

Análisis de la volatilidad de precios al productor de limón en la costa del Pacífico mexicano

Analysis of Price Volatility for Mexican Lime Growers in four Pacific Coast Mexican States

Renato Francisco González Sánchez* ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0737-2838>

Miguel A. Tinoco Zermeño ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4707-2450>

Facultad de Economía, Universidad de Colima.

*Autor de correspondencia: refrgosa@uacol.mx.

Resumen

Objetivo: evaluar y comparar el riesgo de precios que enfrentan los productores primarios de limón mexicano (*Citrus aurantifolia*, S.) de Colima, Michoacán, Guerrero y Oaxaca. La hipótesis general es que una alta volatilidad tiende a reducir la inversión de la cadena agroalimentaria del estado que la presenta. **Materiales y métodos:** se estiman diferentes modelos simétricos y asimétricos de media y varianza condicionada, tipo ARIMA-GARCH, para los precios diarios pagados al productor por el periodo 2015 a 2018. **Resultados:** estos modelos indican que la persistencia de la volatilidad es alta en Oaxaca, Colima y Guerrero, y menor para Michoacán. El impacto de las *malas noticias* en la volatilidad tiene magnitudes similares en los precios en los cuatro estados, pero la influencia de las *buenas noticias* es considerablemente más alta en Michoacán que en el resto de los estados. **Conclusión:** La relativamente menor volatilidad de largo plazo en Michoacán contribuye a mejorar las condiciones para la inversión en el sector.

Palabras clave

Modelos ARIMA-GARCH, volatilidad de precios, industria de limón mexicano.

Abstract

Purpose: to evaluate and compare price risk faced by Mexican lime (*Citrus aurantifolia*, S.) growers of Colima, Michoacán, Guerrero and Oaxaca, located at the of the Pacific Coast of Mexico. The hypothesis is that a high volatility tends to reduce investment in the lime industry, both at the primary and processing activities. **Materials and methods:** several asymmetric and symmetric conditional mean and variance models are estimated, such as the ARIMA-GARCH, for daily prices in the 2015 - 2018 period. **Results:** These models indicate that persistence (or long term) price volatility is higher in Oaxaca, Colima and Guerrero than in Michoacán. Bad news influence over price volatility is similar for all studied states, but good news influence is higher in Michoacán. **Conclusion:** The relatively lower long term price volatility in Michoacán is contributing to improve conditions for investment in its lime industry.

Keywords

ARIMA-GARCH models, price volatility, Mexican lime industry.

Introducción

México está dentro de los 10 principales países productores, exportadores y consumidores de limón; se cultivan diversas especies y variedades de limón, siendo el sin semilla o persa (*Citrus latifolia* T.) y el mexicano o agrio o con semilla (*Citrus aurantifolia* S.) los de mayor superficie en huertos comerciales. Las exportaciones no sólo son en fresco, también procesados en diferentes productos, como aceites y jugos (Nicolás *et al.*, 2019), así como aceites esenciales y cáscara para la industria doméstica. Por tanto, la agroindustria procesadora de empaque de fruta fresca y derivados es importante para la economía regional donde se encuentra instalada, como es el caso de Martínez de Torre (Veracruz), Tecomán (Colima) y Valle de Apatzingán (Michoacán) (Deniz-Guizar *et al.*, 2008; González y Lino, 2013). Aunque presenta alta estacionalidad en la producción primaria (derivado del ciclo de lluvias), existe producción todo el año, lo cual permite un ingreso relativamente constante a productores y jornaleros agrícolas de las zonas productoras.

El cultivo de limón mexicano y la agroindustria relacionada es un componente importante de la agricultura comercial en los estados de Colima, Michoacán, Guerrero y Oaxaca desde por lo menos mediados del siglo XX hasta el presente. Los estados con mayor importancia comercial del cultivo son Michoacán y Colima, cuya dinámica de desarrollo está en competencia y complementariedad a partir del siglo XXI. Elementos como el crecimiento de la población urbana, el desarrollo de infraestructura de comunicación, los tratados comerciales, el desarrollo tecnológico en la producción primaria y procesamiento, así como la competencia con otros cultivos comerciales, los problemas fitosanitarios, entre otros, son importantes en la competitividad de la cadena agroalimentaria en la región del Pacífico mexicano (Ávalos y González, 2013).

En la formación de la oferta potencial, los productores consideran una expectativa de precios del producto (propio y sustitutos), así como del riesgo, los costos de producción y algunas condiciones de temporalidad (climáticas, entre otras); ejemplos de esto, en trabajos empíricos, se encuentran Hold y Aradhyula (1989; 1998). En la evaluación del riesgo generalmente se considera la volatilidad de los precios, pues una alta varianza de precios incrementa el riesgo de pérdidas y desincentiva la inversión en el sector primario al limitar la capacidad de planeación de inversiones en infraestructura o de ampliación de la capacidad productiva (Kuwornu *et al.*, 2011). Algunos productos agropecuarios presentan el problema de la *maldición de los recursos naturales*, aunque este término usualmente es empleado para la industria extractiva (Ploeg van der, 2010) de países en vías de desarrollo.

Los modelos de volatilidad condicionada son importantes en el análisis de precios debido a que, de manera inherente, los costes de productos agropecuarios y agroalimentarios son “ruidosos y volátiles” (Lama *et al.*, 2015), y se determinan por el *shock* en la oferta y la demanda, presentan bajo valor unitario en su oferta, dependen de cadenas internacionales de insumos agropecuarios y son afectados por el clima (que se acentúa por el impacto del calentamiento global) a nivel de producción primaria; temporalidades como las épocas de cosecha dan también un comportamiento cíclico a los precios (Kau

et al., 2018). Asimismo, algunos de estos productos también presentan corta vida en anaquel, alto costo de almacenamiento o cadena de frío; además de que la volatilidad en los precios de los insumos agropecuarios afecta a la agroindustria procesadora por dificultades de planeación y venta; y a los consumidores, por reducciones en el patrón de compra (Mora *et al.*, 2014).

El presente trabajo tiene por objetivo evaluar y comparar el riesgo de mercado que enfrentan los productores primarios de limón mexicano de Colima, Michoacán, Guerrero y Oaxaca, en torno a los precios que reciben por su producción; la hipótesis general es que una más alta volatilidad de precios al productor contribuye a reducir la inversión en la cadena agroalimentaria. Para ello se analiza la volatilidad y se presentan algunos elementos de la inversión por estado, esto implica que existen otros elementos que contribuyen a fomentar o limitar la inversión en la cadena pero que aquí no se analizan a profundidad; también se analiza la volatilidad de precios a través de modelos de series de tiempo con varianza condicionada y se evalúa en qué estado se presenta mayor volatilidad para, posteriormente, ligar dicho resultado con la situación de la cadena en cada lugar.

Caracterización del cultivo del limón mexicano en la costa del Pacífico

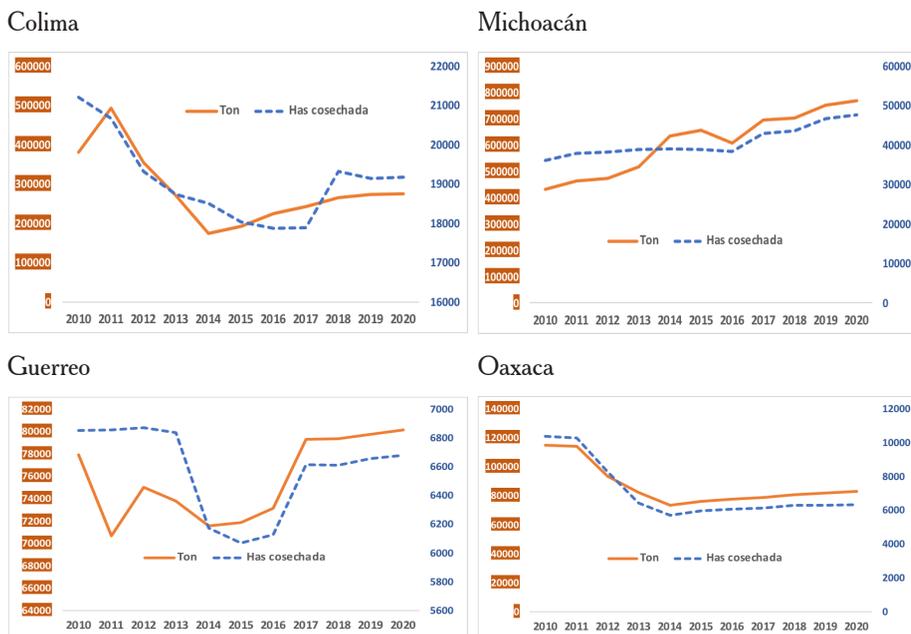
Colima, hasta finales del siglo XX, fue considerada la capital de la producción de limón mexicano (González y Silva, 2005), pero a partir de 2010 su producción, así como su superficie cultivada, comenzó a decrecer por la diversificación de cultivos (caña de azúcar, piña y otras frutas tropicales), por la competencia comercial del limón sin semilla en los centros urbanos y, de manera contundente, por el impacto del Huanglongbing (HLB) de los cítricos en 2012 (figura 1), enfermedad que afectó tanto la superficie como el rendimientos y la producción en todos los estratos de productores (campesinos, empresarios y en transición). Como resultado, hubo abandono del cultivo y, quienes permanecieron, tuvieron que asumir el incremento en los costos de producción (Ávalos y González, 2013; González y Cabezas, 2014; González y Prado, 2015).

