**¿Existe una transmisión del precio internacional del café al mercado mexicano?**

**Resumen**

Estimamos la transmisión de precios de café del mercado internacional al mercado mexicano para el periodo 2004-2018. Nuestras estimaciones se obtienen con un Vector de Corrección de Errores (VEC). Los resultados sugieren que ante un incremento de 1% en el precio internacional del café el precio nacional aumenta en 1.3%. Nuestro modelo también sugiere un rompimiento en la relación de largo plazo entre el precio internacional y el nacional, lo que indica el fin de la transmisión de precios de café.

**Palabras clave:** Mercado agrícola, precios agregados, traspaso de precios, vector de corrección de errores.

**Clasificación JEL:** C53,E31, Q11, Q17.

**Is there a pass-through from the international coffee price to the Mexican market price?**

**Abstract**

We estimate the transmission of coffee prices from the international market to the Mexican market for the period 2004-2018. Our estimates are obtained from a Vector Error Correction (VEC) model. The results suggest that given a 1% increase in the international price of coffee the national price increases by 1.3%. Our model also suggests a break in the long-run relationship between international and national prices, suggesting the end of coffee price pass-through.

**Keywords:** Agricultural market, aggregate prices, prices pass-through, vector error correction.

**JEL Classification:** C53,E31, Q11, Q17.

**1. Introducción**

En este documento utilizamos un modelo VEC para determinar la relación que existe, en el largo plazo, entre el precio nacional y el precio internacional del café. Con este modelo evaluamos el posible rompimiento de la relación entre ambas variables, lo que sugeriría el fin de la transmisión de precios de café. Asimismo, construimos una base de datos panel con observaciones a nivel estatal con el fin de analizar el efecto promedio del precio internacional en el precio nacional. Las estimaciones de ambos modelos son comparadas para determinar si nuestros resultados son consistentes y robustos.

Como la teoría microeconómica lo sugiere, el ingreso de los caficultores depende directamente de los rendimientos obtenidos en cada ciclo de producción y del precio medio rural e, indirectamente, del precio cotizado en el mercado internacional. Sin embargo, en este documento demostramos que, en los últimos años, el precio recibido por los productores de café cereza en México no ha mantenido una relación cercana con el precio del mercado mundial, sugiriendo un rompimiento en la transmisión de precios que afecta a más de 500 mil productores nacionales.

**Gráfica 1.** Precios nacionales e internacionales del café (2004-I:2018-IV).

Fuente: Elaboración propia con información de la Organización Internacional del Café (OIC), Banco de México (Banxico), Sistema de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP) e INEGI.

En el mercado internacional las cotizaciones de las variedades arábica y robusta del café verde se llevan a cabo a través de las bolsas de bienes agrícolas de Nueva York y de Londres.[[1]](#footnote-1)

Para estimar los precios recibidos por los productores de México, la Coordinadora Nacional de Organizaciones Cafetaleras, A.C. (CNOC) toma como referencia el precio del café arábigo que se cotiza en la Bolsa de Nueva York; pues la mayor parte de la producción nacional pertenece a esta variedad. De acuerdo con Elms (2019), cerca del 96 por ciento del café producido en México es de variedad arábica y entre 3 o 4 por ciento es de variedad robusta*.* La Organización Internacional del Café (OIC) clasifica cuatro categorías de café de acuerdo al tipo de grano: suaves colombianos, otros suaves, brasileños naturalesy robustas. La producción de México está considerada dentro del grupo “otros suaves”.

De acuerdo con datos del Sistema de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP), el precio medio rural del café se ubicó entre 1,689 y 6,468 pesos por tonelada, entre los años 2004 y 2018. Por otro lado, el precio promedio del café verde, del grupo “otros suaves”, se cotizó entre 20,004 pesos (1,772.47 USD) y 74,176 pesos (5,970.70 USD) por tonelada para el periodo antes mencionado. Nótese que ha existido una relación muy estrecha entre los precios del café en el mercado nacional y el internacional, hasta el año 2013 (véase gráfica 1). A partir del año 2014, la relación parece romperse. Esto podría deberse, en parte, a la disminución de la producción nacional, como consecuencia de la plaga de la roya o la disminución en la superficie sembrada. En efecto, de acuerdo con los datos reportados por el SIAP, en el ciclo 2015-2016 se presentó la producción de café cereza más baja registrada, con apenas 824 mil toneladas.

De acuerdo con la SAGARPA (2017), el café representa el 0.66 por ciento del PIB agrícola nacional y el 1.34 por ciento de la producción de bienes agroindustriales. A pesar de su poca aportación al PIB agrícola, la importancia del café radica en el tamaño de la población dedicada a esta actividad y en la conservación de la biodiversidad que involucra la producción de este grano. En efecto, la caficultura mexicana involucra a alrededor de tres millones de personas en toda la cadena de valor de los cuales casi la mitad habitan en zonas catalogadas como de alto grado de marginación (de la Vega et al., 2012). En efecto, los predios cafetaleros de México se caracterizan por localizarse en zonas de difícil acceso, por tener profundos rezagos tecnológicos y por una fuerte presencia de población que vive en pobreza extrema (Figueroa-Hernández, Pérez-Soto y Godínez-Montoya, 2015).

La gran mayoría de los productores de México trabajan en pequeñas parcelas y utilizan tecnología tradicional para la producción de café y, por lo general, atienden las labores de sus plantaciones de manera familiar. De acuerdo con información del Departamento de Agricultura de los Estados Unidos, en los últimos años, los costos de producción han aumentado debido a la falta de trabajadores en el campo, cuya mano de obra representa más del 80 por ciento del total de costos de producción (Elms, 2019). Por lo tanto, el ingreso de un gran número de familias dedicadas a la producción de café, ubicadas entre los sectores más pobres de México depende, en gran medida, de factores exógenos como son los precios del grano cotizados en el mercado internacional y de cambios climáticos que afectan directa o indirectamente a la producción de café cereza de México y de otros países productores.

En este trabajo, explicamos el comportamiento de la transmisión de precios del café entre el mercado internacional y el mercado mexicano. Para ello, proponemos un Vector de Corrección de Errores (VEC), para el periodo 2004-2018. Con este modelo, podemos estimar la influencia de las variables que afectan al precio recibido por los productores nacionales. Investigaciones previas han analizado la trasmisión de precios, entre el mercado internacional y el mercado mexicano del café, comparando sus resultados con los periodos previo y posterior a la liberalización del mercado en México (Krivonos, 2004; Jaramillo y Benítez, 2016). Sin embargo, ninguno de estos trabajos encuentra un rompimiento en la relación de largo plazo entre las series de precios, como lo sugieren nuestros resultados.

El resto del presente trabajo de investigación está organizado de la siguiente manera: en la sección 2 se presenta una revisión de literatura sobre la transmisión de precios de bienes agrícolas, la mayoría de ellos, del mercado del café; en la sección 3 se describen los datos y variables incluidas en el modelo; en la sección 4 se explica el modelo econométrico; en la sección 5 se exponen los principales resultados y en la sección 6 se resumen las conclusiones.

