



Factores que influyen en la demanda y contagio de volatilidad del limón de origen mexicano importado por el mercado de los EUA

Factors Influencing Demand and Volatility Spillover of Mexican Lime Imports to the US Market

Renato Francisco González Sánchez* <https://orcid.org/0000-0003-0737-2838>
Miguel Ángel Tinoco Zermeño <https://orcid.org/0000-0003-4707-2450> miguel_tinoco@ucol.mx

Facultad de Economía, Universidad de Colima.
*Autor de correspondencia: refrgosa@ucol.mx

Recibido: 14 de octubre de 2024
Aceptado: 10 de diciembre de 2024
Publicado: 10 de febrero de 2025

Resumen

Objetivo. Este trabajo tiene dos objetivos: parametrizar un modelo de equilibrio de largo y corto plazo, que explique qué factores influyen en la demanda de importación de limón fresco de origen mexicano por el mercado de los EUA; y por otra parte, se estima el contagio de volatilidad o incertidumbre en los mercados de limón de México y de los EUA. **Materiales y métodos.** Se emplean variables de precios de limón en México, y el número de asesinatos dolosos en México, precios y cantidades de importación de limón mexicano en EUA, el tipo de cambio real en EUA (dólares por pesos mexicano), el ingreso disponible real *per cápita* en los EUA y el precio doméstico del limón amarillo en EUA. El periodo de análisis es de 2000 a 2024 con frecuencia mensual. Se emplean los modelos autorregresivos de reza-

Abstract

Objective. This study has two objectives. First, it seeks to parameterize a long-term and short-term equilibrium model to explain what factors influence the US market's demand for imported fresh lime of Mexican origin. Second, it estimates the volatility spillover (uncertainty contagion) between the lime markets in Mexico and the US. **Materials and Methods.** The study employs variables including lime prices in Mexico, the import prices and quantity in tons of Mexican lime in the US, the real exchange rate in the US (dollars per Mexican peso), domestic urban prices of lemon in the US, the real per capita disposable income in the US and the number of intentional homicides in Mexico. The analysis period spans from 2000 to 2024 with monthly frequency. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) and Multivariate

gos distribuidos (ARDL) y heterocedasticidad condicional multivariada (GARCH-BEKK). **Resultados.** Los precios del limón importado de México, el tipo de cambio real y el ingreso disponible *per cápita* en los EUA impactan significativamente, aunque de manera diferenciada la importación de limón de origen mexicano en los EUA, tanto en el corto como en el largo plazo. Asimismo, la volatilidad de los precios en México y de exportación a los EUA son contagiados por la incertidumbre derivada de la inseguridad en México, así como por *shocks* repentinos o persistentes debidos a la volatilidad del tipo de cambio real y el ingreso *per cápita* disponible en los EUA. **Conclusión.** Estos resultados son útiles para mejorar la política de fomento comercial agroalimentario mexicano; y para la planeación de empresas exportadoras de frutas y verduras frescas.

Palabras clave

Comercio, ARDL, GARCH-BEKK, incertidumbre.

Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH-BEKK) models are used. **Results.** The prices of imported lime from Mexico, the real exchange rate, and the real per capita disposable income in the US have a significant, albeit differentiated, impact on the import of Mexican-origin lime into the US, both in the long and short term. Furthermore, the volatility of lime prices in Mexico and those for export to the US are impacted by the uncertainty arising from insecurity in Mexico, as well as by sudden or persistent shocks due to the volatility of the real exchange rate and the real per capita disposable income in the US. **Conclusion.** These results are useful for improving Mexican agri-food trade promotion policies and for the planning of fresh fruit and vegetable exporting companies.

Keywords

Trade, ARDL, GARCH-BEKK, uncertainty.

Introducción

México es uno de los países que más exporta frutas y hortalizas frescas (o congeladas, pre-procesadas, etcétera) al mercado de los EUA. Para el año 2022, las exportaciones de frutas mexicanas alcanzaron el 49% y de hortalizas el 72% de todas las importaciones hechas por los EUA. Así, México está por arriba de sus principales competidores (Brasil, países de Centroamérica y Sudamérica y algunos del Pacífico como Filipinas, etcétera) por su participación en el mercado norteamericano (Huang *et al.*, 2022). Si se observa por grupo de frutas, el aguacate, las *berries* (zarzamora, frambuesas, fresa y arándanos), los cítricos (limones y limas, naranjas, mandarinas, toronjas), y las sandías han tenido un crecimiento constante desde 2010 a 2022 (USDA-FAS, 2022, Huang *et al.*, 2022). La exportación de lima ácida o limón de origen mexicano a los EUA mostró una tasa de crecimiento anual de 5.9% de 2000 a 2023 y representa de 75 al 89% de las importaciones totales de los EUA de limón en todas sus variedades (véase panel A de la figura 1).

Este crecimiento se debe a factores que impactan en la demanda de frutas y hortalizas en los EUA. En el caso del limón, los cambios demográficos (aumento de la población hispana y asiática), preocupaciones de salud, tendencias culinarias y la disponibilidad de la fruta en el mercado al menudeo explican la creciente demanda (Plattner, 2024). En el mercado doméstico de los EUA, la demanda de limón (amarillo, italiano, verdadero o

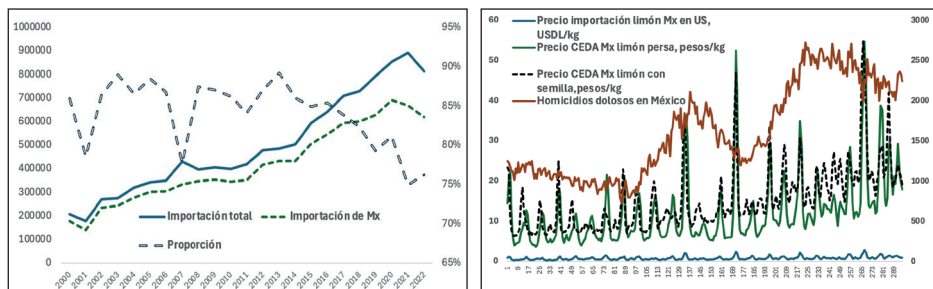
Citrus limon) es satisfecha por la producción en California y de importación, esta última proveniente principalmente de Argentina, Chile y de Tamaulipas, México. Las cadenas de restaurantes son los principales demandantes de este producto. La lima ácida no tiene producción comercial en los EUA y se importa principalmente de México, donde el limón persa (Tahití, sin semilla o *Citrus latifolia*) proveniente de Veracruz es el principal componente. México también exporta limón agrio (*Key* mexicano, con semilla, *Citrus aurantifolia*) aunque en menor proporción. La lima ácida de origen mexicano (y de otros países como Colombia, Perú y de Centro América y el Caribe) se vende al menudeo en cadenas como Walmart, Costco y otras especializadas (International Fresh Produce Association, 2024). México constituyó el 78% del total de importaciones de limas por los EUA en 2023 (World Integrated Trade Solution, 2024). En este trabajo se centra en la importación de lima ácida de origen mexicano por el mercado de los EUA; aunque se empleará el nombre común de limón.

Figura 1

Exportaciones de productos de limón y mercado interno

Panel A. Volumen limón fruta fresca (ton)

Panel B. Precios de mercado* e inseguridad



Notas: */ Los precios están deflactados con el **índice** de precios para cada país, para julio de 2024 = 100.

Fuente: Elaboración propia con datos de FAS-USDA (<https://apps.fas.usda.gov/gats/default.aspx>) y Servicio de Información e Integración de Mercados (<http://www.economia-sniim.gob.mx/nuevo/>) y FAO (<https://www.fao.org/faostat/en/#data/PP>).

Diversos autores han explicado las causas de la competitividad de las exportaciones mexicanas de frutas y verduras en el mercado de los EUA. Estos cultivos son intensivos en el uso de mano de obra; la cual es más escasa en el país vecino y encarece el costo de producción (Guan *et al.*, 2015; Charlton *et al.*, 2019; Guan *et al.*, 2020). México cuenta aún con suficiente mano de obra para las actividades agrícolas, aunque cada vez se reporta menor disponibilidad, dadas otras alternativas laborales en las ciudades y la caída relativa de la tasa de natalidad. Por otra parte, la falta de supervisión respecto a las regulaciones relacionadas con el uso del agua, de mano de obra infantil y manejo de pesticidas hacen el costo de producción competitivo; sin embargo, el aumento del costo de insumos agrícolas (fertilizantes, semillas, pesticidas, etcétera, en sistemas de producción comercial de alta densidad de plantas por hectárea) y el papel del crimen organizado o

inseguridad en campo y en el comercio aumentan los costos de producción de limón en México (Herrera y Martínez-Alvarez, 2022). La exportación de frutas y hortalizas frescas mexicanas a EUA implica el uso intensivo de tecnología, se trata de productos perecederos o de corta vida de anaquel que requieren red de frío para su transporte y exhibición, y también se necesita una oferta constante basada en la selección, empaque, etiquetado y trazabilidad. El mercado tiende a diversificarse en productos sustentables (naturales u orgánicos) para acceder a mercados nicho o mantenerse en los mercados tradicionales, y observan una fuerte competencia entre oferentes domésticos de EUA y de otros países.