Actualmente, la producción de Colima se sostiene por los agricultores empresariales —razón por la cual el rendimiento sigue siendo alto— y los de transición, en dos municipios principalmente: Tecomán y Armería. Con todo esto, la agroindustria de empaque y procesamiento presenta hasta nueve meses de capacidad ociosa; los empresarios deben traer fruta de otros estados para abastecer a la industria local, y no se observan nuevas inversiones en plantas procesadoras en los últimos años. Muchos productores venden a intermediarios que llegan hasta los predios, dejándoles poco poder de mercado y aumentando la competencia entre productores. Esto posiblemente explique el por qué los picos de producción (resultado del ciclo de lluvias) son cuando los precios caen considerablemente; la correlación entre estos elementos es de -32 a -34% (figura 2).

Michoacán incrementa su producción y superficie de manera continua desde hace 20 años, en gran parte por la cercanía al centro del país y por su mejoramiento de infraestructura de transporte (figura 1), lo que le permite tener presencia en diversas

centrales de abasto de los estados más poblados. El cultivo se desarrolla en el valle de montaña de Apatzingán, en la denominada *Tierra Caliente*, en los municipios de Aguililla, Apatzingán, Buenavista, Múgica, Parácuaro y Tepalcatepec, que concentran 94% de la superficie del limón. El crecimiento de la producción se explica principalmente por el desarrollo de la agricultura comercial-empresarial, y el la agroindustria de empaque y procesamiento, que tiene lugar de manera continua desde este siglo XXI; también las condiciones de su clima limitan parcialmente el desarrollo de enfermedades como el HLB, aunque no deja de notarse su impacto. Esto provoca el incremento de costos de producción y, en general, del desarrollo de un sistema de producción intensivo. Las nuevas inversiones a nivel de producción primaria también se explican porque el productor tiene cierto *poder de mercado*, que se manifiesta en el mercado de subasta en el municipio de Apatzingán —propiedad de los productores—, así como a los paros de producción regulares y organizados, cuando los precios locales tienden a bajar. Posiblemente estos elementos expliquen el por qué en Michoacán los ciclos de producción alta coinciden con precios altos, pues su correlación está entre 23 y 25% (figura 2).

Figura 1
Situación de la producción de limón mexicano



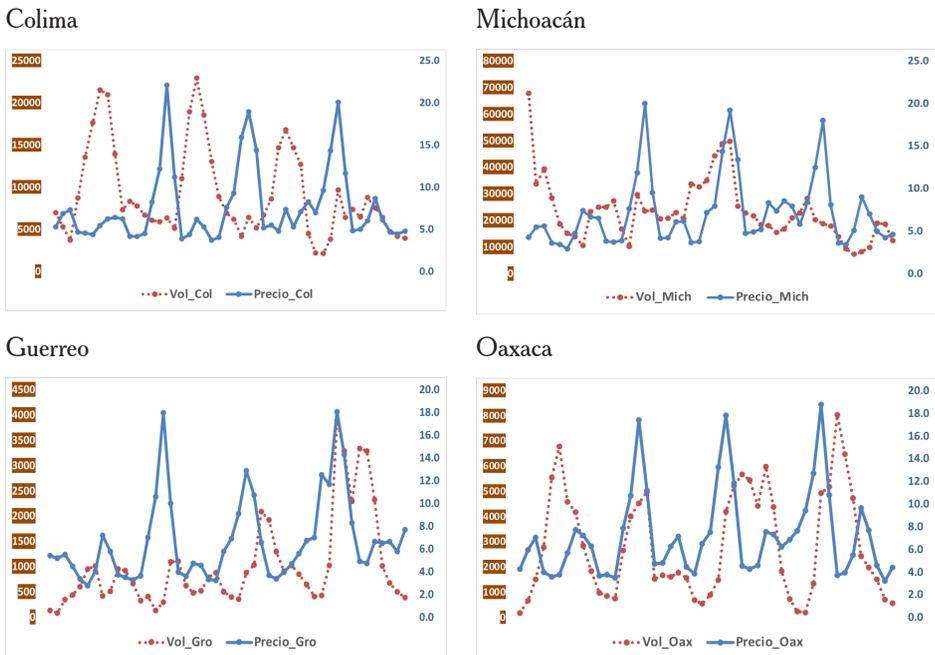
Fuente: Elaboración propia con datos del SIACON-SIAP-SAGARPA [<https://nube.siap.gob.mx/cierreagricola/>].

Guerrero, como estado productor, no materializa su potencial productivo (Mejía *et al.*, 2015), a pesar de la cercanía con el centro del país y microclimas favorables, su producción se mantiene con ciertos altibajos en los últimos 20 años (figura 1). La zona

productora es dispersa y repartida entre las regiones de la *Costa Grande* y *Costa Chica*; en los municipios de Acapulco y Cuajinicuilapa, donde se tienen los cultivos comerciales más importantes. Diversos aspectos influyen en este panorama, entre estos está la limitada infraestructura de transporte (interna en el estado y con el centro del país), una producción dispersa en productores de tipo campesino (predios pequeños y con bajo nivel de tecnología), la inseguridad (que limita el desarrollo de la agricultura comercial como de inversiones en agroindustria de procesamiento) y el control gremial de los productores (Mamani y Almaguer, 2011). Sobre esto, aún existe una empresa procesadora de limón paraestatal (propiedad del estado) que compra limón a los productores, pero que requiere de subsidios estatales para operar. Para muchos productores, las opciones de venta son locales y la empresa paraestatal, condiciones de mercado que explican la presencia de una correlación positiva entre el precio pagado al productor y la producción estacional, la cual está entre 28 y 29% (figura 2).

Figura 2

Volumen de producción y precio, datos mensuales, dic 2014-dic 2018



Notas: Las escalas de los ejes para producción y precios se intercalaron para apreciar gráficamente el comportamiento cíclico. Se trata de precios reales para diciembre de 2018 = 100. La correlación entre producción y precios máximos y mínimos son: Colima: -34.0 y -32.4%. Michoacán: 23.1 y 25.2%. Guerrero: 28.3 y 29.1%. Oaxaca: 15.0 y 15.3%. Una correlación positiva implica que en una mayor producción hay altos precios (y alto ingreso), una correlación negativa implica lo contrario.

Fuente: Elaboración propia con datos de CONASPROLIM.

Oaxaca presenta dispersión en la producción del limón: de los 52 municipios donde se siembra, en 37 se cultiva la variedad con semilla y producen aproximadamente un tercio del total. En los municipios de la costa (en particular Villa de Tututepec de Melchor Ocampo) y en la región de la Cañada están las huertas comerciales de limón mexicano; es de destacar que la industria procesadora y de empaque se localiza en la región de Tuxtepec (donde se produce limón sin semilla o persa), sin embargo, en años recientes comienza también la inversión en agroindustria en la costa para aprovechar cáscaras y jugos. Los huertos comerciales para el limón mexicano son de productores de tipo campesino y de transición, con niveles bajos y medios de tecnificación. Después de problemas climáticos en 2011, la superficie y producción cayó, manteniéndose en alrededor de 6 400 hectáreas y 80 mil toneladas anuales (figura 1). Este sostenimiento se debe al crecimiento de la demanda de las zonas urbanas de Oaxaca y Puebla; sin embargo, las carencias de infraestructura de transporte limitan la competitividad del cultivo y su agroindustria. También se observa una correlación positiva entre el precio pagado al productor y la producción estacional, que se ubica alrededor de 15% (figura 2).

Revisión de estudios similares

Los modelos de volatilidad condicional son ampliamente utilizados en el análisis de precios, que incluye no sólo los agropecuarios, sino también de los *commodities* y de los índices de precios de las acciones de empresas y bonos de gobierno, así como de variables macroeconómicas y de comercio exterior. En este apartado se presentan algunos trabajos recientes sobre diversos precios de productos agropecuarios, dada su naturaleza volátil, como lo indican Mora *et al.* (2014).