**2. Revisión de literatura**

Los primeros estudios, sobre la transmisión de precios de bienes agrícolas, están motivados por el interés de conocer el impacto que ha tenido la presencia de reformas sobre los mercados del sector agrícola en diferentes países. Baffes y Gardner (2003) evalúan el grado en que los precios internacionales han sido transmitidos a los mercados nacionales de productos básicos, luego de la implementación de reformas agrícolas durante los años 80s y principios de los 90s, en ocho países subdesarrollados.[[2]](#footnote-2) Baffes y Gardner (2003) encuentran que solo las políticas de precios y comercio implementadas en México, Chile y Argentina permitieron un traspaso significativo de los movimientos mundiales de precios a los precios domésticos.

Posteriormente, Krivonos (2004) evalúa si las reformas, implementadas a finales de los años 80s y principios de los 90s en 13 países productores y exportadores[[3]](#footnote-3), afectaron la relación entre los precios cotizados en el mercado internacional y los precios pagados a los productores de cada país y si dichas reformas mejoraron la transmisión de precios. Siguiendo el enfoque de Baffes y Gardner (2003), Krivonos (2004) utiliza un modelo VEC con el cual estima la transmisión de precios de corto plazo, la velocidad de ajuste y el precio de equilibrio para los productores de café. Los resultados indican que la participación de los precios al productor en el precio internacional ha aumentado sustancialmente en todos los países contemplados con excepción de Tanzania. Los autores también concluyen que existe una estrecha cointegración entre el mercado nacional y el mundial, después de las reformas, y que las señales de transmisión de precios internacionales mejoraron en la mayoría de los casos.

La transmisión de precios del café, tras la presencia de reformas, también es analizado para algunos países en específico. Worako, van Schalkwyk, Alemu y Ayele (2008) analizan el caso de Etiopía. Worako *et al*. (2008) concluyen que, después de las reformas, existe una mayor integración entre los mercados de café de Etiopía y el mercado mundial y, entre algunos mercados de subastas y el mercado mundial. Por otro lado, Jaramillo y Benítez (2016) estudian el caso del mercado mexicano; la hipótesis de estos autores es que las reformas de 1989 sobre las cuotas de exportación de café y el proceso de liberalización del comercio llevaron a una mayor integración comercial entre México y el mercado internacional del café. Los resultados de Jaramillo y Benítez (2016) muestran que, en el periodo de intervención estatal, los precios nacionales requirieron entre 11 y 32 periodos para completar su ajuste, pero se redujo, hasta solo cinco periodos, en el periodo de liberalización. Además, los autores encuentran que las elasticidades de transmisión del precio fueron de 0.35 antes de la liberalización y de 0.61 después de la liberalización del mercado del café.

La transmisión de precios también es analizada entre el mercado internacional y el mercado al consumidor del café. Alonso y Estrada (2016) emplean un modelo VEC para comparar las series de precios al consumidor del café molido en cinco ciudades de Colombia[[4]](#footnote-4) con el precio internacional del café. Alonso y Estrada (2016) encuentran que los precios del café a minoristas responden de forma diferente ante choques inesperados del precio internacional; en Barranquilla, Bogotá, Cali y Medellín los efectos desaparecen después de 36 meses o más, mientras que para Cartagena desaparecen en un menor periodo. Adicionalmente, los autores encuentran que los precios locales tienden a ajustarse al alza si estos están por debajo del equilibrio de largo plazo. Dicho ajuste es de alrededor de tres años para todas las ciudades, menos para Cali, que presenta una velocidad de ajuste mucho más lenta.

El movimiento de precios de bienes básicos entre los mercados, puede relacionarse de diferente manera, sobre todo para productos que se encuentran en diferentes sectores como lo demuestra el estudio de Jena (2016). Este autor examina la naturaleza y el grado del impacto de los precios internacionales sobre los precios domésticos de la India del año 2001 al 2012. Para ello, elaboró índices de precios de diferentes productos, clasificados en tres grupos.[[5]](#footnote-5) Jena (2016) utiliza un modelo VEC con el que muestran que los precios domésticos de materias primas (metales y energía) se mueven conjuntamente con los precios mundiales. Pero la integración de mercados de productos agrícolas, entre el mercado nacional de la India y el mercado internacional, dista mucho de ser completa.

En general, los resultados encontrados por Krivonos (2004), Worako *et al*. (2008), Jaramillo y Benítez (2016), y Alonso y Estrada (2016) señalan que existe una relación entre lo que ocurre en el mercado internacional y los mercados nacionales del café. Es decir, existe una integración de la cadena de comercialización del café, reflejado mayormente en el periodo posterior a la liberalización del mercado del café en cada país. Y la presencia de reformas en el sector agrícola muestra impactos en diferentes grados (Baffes y Gardner, 2003).

Este documento de investigación se relaciona con la literatura previa por el uso de modelos VEC, pero difiere por el contexto en el que se aplica. Es decir, las investigaciones previamente citadas utilizan el modelo para analizar los efectos de políticas agrícolas en la relación de precios del café. Sin embargo, en este documento utilizamos el modelo VEC para determinar si la relación de precios se ha roto en periodos recientes. Además, utilizamos un modelo panel de efectos aleatorios para abordar el tema desde una perspectiva distinta, con lo que apoyamos los resultados del primer modelo.

**3. Datos**

En este documento, modelamos el precio del café en el mercado mexicano (variable dependiente) respecto a la producción nacional de café cereza y al precio internacional del café (variables independientes). En particular, disponemos de series de tiempo correspondientes a las variables de interés para un periodo de 14 años y con frecuencia trimestral. Del primer trimestre de 2004 (2004-I) al cuarto trimestre del 2018 (2018-IV).

Los precios internacionales tienen una frecuencia mensual y corresponden a la categoría “otros suaves”. Estos precios son publicados por la OIC y están expresados en centavos de dólar por libra. Para hacer comparable el precio internacional con el precio al productor de México transformamos el precio internacional a pesos por tonelada utilizando el tipo de cambio mensual FIX que publica el Banco de México. Posteriormente, promediamos los precios mensuales para obtener los precios en forma trimestral.

Utilizando los precios anuales al productor de México (precio medio rural, PMR) del SIAP y el índice nacional de precios al productor de café (INPP, base junio 2012) del INEGI, calculamos los precios mensuales del café en México, , expresados en pesos por tonelada. La serie con frecuencia trimestral, , se obtiene con un promedio de los tres meses que corresponden al trimestre de referencia, como lo sugiere Gálvez-Soriano (2020):

donde las letras mayúsculas se refieren a la serie trimestralizada.