Desde el punto de vista de la teoría económica, la volatilidad de precios está asociada a la incertidumbre de los mercados (Panagiotou, 2015; González y Torres, 2023). En mercados agrícolas, en particular para el limón en México, esta volatilidad se debe a eventos climáticos extremos, desastres naturales (aumentados por el cambio climático), impacto de plagas y enfermedades (Donkersley *et al.*, 2018) así como también a problemas logísticos y de transporte al tratarse de comercio internacional. Entre los eventos que incrementan la volatilidad de precios de mercados de limón (y otros productos) está la inseguridad (Navarro, 2014), percibida como aumento de índices de criminalidad en áreas agrícolas comerciales en México y resentida por productores, trabajadores y comercializadores (Covert, 2024; Arciniegas, 2024); estos eventos afectan la producción, creando *shock* de oferta y volatilidad de precios, por la escasez de la fruta resultante. Por su conexión a mercados interrelacionados de procesamiento de alimentos, los eventos de extrema volatilidad en precios agrícolas afectan a la población, en particular a segmentos en pobreza, quienes gastan una proporción mayor de su ingreso en alimentos. El Panel B de la figura 1 presenta los precios mensuales deflactados del limón en México y de exportación, así como un indicador de inseguridad, en este caso los homicidios dolosos. Como se observa, los precios presentan estacionalidad, son altamente volátiles (como se demostrará más adelante) y posiblemente exista contagio de volatilidad entre estas variables.

Este trabajo tiene como primer objetivo estimar un modelo de equilibrio de corto y largo plazos, que explique los factores que impactan en la demanda de limón mexicano en el mercado de los EUA. El segundo objetivo es detectar la existencia de contagio de volatilidad o de incertidumbre para los mercados de limón en México y de exportación de este producto a los EUA, y con otras variables, incluyendo la inseguridad en nuestro país. En este estudio, se emplea a los homicidios dolosos en México como indicador de inseguridad, siguiendo la lógica de investigaciones similares para otros cultivos agrícolas de exportación (Madslie, 2020; Ornelas, 2018; Arciniegas, 2024).

Materiales y métodos

La información para este trabajo se obtuvo de diversas fuentes, para los volúmenes y precios del limón que México exporta a los EUA se emplea el código armonizado del Sistema de Comercio Agrícola Global (GATS) del Departamento de Agricultura de los EUA. Este sistema emplea el valor del comercio en frontera, que se basa principalmente en el precio FOB, como lo indica la página donde se toman los datos. Los precios se deflactan con el índice de precios al consumidor de cada país. La frecuencia de los datos es mensual,

para el periodo de enero de 2000 a julio de 2024. Más detalles del procesamiento de las bases de datos, el uso de deflatores y fuente de datos puede observarse en el cuadro 1.

Cuadro 1
Fuente y descripción de los datos, series mensuales

VARIABLES	DESCRIPCIÓN
Fracción arancelaria 0805304000 0805503000 0805503040 0805503020	Limón fresco o deshidratado, limón fresco, preparado, deshidratado. Se trata de las variedades de limones (<i>Citrus limon</i>) y limas (<i>Citrus aurantifolia</i> , <i>Citrus latifolia</i>), incluye orgánicos. Los valores están en toneladas y miles de dólares. El precio se obtiene de la división de esto dos valores, con lo que se mide en dólares por kilo. Se deflacta con el CPI de EUA (julio 2024 = 100). Fuente: https://apps.fas.usda.gov/gats/default.aspx
Limón con semilla (<i>Citrus aurantifolia</i>) Limón sin semilla (<i>Citrus latifolia</i>)	Precios en centrales de abasto (CEDAs) de diversas ciudades de México. Los datos empleados son promedios mensuales y los valores están expresados en pesos por kilo y deflactados por el índice de precios al consumidor de México (julio 2024 = 100). Fuente: http://www.economia-sniim.gob.mx/nuevo/
Precio del limón amarillo en el mercado de EUA	Limón amarillo o verdadero (<i>Citrus limon</i>). El precio es un promedio en dólares por libra para la Región Urbana del Censo Occidental. Fuente: U.S. Bureau of Labor Statistics, Federal Reserve Bank of St. Louis, https://fred.stlouisfed.org/series/APU0400711412 .
Ingreso disponible real per cápita en EUA	Serie en dólares constantes (2024 = 100) de EUA. Fed. Reserve Bank of St. Louis. Fuente: https://fred.stlouisfed.org/
Tipo de cambio real en los EUA*/	Expresa cuántos dólares de EUA paga un consumidor en EUA por un peso mexicano, en el contexto del mercado de EUA. Fuente: Federal Reserve Bank of St. Louis, https://fred.stlouisfed.org y Banco de México, https://www.banxico.org.mx/
Homicidios dolosos en México	Variable de inseguridad en México. Estos datos los reporta el INEGI en sus estadísticas de mortalidad. Fuente: https://www.inegi.org.mx/sistemas/olap/proyectos/bd/continuas/mortalidad/defuncioneshom.aspx?s=est

Notas: */ El cociente de índice de precios al consumidor en EUA entre el índice de precio al consumidor en México se multiplica por el tipo de cambio corriente.

Fuente: Elaboración propia.

A fin de alcanzar los objetivos del trabajo, se proponen dos enfoques. El primero es estimar una función de demanda del limón de origen mexicano en el mercado de los EUA. De acuerdo con Nicholson (1998), la demanda de un bien es una función del precio propio del bien, del precio de bienes relacionados, el ingreso y otros elementos distintivos del mercado; esto es $Q_d^x = f(P_x, P_y, I, \dots)$. De manera empírica se emplea el modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés), con el cual se estiman los coeficientes del modelo de demanda en el corto y largo plazos. Para el segundo objetivo, que busca evaluar la existencia de contagio de volatilidad entre los distintos mercados analizados, se propone un modelo GARCH multinomial, en particular el BEKK diagonal.

La cantidad importada de limón o lima de origen mexicano en el mercado de los EUA ($Q_{lim_{US}}$) se considera que es influido por el precio propio de importación ($P_{lim_{MX}}$) del limón mexicano; el precio relacionado del limón amarillo en el mercado doméstico de EUA ($P_{dom_{US}}$), el ingreso disponible real per cápita en los EUA (IDR_{US}), el tipo de cambio

real (TCR_{US}) de pesos mexicano y dólar de EUA que un consumidor norteamericano enfrenta para comprar este tipo de frutos importados. Este tipo de cambio particular es la capacidad de compra de importaciones mexicanas de un consumidor norteamericano. En términos algebraicos, esta función se puede expresar como: $Qlim_{US} = f(Plim_{Mx}, Pdom_{US}, IDR_{US}, TCR_{US}) \dots (1)$; que para los fines de este trabajo se transforma a logaritmos naturales. Los tres primeros regresores se fundamentan en la teoría microeconómica de la demanda. Sánchez-Torres *et al.* (2011) establecen una función similar con variables de frecuencia anual. En otro trabajo empírico de comercio internacional agrícola, Dube *et al.* (2018) emplean al tipo de cambio como regresor.