Granados *et al.* (2020) analizaron la volatilidad en los precios de los granos básicos y su influencia en la seguridad alimentaria de México utilizando los modelos de varianza condicional heterocedástica simétricos y asimétricos para precios internacionales y domésticos de arroz, maíz y trigo, y encontraron evidencias de que: 1) Los precios internacionales tienen relación causal en el sentido de Granger sobre los precios nacionales mexicanos. 2) Los modelos que mejor explican la volatilidad de los cereales fueron los simétricos, como el modelo Heterocedasticidad Condicional Autoregresiva Generalizada (GARCH, por sus siglas en inglés). 3) La volatilidad de precios internacionales de granos básicos elevan el precio a nivel doméstico que impacta en toda la cadena agroindustrial, tanto en los precios finales de los productos procesados como en la canasta básica del consumidor.

Kuhe (2019) estimó modelos tipo autoregresivos y de medias móviles integrados (ARIMA, por sus siglas en inglés) y GARCH para evaluar los rendimientos y la volatilidad del *Commodity Food Price Index* mensual para Nigeria, en el periodo de enero 1991 a enero de 2017. Los modelos GARCH y asimétrica (EGARCH) los probé con distribuciones de probabilidad de los residuos alternativos (normal Gaussiana, t-student y distribución generalizada de errores), con los cuales evalúa la persistencia de la varianza, las tasas de reversión a la media y el efecto de apalancamiento. La evidencia mostró que la volatilidad es persistente (la pasada influye en la presente) en los pronósticos entre 10 y 15 meses; que los impactos negativos (malas noticias) tienen un mayor impacto en la volatilidad que

las buenas noticias y que los modelos mejor ajustados no son los que presentan un mejor desempeño en la predicción. Finalmente, recomienda que la política pública se enfoque en los factores domésticos que determinan los precios de los alimentos y granos básicos.

Lama *et al.* (2015) emplearon modelos ARIMA-GARCH simétricos y asimétricos para predecir índices de precios internacionales y de la India de aceites comestibles así como del algodón (precio internacional del Cotlook A). Asimismo, realizaron comparativas de los modelos propuestos, con lo que determinaron que los EGARCH tienen mejor comportamiento que los otros y que también capturan de mejor manera la volatilidad asimétrica de las series de precios.

En el cuadro 1 se presenta un resumen de los trabajos en los que se recurre a la metodología que se seleccionó para el caso del limón mexicano. Como se puede observar, la utilidad de los modelos para propuestas de política pública es diverso, como acceso alimentario y bienestar, seguridad alimentaria, asignación de recursos a la economía, especulación bursátil y planeación de inversiones sectoriales, entre otros.

Cuadro 1
Estudios similares

Autor	Materiales y métodos	Resultados
Kau <i>et al.</i> (2018)	Precios mensuales de cuatro frutos cítricos frescos en Sudáfrica, enero 2010 a enero 2018. ARIMA estacional.	Observan diferencias de precios estacionales para frutas cítricas frescas (arriba de 90%). Plantean la necesidad de inversiones en almacenamiento y procesamiento en las regiones productoras.
Castillo (2007)	Precio semanal de ganado bovino de 1997 a 2006 en Colombia. AR-GARCH y ANOVA.	Detectan la presencia de variaciones estacionales y cíclicas de precios; sin, embargo, la volatilidad de precios sólo está presente en uno de cuatro precios de tipo de ganado, lo que indica bajo riesgo de mercado para esta actividad.
Kuwornu <i>et al.</i> (2011)	Precios mensuales de arroz, maíz y mijo en Gana, 1970-2006. AR(p)-GARCH.	Los precios muestran alta volatilidad y precios crecientes en modelos y proyecciones. Necesidad de inversiones en infraestructura de transporte y almacenamiento, para resolver problemática social a sectores vulnerables de la población.
Mora <i>et al.</i> (2014)	Índices de precios internacionales mensuales de cereales y aceites, 2002 a 2014. VAR-GARCH multivariados.	Los precios de los productos están altamente correlacionados con su volatilidad, y esta se incrementó, lo que hace más vulnerable a productores agrícolas y menos eficaces las políticas de fomento. Los autores no hacen mención para alguna economía.
Labra (2016)	Precios mensuales a productores de leche en Chile, y los internacionales de leche entera y semidescremada en polvo y queso cheddar, 2002-2014. Modelos de cointegración y GARCH.	Los precios internacionales influyen en el del productor chileno (series cointegradas). La transmisión de precios no es perfecta. La volatilidad fue simétrica para dos precios internacionales (leche semidescremada y queso cheddar), pese a ello, la industria tiene potencialidad de crecer en el mercado nacional.
González <i>et al.</i> (2017)	Precios mensuales de durazno en tres mercados mayoristas de Colombia, 2006 al 2011. SARIMA-GARCH.	No se presenta estacionalidad ni volatilidad en los precios de durazno para los mercados estudiados, esto implica que los problemas de los productores subyacen en otras áreas de su horizonte de planeación.

Continúa en página siguiente

Viene de página anterior

Zheng <i>et al.</i> (2008)	Precios mensuales al menudeo de 45 productos alimenticios en el mercado de EU, de 1980 a 2004. Modelos GARCH y EGARCH	Existe volatilidad asimétrica con efectos mayores para 10 de los productos. Las noticias de precios afectan a la varianza para un tercio de los productos. La volatilidad de los precios declinó para el periodo de estudio. Una varianza constante para un tercio de los mercados de alimentos sugiere que estos están maduros.
Yuan <i>et al.</i> (2020)	Precios <i>spot</i> diarios para maíz, trigo, algodón, avena, grano y aceite de soya, de 2000 a 2019 en el mercado de EU. ARMA-GJRGARCH y GARCH-copula.	Efectos de contagio significativos y riesgo de transmisión entre diferentes mercados de granos. Estos productos se mueven coordinada y simétricamente, y aumenta en movimientos extremos. Es mayor entre el aceite de soya y el algodón, y entre el algodón y la avena. Los comovimientos varían en el tiempo.

Fuente: Elaboración propia.

Materiales y métodos

La información de precios pagados al productor, de diciembre de 2014 a diciembre de 2018, fue proporcionada por el Comité Nacional Sistema Producto Limón Mexicano (CONASIPROLIM) para los cuatro estados bajo estudio. El comportamiento de las series y su estadística básica se muestran en el apartado de resultados.

Los métodos estadísticos empleados son los ARIMA y GARCH, pues se consideran simétricos y asimétricos, como se explican a continuación.

Modelo GARCH (1,1)

Propuesto por Bollerslev (1986) generaliza el modelo ARCH(p), cuando p es un número grande. Nuestras estimaciones incluyen a un modelo de media condicional ARIMA(p , d , q) para $r_t = cte + \theta r_{t-p} + \phi \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$; donde $\varepsilon_t = Z_t \sigma_t$, y Z_t es idéntica e independientemente distribuida, con $E[Z_t] = 0$, y $var[Z_t] = 1$. La ecuación de varianza condicional es $\sigma_t^2 = h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + v_t$; cuyas restricciones son: $\alpha_0, \alpha_1, \beta_1 > 0$, $\alpha_1 + \beta_1 < 1$. Esta última implica que la varianza condicional no sea explosiva. Los estimadores α_1 y β_1 impactan directa y positivamente a la varianza condicional (h_t). Un *shock* positivo (buenas noticias, $\varepsilon_t > 0$) o negativo (malas noticias, $\varepsilon_t < 0$) tendrá un impacto en la misma magnitud o simétrico en la volatilidad (h_t).

Modelo MGARCH (en la media)

El modelo GARCH en la media indica que la función de media condicional (r_t) depende de la volatilidad o varianza condicional (h_t): “La intuición básica es que los inversores aversos al riesgo requieren una compensación por mantener activos riesgosos” (Enders, 2014). La compensación es una función del riesgo, si este es más alto mayor es la compensación. De manera formal: $r_t = cte + \theta r_{t-1} + \delta h_t + \phi \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$.

El componente de la varianza condicional puede tomar otras funciones, tales como $\delta \sqrt{h_t}$ (desviación estándar de la varianza condicional) o $\delta \ln(h_t)$, el logaritmo natural de la varianza condicional. El parámetro delta (δ) es el premio al riesgo; si $\delta > 0$, entonces

el retorno está positivamente relacionado con su volatilidad. Las restricciones del modelo son: $\alpha_0, \alpha_1, \beta_1 > 0$; $\alpha_1 + \beta_1 < 1$.