La producción nacional de café cereza se obtuvo del SIAP, cuya frecuencia es mensual. Dado que los datos de producción reportan la producción acumulada a lo largo del año agrícola del café (octubre-mayo), utilizamos la siguiente fórmula, empleada por Gálvez-Soriano (2018), para “desagregar” los datos:

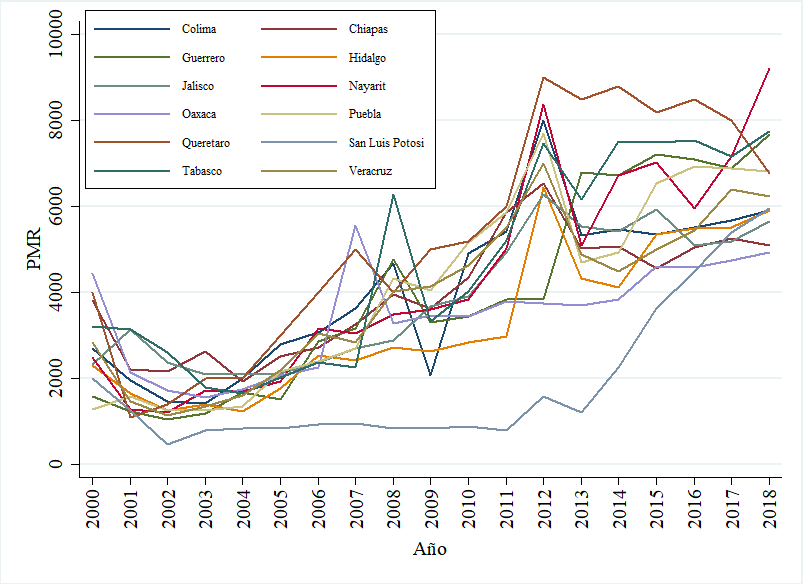
(1)

Donde, es la producción mensual desagregada, mientras que es la producción acumulada. Es decir, la producción del mes previo se sustrae de la producción del presente mes. Posteriormente, sumamos tres meses consecutivos para obtener observaciones trimestrales de la producción,

Los precios internacionales del café verde y del café cereza en México, comparten una dinámica muy parecida que se mantiene desde la primera observación disponible (2004-I), hasta el último trimestre del 2013 (2013-IV). Sin embargo, a partir del año 2014 la relación entre ambas variables parece perderse. Por ello decidimos modelar las series hasta 2013-IV y, posteriormente, utilizamos este modelo para evaluar la dinámica de este posible “rompimiento”.

Por otro lado, para el modelo con datos panel obtuvimos información anual del precio nacional, precio internacional y producción de café para el periodo 2000-2018. También, incluimos como variables de control al PIB de tres sectores de la economía: agropecuario, electricidad y manufacturas. El sector de electricidad y agua se incluye porque representa uno de los principales insumos del sector agrícola (sobre todo de la agricultura tecnificada). Por otro lado, el sector de manufacturas se incluye porque sus principales insumos se obtienen de la agricultura. Todos los datos tienen frecuencia anual y se obtuvieron para los 12 estados con mayor participación en la producción nacional de café en México (véase gráfica 2). En efecto, estos 12 estados representaron el 99% de la producción nacional en el año 2018 (de acuerdo con los datos publicados por el SIAP).

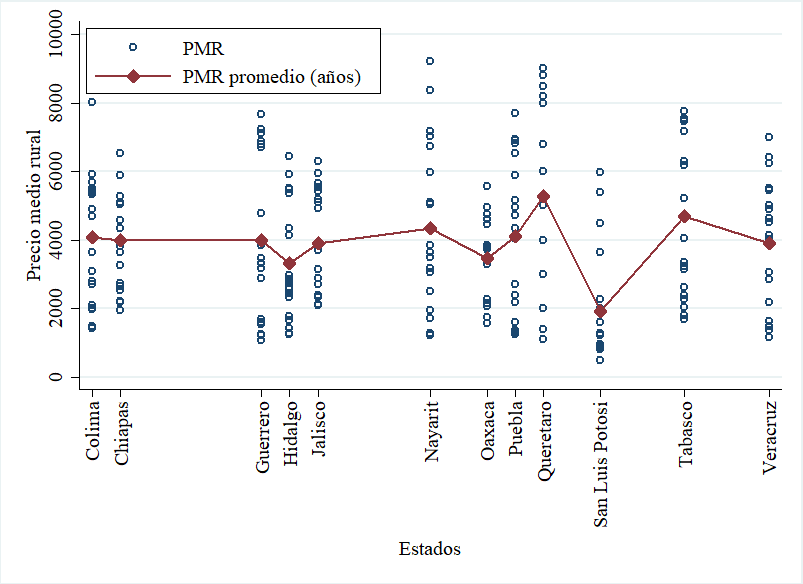
**Gráfica 2.** Precio medio rural por estado productor de café.



Fuente: Elaboración propia con datos del SIAP.

Estamos interesados en explotar la variación en el tiempo (*within*) de la base de datos panel porque ésta captura la relación entre el precio nacional (PMR) y el precio internacional. Convenientemente todos los estados incluidos en el panel de datos tienen una visible varianza en el tiempo. Además, el rango de precios ha sido aproximadamente el mismo en todos los estados de la muestra, excepto en el estado de San Luis Potosí que ha tenido los precios de café más bajos (véase gráficas 2 y 3).

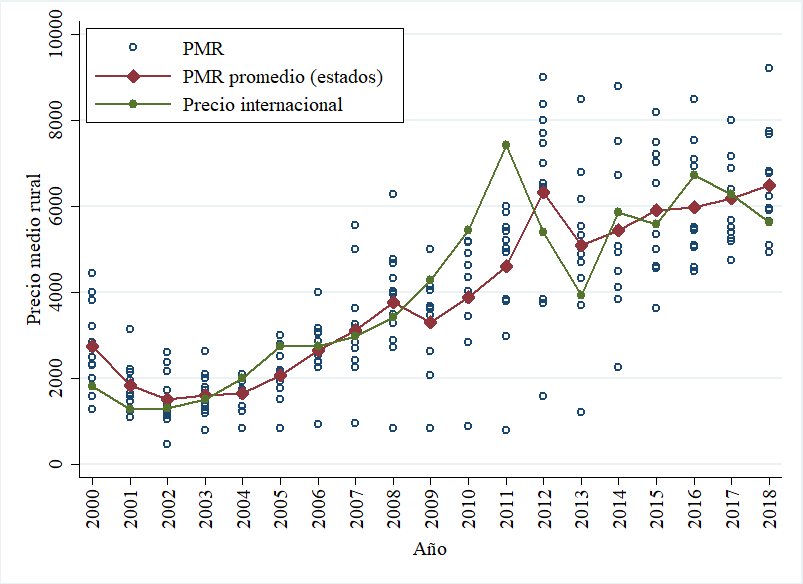
**Gráfica 3.** Variación within en el precio medio rural



Fuente: Elaboración propia con datos del SIAP.

