

COMPETENCIA Y TRANSMISIÓN DE PRECIOS EN LA PRODUCCIÓN DE NOPAL EN MILPA ALTA, CIUDAD DE MÉXICO Y TLALNEPANTLA, MORELOS

Oscar **Rodríguez-Medina**¹, Felipe **Torres-Torres**¹, Elías **Alvarado-Lagunas**^{2*}

¹Universidad Nacional Autónoma de México.

²Universidad Autónoma de Nuevo León.

*Autor de correspondencia: eliasalvarado@gmail.com

RESUMEN

El objetivo de investigación es determinar si existen prácticas anticompetitivas en la producción de nopal entre la zona productora de Tlalnepantla, Morelos y la de Milpa Alta, Ciudad de México. La hipótesis es que las cantidades de producción de las zonas de producción de Milpa Alta y Tlalnepantla determinan el proceso de formación de precios en ambos mercados. Los procedimientos fueron los modelos de vectores autorregresivos (VAR) y modelo corrector de errores (VECM) aplicados a dos subperiodos, 2000-2005 y 2006-2017. Los resultados indican que la simetría en la transmisión de precios se modificó considerablemente entre ambos periodos, es decir, que los coeficientes de los precios y cantidades de Morelos del primer modelo (0.54317 y -0.00602) indican que la relación de precios entre zonas productoras no era simétrica y que la producción morelense afectaba de manera marginal al proceso de formación de precios entre zonas. No obstante, los parámetros obtenidos en los modelos del segundo periodo indicaron una relación prácticamente simétrica, con un coeficiente de 0.980452 para los precios de Morelos. Asimismo, el coeficiente de las cantidades de producción de Morelos pasó de marginal a considerable (-0.635184); lo que implica efectos de poder de mercado de una sobre la otra.

Palabras clave: Milpa Alta, Tlalnepantla, vectores autorregresivos (VAR), transmisión de precios, efectos de las cantidades de producción sobre los precios.

INTRODUCCIÓN

La producción de nopal en Milpa Alta se registra desde inicios de 1940 y este cultivo se caracteriza por ser una planta perenne de entre 15 y 20 años que brota casi todo el año, tiene necesidad de poca agua y su producción es de bajo costo, lo cual lo dota de un alto potencial de comercialización como alimento (Bonilla, 2014). Su estacionalidad y demanda (limitada) son factores preponderantes al explicar los efectos de la competencia sobre los precios.

Durante la temporada de alta productividad, las cantidades de producción del municipio morelense presionan los precios a la baja en ambas zonas productoras. Por el contrario, la temporada de baja productividad inicia cuando las condiciones climáticas (heladas y granizadas) en Milpa Alta provocan escasez en dicha demarcación; pese a ello, opera como estímulo para elevar los precios en las dos zonas de producción, con la salvedad de que los efectos climáticos de Milpa Alta no afectan a las parcelas de los municipios de Morelos, principalmente Tlalnepantla.

En términos generales, estas condiciones generan diferencias en los precios de las producciones de Tlalnepantla y de Milpa Alta, es decir, los montos asociados a la zona productora de Morelos son inferiores a los de Milpa Alta, debido a que la productividad de la primera

Citation: Rodríguez-Medina O, Torres-Torres F, Alvarado-Lagunas E. 2022. Competencia y transmisión de precios en la producción de nopal en Milpa Alta, Ciudad de México y Tlalnepantla, Morelos. *Agricultura, Sociedad y Desarrollo* <https://doi.org/10.22231/asyd.v19i2.1341>

Editor in Chief:
Dr. Benito Ramírez Valverde

Received: August 14, 2020.
Approved: February 16, 2021.

Estimated publication date:
October 18, 2022.

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-Non-Commercial 4.0 International license.



área de producción es superior a la segunda porque, las altas temperaturas inducen más cladodios nuevos (nopalitos) que frutos (tuna); bajas temperaturas (<20/15°C día/noche), pueden suprimir la segunda brotación (Food and Agriculture Organization, FAO, 2018). Lo anterior podría asociarse con la presencia de condiciones anticompetitivas, es decir, se presume que el área de producción de Tlalnepantla ejerce poder de mercado sobre el área de producción vecina.