Modelo TGARCH (1,1)

Propuesto por Glosten *et al.* (1993), captura el efecto umbral (threshold) o de apalancamiento que tienen las malas noticias en la varianza condicional. Las malas noticias ($\varepsilon_t < 0$) entran al modelo de varianza condicional como una *dummy* multiplicativa de los residuos al cuadrado, esto es:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda D_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + v_t, \text{ para } D_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_t < 0, \text{ malas noticias} \\ 0 & \text{si } \varepsilon_t \geq 0, \text{ buenas noticias} \end{cases}$$

Las restricciones son: $\alpha_0, \alpha_1, \beta_1, \lambda > 0$; $0 < \alpha_1 < 1$; $\alpha_1 + \lambda > 0$ y $\alpha_1 + \beta_1 < 1$. Si $\lambda > 0$, entonces los choques negativos aumentarían la volatilidad (h_t). λ es el término de asimetría o apalancamiento (leverage).

Modelo exponencial EGARCH

Este modelo (desarrollado por Nelson, 1991) permite capturar los efectos de apalancamiento (leverage) de *shocks* económicos en los mercados financieros. El modelo elimina las restricciones de no negatividad en la ecuación de la varianza condicional:

$$\ln(h_t) = \alpha_0^* + \alpha_1^* \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \lambda^* \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \beta_1^* \ln(h_{t-1}) + v_t \dots (1)$$

La ecuación (1) es una especificación log-lineal con estandarización del componente ARCH; lo cual permite evaluar el tamaño y persistencia de los *shocks*. Si se aplican exponentes a (1), se tiene: $h_t = (h_{t-1})^{\beta_1^*} \exp(\alpha_0^* + \alpha_1^* \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \lambda^* \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right)) \dots (2)$. “Esto implica que el efecto de apalancamiento es exponencial, y que la predicción de la varianza condicional no sea negativa” (Lama *et al.*, 2015).

El efecto ARCH es α_1^* , y la especificación en valor absoluto implica hacer simétricos los *shocks* positivos o negativos. β_1^* es el efecto GARCH, que representa la persistencia de la volatilidad condicional. Valores altos de β_1^* implican largos periodos para la estabilización de una serie después de algún choque determinado. λ^* mide el efecto de apalancamiento y representa la magnitud de efecto asimétrico del modelo.

Si $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$ es positivo, el efecto del *shock* en el logaritmo de la varianza condicional es $\alpha_1^* + \lambda^*$; en cambio, si $\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$ es negativo, el efecto del *shock* en el logaritmo de la varianza condicional será $\alpha_1^* - \lambda^*$ (Enders, 2014). Si $\lambda^* < 0$ implica que las malas noticias (*shocks* negativos) generan una mayor volatilidad que las buenas noticias (*shocks* positivos). De acuerdo con Ospina y Giraldo (2009): “Se debe esperar que el parámetro asimétrico sea negativo en aplicaciones reales. Los efectos de apalancamiento pueden ser estimados mediante la hipótesis de que $\lambda^* < 0$ ”.

Finalmente, la ecuación de varianza condicional (h_t) puede incorporar diferentes variables, como *dummies*, exógenas o incluso la variable dependiente de la ecuación de

la media condicional (r_t), formalmente $h_t = \alpha_0 + \alpha_0 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma r_t + v_t$. Esta última especificación permite conocer la influencia de las tasas de crecimiento de los precios en la varianza condicional.

Metodología de estimación

El método empleado es el de Box y Jenkins, de acuerdo a como lo describen Gujarati y Porter (2009), por lo que se estimaron modelos ARIMA(p, d, q) para los rendimientos de los precios en cada estado productor. Para conocer si las series son estacionarias, se realizaron las pruebas de raíz unitaria de Dikey-Fuller Aumentada (DFA) y de Phillips-Perron (PP), en cuyas pruebas la hipótesis nula (H_0) es que la variable tiene raíz unitaria. Si el valor del estadístico cae fuera de la región de aceptación de H_0 se concluye estacionariedad.

Para la definición del número de rezagos autoregresivos —AR(p)— y de medias móviles —MA(q)—, la estimación se basó en las pruebas y funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial, y se estimaron diversos modelos con la finalidad de detectar el más parsimonioso y que a la vez presentara estimadores significativos, así como el valor mínimo en los criterios de información de Akaike (AIC), Schwarz (BIC) y Hannan-Quin (HQIC). Se eligió el modelo cuyos residuos presentaran ruido blanco; es decir, sin presencia de autocorrelación serial (Gujarati y Porter, 2009).

Una vez definido el modelo ARIMA se aplicaron dos pruebas para saber si los residuos del modelo presentan heterocedasticidad: 1) la prueba Q^2 de Ljung-Box (autocorrelación de residuos al cuadrado), si la probabilidad de estos residuos es menor que 0.05, tenemos sospecha de heterocedasticidad; 2) prueba ARCH LM (Lagrange Multiplier), la cual se basa en la regresión: $\varepsilon_t^2 = \rho_0 + \rho_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \rho_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \rho_3 \varepsilon_{t-3}^2 + \dots + \rho_q \varepsilon_{t-q}^2$, donde ε_t^2 son los residuos de modelo ARIMA elevados al cuadrado, y establece el siguiente juego de hipótesis: $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_p = 0$ (no existe heterocedasticidad) *versus* H_a : todos los rho (ρ) son distintos de cero de manera conjunta. Si la Prob (nR^2 en t-q rezagos) < 0.05, se rechaza H_0 .

La presencia de heterocedasticidad indica influencia de volatilidad en los modelos ARIMA, por lo se procedió a estimar los modelos GARCH descritos anteriormente. Los modelos GARCH seleccionados se probaron con supuestos de distribución de los errores de tipo normal (Gaussiana), de t-student y distribución generalizada de errores (GED). Los modelos de media y varianza condicionada seleccionados presentaron los valores más bajos de AIC, BCI y HQCI, ausencia de autocorrelación de residuos y de heterocedasticidad.

Resultados

El cuadro 2 muestra los estadísticos básicos de precios y rendimientos, o tasa de variación de los precios ($r_t = \log[P_t] - \log[P_{t-1}]$). En la figura 3 se observa la presencia de volatilidad de la varianza de los rendimientos. La volatilidad sólo será problemática si las oscilaciones de precios son frecuentes, los cambios grandes, o si se presentan ocurrencias repentinas.

Tanto los precios como los rendimientos presentan *colas gordas* (leptocurtosis), lo que indica presencia de heterocedasticidad. El estadístico Jarque-Bera muestra que las variables no se acercan a la normal gaussiana. Asimismo, en las figuras de rendimientos se presentan agrupamiento de volatilidad y eventos repentinos de alta o baja tasa de variación. La naturaleza volátil del precio del limón tiene implicaciones importantes para la planeación productiva y crea la necesidad de estimar dicha volatilidad y su asimetría.

Cuadro 2
Estadísticas básicas de los precios

	Colima		Michoacán		Oaxaca		Guerrero	
	Precio por kg	r_t	Precio por kg	r_t	Precio por kg	r_t	Precio por kg	r_t
Promedio	7.0	0.0005	6.5	-0.0003	6.5	0.0005	6.2	0.0002
Mediana	5.4	0.0	5.0	0.0	5.3	0.0	5.1	0.0
Máximo	24.1	0.659	21.5	0.863	24.0	1.073	19.7	0.836
Mínimo	2.9	-0.545	1.5	-0.727	2.6	-0.588	2.0	-0.884
Std. Dev.	4.35	0.109	4.00	0.180	3.9	0.166	3.7	0.122
Asimetría	1.80	-0.240	1.64	-0.079	1.70	0.459	1.55	0.138
Curtosis	5.50	8.417	5.13	9.277	5.72	6.526	5.13	15.384
Obs.	1040	1039	1040	1039	1040	1039	1040	1039
J-B	830.8	1280.4	662.0	1706.8	821.8	574.7	613.7	6642.8
Prob.	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.0	0.0