Finalmente, utilizamos la variación *between* para analizar el efecto promedio del precio internacional en el precio medio rural de cada estado. Hay tres aspectos importantes de la gráfica 4 que vale la pena resaltar. Primero, hasta el año 2006 la varianza del precio medio rural entre estados fue relativamente constante. Dicho periodo también corresponde con una relación estrecha entre el precio nacional (línea roja) y el precio internacional (línea verde). Segundo, la varianza ha crecido desde el año 2007 y este periodo también coincide con una menor correlación entre el precio nacional y el internacional. Tercero, tanto el precio nacional como el internacional presentan una tendencia creciente, sin embargo, la relación entre ambas series se pierde a partir del año 2015. En efecto, en el último periodo de la muestra, las dos series se mueven en direcciones opuestas.

**Gráfica 4.** Variación between en el precio medio rural



Fuente: Elaboración propia con datos del SIAP.

**4. Modelo Econométrico**

***4.1 Vector de Corrección de Errores***

Siguiendo la convención en la literatura, utilizamos un Vector de Corrección de Errores (VEC) para analizar las relaciones de precios entre ambos mercados del café. El VEC que proponemos, considera como variable dependiente a los precios nacionales de café, ; mientras que las variables explicativas son: los precios internacionales de café () y la producción nacional de café (). El hecho de que consideremos a la producción como una variable de control en el modelo implica que estamos modelando el mercado del café por el lado de la oferta.

(2)

Los primeros tres términos del modelo VEC corresponden al vector de cointegración, el cual define la relación de largo plazo entre las variables del modelo. La segunda parte de la ecuación define la relación de corto plazo. Donde es el operador diferencia y todas las variables están expresadas en logaritmos neperianos. Finalmente, los términos son variables dicotómicas estacionales[[6]](#footnote-6) y es el término de error que se asume ruido blanco con distribución normal.

Reconocemos que nuestro modelo tiene un problema de endogeneidad por la simultaneidad entre las variables de precio nacional y la producción nacional de café. Proponemos resolver este problema utilizando Variables Instrumentales (VI) como modelo de identificación, mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios en dos Etapas (MC2E). La variable instrumental que proponemos es la serie rezagada de la producción nacional. Los supuestos de identificación del modelo se cumplen con la regresión de VI porque la producción del trimestre anterior no afecta el precio en el trimestre actual (restricción de exclusión). Esto es cierto porque los precios se ajustan con respecto a la producción actual y no respecto a la producción previa. Por otro lado, la producción del trimestre previo es un excelente predictor de la producción en el trimestre actual. La regresión de la primera etapa se muestra a continuación:

(3)

donde es el término de error que se asume ruido blanco con distribución normal.

Finalmente, otro supuesto de identificación es que el precio internacional del café no tiene un efecto directo sobre la producción de café en México. Su único efecto es indirecto a través del precio nacional del café, es decir, el precio internacional es una variable exógena.

***4.2 Modelo panel de estados***

El modelo VEC anteriormente expuesto utiliza información relevante de las series de tiempo de precios y cantidades producidas de café (variación *within*). Sin embargo, en este documento proponemos utilizar también la variación entre los principales estados productores de café en México (variación *between*) para explicar la relación entre el precio nacional y el precio internacional del café. Lo anterior es posible mediante la construcción y especificación de un modelo en forma reducida para una base de datos panel. La ventaja adicional de este modelo es que podemos evaluar el efecto que tuvo el (potencial) cambio en la relación de precios del café.

Debido a que el modelo propuesto nuevamente incluye el precio y la cantidad producida de café, debemos tratar con el problema de endogeneidad. La solución que proponemos es volver a utilizar VI como estrategia de identificación. El instrumento de la variable endógena es el rezago de la producción. Como se explicó previamente, el rezago de la variable endógena es muy buen predictor de sí misma y, además, la restricción de exclusión se cumple.

El modelo estructural relaciona el precio nacional del café (variable dependiente), medido como el precio medio rural en el estado , observado en el año , , con el precio internacional en el año , . Además, medimos el efecto del cambio estructural en la relación de precios con la variable dummy que toma el valor de uno para años posteriores al 2014 y ceros antes de este año.

Como es probable que el precio nacional no se explique únicamente por el precio internacional, incluimos como variables de control la producción nacional, ; el PIB del sector agropecuario en cada estado productor de café, observado en el año , ; el PIB de la electricidad y agua en cada estado , observado en el año , ; y el PIB del sector manufacturero (con el que tiene más relación el sector agropecuario), . Todas estos covariantes se incluyeron en un vector de variables de control, .

donde es el término de error que se asume ruido blanco con distribución normal.

Tenemos la preocupación de que, además del problema simultaneidad que genera la endogeneidad, nuestro modelo también tenga problemas de variables omitidas. En efecto, debido a que estamos incluyendo observaciones agregadas a nivel de estados de México, es posible que no estemos controlando correctamente por características no observables propias de cada entidad. Por ejemplo, estas variables no observables podrían incluir distintas políticas económicas, apoyos de gobierno, impuestos, vías de comunicación, etc. Las cuales son distintas entre estados y que no cambian en el tiempo.

Estas variables omitidas generan el escenario adecuado para utilizar como método de identificación el modelo de efectos fijos (EF) o el de efectos aleatorios (EA), dependiendo de los problemas que estén generando los datos.

En el modelo de regresión de la primera etapa, la variable endógena se utiliza como variable dependiente, donde las variables explicativas incluyen todos los regresores exógenos y el instrumento, que es el rezago de la variable endógena.

donde es el término de error que se asume ruido blanco con distribución normal.

**5. Resultados**

***5.1 ¿Hay un rompimiento en la relación de precios?***

Los modelos VEC tienen la ventaja de que pueden trabajar con series de tiempo no estacionarias. Sin embargo, es importante que estas series estén integradas del mismo orden. La presencia de raíz unitaria fue verificada en las tres series de tiempo de interés utilizando las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). El análisis de raíces unitaria sugiere que todas las series son no estacionarias. Además, encontramos que las tres variables están integradas de orden uno, I(1). Esto último fue confirmado mediante pruebas de raíz unitaria a las series en primeras diferencias. En efecto, estas pruebas sugieren que se induce la estacionariedad de las series con la primera diferencia (véase anexo 3).

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Cuadro 1.** Modelo VEC del precio nacional del café | | |
| Variable dependiente: dlog(precio nacional) | | |
| Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios en dos Etapas | | |
| Periodo: 2004-I : 2013-IV | | |
| Variable | Coeficiente | Estadístico t |
| log(precio nacional(-1)) | -1.395\*\*\* (0.276) | -5.040 |
| log(precio int.(-1)) | 1.312\*\*\* (0.260) | 5.035 |
| log(prod. nacional(-1)) | -0.248\*\*\* (0.036) | -6.793 |
| dlog(precio nacional(-2)) | 0.244\* (0.119) | 2.053 |
| dlog(prod. nacional(-2)) | -0.117\*\* (0.036) | -3.230 |
| dlog(precio nacional(-3)) | 0.377\*\* (0.144) | 2.611 |
| dlog(prod. nacional(-3)) | -0.101\*\* (0.038) | -2.622 |
| dlog(precio int.(-4)) | 0.282\*\* (0.116) | 2.419 |
| R2 | 0.792117 | |
| Suma de errores de la regresión | 0.055023 | |
| Estadístico Durbin-Watson | 2.061963 | |
| Errores estándar en paréntesis | | |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 | | |

Por otro lado, la prueba de cointegración de Johansen sugiere que existe una relación de largo plazo entre las series de precios y de la producción nacional de café cereza (véase anexo 3). La cointegración de las variables implica que los precios del café, a nivel nacional e internacional, tienen una estrecha relación de largo plazo. Lo anterior puede observarse en el vector de cointegración del modelo VEC.