Con la finalidad de determinar qué modelo es el más adecuado para estimar (1), se emplean las pruebas de raíz unitaria; en particular la Phillips-Perron (PP) y la Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS); al considerarse complementarias (Rosetti *et al.*, 2017). Para la prueba PP, la hipótesis nula es que la variable tiene raíz unitaria o que no es estacionaria. Para la prueba KPSS la hipótesis nula es que la serie es estacionaria (Phillips y Perron, 1988; Kwiatkowski *et al.*, 1992). Como posteriormente se presenta, el orden de integración de las variables del modelo combinan estacionariedad en niveles $I(0)$, y estacionariedad en las primeras diferencias $I(1)$; por lo que el modelo más adecuado para estimar (1) es el autorregresivo de rezagos distribuidos -ARDL- (Pesaran *et al.*, 2001; Ogunjobi *et al.*, 2022). Con el fin de aplicar la metodología de cointegración del modelo ARDL, se debe estimar la siguiente ecuación:

$$\Delta \ln Qlim_{US,t} = \alpha + \sum_{i=1}^p \omega_{1,i} \Delta \ln Qlim_{US,t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{2,i} \Delta \ln Plim_{Mx,t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{3,i} \Delta \ln Pdom_{US,t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{4,i} \Delta \ln IDR_{US,t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{5,i} \Delta \ln TCR_{US,t-i} + \delta_1 \ln Qlim_{US,t-1} + \delta_2 \ln Plim_{Mx,t-1} + \delta_3 \ln Pdom_{US,t-1} + \delta_4 \ln IDR_{US,t-1} + \delta_5 \ln TCR_{US,t-1} + \varepsilon_t \dots (2).$$

Donde Δ es el operador de primeras diferencias, p es el número de rezagos, y ε_t es el término de error de ruido blanco. El modelo ARDL se estima en dos etapas; en la primera, se prueba la hipótesis nula de no cointegración de las variables en el largo plazo, esto es, $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$; vs $H_0: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$. Para ello se emplea la prueba de cotas con el estadístico F. La cota superior de las series en $I(1)$ y la cota inferior de las series en $I(0)$ se comparan con el estadístico F para determinar el rechazo o no rechazo de H_0 (Engle y Garger, 1982). La segunda etapa consiste en estimar el modelo de corrección de error (MCE) de la ecuación (2). El MCE puede escribirse como:

$$\Delta \ln Qlim_{US} = \alpha + \sum_{i=1}^p \omega_{1,i} \Delta \ln Qlim_{US,t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{2,i} \Delta \ln Plim_{Mx,t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{3,i} \Delta \ln Pdom_{US,t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{4,i} \Delta \ln IDR_{US,t-i} + \sum_{i=0}^p \omega_{5,i} \Delta \ln TCR_{US,t-i} + \gamma TCE_{t-1} + \mu_t \dots (3).$$

Donde γ es el parámetro de ajuste de velocidad y TCE es el término de corrección de error; esto es el residual obtenido del modelo de largo plazo de la ecuación (2) (Nazlioglu y Erdem, 2011; Hatab y Nsabimana, 2016). Diversos autores han empleado esta metodología para modelar la exportación de productos agrícolas de países en desarrollo a diferentes mercados (Ogunjobi *et al.*, 2022; Dube *et al.*, 2018; Zimon *et al.*, 2023). En este trabajo se emplean variables tipo *dummy* para capturar el impacto de los tres

meses de finales de 2001; donde se presenta una caída considerable en las exportaciones (Boffelli y Urga, 2016).

Para evaluar la existencia de contagio de volatilidad entre los distintos mercados analizados, se modelan las innovaciones del tipo: $\varepsilon_t = H_t^{1/2}(\theta)Z_t = \sqrt{H_t}(\theta)Z_t$. Donde Z_t ($m \times 1$) es un proceso de ruido blanco, con media igual a cero, y una matriz identidad de varianzas y covarianzas (I_m). $H_t^{1/2}$ es una matriz ($m \times m$) triangular inferior con diagonal principal positiva que se obtiene de una factorización tipo Cholesky de la matriz H_t (Boffelli y Urga, 2016). Para este trabajo, H_t es la matriz de varianzas y covarianzas condicionales de los residuales de un modelo VAR con un rezago especificado en rendimientos de las variables. En este trabajo se emplean el precio de importación del limón de México ($Plim_{Mx}$) en el mercado de EUA, precio del limón con semilla en las CEDAs en México (PS_{Mx}), Precio del limón sin semilla (o persa) en las CEDAs en México (PP_{Mx}), ingreso disponible real *per cápita* en EUA (IDR_{US}), tipo de cambio real en EUA (TCR_{US}) y homicidios dolosos (HD_{Mx}) en México.

El modelo Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK) de heterocedasticidad general condicional y autorregresiva (GARCH) multivariada, inicialmente propuesto por Engle y Kroner (1995), se puede representar por: $H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B \dots (4)$. Donde, para este trabajo, $C_{6 \times 6}$ es una matriz triangular inferior con diagonal principal positiva y de rango completo. Las matrices A y B son diagonales de dimensión (6×6) y, por tanto, sus varianzas y covarianzas dependen sólo de sus propios rezagos y sus propias innovaciones rezagadas. $A = a_{ij}$ representa la volatilidad propia ($a_{ij} \forall i=j$) y de contagio de volatilidad ($a_{ij} \forall i \neq j$) derivado de *shocks* o innovaciones de corto plazo. $B = b_{ij}$ captura la volatilidad persistente, tanto propia ($b_{ij} \forall i=j$) o de contagio de mercados ($b_{ij} \forall i \neq j$). Como $C'C$ es positiva semidefinida por construcción, se asegura que las matrices $H_0, H_{t-1}, H_{t-2}, \dots, H_{t-q}$ (matrices rezagadas) sean positivas semidefinidas. La estimación del modelo tiene dos alternativas para considerar que los residuos de varianza condicional presentan una distribución normal Gaussiana o t-student. El modelo con los valores más bajos en los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn es el elegido (Enders, 2015). Diversos autores han modelado el contagio de volatilidad de diferentes mercados agrícolas y agropecuarios empleando esta metodología (González y Torres, 2023; Gardebroek y Hernandez, 2013; An *et al.*, 2021); y aunque existe literatura para la exportación de productos agroalimentarios frescos (Guo y Tanaka, 2020; Paul *et al.*, 2015; Bozma *et al.*, 2023; Sidhoum y Serra, 2016; Panagiotou, 2015) existen pocos trabajos para explicar la interacción entre el mercados domésticos y de exportación mexicano para frutas y hortalizas, y como estos son impactados por la inseguridad en México.

Resultados

El cuadro 2 muestra los estadísticos básicos en niveles y en rendimientos (que expresa una tasa de crecimiento de precios mensual) para las ocho variables del estudio. El promedio para los precios es muy diferente, en función de la escala empleada y a que los precios son siempre resultado de equilibrios de diferentes mercados. Por otra parte, el promedio

y asimetría del volumen exportado de limón mexicano a los EUA son positivos, lo que demuestra que ha sido un importante negocio para los agentes económicos involucrados. En cambio, los promedios de los rendimientos de los tres precios del limón en CEDAs en México y el que nuestro país exporta a los EUA son positivos, pero la asimetría es negativa. Esto último implica que se presentan con frecuencias caídas en el precio del limón, posiblemente por efectos de la temporalidad.

Cuadro 2
Estadística básica de las series en rendimientos y niveles

	$Qlim_{US}$	$Plim_{Mx}$	$Pdom_{US}$	IDR_{US}	TCR_{US}	PS_{Mx}	PP_{Mx}	HD_{Mx}
Media 1/	0.005	0.001	-0.002	0.001	-0.004	0.003	0.003	0.002
V. Máx. 1/	2.923	0.732	0.353	0.207	0.083	0.624	0.865	0.470
V. Mín. 1/	-1.288	-0.790	-0.412	-0.165	-0.185	-0.819	-1.107	-0.326
Des. Est. 1/	0.239	0.270	0.093	0.021	0.029	0.226	0.282	0.099
Asimetría 1/	5.110	-0.327	-0.185	2.411	-1.677	-0.389	-0.328	0.215
Curtosis 1/	79.290	2.937	2.867	52.504	8.558	4.645	4.267	4.036
J-B 1/	78294.9	4.96	102.4	34054.6	1035.0	37.93	23.33	20.70
Prob. 1/	0.000	0.084	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Media 2/	35808	0.82	2.459	42383	0.10	15.17	12.12	1609.7
V. Máx. 2/	67800	2.78	3.545	61509	0.18	54.78	54.71	3389
V. Mín. 2/	724	0.33	1.422	34865	0.04	6.32	3.71	488
Des. Est. 2/	14640	0.40	0.402	4720	0.04	7.88	8.15	755.5
Asimetría 2/	0.207	1.772	0.362	0.674	0.301	1.714	2.212	0.76
Curtosis 2/	-0.824	3.854	0.048	-0.075	-1.133	4.232	6.172	2.35
J-B 2/	10.47	337	6.5	22.4	20.2	364.6	708.9	45.3
Prob. 2/	0.005	0.000	0.039	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