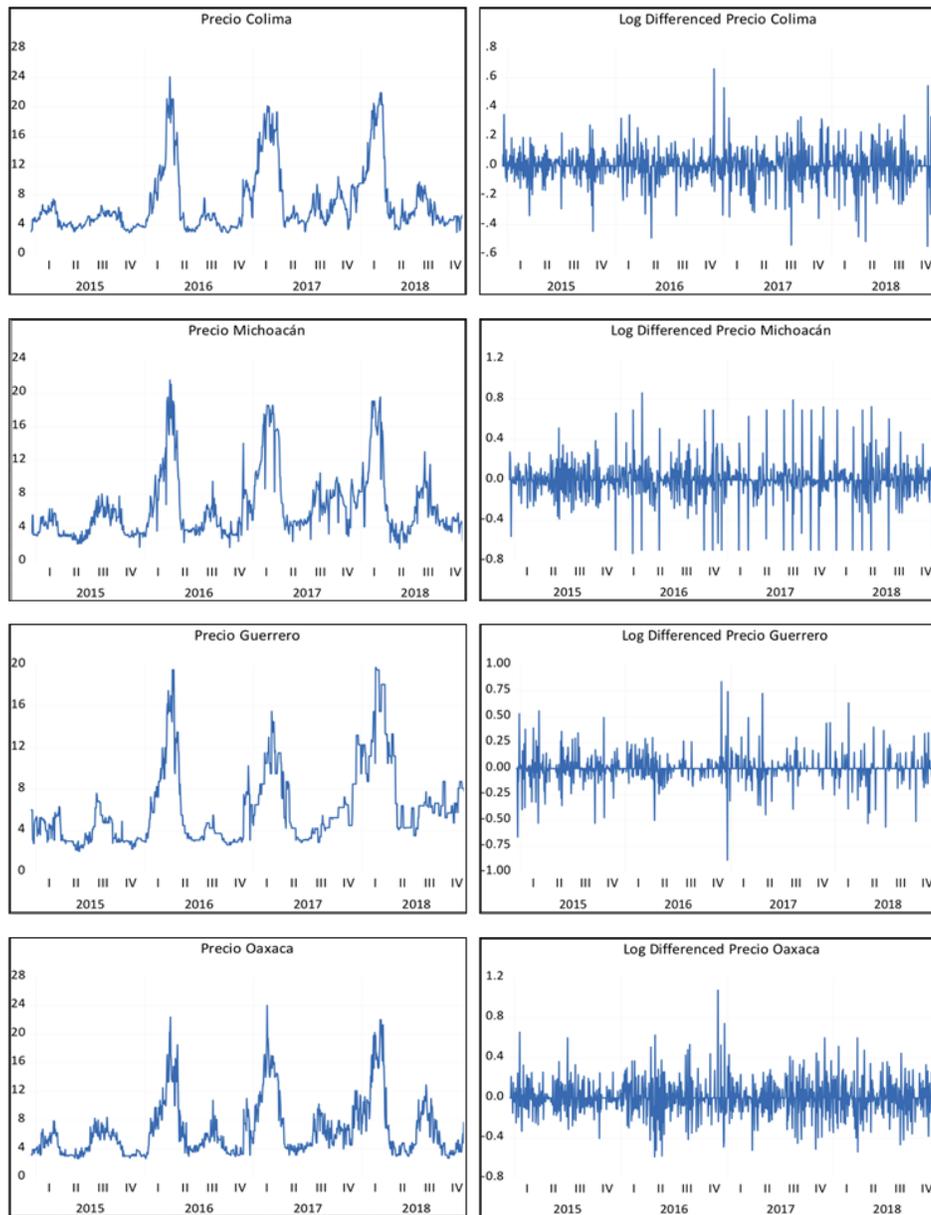
Notas: r_t es una tasa de crecimiento del precio, esto es: $r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$ o rendimiento. J-R: prueba Jarque-Bera de normalidad de la variable.

Fuente: Elaboración propia con datos de CONASIPROLIM, A.C.

Figura 3
Series históricas de precios y rendimientos

Precios corrientes diarios por kilo

Rendimientos



Fuente: Elaboración propia con datos de CONASIPROLIM, A.C.

Como se observa en el cuadro 3, para todas las variables estudiadas se comprobó estacionariedad (débil) en las primeras diferencias, lo cual resultó acorde con la definición de rendimiento. En ocasiones, algunos de los valores estimados de DFA o PP parecen indicar que las variables son estacionarias en niveles (como el caso del precio de Colima para la prueba con constante); sin embargo, el resto de las pruebas similares no confirma esto.

Cuadro 3
Pruebas de raíz unitaria

Estado	Especificación	Dickey Fuller Aumentado			Phillips-Perron			Cln	
		CyT	Cte	Ninguno	CyT	Cte	Ninguno		
Colima	Niveles	T-st (Cal)	-3.707	-3.699	-0.826	-3.442	-3.475	-0.735	I(1)
		1% T-st	-3.967	-3.436	-2.567	-3.967	-3.436	-2.567	
	1er. dif.	T-st (Cal)	-33.453	-33.464	-33.479	-33.592	-33.600	-33.617	
		1% T-st	-3.967	-3.436	-2.567	-3.967	-3.436	-2.567	
Michoacán	Niveles	T-st (Cal)	-3.097	-3.080	-0.998	-4.816	-4.386	-1.167	I(1)
		1% T-st	-3.967	-3.436	-2.567	-3.967	-3.436	-2.567	
	1er. dif.	T-st (Cal)	-21.485	-21.491	-21.502	-42.739	-42.706	-42.732	
		1% T-st	-3.967	-3.436	-2.567	-3.967	-3.436	-2.567	
Guerrero	Niveles	T-st (Cal)	-3.767	-3.317	-0.902	-3.742	-3.254	-0.774	I(1)
		1% T-st	-3.967	-3.436	-2.567	-3.967	-3.436	-2.567	
	1er. dif.	T-st (Cal)	-36.785	-36.800	-36.818	-38.074	-38.089	-38.108	
		1% T-st	-3.967	-3.436	-2.567	-3.967	-3.436	-2.567	
Oaxaca	Niveles	T-st (Cal)	-3.262	-3.261	-0.694	-4.726	-4.688	-0.960	I(1)
		1% T-st	-3.967	-3.436	-2.567	-3.967	-3.436	-2.567	
	1er. dif.	T-st (Cal)	-21.628	-21.634	-21.643	-40.642	-40.632	-40.654	
		1% T-st	-3.967	-3.436	-2.567	-3.967	-3.436	-2.567	

Notas: CyT constante y tendencia. Cte: constante. 1er. dif: Primera diferencia. Cln: conclusión. Los valores en negritas expresan que el valor de los estadísticos DFA y PP caen fuera del área de aceptación de H0.

Fuente: Elaboración propia con datos de CONASIPROLIM, A.C.

Los cuadros 4 al 7 presentan la estimación de los modelos de media y varianza condicional para los rendimientos de precios de limón mexicano para los cuatro estados estudiados. Los estimadores son significativos a los valores convencionales (0.01, 0.05 y 0.10), para los distintos modelos de media y varianza condicional. Se presentan también los valores de los criterios de información (Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn) y de log-verosimilitud. Como se observa, los modelos estimados presentan valores cercanos entre sí en estos criterios; asimismo, se presenta el estadístico y la probabilidad de la prueba ARCH-LM para diferentes rezagos, que indica que los modelos no presentan heterocedasticidad.

Para el caso de Colima, se estimó la varianza condicional con un modelo simétrico (incluyendo su modificación) y dos asimétricos a partir de un modelo ARIMA parsimonioso. La volatilidad del modelo GARCH(1, 1) es $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0.85 (o 0.88 para el modelo modificado o 082 para el TGARCH), lo que indica su persistencia. Si se considera la influencia de las malas noticias, estas aumentan la volatilidad marginalmente (0.057, modelo TGARCH). El modelo EGARCH presentó estimadores con valores esperados, como $\lambda^* < 0$; y las buenas noticias crean mayor volatilidad que las malas (cuadro 4).

Cuadro 4
Modelos para precios de limón mexicano en Colima

	Variable	GARCH (1, 1)		GARCH (1, 1)m		TGARCH (1, 1)		EGARCH (1, 1)	
		Coef.	EE	Coef.	EE	Coef.	EE	Coef.	EE
Modelo de media condicional	θ_3	-0.061	0.033	-0.053	0.031	-0.057	0.035	-0.051	0.034
	φ_9	0.083	0.029	0.086	0.029	0.085	0.029	0.082	0.028
	φ_{10}	0.069	0.027	0.071	0.028	0.071	0.028	0.069	0.030
Modelo de varianza condicional	α_0 (α_0^*)	0.002	0.000	0.002	0.000	0.002	0.000	-1.111	0.148
	α_1	0.167	0.025	0.180	0.026	0.132	0.026		
	λ					0.057	0.034		
	β_1	0.682	0.042	0.697	0.036	0.687	0.042		
	Precio (γ)**			-0.004	0.001				
	α_1^*							0.271	0.033
	λ^*							-0.046	0.020
	β_1^*							0.793	0.028
Criterio de información	Akaike	-1.664		-1.675		-1.664		-1.665	
	Schwarz	-1.636		-1.641		-1.630		-1.632	
	Hannan-Quinn	-1.654		-1.662		-1.651		-1.653	
	Log verosimilitud	868.15		874.49		868.75		869.64	
Prueba de heterocedasticidad ARCH LM	Prueba (Rezago)	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
	F (t-1)	0.094	0.759	0.001	0.973	0.070	0.791	0.486	0.486
	N*R ² (t-1)	0.095	0.758	0.001	0.973	0.070	0.791	0.487	0.485
	F (t-5)	0.489	0.785	0.474	0.796	0.477	0.794	0.460	0.806
	N*R ² (t-5)	2.452	0.784	2.379	0.795	2.393	0.793	2.308	0.805
	F (t-10)	0.578	0.833	0.605	0.810	0.579	0.832	0.821	0.608
	N*R ² (t-10)	5.814	0.831	6.083	0.808	5.823	0.830	8.234	0.606
	F (t-15)	0.676	0.810	0.654	0.830	0.682	0.804	0.753	0.731
N*R ² (t-15)	10.201	0.807	9.876	0.828	10.285	0.801	11.346	0.728	

Notas: * Parámetros que corresponden al modelo EGARCH. ** Estrictamente es el rendimiento del precio de Colima. GARCH(1,1)m, indica que es el modelo modificado.