Los resultados de la estimación del modelo indican que, en el largo plazo, un incremento de 1% en el precio internacional del café implica un aumento de 1.31% en el precio nacional (PMR). Mientras que un aumento de 1% en la producción nacional, reduce el precio nacional en 0.24%. Por otro lado, encontramos efectos positivos de corto plazo asociados con el segundo y tercer rezagos del precio nacional, mientras que hay efectos negativos (para esos mismos rezagos) de la producción nacional. Además, encontramos que el cuarto rezago del precio internacional tiene efectos positivos sobre el precio nacional, en el corto plazo (véase cuadro 1).

Para analizar la dinámica y velocidad de ajuste en el corto plazo, generamos un escenario hipotético en el que suponemos un cambio en el precio internacional. Nuestros resultados sugieren que un cambio de una desviación estándar en el precio internacional provoca cambios permanentes en el precio y la cantidad nacional de equilibrio. Estos nuevos equilibrios de mercado tardan 8 años o más en estabilizarse (véase Anexo 4).

Con el fin de evaluar si se ha roto la relación de largo plazo entre las series de precios, analizamos las regresiones del modelo VEC agregando observaciones al final de las series, bajo el enfoque de ventana móvil *(rolling window)* como lo sugiere Gálvez-Soriano (2020). En la gráfica 5 resumimos el análisis de ventana móvil para la estimación del coeficiente asociado al precio internacional (en el vector de cointegración). Las líneas grises discontinuas son los intervalos de confianza y la línea negra punteada corresponde al coeficiente “verdadero”.

Nótese que la estimación del coeficiente asociado al precio internacional es estable y consistente hasta el trimestre 2013-IV. A partir del trimestre 2014-I la estimación del coeficiente incrementa y alcanza un máximo, después comienza a reducirse constantemente. Esta reducción en el coeficiente sugiere que la relación de largo plazo entre el precio nacional y el internacional comenzó a perderse desde el año 2014. Sin embargo, el periodo con la reducción más clara en la magnitud del coeficiente estimado se observa hasta el año 2015. De hecho, durante los dos primeros trimestres de 2015 la estimación del coeficiente fue muy cercana a la del modelo verdadero, pero a partir del 2015-III la magnitud del coeficiente comenzó a reducirse notablemente hasta el 2017-I. A partir del año 2017 la estimación del coeficiente se estabiliza, lo que ahora sugiere otro cambio en las condiciones del mercado del café (véase gráfica 5 y anexo A6 para un análisis más detallado de esta prueba).

**Gráfica 5.** Rompimiento de la relación de largo plazo

Nota: La línea negra punteada corresponde a la “verdadera” estimación del coeficiente asociado al precio internacional.

El rompimiento en la relación de precios podría estar relacionado con la presencia del hongo de la roya que afecta a la producción nacional, cuyo volumen de café cereza registrado para el ciclo agrícola 2015-2016, fue el más bajo durante los últimos treinta años. Por otro lado, este rompimiento también podría estar asociado a cambios estructurales en la economía (como cambios en la productividad agrícola que provoquen cambios en el PMR independientemente del precio internacional) y/o a cambios de política (como programas de gobierno, precios de garantía, etc.). Estas posibles explicaciones se dejan para futuras investigaciones.

**Robustez de los resultados y efectos del rompimiento**

Hasta ahora, hemos encontrado que existe un rompimiento en la relación de largo plazo entre el precio nacional y el precio internacional del café, que no había sido documentada previamente en la literatura. Este rompimiento ocurre en el año 2014 y se agudiza en 2015. Con la motivación de este rompimiento en la relación de precios, analizamos los efectos de dicho fenómeno en el precio nacional. Para ello construimos un panel de datos a nivel estatal con información de precios, producción e insumos. También aprovechamos el modelo panel para ofrecer un análisis de robustez, realizando nuevas estimaciones del efecto del precio internacional en el precio nacional del café.

La regresión del modelo estructural se muestra en el cuadro 2. Las primeras tres columnas miden el efecto del rompimiento en la relación de precios sobre el precio nacional (PMR). La mejor estimación de este efecto corresponde a la columna (3) en donde incluimos efectos fijos de estados para controlar por características no observables. Nuestro modelo sugiere que no hay un efecto estadísticamente significativo del rompimiento en la relación de precios sobre el precio nacional. Si controlamos totalmente por efectos fijos de cada año en particular, no es necesario incluir la variable dummy del rompimiento. Con estos últimos controles, el modelo ahora sugiere que un incremento de 1% en el precio internacional incrementa el precio nacional en 1%. Sin embargo, debido al problema de endogeneidad (ocasionado por la simultaneidad del precio y la cantidad producida de café), proponemos como método de identificación una regresión de variables instrumentales.

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Cuadro 2.** Modelo estructural | | | | | |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (4) |
| Variables | log(PMR) | log(PMR) | log(PMR) | log(PMR) | log(PMR) |
| log(precio\_int) | 0.693\*\*\* | 0.668\*\*\* | 0.689\*\*\* | 0.883\*\*\* | 1.003\*\*\* |
|  | (0.0687) | (0.0923) | (0.0678) | (0.101) | (0.0956) |
| log(prod) |  | -0.0201\*\* | -0.0563 | -0.0227\*\* | -0.0365 |
|  |  | (0.00999) | (0.0611) | (0.00906) | (0.0564) |
| PIB\_Ag |  | 0.0129\*\*\* | 0.0117\*\*\* | 0.00891\*\* | 0.00636\* |
|  |  | (0.00388) | (0.00332) | (0.00403) | (0.00324) |
| PIB\_Elect |  | 0.00236\*\*\* | 0.00157 | 0.000816 | -0.000693 |
|  |  | (0.000894) | (0.00107) | (0.000904) | (0.000841) |
| Break14 | 0.267\*\*\* | 0.0576 | 0.0740 |  |  |
|  | (0.0762) | (0.0719) | (0.0570) |  |  |
| Constante | 0.783 | -0.341 | -0.268 | -1.945\*\* | -2.737\*\*\* |
|  | (0.696) | (0.836) | (0.657) | (0.879) | (1.010) |
| Observaciones | 228 | 192 | 192 | 192 | 192 |
| EF de estados | No | No | Sí | No | Sí |
| EF de tiempo | No | No | No | Sí | Sí |
| R2 | 0.565 | 0.583 | 0.806 | 0.642 | 0.872 |
| Errores estándar (robustos) en paréntesis | | | | | |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 | | | | | |

El instrumento que proponemos es el primer rezago de la variable endógena. La restricción de exclusión se cumple debido a que la cantidad producida de café sólo afecta los precios del ciclo que corresponde a esa producción. De esta forma, la única manera en la que la cantidad producida del periodo anterior podría explicar al precio actual es mediante la producción actual. Los resultados de la regresión que corresponde a la primera etapa del modelo se muestran en la columna (1) del cuadro 3, en donde la variable dependiente es la variable endógena y las variables explicativas son el instrumento y el vector de variables exógenas. Note que el rezago de la producción es un buen predictor de la producción actual.