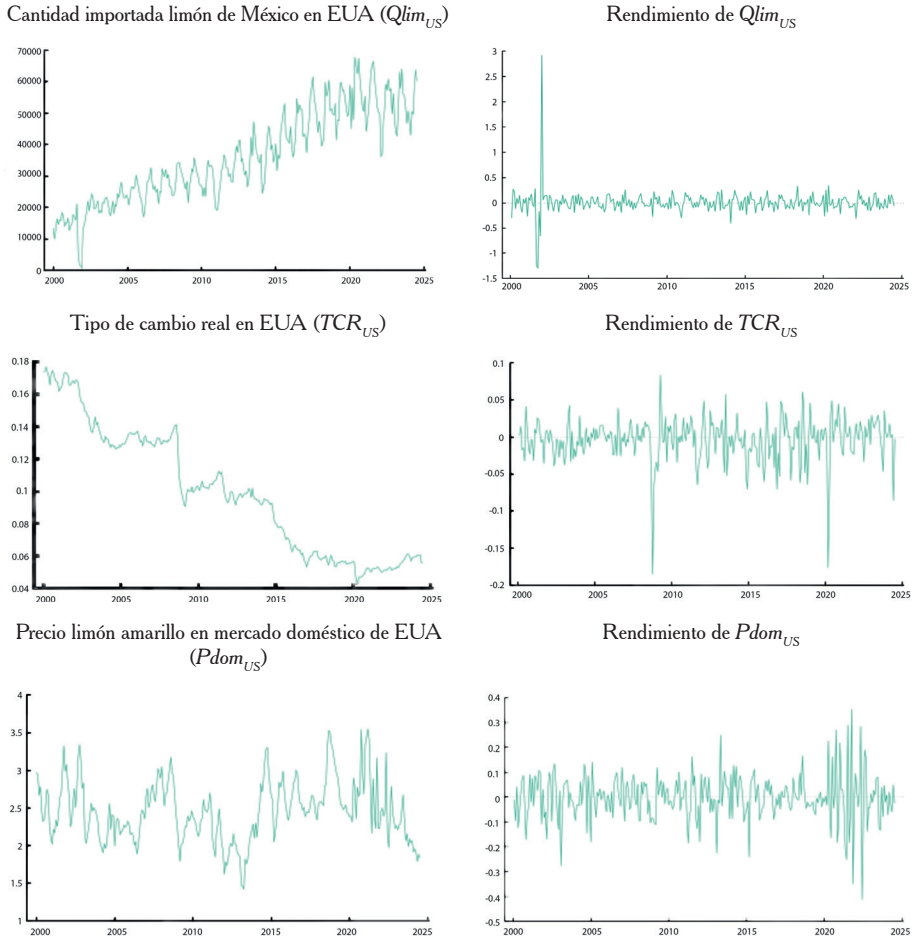
Notas: 1/ Estadísticos para rendimientos de la variable. El rendimiento es una tasa de crecimiento del precio, esto es, $r_t = \ln(P/P_{t-1})$. 2/ Estadísticos para las series en niveles. Los acrónimos indican: Cantidad importada de limón de México en el mercado de los EUA ($Qlim_{US}$). Precio de importación del limón de México ($Plim_{Mx}$) en el mercado de los EUA. Precio del limón amarillo en el mercado doméstico de EUA ($Pdom_{US}$). Ingreso disponible real *per cápita* en EUA (IDR_{US}). Tipo de cambio real en EUA (TCR_{US}). Precio del limón con semilla en CEDAs en México (PS_{Mx}). Precio del limón sin semilla (o persa) en CEDAs en México (PP_{Mx}). Homicidios dolosos (HD_{Mx}) en México.

Fuente: Elaboración propia.

El promedio y la asimetría del tipo de cambio real son negativos, lo cual indica una continua caída del valor del peso respecto al dólar en el mercado de los EUA. Así, el consumidor norteamericano observa que los productos importados de México son accesibles. Por otra parte, el ingreso disponible real *per cápita* en EUA con estos indicadores positivos, le permite al consumidor norteamericano tener mayor capacidad de compra. Asimismo, la serie de los asesinatos dolosos en México con promedio y asimetría

positivos refleja el incremento de la inseguridad en el país. El panel B de la figura 1, así como la figura 2 confirman estas afirmaciones. La alta curtosis en rendimientos (valores mayores a 3) indica un alto riesgo intrínseco de estas variables. Finalmente, el valor del estadístico de Jarque-Bera rechaza que todas las series en niveles y sus rendimientos no se aproximan a la distribución normal (Gaussiana).

Figura 2
Variables en niveles y rendimientos



Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 3 presenta los resultados de las pruebas de estacionariedad de las series en logaritmos y en primeras diferencias de logaritmos, esto es, en rendimientos. Se emplearon las pruebas Phillips-Perron y KPSS para resolver posibles incertidumbres sobre el comportamiento de las series. Como se observa, cinco de las series son estacionarias en logaritmos de precios $[I(0)]$, así como también en sus rendimientos $[I(1)]$. Asimismo, tres

de las series son estacionarias en rendimientos [I(1)], es decir, hasta que se aplican primeras diferencias. En este sentido, el modelo ARDL y la prueba de cotas del modelo ARDL es la apropiada para evaluar la cointegración o relación de largo plazo entre las variables.

Cuadro 3
Pruebas de raíz unitaria

Variable	Test	Logaritmos		Rendimientos		Conclusión
		Cte 1/	C y T 2/	Cte 1/	C y T 2/	
Cantidad importada limón de México en el mercado de los EUA ($Qlim_{US}$)	PP	-3.65***	-6.13***	-37.92***	-40.23***	I(0) / I(1)
	KPSS	1.91***	0.17**	0.12	0.10	
Precio de importación del limón de México ($Plim_{Mx}$)	PP	-4.96***	-4.82***	-17.77***	-17.23***	I(0) / I(1)
	KPSS	2.161***	0.025	0.102	0.079	
Precio limón amarillo en mercado doméstico de EUA ($Pdom_{US}$)	PP	-4.92***	-4.91***	-23.94***	-23.87***	I(0) / I(1)
	KPSS	0.14	0.12	0.09	0.09	
Ingreso disponible real per cápita en EUA (IDR_{US})	PP	-1.08	-6.95*	-50.90***	-50.71***	I(1)
	KPSS	1.96***	0.25***	0.11	0.11	
Tipo de cambio real en EUA (TCR_{US})	PP	-1.06	-2.38	-12.84***	-12.82***	I(1)
	KPSS	1.9856***	0.14**	0.07	0.06	
Precio del limón con semilla en CEDAs en México (PS_{Mx})	PP	-2.94*	-5.75***	-14.54***	-15.07***	I(0) / I(1)
	KPSS	1.972***	0.138**	0.383	0.297	
Precio del limón sin semilla (o persa) en CEDAs en México (PP_{Mx})	PP	-3.22**	-3.75**	-11.42***	-13.97***	I(0) / I(1)
	KPSS	1.998***	0.135**	0.149	0.117	
Homicidios dolosos (HD_{Mx}) en México	PP	-1.37	-2.27	-3.13***	-3.16***	I(1)
	KPSS	1.451***	0.43***	0.188	0.081	

Notas: PP = Phillips-Perron. KPSS = Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin. Para la prueba PP la hipótesis nula es que existe raíz unitaria o que la variable no es estacionaria. Para KPSS la hipótesis nula es que la variable es estacionaria. Los asteriscos indican el rechazo de H_0 al (**) = 95% y (***) = 99%. Supuestos de las pruebas: 1/ variable extrínseca constante, 2/ Variable exógena con constante y tendencia. El rendimiento una serie (r) se expresa como: $rT = \ln(P/P_{t-1})$.

Fuente: Elaboración propia.

Modelo ARDL. Como se observa en el cuadro 4, el valor del estadístico de F es mayor que los valores críticos en las cotas superiores para los diferentes niveles de significancia. Esto confirma la existencia de una relación de largo plazo entre las variables del modelo (al rechazarse H_0 que las variables no cointegran). Asimismo, al pie del cuadro 4 se presentan los estadísticos de Harvey y ARCH-LM que indican que los residuos del modelo son homocedásticos o de igual varianza. La prueba Jarque-Bera no rechaza que estos residuos sean normales tipo Gauss. La prueba de Reset de Ramsey indica que el modelo está bien especificado y la figura 3, que contiene las pruebas CUSUM y CUSUM al cuadrado, muestra la estabilidad de los parámetros del modelo ARDL, dado que la gráfica cae dentro de los intervalos de confianza al 5% de significancia. Estos

estadísticos indican que el modelo ARDL es lo suficientemente estable para analizar las implicaciones de los modelos de corto y largo plazos.