Fuente: Elaboración propia con datos de CONASIPROLIM, A.C.

Para los rendimientos de precios de Michoacán respecto a la varianza condicional (cuadro 5), se usaron modelos: uno simétrico y tres asimétricos, de media no parsimonioso. La volatilidad estimada fue de las más bajas de los cuatro estados: $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0.412 para el modelo GARCH, o 0.211 y 0.266 para los modelos TGARCH y MGARCH, respectivamente. Si se considera la influencia de las malas noticias, estas son muy importantes (0.536) y por arriba de la volatilidad simétrica del modelo. Aquí se estimó un modelo MGARCH, que indica que la volatilidad aumenta la tasa de crecimiento de los precios (0.243) y que, a su vez, la volatilidad es levemente disminuida por el rendimiento de los precios (-0.012). El modelo EGARCH presentó estimadores con valores esperados, como $\lambda^* < 0$; mientras que las buenas noticias crean considerablemente mayor volatilidad que las malas.

Cuadro 5
Modelos para precios de limón mexicano en Michoacán

	Variable	GARCH (1, 1)		TGARCH (1, 1)		MGARCH (1, 1)		EGARCH (1, 1)	
		Coef.	EE	Coef.	EE	Coef.	EE	Coef.	EE
Modelo de media condicional	θ_1	-0.154	0.043	-0.149	0.042	-0.144	0.041	-0.146	0.041
	θ_2	-0.160	0.035	-0.142	0.034	-0.143	0.036	-0.152	0.032
	θ_3	-0.154	0.033	-0.140	0.030	-0.111	0.027	-0.131	0.025
	θ_4	-0.101	0.029	-0.087	0.027	-0.070	0.028	-0.088	0.026
	θ_5	-0.080	0.032	-0.079	0.030	-0.065	0.031	-0.070	0.029
	φ_{20}	0.081	0.022	0.089	0.021	0.059	0.024	0.078	0.019
	φ_{21}	-0.129	0.019	-0.132	0.019	-0.100	0.020	-0.115	0.018
	h_t					0.243	0.140		
Modelo de varianza condicional	α_0 (α_0^*)	0.018	0.001	0.017	0.001	0.015	0.001	-2.950	0.266
	α_1	0.340	0.050	0.142	0.029	0.121	0.034		
	λ			0.536	0.126	0.384	0.115		
	β_1	0.071	0.043	0.068	0.040	0.145	0.064		
	Precio (γ)**					-0.012	0.001		
	α_1^*							0.476	0.046
	λ^*							-0.194	0.040
	β_1^*							0.286	0.068
Criterio de información	Akaike		-0.808		-0.829		-0.876		-0.833
	Schwarz		-0.760		-0.776		-0.814		-0.781
	Hannan-Quinn		-0.790		-0.809		-0.852		-0.813
	Log likelihood		427.6		439.4		465.8		441.9

Continúa en página siguiente

Viene de página anterior

	Prueba (Rezago)	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
	F (t-1)	0.151	0.698	0.000	0.991	0.646	0.422	0.005	0.941
	N*R ² (t-1)	0.151	0.697	0.000	0.991	0.646	0.421	0.006	0.941
	F (t-5)	0.537	0.748	0.443	0.819	0.832	0.527	0.391	0.855
Prueba de heterocedasticidad	N*R ² (t-5)	2.694	0.747	2.223	0.818	4.169	0.525	1.964	0.854
	F (t-10)	0.582	0.830	0.534	0.867	0.613	0.803	0.496	0.894
ARCH LM	N*R ² (t-10)	5.847	0.828	5.374	0.865	6.164	0.801	4.985	0.892
	F (t-15)	1.021	0.430	1.003	0.449	1.328	0.178	1.013	0.439
	N*R ² (t-15)	15.327	0.428	15.063	0.447	19.848	0.178	15.208	0.437
	F (t-20)	0.855	0.646	0.827	0.682	1.051	0.397	0.837	0.669
	N*R ² (t-20)	17.170	0.642	16.606	0.678	21.026	0.396	16.814	0.665

Notas: * Parámetros que corresponden al modelo EGARCH. ** Estrictamente es el rendimiento del precio de Michoacán.

Fuente: Elaboración propia con datos de CONASIPROLIM, A.C.

Para el estado de Guerrero se estimaron dos modelos simétricos y uno asimétrico, para un modelo ARIMA parsimonioso; la volatilidad es alta, sobre todo por el componente GARCH ($\alpha_1 + \beta_1 = 0.909$) y 0.922 para el modelo GARCH modificado. En estos modelos no hay efecto de apalancamiento, pero sí una influencia positiva marginal de la tasa de crecimiento de los precios en la varianza condicional (0.001). El modelo EGARCH presentó estimadores con valores esperados, como $\lambda^* < 0$, y las malas noticias crean mayor volatilidad que las malas (cuadro 6).

El modelo ARIMA para los rendimientos de los precios en Oaxaca no es parsimonioso; sin embargo, permitió la estimación de un modelo simétricos y tres asimétricos. La volatilidad es alta y persistente: ($\alpha_1 + \beta_1$) 0.936 para el GARCH y 0.891 para el TGARCH y 0.882 para su modificación. La influencia de las malas noticias es relativamente pequeña (0.056 y 0.089) aunque mayor que el efecto del residual (α_1). También se observa una pequeña y positiva influencia de la tasa de crecimiento del precio en la varianza condicional (0.008). El modelo EGARCH presentó estimadores con valores esperados, como $\lambda^* < 0$, y las malas noticias crean una mayor volatilidad que las malas (cuadro 7).

La comparación para cuatro estados de resultados de los modelos GARCH y EGARCH, en su expresión exponencial, se observan en el cuadro 8. Así se evalúa la consistencia de la influencia de malas o buenas noticias y el efecto a largo plazo (persistencia) de la volatilidad. Esta comparativa muestra que la influencia de las malas noticias tiene magnitudes similares en los precios de los cuatro estados; pero la influencia de las buenas noticias es considerablemente más alta en Michoacán que en el resto de los estados. Esto significa que un aumento repentino de precios se mantiene más tiempo en el mercado para este estado; mientras que una caída tiene mayor prevalencia en los otros estados. Asimismo, tanto en Guerrero como en Oaxaca las malas noticias tienen un efecto

mayor en la volatilidad que las buenas; mientras que en Colima y Michoacán ocurre lo contrario, aunque estas diferencias son apenas perceptibles en Colima, pero en Michoacán son considerables. Otro aspecto que se observa es la persistencia de la volatilidad, la cual es alta en Oaxaca, Colima y Guerrero, en cambio es menor para Michoacán. En este último punto, los resultados de este modelo coinciden con el modelo simétrico (GARCH), que pone a Michoacán con la menor persistencia de volatilidad a largo plazo.

Cuadro 6
Modelos para precios de limón mexicano en Guerrero

Variable	GARCH (1, 1)		GARCH (1, 1) m		EGARCH(1, 1)		
	Coef.	EE	Coef.	EE	Coef.	EE	
Modelo de media condicional	θ_5	-0.071	0.027	-0.071	0.027	-0.076	0.024
	φ_1	-0.132	0.037	-0.129	0.037	-0.125	0.034
Modelo de varianza condicional	$\alpha_0 (\alpha_0^*)$	0.001	0.000	0.001	0.000	-1.455	0.188
	α_1	0.049	0.008	0.050	0.008		
	β_1	0.860	0.019	0.872	0.018		
	Precio (γ)**			0.001	0.000		
	α_1^*					0.140	0.023
	λ^*					-0.182	0.019
	β_1^*					0.679	0.042
Criterio de información	Akaïke	-1.451		-1.451		-1.466	
	Schwarz	-1.427		-1.422		-1.437	
	Hannan-Quinn	-1.442		-1.440		-1.455	
	Log likelihood	755.0		756.0		763.9	
Prueba de heterocedasticidad ARCH LM	Prueba (rezago)	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
	F (t-1)	0.368	0.544	0.395	0.530	0.115	0.735
	N*R ² (t-1)	0.369	0.544	0.396	0.529	0.115	0.735
	F (t-5)	0.736	0.597	0.794	0.554	0.858	0.509
	N*R ² (t-5)	3.686	0.596	3.976	0.553	4.298	0.507
	F (t-10)	0.462	0.915	0.504	0.888	0.457	0.918
	N*R ² (t-10)	4.652	0.913	5.074	0.886	4.597	0.916
	F (t-14)	0.476	0.947	0.514	0.926	0.479	0.945
	N*R ² (t-14)	6.713	0.945	7.257	0.924	6.755	0.944

Notas: * Parámetros que corresponden al modelo EGARCH. ** Estrictamente es el rendimiento del precio de Guerrero. GARCH(1, 1) m, indica que es el modelo modificado.