La regresión de VI sugiere que un incremento de 1% en el precio internacional aumenta el precio nacional en 1.05%. Esta estimación es muy cercana a la obtenida con el modelo VEC, lo cual apoya los resultados previamente expuestos. Por otro lado, es también interesante que la producción actual no tenga un efecto sobre el precio. Esto sugiere que el mercado del café en México (a nivel estatal) no responde directamente ante cambios en la producción nacional pero sí al precio internacional. De esta forma, el rompimiento en la relación de precios nacionales e internacionales podría no afectar directamente a los productores nacionales, en el largo plazo. Sin embargo, como vimos en la sección previa, los choques externos en el precio internacional y en la producción nacional tienen efectos permanentes en el precio nacional con cambios importantes en el corto plazo que sí podrían impactar directamente a los productores nacionales.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Cuadro 3.** Regresión de VI | | |
|  | (1) | (2) |
| Variables | log(prod) | log(PMR) |
| log(precio\_int) | -0.265 | 1.047\*\*\* |
|  | (0.194) | (0.106) |
| log(prod)(-1) | 0.367\*\*\* |  |
|  | (0.122) |  |
| PIB\_Ag | -0.000410 | 0.00642\*\* |
|  | (0.00431) | (0.00321) |
| PIB\_Elect | -0.00359 | -0.000286 |
|  | (0.00306) | (0.00108) |
| log(prod) |  | 0.0712 |
|  |  | (0.137) |
| Constante | 4.838\*\* | -3.542\*\*\* |
|  | (2.033) | (1.332) |
| Observaciones | 192 | 192 |
| EF de estados | Sí | Sí |
| EF de tiempo | Sí | Sí |
| R2 | 0.983 | 0.872 |
| Errores estándar (robustos) en paréntesis | | |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 | | |

Finalmente, también exploramos la posibilidad de evaluar el efecto del precio internacional controlando por efectos aleatorios (EA). Los efectos aleatorios son un promedio ponderado del estimador *within* y el estimador *between*. Dado que el estimador EA utiliza parte de la variación del corte transversal, si las variables no observables estuvieran correlacionadas con el resto de las variables exógenas el estimador sería inconsistente. Sin embargo, no hay razones para pensar que ambos tipos de variables estén correlacionados. De hecho, de acuerdo con la prueba de Hausman, podemos concluir que el estimador EA es sustancialmente distinto al de EF (veáse cuadro 4).

Con los resultados del modelo preferido de EA podemos concluir que incrementos de 1% en el precio internacional provocan incrementos de 1% en el precio nacional. Este resultado, aunque de menor magnitud, sigue apoyando los resultados estimados con el modelo VEC. Por otro lado, el efecto del precio nacional sigue siendo no estadísticamente significativo, aunque ahora la estimación puntual tiene el signo correcto. Esto confirma la predicción previa de que el precio medio rural (a nivel estatal) no responde a cambios en la producción estatal pero sí ante cambios en el precio internacional.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Cuadro 4.** Prueba de Hausman | | | | |
| Variables | (b) | (B) | (b-B) | sqrt(diag(V\_b-V\_B)) |
| EF | EA | Difference | S.E. |
| log(precio\_int) | 1.047\*\*\* | 1.004\*\*\* | 0.043 | 0.0568 |
| log(prod) | 0.071 | -0.019 | 0.090 | 0.1299 |
| PIB\_Ag | 0.006\*\*\* | 0.006\*\*\* | 0.000 | 0.0003 |
| PIB\_Elect | 0.000 | -0.001 | 0.000 | 0.0005 |
| \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 | |  | chi2(18) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B) | |
|  |  |  | chi2(18) = 0.7 | Prob>chi2 = 0.9999 |

**6. Conclusiones y discusión**

En este trabajo investigamos la transmisión de precios internacionales del café a los precios recibidos por los productores de café cereza en México. Realizamos el análisis con dos modelos econométricos. Primero, utilizamos datos trimestrales para explorar la relación de largo plazo entre los precios nacionales e internacionales. Resolvimos el problema de endogeneidad generado por la simultaneidad entre la producción y el precio del café con una regresión de variables instrumentales (como método de identificación). Además, utilizamos un modelo de corrección de errores para encontrar la relación de largo plazo entre las variables de interés. Nuestros resultados sugieren que un incremento del 1% en el precio internacional del café implica un aumento de 1.31% en el precio nacional. Por otro lado, un aumento del 1% en la producción nacional, reduce el precio nacional en 0.25%.

Segundo, construimos una base panel con observaciones anuales de los principales estados productores de café en México. Estos datos nos permiten explotar la variación *within* y *between* del precio medio rural y de la producción estatal. En efecto, nuestro modelo preferido de efectos aleatorios utiliza ambos tipos de variaciones para estimar el efecto del precio internacional en el precio medio rural promedio (de los estados productores de café). Con este modelo encontramos que un incremento de 1% en el precio internacional provoca un aumento promedio de 1% en el precio medio rural (a nivel estatal). Estos resultados apoyan las estimaciones obtenidas con el modelo VEC.

Además, encontramos que la producción no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre el precio medio rural (a nivel estatal). Esto sugiere que el mercado del café en México no responde directamente ante cambios en la producción de cada estado, pero sí al precio internacional. De esta forma, el rompimiento en la relación de precios nacionales e internacionales podría no afectar directamente a los productores nacionales, en el largo plazo. Sin embargo, es importante mencionar que los choques externos en el precio internacional y en la producción nacional tienen efectos permanentes en el precio nacional con cambios importantes en el corto plazo que sí podrían impactar directamente a los productores mexicanos.

En efecto, la existencia de relaciones de largo plazo y la fuerte dependencia de los precios recibidos por el productor nacional a los precios cotizados en el mercado internacional apoyan la afirmación de que existe una estrecha integración en la cadena de comercialización del café, como lo indican Krivonos (2004) y Jaramillo y Benítez (2016).