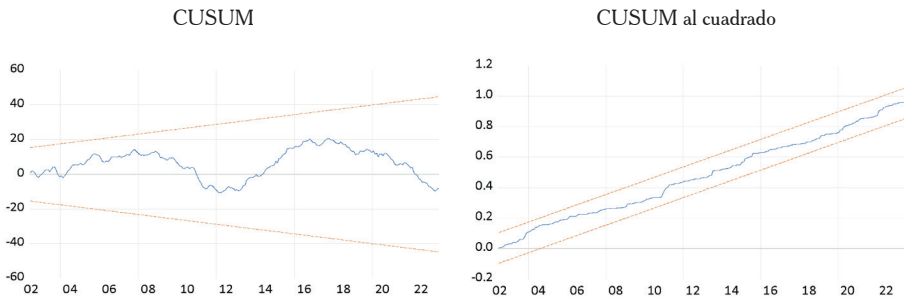
Cuadro 4
Prueba de cotas de cointegración y de robustez del modelo

Prueba F de cotas		Significancia	I(0) cota inferior	I(1) cota superior
Estadística de F	61.39	10.0%	1.81	2.93
Variables (k)	4	5.0%	2.14	3.34
		2.5%	2.44	3.71
		1.0%	2.82	4.21

Notas: Pruebas de diagnóstico Harvey: $\text{Prob}[\chi^2(16 \text{ gl}) = 14.11] = 0.5905$. ARCH: $\text{Prob}[\chi^2(1 \text{ gl}) = 0.0054] = 0.941$. RESET: $\text{Prob}[F^1_{265} = 2.328] = 0.1283$. JB: $\text{Prob}[JB = 4.7041] = 0.0981$. Notas: Harvey: prueba LM de autocorrelación tipo Harvey. ARCH: prueba de heteroscedasticidad tipo ARCH-LM. RESET: diagnóstico de estabilidad en la prueba RESET de Ramsey. JB: prueba de normalidad de los residuos.

Fuente: Elaboración propia.

Figura 3
Pruebas de estabilidad de parámetros



Nota: Suma acumulada (CUSUM) y suma acumulada de las desviaciones al cuadrado.

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 5 presenta los resultados del modelo ARDL de largo plazo. Al tratarse de variables linealizadas en logaritmos naturales, los coeficientes representan elasticidades. Así, al incrementarse un 1% el precio del limón (lima) de origen mexicano importado por los EUA, disminuye la cantidad de limón importado por los EUA en 0.091%. La elasticidad precio, propia de la demanda de limón mexicano en el mercado de EUA, es inelástica; lo cual se puede explicar por la disponibilidad de productos cítricos similares en ese mercado. En cambio, el precio del limón amarillo en el mercado doméstico de EUA no afecta la demanda de limón importado de origen mexicano. En conversaciones con un importador de frutas y verduras al mercado de los EUA, este indicaba que el consumidor blanco demanda limón amarillo en servicios como restaurantes; en cambio,

el consumidor latino demanda limón (lima) agrario en supermercados al menudeo; por lo que se trata de mercados separados.

Cuadro 5
Modelo ARDL de largo plazo de la función de demanda

Variable en logaritmos naturales	Coefficiente	E. estándar	Prob.
Precio de importación del limón de México ($P_{lim_{Mx}}$) en el mercado de EUA	-0.091	0.040	0.024
Precio del limón amarillo en el mercado doméstico de EUA ($P_{dom_{US}}$)	0.006	0.062	0.926
Ingreso disponible real <i>per cápita</i> en EUA (IDR_{US})	0.794	0.011	0.000
Tipo de cambio real en EUA (TCR_{US})	-0.716	0.032	0.000

Notas: Variable dependiente: cantidad importada de limón de México en el mercado de EUA ($Q_{lim_{US}}$). R^2 ajustada = 0.957.

Fuente: Elaboración propia.

Si el ingreso real disponible *per cápita* en EUA aumenta en un 1%, la demanda de limón de origen mexicano en el mercado de los EUA aumentará en 0.794%. Esto muestra que el limón importado es un bien normal; es decir, cuya elasticidad es positiva y menor a la unidad. Si el tipo de cambio real aumenta un 1% (es decir la capacidad de compra de importaciones de México del consumidor de EUA disminuye) la demanda de limón importado de México cae en 0.716%. En otras palabras, si se encarece el peso mexicano, una menor cantidad de limón mexicano se importará por el mercado de los EUA.

El cuadro 6 muestra las variables que explican la demanda de limón mexicano en el corto plazo, y en el contexto de un modelo ARDL. Por tanto, se trata de elasticidades mensuales, en ocasiones rezagadas uno o dos meses. En cuanto al componente autorregresivo, un periodo rezagado explica la cantidad demanda de limón de origen mexicano; es decir una compra de limón rezagada un mes, disminuye la compra contemporánea del producto. El precio del limón (lima) de origen mexicano importado por los EUA influye en la cantidad demandada de limón mexicano en los EUA, en particular en los componentes contemporáneo y hasta dos rezagos. Como se observa, todos los coeficientes son negativos e inelásticos; lo cual indica que incrementos porcentuales de este precio causan una disminución en la demanda del limón de origen mexicano en hasta tres meses. El precio del limón amarillo en el mercado de EUA influye de manera contemporánea en la demandad de limón de origen mexicano en EUA. Al ser positivo el coeficiente, indica que en el corto plazo y en el mercado de EUA el limón amarillo es sustituto del limón importado de México.

El tipo de cambio real en dólares de EUA influye en la variable dependiente de manera contemporánea y con un rezago. En este sentido, al aumentar esta variable (equivalente a encarecer las importaciones de México en el mercado de EUA) disminuye la demanda de limón mexicano en dos meses consecutivos. Finalmente, el término de corrección de

error (TEC) resultó negativo y significativo; lo cual indica que la relación de largo plazo (expresada en el cuadro 5) se corrige cada periodo mensual en un 12.3%.

Cuadro 6
Modelo ARDL de corto plazo y TCE

Variante en primeras diferencias de su logaritmo	Coficiente	E. estándar	Prob.
Cantidad importada limón de México en mercado de EUA ($Qlim_{US}$) (-1)	-0.063	0.030	0.037
Precio de importación limón de México ($Plim_{Mx}$) en el mercado de EUA	-0.211	0.030	0.000
Precio de importación limón de México ($Plim_{Mx}$) en mercado de EUA (-1)	-0.050	0.030	0.090
Precio de importación limón de México ($Plim_{Mx}$) en mercado de EUA (-2)	-0.145	0.030	0.000
Precio del limón amarillo en el mercado doméstico de EUA ($Pdom_{US}$)	0.133	0.071	0.064
Tipo de cambio real en EUA (TCR_{US})	-0.461	0.231	0.047
Tipo de cambio real en EUA (TCR_{US}); (-1)	-0.761	0.227	0.001
Dummy 1/	-8.035	0.435	0.000
Dummy* $Qlim_{US}$	0.840	0.052	0.000
TCE (-1)	-0.729	0.038	0.000

Notas: Los valores en paréntesis son el número de rezagos. 1/ Con valores de 1 para los meses de octubre a diciembre de 2001.

Fuente: Elaboración propia.

Modelo BEKK. En la estimación del modelo GARCH-BEKK, se empleó la distribución t-student para los residuos de varianza condicional, por observar los valores más bajos en los criterios de información de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn. Debe decirse que los valores de los coeficientes de la constante (C' C) del modelo (4) no son significativos en su mayoría. Estos resultados no afectan al modelo, pues se trata de estimaciones de un promedio multivariado de varianzas y covarianzas de las series bajo estudio. En cambio, los coeficientes de la varianza y covarianza de corto (A_{ij}) y largo (B_{ij}) plazos son todos significativos, excepto por los componentes A_{44} y B_{55} . Al integrar estos valores en las funciones de volatilidad multivariada (cuadro 7), se tienen las estimaciones de varianza y covarianza condicional; esto es, los coeficientes de volatilidad multivariada propia y de contagio, tanto en el corto como en el largo plazos.