Fuente: Elaboración propia con datos de CONASIPROLIM, A.C.

Cuadro 7
Modelos para precios de limón mexicano en Oaxaca

	Variable	GARCH (1, 1)		TGARCH(1, 1)		TGARCH(1, 1) m		EGARCH(1, 1)	
		Coef.	EE	Coef.	EE	Coef.	EE	Coef.	EE
Modelo de media condicional	θ_1	-0.233	0.035	-0.236	0.035	-0.241	0.035	-0.241	0.033
	θ_2	-0.208	0.034	-0.202	0.035	-0.198	0.034	-0.196	0.034
	θ_3	-0.160	0.034	-0.154	0.034	-0.155	0.034	-0.151	0.032
	θ_4	-0.120	0.034	-0.113	0.034	-0.114	0.034	-0.109	0.033
	θ_6	-0.057	0.032	-0.062	0.032	-0.060	0.031	-0.049	0.029
	θ_{19}	0.091	0.034	0.097	0.034	0.096	0.035	0.093	0.034
	φ_9	0.109	0.032	0.110	0.031	0.115	0.029	0.116	0.027
	φ_{20}	0.094	0.032	0.098	0.032	0.105	0.031	0.103	0.030
Modelo de varianza condicional	α_0 (α_0^*)	0.002	0.000	0.002	0.001	0.002	0.000	-0.403	0.095
	α_1	0.056	0.013	0.034	0.014	0.026	0.013		
	λ			0.056	0.023	0.089	0.024		
	β_1	0.879	0.029	0.857	0.034	0.856	0.031		
	Precio (γ)**					0.008	0.001	0.588	0.047
	α_1^*							0.142	0.024
	λ^*							-0.088	0.019
	β_1^*							0.920	0.022
Criterio de información	Akaike	-0.881		-0.883		-0.900		-0.900	
	Schwarz	-0.828		-0.825		-0.837		-0.837	
	Hannan-Quinn	-0.860		-0.861		-0.876		-0.876	
	Log likelihood	460.1		462.1		472.0		472.0	
Prueba de heterocedasticidad ARCH LM	Prueba (Rezago)	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.	Estad.	Prob.
	F (t-1)	0.294	0.588	0.316	0.574	0.435	0.510	0.064	0.801
	N*R ² (t-1)	0.295	0.587	0.317	0.574	0.435	0.509	0.064	0.800
	F (t-5)	0.239	0.945	0.284	0.922	0.367	0.871	0.222	0.953
	N*R ² (t-5)	1.202	0.945	1.428	0.921	1.844	0.870	1.115	0.953
	F (t-10)	0.249	0.991	0.433	0.931	0.455	0.919	0.503	0.889
	N*R ² (t-10)	2.507	0.991	4.359	0.930	4.574	0.918	5.056	0.887
	F (t-15)	0.480	0.951	0.697	0.789	0.732	0.753	1.034	0.417
N*R ² (t-15)	7.259	0.950	10.514	0.786	11.039	0.750	15.521	0.415	

Notas: * Parámetros que corresponden al modelo EGARCH. ** Estrictamente es el rendimiento del precio de Oaxaca. TGARCH(1,1) m, indica que es su modelo modificado.

Fuente: Elaboración propia con datos de CONASIPROLIM, A.C.

Cuadro 8
Comparativo de modelos EGARCH

Influencia	Colima	Michoacán	Guerrero	Oaxaca
Malas noticias EGARCH*	1.252	1.326	1.380	1.259
Buenas noticias EGARCH*	1.374	1.955	0.958	1.056
Volatilidad de largo plazo (LE) EGARCH*	2.210	1.331	1.972	2.510
Volatilidad LP (+) de GARCH	0.849	0.411	0.909	0.935

Nota: * Para obtener estas estimaciones se empleó la ecuación (2) de la sección materiales y métodos.
Fuente: Elaboración propia con datos de CONASIPROLIM, A.C.

Discusión

Los estudios de volatilidad de precios de productos agropecuarios son una herramienta de política sectorial que permite proponer acciones y programas para evitar sus efectos adversos en los agentes económicos (Kuhe, 2019; Kau *et al.*, 2018; Kuwornu *et al.* 2011). Muchos trabajos empíricos sobre volatilidad consideran que los modelos EGARCH son los que presentan mejor comportamiento y explicación de la volatilidad (Zheng *et al.*, 2008; Xinyu Yuan *et al.*, 2020; Kuhe, 2019); sin embargo, otros trabajos enfatizan la utilidad de los modelos simétricos para modelar la volatilidad de los precios de *commodities* y otros productos agropecuarios (Castillo, 2007; Granados *et al.*, 2020). En este trabajo se emplearon los modelos simétricos y asimétricos para comparar las alternativas de volatilidad y así conocer la consistencia interna y capacidad predictiva de los mismos.

Guerrero y Oaxaca presentan una volatilidad persistente alta y mayor influencia de las malas noticias; esto es que una caída repentina de precio se mantiene por más tiempo. En Colima, además de la alta persistencia de la volatilidad, las noticias buenas y malas influyen casi en la misma magnitud sobre dicha volatilidad. Estos elementos que se podrían llamar riesgos de mercado (Hold y Aradhyula, 1989; 1998), tienden a reducir las inversiones en la producción primaria y a desestabilizar los ingresos de los productores (Lama, *et al.* 2015), y con ello la competitividad de la cadena (Mejía *et al.*, 2015). El efecto de malas noticias en la persistencia de la volatilidad es una característica de las series temporales de precios en los mercados agropecuarios (Mora *et al.*, 2014).

La persistencia de la volatilidad en los estados de Colima, Oaxaca y Guerrero (por arriba de lo estimado para Michoacán), confirmada por los modelos simétricos y asimétricos, indica la consistencia interna en la estimación de los modelos (Enders, 2014). La baja volatilidad de largo plazo en los precios del limón mexicano en Michoacán y la persistencia de buenas noticias se explica por los paros de corte organizados y el mercado de subastas que maneja la organización gremial de productores. Estos elementos no existen en los otros estados.

Este trabajo es una primera aproximación sobre los estudios de economía agrícola a nivel regional; en estudios posteriores es necesario considerar modelos multivariados que, por ejemplo, estimen las funciones de oferta, donde (como indica Hold y Aradhyula, 1989;

1998), el riesgo es otro de entre los factores que explican la oferta potencial. También se pueden evaluar modelos GARCH multivariables.

Conclusiones

En este trabajo se estimaron modelos ARIMA-GARCH para los rendimientos de precios de limón mexicano pagado al productor diariamente en los cuatro estados del Pacífico que cultivan el cítrico de manera comercial, de tal manera que se evaluó y comparó el riesgo que enfrentan dichos productores en la formación de su oferta potencial.

Si se consideran los modelos GARCH, su modificación TGARCH y EGARCH, la persistencia más alta de volatilidades se presenta para los rendimientos de precios de Oaxaca, Colima y Guerrero con valores similares entre ellos; comparativamente, esta volatilidad es menos persistente en Michoacán. Los modelos TGARCH para Oaxaca y Colima muestran que las malas noticias influyen marginalmente en aumentar la volatilidad, aunque esta influencia es relativamente mayor en Oaxaca; sin embargo, para el caso de Michoacán, las buenas noticias sí impactan considerablemente en la varianza condicional, incluso por arriba de los componentes residuales y de varianza rezagada ($\alpha_1 + \beta_1$). Asimismo, sólo en el caso de Michoacán, la tasa de crecimiento del precio influye en la varianza condicional y ésta en los rendimientos de los precios.