Finalmente, en nuestro estudio encontramos que existe un rompimiento en la relación de largo plazo entre los precios nacionales y los internacionales. Este rompimiento en la relación de precios podría estar relacionado con la presencia del hongo de la roya que afecta a la producción nacional y/o a la reducción en la superficie sembrada (de café), en los últimos años. Es decir, es posible que la producción tenga un efecto indirecto sobre el precio medio rural a través del precio internacional. Lo anterior implica que, los cambios climáticos que han afectado a la producción en los últimos años, podrían haber exacerbado la asimetría entre la relación de precios en ambos mercados del café. Por otro lado, este rompimiento también podría estar asociado a cambios estructurales en la economía (como cambios en la productividad agrícola que provoquen cambios en el precio medio rural independientemente del precio internacional) y/o a cambios de política (como programas de gobierno, precios de garantía, etc.). La verificación de estas posibles explicaciones se deja para futuras investigaciones.

**Anexos**

**A1. Estacionalidad de la producción de café en México**

La producción de café cereza en México tiene un marcado componente estacional, ya que el mayor nivel de producción se presenta consistentemente en el primer trimestre; mientras que la menor producción se obtiene en el tercer trimestre de cada año. Esta es la razón por la cual en el modelo VEC se incluyen variables dummies estacionales.

**Gráfica 6.** Producción de café cereza en México

Fuente: Elaboración propia con información del Sistema de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP).

**A2. Pruebas de raíz unitaria**

Realizamos pruebas de raíz unitaria para las tres variables de interés, cuyas series se expresan en datos originales (no desestacionalizados). Encontramos que no se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria con las pruebas de ADF y de PP para ambas series de precios; también se puede rechazar la hipótesis nula de estacionariedad con las pruebas de KPSS (con intercepto) para las mismas series.

Por otro lado, para la serie de producción nacional solo en tres de las ocho pruebas se puede aceptar la hipótesis nula sobre la presencia de presencia de raíz unitaria. Esto podría generar dudas sobre la posible cointegración de las series. Sin embargo, también encontramos que la serie de producción, en diferencias, es estacionaria. Esto sugiere que la producción nacional de café se puede considerar no estacionaria, al igual que las series de precios (nacional e internacional del café). Por lo tanto, concluimos que todas las series están integradas de orden uno, I(1).

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Cuadro A1.** Pruebas de raíz unitaria | | | | | | | | |
| Variable | Ho: La serie tiene una raíz unitaria | | | | | | Ho: La serie es estacionaria | |
| Prueba de Dickey-Fuller Aumentada | | | Prueba de Phillips-Perron | | | Prueba de Kwiatkowski- Phillips-Schmidt-Shin | |
| Ninguno | Intercepto | Intercepto y Tendencia | Ninguno | Intercepto | Intercepto y Tendencia | Intercepto | Intercepto y Tendencia |
| Precio int. | 0.566 [0.000] | 0.453 [0.010] | 0.906 [0.027] | 0.610 [0.000] | 0.475 [0.009] | 0.937 [0.025] | 0.01<p<0.05 [p>0.10] | p>0.10 [p>0.10] |
| Precio nacional | 0.545 [0.000] | 0.415 [0.008] | 0.884 [0.022] | 0.587 [0.000] | 0.432 [0.007] | 0.920 [0.020] | 0.01<p<0.05 [p>0.10] | p>0.10 [p>0.10] |
| Prod. nacional | 0.326 [0.000] | 0.134 [0.000] | 0.016 [0.000] | 0.000 [0.000] | 0.000 [0.000] | 0.000 [0.000] | 0.05<p<0.10 [p>0.10] | p>0.10 [0.05<p<0.10] |
| Nota: las pruebas de raíz unitaria se hicieron para el periodo trimestral 2004-I:2013-IV. Se muestran los p-values para rechazar la Ho. En azul se resaltan las pruebas en las que se considera que la serie tiene una raíz unitaria. El p-value entre corchetes se refiere a las pruebas de raìz unitaria con las primeras diferencias cada serie. | | | | | | | | |

**A3. Prueba de cointegración**

Para realizar la prueba de cointegración especificamos un vector autorregresivo de orden tres, considerando que las series tienen intercepto y tendencia. Tanto en la prueba de la traza como la del máximo eigenvalor, se rechaza la hipótesis nula de cero vectores de cointegración contra la alternativa de uno o dos vectores de cointegración, con un nivel de significancia del 5%.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Cuadro A2. Prueba de cointegración de Johansen** | | | | |
| Ho: Número de ecuaciones | Prueba del máximo Eigenvalor | | Prueba de la Traza | |
| Estadístico | Valor Crítico | Estadístico | Valor Crítico |
| r=0 | 41.7408\* | 25.8232 | 63.8705\* | 42.9153 |
| r<=1 | 15.8573 | 19.3870 | 22.1297 | 25.8721 |
| r<=2 | 6.2724 | 12.5180 | 6.2724 | 12.5180 |
| Nota: la prueba de cointegración se hizo para el periodo trimestral 2004/01-2013/04. Los \* denotan el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. | | | | |

**A4. Respuesta del precio del café en México ante impulsos en el precio nacional, el precio internacional y en la producción nacional**

Para observar el comportamiento de corto plazo y velocidad de ajuste ante un choque en el precio internacional, graficamos las funciones de impulso-respuesta del modelo VEC. Los resultados sugieren que los cambios son persistentes en el tiempo, pues toman aproximadamente 8 años para alcanzar un nuevo equilibrio. Por ejemplo, un choque exógeno en el precio internacional del café (en una desviación estándar) provoca cambios positivos en el precio nacional, con ajustes que tardan aproximadamente 32 trimestres (ocho años) en alcanzar un nuevo equilibrio (véase panel (a) de la gráfica 7). Por otro lado, este mismo choque exógeno en el precio internacional provoca un incremento en el precio internacional que también tarda aproximadamente ocho años en estabilizarse (panel (b) de gráfica 7). Note que el ajuste de corto plazo en ambas gráficas es muy parecido. Este comportamiento confirma que el precio internacional del café tiene una relación estrecha con el precio del café en México. Además, estos resultados también apoyan las estimaciones de largo plazo del modelo VEC y del modelo panel.

**Gráfica 7.** Respuesta del precio nacional del café ante un choque en el precio internacional



Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, un choque exógeno en el precio internacional del café (en una desviación estándar) provoca cambios continuos en la producción nacional de café. Note que estos cambios son positivos y negativos, lo que refleja la simultaneidad entre el precio y la producción nacional de café. Después de este choque exógeno, la producción de café tarda aproximadamente cinco años en estabilizarse. Sin embargo, nótese también que, en todos los casos, los choques exógenos en el precio internacional provocan cambios persistentes tanto en el precio medio rural como en la producción nacional de café.

**A5. Análisis de estabilidad**

En las gráficas 8 y 9se puede observar el comportamiento de los valores de las sumas acumuladas de residuos recursivos (CUSUM) y de las sumas de cuadrados acumuladas de residuos recursivos (CUSUM cuadrado). En ambas pruebas, la gráfica de dicha suma se mantiene dentro de las bandas de significancia (del 5%). Por lo tanto, se puede concluir que los parámetros del modelo VEC son estables.