El cuadro 7 presenta dos paneles, con los modelos de varianza condicional (o modelos GARCH multivariados) para cada serie, y los modelos de covarianza condicional o de contagio de volatilidad entre los mercados. Como se observa en el panel A, el promedio de volatilidad resultó ser igual a cero, dado que los estimadores del C' C del modelo

BEKK no resultaron significativos. Por otra parte, la volatilidad persistente (coeficientes b_{ji} asociados al componente H_{t-1}) de los mercados de limón importado por USA, del persa y con semilla de México, es más intensa que los *shocks* repentinos (coeficientes a_{ji} asociados al componente $\Xi_{t-1} \Xi'_{t-1}$). Esto indica que la volatilidad en estos mercados tiene efectos de largo plazo (Rezetsis y Pachis, 2020). Estos mercados también presentan una volatilidad no explosiva en el largo plazo; lo cual se deriva de que la suma de los componentes $a_{ji} + b_{ji}$ es menor a la unidad.

Las variables económicas como el ingreso disponible *per cápita* y el tipo de cambio real presentan movimientos de volatilidad completamente diferentes. En el primer caso, sólo resultó significativa la volatilidad persistente o de largo plazo; y para el tipo de cambio real son los *shocks* o innovaciones repentinas las que explican la volatilidad (la persistente no resultó significativa). En ambos casos, la suma de las volatilidades es mayor a la unidad, lo que muestra que ambas variables presentan volatilidades explosivas. La serie de defunciones violentas presenta una volatilidad persistente mayor a los *shocks* repentinos, y la suma de ambas indica que no se trata de volatilidad explosiva.

Cuadro 7
Especificación de la varianza y covarianza condicional

Volatilidad propia multivariada	Estimadores asociados al parámetro			
	C' C	$\Xi_{t-1} \Xi'_{t-1}$	H_{t-1}	$a_{ji} + b_{ji}$
Precio de importación de limón de México ($P_{lim_{Mx}}$) en mercado de EUA ($h_{1,1,t}$)	1.7E-04 ^{NS}	0.019	0.802	0.822
Precio del limón con semilla (PS_{Mx}) en CEDAs en México ($h_{2,2,t}$)	1.0E-05 ^{NS}	0.014	0.945	0.959
Precio del limón sin semilla (o persa, PP_{Mx}) en CEDAs en México ($h_{3,3,t}$)	1.4E-04 ^{NS}	0.057	0.735	0.792
Ingreso disponible real <i>per cápita</i> (IDR_{US}) en EUA ($h_{4,4,t}$)	1.9E-09 ^{NS}	0.000 ^{NS}	1.001	1.001
Tipo de cambio real (TCR_{US}) en EUA ($h_{5,5,t}$)	6.3E-09 ^{NS}	1.943	0.00 ^{NS}	1.943
Homicidios dolosos (HD_{Mx}) en México ($h_{6,6,t}$)	4.9E-07 ^{NS}	0.035	0.918	0.954

Panel B. Covarianza condicional

Contagio de volatilidad de precios en los mercados	Coeficientes estimados asociados al parámetro			
	C' C	Ξ_{t-1} Ξ'_{t-1}	H_{t-1}	$a_{ij} + b_{ij}$
$P_{lim_{Mx}}$ y $PS_{Mx} = (h_{1,2,t})$	2.8E-03 ^{NS}	0.016	0.871	0.887
$P_{lim_{Mx}}$ y $PP_{Mx} = (h_{1,3,t})$	8.0E-03 ^{NS}	0.033	0.768	0.801
$P_{lim_{Mx}}$ e $IDR_{US} = (h_{1,4,t})$	1.4E-05 ^{NS}	0.000 ^{NS}	0.896	0.896
$P_{lim_{Mx}}$ y $TCR_{US} = (h_{1,5,t})$	6.5E-05 ^{NS}	0.193	-0.001 ^{NS}	0.193
$P_{lim_{Mx}}$ y $HD_{Mx} = (h_{1,6,t})$	-1.8E-04 ^{NS}	-0.026	0.858	0.832
PS_{Mx} y $PP_{Mx} = (h_{2,3,t})$	2.7E-05 ^{NS}	0.028	0.834	0.861
PS_{Mx} e $IDR_{US} = (h_{2,4,t})$	2.9E-08 ^{NS}	0.000 ^{NS}	0.973	0.973
PS_{Mx} y $TCR_{US} = (h_{2,5,t})$	1.4E-07 ^{NS}	0.162	-0.001 ^{NS}	0.162
PS_{Mx} y $HD_{Mx} = (h_{2,6,t})$	-7.3E-07 ^{NS}	-0.022	0.932	0.910
PP_{Mx} e $IDR_{US} = (h_{3,4,t})$	-2.5E-07 ^{NS}	0.000 ^{NS}	0.858	0.858
PP_{Mx} y $TCR_{US} = (h_{3,5,t})$	7.4E-07 ^{NS}	0.334	-0.001 ^{NS}	0.334
PP_{Mx} y $HD_{Mx} = (h_{3,6,t})$	-6.0E-06 ^{NS}	-0.045	0.822	0.776
IDR_{US} y $TCR_{US} = (h_{4,5,t})$	-3.7E-10 ^{NS}	0.000 ^{NS}	-0.001 ^{NS}	—
IDR_{US} y $HD_{Mx} = (h_{4,6,t})$	1.8E-08 ^{NS}	0.000 ^{NS}	0.959	0.959
TCR_{US} y $HD_{Mx} = (h_{5,6,t})$	-2.6E-08 ^{NS}	-0.262	-0.001 ^{NS}	-0.262

Notas: NS = no significativo.

Fuente: Elaboración propia.

El panel B del cuadro 7 presenta las estimaciones del contagio de volatilidad en los mercados. Para este trabajo, es de interés analizar el impacto en las variables (o mercados) en el precio del limón en México y del precio del limón mexicano importado por EUA; sin embargo, el modelo estima el contagio en todas las series. Como en el caso de la varianza condicional, la volatilidad promedio de contagio no resultó significativa (coeficientes del componente C_{ij}). Asimismo, el contagio de volatilidad entre los tres mercados de limón (importado por EUA, limón sin semilla y con semilla en CEDAs en México, modelos $h_{1,2,t}$, $h_{1,3,t}$ y $h_{2,3,t}$) es de tipo persistente o de largo plazo (con valores de 0.871, 0.768 y 0.834, respectivamente); dado que el derivado de *shock* repentinos es minúsculo. Para estos mercados, el contagio de volatilidad total no es explosivo.

El contagio de volatilidad o incertidumbre entre los mercados de limón (mexicano importado por EUA y en CEDAs en México) con las noticias sobre homicidios dolosos (modelos $h_{1,6,t}$, $h_{2,6,t}$ y $h_{3,6,t}$) tiene la característica de que ocurren principalmente en la volatilidad persistente (componente b_{ij}) con valores altos (del 0.858, 0.932 y 0.822, respectivamente); mientras que en los *shocks* repentinos tienen valores negativos en su volatilidad. Como esto último puede deberse a que son mercados asimétricos. Los modelos indican que la volatilidad conjunta no es explosiva.

Las variables como el ingreso disponible *per cápita* en EUA y el tipo de cambio real tienen contagios de volatilidad muy diferenciados con el mercado de limón importado por EUA. Al tratarse de variables que ocurren en EUA, no tiene sentido analizar su efecto en el mercado mexicano de limón. En el primer caso, sólo es significativa la volatilidad persistente (modelo $h_{1,4,t}$); mientras que en el caso del contagio de volatilidad entre el tipo de cambio real y el limón mexicano importado por EUA (modelo $h_{1,5,t}$), sólo tiene lugar en los *shocks* o innovaciones repentinas del mercado. En ambos casos se trata de contagio de volatilidades no explosivas. El contagio entre el resto de las series no tiene sentido económico en el contexto de esta investigación, por lo que no se analiza.

Discusión

Por la flexibilidad en el empleo de variables heterogéneas en su comportamiento respecto al orden de integración, el modelo ARDL ha sido empleado para parametrizar la exportación de productos agroalimentarios frescos de países en desarrollo a otros países. Por ejemplo, Ogunjobi *et al.* (2022) lo emplean para la exportación de alimentos agrícolas de Nigeria. En México, existen pocos trabajos con variables sectoriales de economía agrícola que empleen el modelo ARDL (por ejemplo, Martínez-Damián, *et al.*, 2024).

En nuestro modelo, del precio del limón mexicano importado por el mercado de los EUA influye en demanda de limón de origen mexicano en el mercado de EUA, tanto en el largo como el corto plazos, aunque los impactos son inelásticos. Y respecto al precio doméstico del limón amarillo en EUA, se trata de producto sustitutos con el limón mexicano, pero sólo en el corto plazo. Con modelos diferentes, Baldwin y Jones (2012) encuentran patrones similares, en particular la inelasticidad del limón importado de México y que no existe interacción con el limón amarillo doméstico de EUA en el largo plazo. Por su parte, Sánchez-Torres *et al.* (2011) coinciden con nuestro trabajo al encontrar que es inelástica la demanda precio propio del limón mexicano en EUA.

