0,000			3	-6,641	0,000	
Pasta	1	-6,154	0,000	51,95	Papa	1	-7,182	0,000	51,54
	2	-7,208	0,000	28,30		2	-7,170	0,000	27,54
	3	-7,526	0,002			3	-7,421	0,000	
Leche	1	-8,232	0,000	79,24	Frijol	1	-6,790	0,000	49,52
	2	-8,901	0,002	41,90		2	-7,037	0,000	25,36
	3	-9,152	0,007			3	-7,121	0,000	

Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

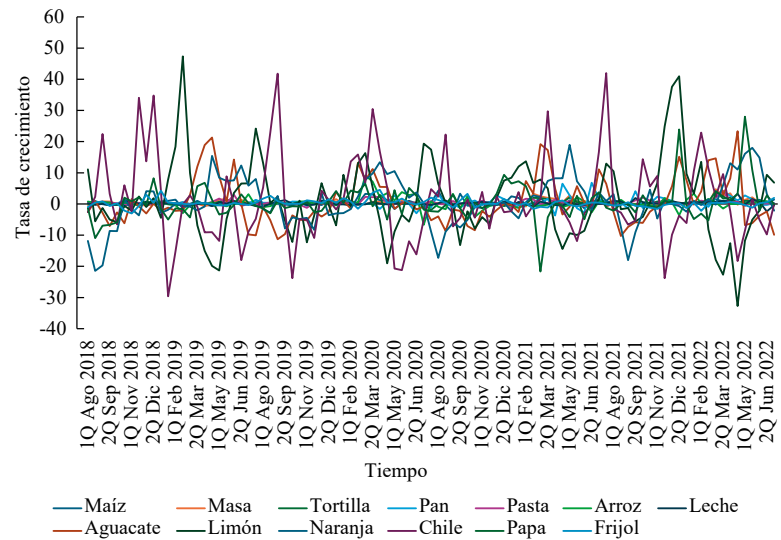
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 11.
Evolución del INPC para alimentos seleccionados en el estado de Puebla (agosto de 2018-julio de 2022)

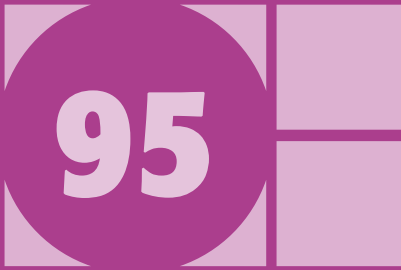


Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 12.
Tasa de crecimiento del INPC para alimentos seleccionados en el estado de Puebla (agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).



CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

ARTÍCULOS

- DAVID EDUARDO DONADO SIERRA, MÓNICA ANDREA ARANGO ARANGO Y SANTIAGO BOHÓRQUEZ CORREA
Depósito a término fijo e indicador bancario de referencia:
análisis de la migración de tasas de interés en Colombia 647
- JOSÉ RAMÍREZ-ÁLVAREZ, GUILLERMO FEJOÓ Y KATHERINE MALDONADO-HIDROBO
IMF proposed tax reforms in Ecuador: A general equilibrium analysis 677
- VICENTE GERMÁN-SOTO, ANDREA N. OROZCO CASAS Y REYNA E. RODRÍGUEZ PÉREZ
Dinámica transicional entre productividad y eficiencia de la inversión de los estados
mexicanos: economía total y sector transporte 705
- MARÍA DEL ROSARIO GRANADOS SÁNCHEZ, JAVIER GALÁN FIGUEROA Y LUIS GÓMEZ OLIVER
La volatilidad en el precio de los alimentos de la canasta básica en seis entidades de
México (2018-2022) 737
- ERICK LAHURA Y JHAKELINHE GONZALES-SINCHE
Relación entre el nivel socioeconómico y el rendimiento académico escolar: evidencia
de la Evaluación Censal de Estudiantes 2019 789
- RAPHAEL JOSÉ PEREIRA FREITAS Y CLEOMAR GOMES DA SILVA
The coordination of monetary and fiscal policies in Brazil and the New Macroeconomic Matrix 823
- OSCAR DARÍO QUIROZ MENDOZA, NINI JOHANA MARÍN RODRÍGUEZ Y FABIÁN HERNANDO RAMÍREZ ATEHORTÚA
Análisis del comovimiento entre los bonos verdes certificados, los bonos
verdes autoetiquetados y los bonos convencionales (2018-2023) 857
- NATALIA SOLEDAD KRÜGER Y MARÍA MARTA FORMICHELLA
La dimensión territorial de la desigualdad educativa: brechas regionales
en el desempeño al finalizar el nivel secundario argentino 893
- NORA ELENA ESPINAL-MONSALVE, LINDA NATALY CORREDOR-MARTÍNEZ Y VALENTINA SARMIENTO-DOMÍNGUEZ
Estudio bibliométrico de la economía de la cultura en Colombia (2001-2023) 929
- LORENA SOTELO-FORERO Y LUIS-E. VALLEJO-ZAMUDIO
Caracterización de la desigualdad económica entre las regiones de Colombia (2002-2022) 965
- MARGARITA VELÍN-FÁREZ
Fiscal sustainability and universal pensions: Public pensions in Ecuador 997
- CLARISA SOLANGE ZAMORA BOZA Y MARÍA AMALIA TRILLO HOLGADO
Una mirada analítica a los modelos de innovación agrícola 1025
- PABLO MEJÍA-REYES, LUIS BRITO-CRUZ Y VÍCTOR HUGO TORRES-PRECIADO
Effects of government expenditure on employment in the Mexican states,
2006-2018: A spatial panel data approach 1061

RESEÑA

- FREDDY CANTE
Second thoughts on Kahneman's thinking,
fast and slow

1085

ISSN 0121-4772