**Gráfica 8.** Prueba de CUSUM



Fuente: Elaboración propia.

**A6. Prueba de rompimiento en la relación de largo plazo**

La comparación de coeficientes del modelo indica que la relación de largo plazo entre las series de precios y de producción se mantiene hasta el cuarto trimestre de 2015, periodo donde aún se observó significancia estadística en los coeficientes del vector de cointegración. Sin embargo, la relación se mantiene hasta el tercer trimestre de 2016 solamente entre las series de precios.

**Gráfica 9.** Prueba de CUSUM cuadrado



Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, el aspecto relevante de este análisis es el hecho de que la magnitud del coeficiente asociado con el precio internacional del café se reduce a medida que se agregan más trimestres al final de la serie (y menos trimestres al principio, lo que se conoce como r*olling window*). Esta reducción en la magnitud del coeficiente se puede interpretar como una pérdida en la relación de largo plazo entre el precio internacional y el precio nacional del café.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Cuadro A3.** Coeficientes del modelo VEC a largo plazo | | | |
| Periodo | log(precio nacional(-1)) | log(precio int.(-1)) | log(prod. nacional(-1)) |
| 2004-I : 2013-IV | -1.395\*\*\* | 1.312\*\*\* | -0.248\*\*\* |
| 2004-II : 2014-I | -1.685\*\*\* | 1.584\*\*\* | -0.260\*\*\* |
| 2004-III : 2014-II | -1.574\*\*\* | 1.504\*\*\* | -0.240\*\*\* |
| 2004-IV : 2014-III | -1.551\*\*\* | 1.485\*\*\* | -0.240\*\*\* |
| 2005-I : 2014-IV | -1.574\*\*\* | 1.506\*\*\* | -0.223\*\*\* |
| 2005-II : 2015-I | -1.370\*\* | 1.291\*\* | -0.167\*\* |
| 2005-III : 2015-II | -1.395\*\* | 1.312\*\* | -0.168\*\* |
| 2005-IV : 2015-III | -1.212\*\* | 1.124\*\* | -0.134\* |
| 2006-I : 2015-IV | -1.214\*\* | 1.126\*\* | -0.134\* |
| 2006-II : 2016-I | -1.208\*\* | 1.114\*\* | -0.116 |
| 2006-III : 2016-II | -1.145\*\* | 1.052\*\* | -0.093 |
| 2006-IV : 2016-III | -0.960\* | 0.866\* | -0.076 |
| 2007-I : 2016-IV | -0.681\* | 0.594 | -0.071 |
| 2007-II : 2017-I | -0.367 | 0.264 | -0.050 |
| Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1 | | | |
| En gris los coeficientes que no resultaron estadísticamente significativos. | | | |

**Referencias**

Alonso, Julio C., and Daniela Estrada (2016). “El precio mundial del café y su efecto en el precio minorista para las cinco principales ciudades de Colombia.” *Revista Finanzas y Política Económica*, 8(2): 379-399.

de la Vega, Sergio, Yolanda Téllez and Jorge López (2012). *Índice de marginación por localidad 2010*. Consejo Nacional de Población, México. URL: <http://www.conapo.gob.mx/work/models/CONAPO/indices_margina/2010/documentoprincipal/Capitulo01.pdf>

Baffes, John, and Bruce Gardner (2003). “The Transmission of World Commodity Prices to Domestic Markets Under Policy Reforms in Developing Countries”. *The Journal of Policy Reform*. 6(3): 159-180.

Baffes John, Bryan Lewin, and Panos Varangis (2005). Coffee: Market setting and Policies, in M. Ataman and J. Beghin (eds.), *Global agricultural trade and developing countries*, 297-309. The World Bank. Washington, D.C.

Elms, Rhiannon (2019). Mexican Coffee Production Continues to Rebound from Coffee Rust Disease. GAIN Report Number MX9020. United States Department of Agriculture. URL: <https://apps.fas.usda.gov/newgainapi/api/report/downloadreportbyfilename?filename=Coffee%20Annual_Mexico%20City_Mexico_5-31-2019.pdf>

Figueroa-Hernández, Esther, Francisco Pérez-Soto, and Lucila Godínez-Montoya (2015). *La producción y el consumo del café*. ECORFAN-Spain.

Gálvez-Soriano, Oscar de J. (2018). "Forecasting the Agricultural Sector of Mexico". In F. Pérez et al. (eds.), *Economía, Finanzas y Desarrollo Social en México*, 1:42-58. ASMIIA.

Gálvez-Soriano, Oscar de J. (2020). “Nowcasting Mexico's Quarterly GDP using Factor Models and Bridge Equations”. *Estudios Económicos*, 35(2): 213-265.

Jaramillo, José, and Erika Benítez (2016). “Transmisión de precios en el mercado mexicano e internacional de café (Coffea arabica L.): Un análisis de cointegración”. *Agrociencia*, 50(7): 931-944.

Jena, Pratap K. (2016). “Commodity market integration and price transmission: Empirical evidence from India”. *Theoretical and Applied Economics*, 23(3): 283-306.

Krivonos, Ekaterina (2004). “The impact of coffee market reforms on producer prices and price transmission”. *The World Bank Policy Research Working Paper*, 3358.

SAGARPA (2017). Planeación Agrícola Nacional 2017-2030: Café mexicano. Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación. Retrieved from: <https://www.gob.mx/agricultura/documentos/fichas-126820>

Worako, T.K., H.D. van Schalkwyk, Z.G. Alemu, and G. Ayele (2008). “Producer price and price transmission in a deregulated Ethiopian coffee market”. *Agrekon*, 47(7): 492-508.

1. En particular, en la bolsa de Nueva York se comercializan contratos estandarizados (futuros). Estos varían por calidad, fecha y hora de entrega. Este tipo de contratos se identifican con la letra “C” y se integran por 37,500 libras de café. En la bolsa de Londres los contratos son de diez toneladas métricas. [↑](#footnote-ref-1)
2. Chile, México, Argentina, Colombia, Madagascar, Ghana, Indonesia y Egipto. [↑](#footnote-ref-2)
3. Brasil, Etiopía, Kenia, Tanzania, Colombia, México, India, Uganda, Madagascar, Togo, Angola, Camerún y República de África Central. [↑](#footnote-ref-3)
4. Barranquilla, Bogotá, Cali, Cartagena y Medellín. [↑](#footnote-ref-4)
5. Agrícolas (cereales, azúcar, aceite comestible, algodón, caucho y productos de plástico), metales (aluminio, productos metálicos y otros metales no ferrosos) y de energía (precio del carbón y del aceite mineral). [↑](#footnote-ref-5)
6. Incluimos variables dummies estacionales para controlar por la estacionalidad que presenta la serie de producción del café y la posible estacionalidad en las series de precios. [↑](#footnote-ref-6)