En este trabajo se demostró que si el tipo de cambio real aumenta (o disminuye la capacidad de compra de importaciones del consumidor en EUA) decae la cantidad demandada de limón de origen mexicano en EUA en el largo y corto plazos. Sánchez-Torres *et al.* (2011) al emplear datos anuales para la demanda de limón de México en el mercado de EUA, encuentran un patrón similar, incluyendo que se trata de un evento inelástico. Por su parte, Nazlioglu y Erdem (2011) demuestran que el tipo de cambio tiene un impacto similar y de largo plazo en el comercio bilateral de frutas y hortalizas frescas entre Turquía y 14 países de la Unión Europea.

Al aumentar el ingreso disponible real *per cápita* en EUA, se observa un impacto positivo y de largo plazo en la demanda de limón proveniente de México. Estos resultados son similares a los obtenidos por Dube *et al.* (2018), quienes estiman la exportación de todas hortalizas de Etiopía; así como de Hatab y Nsabimana (2016), quienes encuentran cómo el producto interno bruto (PIB) ruso incrementa la demanda de naranja proveniente de Egipto; estos trabajos emplean el modelo ARDL. Sánchez-Torres *et al.* (2011) coinciden con estos resultados, aunque estima una elasticidad ingreso de la demanda mayor a la unidad, lo que coloca al limón de origen mexicano en el mercado de EUA

como un bien superior; mientras que nuestro trabajo caracteriza a este producto como un bien normal (elasticidad menor a la unidad).

El uso de modelos de contagio de volatilidad es muy útil para el análisis de comercio internacional de frutas y verduras de México y sus socios comerciales. Dado que los precios agrícolas como frutas y hortalizas son muy volátiles (por cuestiones climatológicas, competencia de zonas o países productores, inseguridad por el crimen tanto en regiones productoras como en las carreteras de México), los modelos varianza y covarianza condicional, como el GARCH-BEKK, son adecuados para modelar el contagio de incertidumbre o volatilidad entre mercados, tanto los shocks repentinos como los permanentes.

Los resultados de nuestro trabajo, relacionados con el contagio de volatilidad entre los distintos mercados de limón fruta en México y en EUA, están acordes con lo reportado por otros estudios similares para diferentes productos agroalimentarios; por ejemplo, Bozma *et al.* (2023) analizan el mercado doméstico de cítricos frescos en Turquía y reportan efectos de contagio entre los precios al productor y los mercados urbanos al mayoreo; por su parte, Rezetis y Pachis (2020) modelan el contagio de volatilidad entre los precios al productor y consumidor en el mercado doméstico en Grecia para productos como el pepino, el tomate y la papa; Ozdemir *et al.* (2022) encuentran contagio de volatilidad de mercado para precios domésticos de la almendra, la avellana y el pistacho en Turquía; asimismo, Ma y Diao (2017) detectan contagio de volatilidad entre mercados domésticos e internacionales para productos alimenticios y agroalimentarios. En todos estos trabajos se emplean modelo GARCH multivariados, en particular el BEKK.

La existencia de contagio diferenciado de volatilidad por los *shocks*, el corto plazo (efecto ARCH) y largo plazo (GARCH) observado entre los mercados de limón mexicano importado y el ingreso disponible *per cápita* en EUA ($h_{1,4,t}$) y limón de México importado por los EUA y el tipo de cambio real ($h_{1,5,t}$) es un patrón recurrente en los contagios de volatilidad, como lo muestra el estudio de Panagiotou (2015), para el aceite de oliva extra virgen en tres países productores del Mediterráneo.

Diversos trabajos académicos describen problemas entre la inseguridad (medida por homicidios dolosos) y las actividades económicas (incluida la agricultura) en regiones de México; en particular, en Michoacán (Madslien, 2020; Ornelas, 2018; Navarro, 2014). Sin embargo, no hay trabajos que propongan formalmente una relación funcional de causa y efecto. En este trabajo se propuso un modelo de contagio de incertidumbre (evaluado por covarianzas condicionales) que efectivamente prueba el impacto en la volatilidad de los precios de limón en el mercado mexicano y en el de importación por EUA por la incertidumbre de la inseguridad en México.

El contagio de volatilidad entre la inseguridad (por homicidios dolosos en México) y las variables de precios de limón en el mercado mexicano y el de importación, indican la importancia de la incertidumbre en los mercados. Zmami y Ben-Salha (2023) reportan como el riesgo geopolítico es el factor crítico más importante que contagia de incertidumbre a los mercados de *commodities* alimentarias desde la década de los noventa al presente. Hudecová y Rajčániová (2023) también reportan que incrementos en los

factores geopolíticos (índices de incertidumbre política, riesgo geopolítico y volatilidad financiera) incrementan el precio de diversos productos alimenticios.

Conclusiones

Con el modelo ARDL se demostró que los precios del limón de México, el tipo de cambio real y el ingreso disponible *per cápita* en EUA impactan significativamente, aunque de manera diferenciada, la importación de limón de origen mexicano en EUA.

Esto tiene implicaciones para los productores y comercializadores de limón y tomadores de decisiones en México. Aumentar la oferta del limón mexicano en el mercado de EUA no reducirá el ingreso significativamente (por el efecto inelástico del precio propio) por los importadores; sin embargo, este aumento de oferta debe ser bajo contratos previos, pues se ha observado que muchos importadores con bodegas en Texas no siempre pueden colocar el producto en las diferentes tiendas de venta al menudeo si no cuentan con contratos. Por otra parte, el crecimiento de la economía norteamericana, sostenido desde 2008 (y por ende el ingreso *per cápita* real en EUA), seguirá demandando limón de origen mexicano (y de otros países); por lo que inversiones para incrementar la escala productiva o la productividad en campo con fines de exportación continuarán siendo un importante negocio en México.

Este trabajo muestra cómo la volatilidad de los precios de limón en México, y el precio de importación de limón mexicano a EUA son contagiados por la incertidumbre derivada de la inseguridad en México, así como por *shock* repentinos o persistentes debidos a la volatilidad del tipo de cambio real y el ingreso *per cápita* disponible.

Al observar el desempeño de los mercados de frutas y hortalizas en EUA, las malas noticias (contaminación, retirada de productos, etcétera) son potenciales causantes de una caída de demanda abrupta en el corto plazo en los lugares de consumo. Esto afecta tanto a productores domésticos como a países exportadores. De aquí la importancia de mejorar los sistemas de inocuidad, trazabilidad y, en general, de aumentar la exigencia de buenas prácticas de producción y procesamiento que se encuentran vigentes en México desde mediados de los noventa, considerados en los tratados comerciales.

Agradecimientos

Los autores queremos agradecer la contribución del Lic. Edgar Octavio Ruelas Verduzco por compartir su conocimiento sobre el mercado de frutas y verduras frescas en EUA, así como a quienes revisaron el trabajo.

Literatura citada

- An, H.; Qiu, F. y Rude, J. (2021). Volatility spillovers between food and fuel markets: Do administrative regulations affect the transmission? *Economic Modelling*. 102: 105-552. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105552>
- Arciniegas, C. (2024). The guacamole curse: Avocados, crime, and violence in Mexico. *Working Papers SES*. N. 537. <https://folia.unifr.ch/global/documents/330612>