Es notable que los modelos simétricos y asimétricos indiquen que la volatilidad de largo plazo (persistencia) es relativamente baja en Michoacán, con respecto a los otros estados productores de limón mexicano. Por otra parte, la influencia de las buenas noticias ($\varepsilon_t > 0$) es mayor que las malas; esto es equivalente a afirmar que un evento de precios altos se mantiene por más tiempo que en otros estados. Finalmente, la hipótesis del trabajo se sostiene, en el sentido de que es Michoacán donde la industria del limón (que incluye a los productores primarios) o la cadena agroalimentaria presenta más desarrollo y fortalecimiento, y que una baja persistencia de volatilidad (o de riesgo), *coeteris paribus*, permite a los productores canalizar mayores inversiones.

Agradecimientos

Los autores externan su agradecimiento a las organizaciones de productores ligadas al CONASPROLIM, A.C., por las facilidades para entrevistar a agentes de la cadena y la información de precios y volúmenes diarios.

Literatura citada

- Ávalos, O. y González, R.F. (2013). El impacto social, económico y en el comercio del HLB en la cadena del limón mexicano en Colima. *Simposio internacional sobre HLB en cítricos ácidos*. Velázquez, Manzanilla, Robles y Orozco (Editores). Memoria Científica No. 1. 1er. Edición. Ed. INIFAP – SAGARP – COEPLIN. Tecomán, Colima, México. Pp. 36-47.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 33: 307-327.
- Castillo, O. (2007). Estacionalidad, ciclos y volatilidad en los precios del ganado macho de levante en Montería, Colombia. *Revista MVZ [Medicina Veterinaria y Zootecnia] Córdoba*. 12(1): 897-911. [<http://www.scielo.org.co/pdf/mvz/v12n1/v12n1a05.pdf>]

- Deniz-Guizar, A; Livas J.A. y López-Luna, J. (2008). "La competitividad de la micro, pequeña y mediana empresa del sector agrícola exportador del estado de Colima, México". *Hitos de ciencia económico administrativas*. 14(38): 27-38.
- Enders, W. (2014). *Applied econometric time series*. Fourth edition. Danvers, MA. John Wiley & Sons, Inc.
- Glosten, L.R; Jagannathan, R. y Runkle, D. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*. 48(5): 1779-1801.
- González, G.A; Puentes, G.A. y Ruiz, E.F. (2017). Comportamiento de precios de mercados y análisis de volatilidad, para durazno (*Prunus persica* [L.] Batsch.) producido en Boyacá, Colombia. *Revista Colombiana de Ciencias Hortícolas*. 11(1): 48-62. [Doi: <http://dx.doi.org/10.17584/rceh.2017v11i1.6161>]
- González, R. y Cabezas, D.A. (2014). Impacto social y laboral de la enfermedad HLB en Colima, México. *Quantitativa Revista de Economía*. 5(1): 29-52.
- González R. F. y Silva R. (2005). *Caracterización de la Cadena de Limón Mexicano (citrus aurantifolia, Swingle) y levantamiento de sus demandas tecnológicas*. Dirección General de Publicaciones, Universidad de Colima. México. 184 p.
- González, R.F. y Lino J.A. (2013). Transformación y retos de la agroindustria agroalimentaria de Colima, México. *Revista Universitaria Digital de Ciencias Sociales*. 4(6): 1-16. [<http://virtual.cuautilan.unam.mx/rudics/wp-content/uploads/2014/11/CAP%C3%8DTULO-1-VOLUMEN-6.pdf>]
- González, R.F. y Prado, C.M. (2015). Métodos de evaluación de impacto para la política de fomento a la inversión agropecuaria: Estudios de caso en el estado de Colima. En *Estrategias de desarrollo turístico y agroindustrial en los estados del Pacífico mexicano*. Orozco Plascencia et. al. Coordinadores. Universidad de Colima y Universidad Autónoma de Baja California Sur. México. Pp. 157-191.
- Granados, M.R; Galán, J. y Leos, J.A. (2020). Volatilidad en los precios de los cereales básicos y su impacto en la seguridad alimentaria. México, 1995-2018. *NOESIS Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*. 30(58): 79-105. DOI: <http://dx.doi.org/10.20983/noesis.2020.2.4>
- Gujarati, D.N. y Porter, D.C. (2009). *Econometría*. McGrawHill. 5ta. Edición. México DF. México. 955p
- Hold, M.T. y Aradhyula S.V. (1989). Price Risk in Supply Equations: An Application of GARCH Time-Series Models to the U.S. Broiler Market. *Proceedings of the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management*. Chicago, IL. [<http://www.farmdoc.uiuc.edu/nccc134>] (Consultado 21 febrero 2021).
- Hold, M.T. y Aradhyula S.V. (1998). Endogenous risk in rational-expectations commodity models: A multivariate generalized ARCH-M approach. *Journal of Empirical Finance*. 5(1): 99-129.
- Kau, J.; Mahlangu, S.; Mazwane, S.; Nhundu, K.; Chaminuka, P.; Nemakhavhani, S. y Lekgau S. (2018). *Price seasonality of citrus commodities in the Joburg Fresh Produce Market*. The 56th Annual Conference of the Agriculture Economics Association of South Africa. [<https://ageconsearch.umn.edu/record/284777>] (Consultado 22 febrero 2021)
- Kuhe, D.A. (2019). Modeling Volatility of Agricultural Commodity Food Price Index in Nigeria using ARMA-GARCH Models. *Mediterranean Journal of Basic and Applied Sciences*. 3(1): 55-75. [<http://mjbas.com/data/uploads/6009.pdf>]
- Kuwornu, J.K; Mensah, A. y Ibrahim, H. (2011). Analysis of Foodstuff Price Volatility in Ghana: Implications for Food Security. *European Journal of Business and Management*. 3(4): 100-118.
- Labra, J.I. (2016). *Efectos del precio internacional de la leche sobre el precio pagado a productor chileno: un análisis de cointegración y volatilidad*. Tesis para optar al grado de Magíster en Dirección de Empresas. Universidad del BÍO-BÍO. Facultad de Ciencias Empresariales. Chillán. Chile.
- Lama, A.; Girish, K.J; Ranjit, K.P. and Bishal, G. (2015). Modelling and Forecasting of Price Volatility: An Application of GARCH and EGARCH Models. *Agricultural Economics Research Review*. 28(1): 73-82. [DOI: 10.5958/0974-0279.2015.00005.1]
- Mamani, C.I. y Almaguer, G. (2011). Análisis de los sistemas producto limón, mango, café, coco, jamaica y maguey mezcal en el estado de Guerrero, México. En *AMEICOCO. Análisis Sistema Producto Guerrero, México*. [<https://ameicoco.org/Panel/Code/controllers/uploads/rt-1313.pdf>] 26p.

- Mejía, S; Castillo, J. y González, J. (2015). El limón en Acapulco, Guerrero: Un recurso potencial de riqueza. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*. 6(1): 307-311. INIFAP, Estado de México. [https://www.redalyc.org/pdf/2631/263139243040.pdf]
- Mora, J.J.; Zamudio, A. y Fuentes, J. (2014). Volatilidad e interdependencia en los precios agrícolas a partir de un modelo GARCH multivariado. *Análisis Económico*. XXIX(72): 35-56. UAM, Unidad Azcapotzalco. [http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41337767003]
- Nelson, D.B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*. 59(2): 347-370. [http://www.finance.martinsewell.com/stylized-facts/distribution/Nelson1991.pdf] (Consultado 25 enero 2021)
- Nicolás N.O. y Favila T.A. (2019). Competitividad de México en la exportación de limón a Países Bajos. *Actualidad Contable FACES*. 22(39): 93-111. [http://bdigital2.ula.ve:8080/xmlui/bitstream/handle/654321/2388/Articulo4.pdf?sequence=1&isAllowed=y]
- Ospina, F. y Giraldo, D.A. (2009). Aplicación de los modelos GARCH a la estimación del VaR de acciones colombianas. *Revista Soluciones de Postgrado EIA*. 3(1): 11-24. [https://repository.eia.edu.co/bitstream/handle/11190/639/RSO00023.pdf?sequence=1] (Consultado el 20 enero 2021).
- Ploeg van der, F. (2010). Natural resources: Curse or blessing? *CESifo Working Paper, No. 3125*. Center for Economic Studies and IFO Institute (CESifo), Munich. [https://www.econstor.eu/bitstream/10419/38934/1/631864989.pdf] 71p.
- Yuan, X; Tangm, J; Wong, W-K. and Sriboonchitta, S. (2020). Modeling co-movement among different agricultural commodity markets: a Copula-GARCH approach. *Sustainability*. 12(393): 1-17. [doi:10.3390/su12010393]
- Zheng, Y; Kinnucan, H.W. y Thompson, H. (2008). News and volatility of food prices. *Applied Economics*, 7(40): 1629-1635. [DOI: 10.1080/00036840600892910]

Recepción: 26 de abril 2021

Arbitraje: 03 de mayo 2021

Dictamen: 25 de mayo 2021

Aceptado: 30 de julio 2021