- Baldwin K.L. y Jones, K.G. (2012). U.S. Citrus Import Demand: Seasonality and Substitution. *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*. 25(1): 24-41. <https://doi.org/10.1080/08974438.2013.724003>
- Boffelli, S. y Urga, G. (2016). *Financial Econometrics Using Stata*. Stata Press. USA. 765 p.
- Bozma, G.; Urak, F. y Bilgic, A. (2023). The asymmetric vertical price volatility spillover in the citrus market. *Erwerbs-Obstbau*. 65: 915-926. <https://doi.org/10.1007/s10341-022-00785-5>
- Charlton, D.; Taylor, J.E.; Vougioukas, S. y Rutledge, Z. (2019) Can wages rise quickly enough to keep workers in the fields? *Choices*. 34: 1-7. DOI: 10.22004/ag.econ.288634
- Covert, J.S. (2024). Natural resource theft, huachicol, and criminal diversification in the war on drugs: A green criminology approach to Mexico's criminal violence. Master Thesis. Utrecht University. Netherlands. <https://studenttheses.uu.nl/handle/20.500.12932/47838>
- Donkersley, P.; Silva, F.; Carvalho, C.; Al-Sadi, A. y Elliot, S. (2018). Biological, environmental and socioeconomic threats to citrus lime production. *Journal of Plant Diseases and Protection*. 125: 339-356. <https://doi.org/10.1007/s41348-018-0160-x>
- Dube, A.K.; Ozkan, B. y Govindasamy, R. (2018). Analyzing the export performance of the horticultural sub-sector in Ethiopia: ARDL bound test cointegration analysis. *Horticulturae*. 4(34): 1-18. doi:10.3390/horticulturae4040034
- Enders, W. (2015). *Applied econometrics time series*. Fourth edition. Wiley. United States of America. 497 p.
- Engle, R.F. y Granger, C. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*. 55(2): 251-276.
- Engle R.F. y Kroner K.F. (1995) Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11(1): 122-150
- Gardebroek, C. y Hernandez, M.A. (2013). Do energy prices stimulate food price volatility? Examining volatility transmission between US oil, ethanol and corn markets. *Energy Economics*. 40: 119-129. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2013.06.013>
- González R.F. y Torres, V.H. (2023). Contagio de volatilidad de precios internacionales de petróleo, urea y maíz. *Avances en Investigación Agropecuaria*. 27(1): 87-104. <http://doi.org/10.53897/RevAIA.23.27.08>
- Guan, Z.; Wu, F.; Roka, F. y Whidden, A. (2015). Agricultural labor and immigration reform. *Choices*. 30: 1-9. DOI:10.22004/ag.econ.225845
- Guan, Z.; Wu, F. y Whidden, A. (2020). Florida strawberry production costs and trends. *EDIS, FE1013*. (1): 1-4. <https://doi.org/10.32473/edis-fe1013-2017>
- Guo, J. y Tanaka, T. (2020). Dynamic transmissions and volatility spillovers between global price and U.S. producer price in agricultural markets. *Journal of Risk and Financial Management*. 12(83): 1-20. doi:10.3390/jrfm13040083
- Hatab, A. y Nsabimana, A. (2016). A dynamic analysis of Egyptian orange exports to Russia: A co-integration analysis. *Agricultural Economics Review*. 17(2): 38-54. <http://ageconsearch.umn.edu>
- Herrera, J.S. y Martínez-Alvarez, C. (2022). Diversifying violence: Mining, export-agriculture, and criminal governance in Mexico. *World Development*. 151: 105769. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105769>
- Hudecová, K. y Rajčániová, M. (2023). The impact of geopolitical risk on agricultural commodity prices. *Agricultural Economics-Czech*. 69(4): 129-139. <https://doi.org/10.17221/374/2022-AGRICECON>
- Huang, K-M.; Guan, Z. y Hammami, A.M. (2022). The US fresh fruit and vegetable industry: An overview of production and trade. *Agriculture*. 12(10): article number 1. <https://doi.org/10.3390/agriculture12101719>
- Hwang, S. y Valls-Pereira, P.L. (2006) Small sample properties of GARCH estimates and persistence. *The European Journal of Finance*. 12(6-7): 473-494. <https://doi.org/10.1080/13518470500039436>
- International Fresh Produce Association (2024). US limes market annual report. https://www.freshproduce.com/siteassets/files/reports/global-trade/2024/limes_annual_report_2024.pdf (Consultada 15 diciembre 2024)
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*. 54: 159-178.

- Ma, K. y Diao, G. (2017). Study on spillover effect between international soybean market and China's domestic soybean market. *Ensayos sobre Política Económica*. 35: 260-266. <https://doi.org/10.1016/j.espe.2017.11.003>
- Martínez-Damián, M.Á.; Rivera-Silva, A.L.; Hernández-Trejo, V.Á. (2024). Structural and stochastic behavior of Mexican agricultural exports. *Agrociencia*. <https://doi.org/10.47163/agrociencia.v58i7.3210>
- Madslie, S. (2020) Are avocados the blood diamonds of Mexico? An empirical study on how increasing demand for Mexican avocados is related to cartel violence. Master thesis, Norwegian School of Economics. Bergen, Norway. <https://hdl.handle.net/11250/2737211>
- Navarro, C. (2014). Spike in Lime Prices in Mexico Linked to Disease, Unrest in Key Growing Areas. *University of New Mexico. UNM Digital Repository*. The United States of America. <https://digital-repository.unm.edu/sourcemex/6067>
- Nazlioglu, S. y Erdem, E. (2011). Exchange rates and Turkish fresh fruits and vegetables trade with the EU countries: bilateral trade data analysis. *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*. 23: 93-109. DOI: 10.1080/08974438.2011.534043
- Nicholson, W. (1998). *Microeconomic theory. Basic principles and extensions*. 17th ed. Florida: The Dryden Press. USA. 890 p.
- Ogunjobi, J.O.; Oladipo, O.A.; Eseyin, O.; Opaola, O. y Aransiola, I.J. (2022). Exchange rate and agricultural exports: Evidence from Nigeria (1981-2019). *International Journal of Research and Scientific Innovation*. 9(4): 89-101.
- Ornelas, R.G. (2018). Organized Crime in Michoacán: Rent-Seeking Activities in the Avocado Export Market. *Politics & Policy*. 46 (5): 759-789. <https://doi.org/10.1111/polp.12270>
- Ozdemir, F.D.; Kaymak, H.C. y Aksoy, A. (2022). Prediction of conditional variance volatility of real prices of almond, hazelnut, and pistachio by the diagonal BEKK-GARCH (1.1) equation model. *Scientific Papers Series Management, Economic Engineering in Agriculture & Rural Development*. 22(4): 517-526.
- Panagiotou, D. (2015). Volatility spillover effects in the extra virgin olive oil markets of the Mediterranean. *International Journal of Food and Agricultural Economics*. 3(3): 63-73
- Paul, R. K.; Saxena, R.; Chaurasia, S.; Zeeshan y Rana, S. (2015). Examining export volatility, structural breaks in price volatility and linkages between domestic and export prices of onion in India. *Agricultural Economics Research Review*. 28(Conference Number): 101-116. DOI: 10.5958/0974-0279.2015.00026.9
- Pesaran, M.H.; Shin, Y. y Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*. 16: 289-326.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988), Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Plattner, K. (2024) Fruit and Tree Nuts Outlook: Economic Insight. Fresh-Market Limes. *ERS USDA. FTS-357SA*. https://www.ers.usda.gov/webdocs/outlooks/37059/49130_fts-357.pdf?v=595 (Consultada 20 diciembre 2024)
- Rezetis, A.N. y Pachis, D.N. (2020). Investigating the price volatility transmission mechanisms of selected fresh vegetable chains in Greece. *Journal of Agribusiness in Developing and Emerging Economies*. 10(5): 587-611. DOI 10.1108/JADEE-12-2019-0209
- Rosetti, N.; Seido, M. y Faria, J.L. (2017) A behavioral analysis of the volatility of interbank interest rates in developed and emerging countries. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*. 22(42): 99-128. DOI 10.1108/JEFAS-02-2017-0033
- Sánchez-Torres, Y.; Matus-Gardea, J.; García-Salazar, J.; Martínez-Damián, M. y Gómez-Cruz, M. (2011). Estimación de la demanda de importaciones de limón persa (*Citrus latifolia tanaka*) en Estados Unidos procedentes de México (1994-2008). *Tropical and Subtropical Agroecosystems*. 14: 819-827. <https://www.scielo.org.mx/pdf/tsa/v14n3/v14n3a12.pdf>
- Sidhoum, A. y Serra, T. (2016) Volatility spillovers in the Spanish food marketing chain: The case of tomato. *Agribusiness*. 32 (1): 45-63 DOI: 10.1002/agr.21418
- USDA Foreign Agricultural Service (USDA FAS). Global Agricultural Trade System Online. Available online: <https://apps.fas.usda.gov/GATS/default.aspx> (Consultada 14 agosto 2024)

World Integrated Trade Solution (2024). Software that allows users to access and retrieve information on trade and tariffs. <https://wits.worldbank.org/Default.aspx?lang=en> (Consultada 10 diciembre 2024)

Zmami, M. y Ben-Salha, O. (2023). What factors contribute to the volatility of food prices? New global evidence. *Agricultural Economics-Czech*. 69(5): 171-184 <https://doi.org/10.17221/99/2023-AGRI-CECON>