Milpa Alta se ubica a una altitud entre 2500 y 3000 metros sobre el nivel del mar (msnm), mientras que las parcelas de los municipios productores de Morelos (Tlalnepantla, Totolapan, por ejemplo) se ubican a una altitud menor, entre 2000 y 2500 msnm. A su vez, la temperatura media anual en la zona productora de Milpa Alta oscila entre 10 a 12° C, mientras que para el caso Tlalnepantla y Totolapan, la temperatura predominante es entre 14 a 16° C. La literatura económica no identifica superioridad de los resultados de la política comercial sobre los de la política de competencia ni viceversa, por lo que generalmente se recomienda evaluar los resultados de su interrelación, considerando que su aplicación deberá corresponder a las características específicas de cada caso (Abbott, 1998). Algunos resultados de la política comercial ocasionan distorsiones o generan incentivos no deseados entre agentes, por ejemplo, la redistribución del ingreso en favor de grupos de productores agrícolas opera en contra de la maximización del bienestar del consumidor.

Argüello (2005) indica que cuando se trata de zonas de producción vecinas, las medidas de apoyo a la producción agrícola (sobre todo en países desarrollados), las características climáticas y la forma de organización de los productores, generan efectos indeseables sobre otros lugares de producción. En este sentido, destacó que es posible que se originen conductas anticompetitivas³ en otra jurisdicción, pero que sus efectos sean sobre el mercado doméstico. Witker (2003) también indicó que este tipo de prácticas tienen la finalidad de restringir o eliminar la competencia mediante la manipulación del mercado, de un producto o servicio, de determinada línea de producción o una cadena productiva.

En este sentido, la competencia y libre concurrencia son esenciales para que cualquier mercado, incluyendo los agroalimentarios, se desempeñe correctamente porque fungen como incentivos básicos para los productores. Respecto a esto, la Comisión Federal de Competencia Económica, COFECE, (2015) indicó que las razones por las cuales hay falta de competencia y libre concurrencia en este sector son las propias características estructurales (restricciones físicas, tecnológicas, geográficas, administrativas, institucionales, entre otras) y los posibles comportamientos de los participantes.

Para Meyer (2004) existen dos tipos de asimetrías en la transmisión de precios: la referente a la magnitud y la asociada con la velocidad, aunque es plausible una combinación de ambas. La primera se refiere a la proporción de la variación del precio del productor, p^{in} , que es transmitida al precio que paga el consumidor, p^{out} , y la segunda expresa la rapidez con que se transmite dicha variación (periodos de tiempo).

De acuerdo con ello, cuando la magnitud de respuesta a un incremento es mayor que la magnitud de respuesta a un decremento, entonces existe asimetría positiva. En contraste, cuando la magnitud de respuesta a un incremento es menor que la magnitud de respuesta a un decremento se presenta asimetría negativa (COFECE, 2015).

La interpretación de esta interrelación debe considerar tanto al origen como al destino de las variaciones iniciales, puesto que puede tratarse de relaciones entre productores-comercializadores, comercializadores-consumidores finales, productores-otros productores, o productores-consumidores finales.

La estimación econométrica corroboró condiciones anticompetitivas entre productores de nopal de Morelos y Milpa Alta, puesto que se confirmó una modificación considerable en la simetría de la transmisión de precios entre zonas productoras en virtud de la entrada de los municipios de Morelos a la producción de nopal, entre 2004-2005. Así, el principal efecto de la modificación del coeficiente asociado a los precios de la zona de Morelos implica mayor interrelación entre las áreas productoras.

La mayor interrelación entre áreas de producción implicó otros resultados que se manifestaron en efectos del comportamiento de la producción de Tlalnepantla sobre la estructura de precios de la zona productora de la Ciudad de México. Esto significa que el coeficiente asociado a las cantidades de producción de Morelos entre el periodo 2000-2005 al periodo 2006-2017 se incrementó considerablemente.

ESTRUCTURA DE COMPETENCIA DEL MERCADO EN LAS ZONAS PRODUCTORAS DE NOPAL DE MILPA ALTA Y MORELOS

Durante los primeros años del presente siglo, los niveles de producción de la zona productora de Tlalnepantla, Morelos crecieron considerablemente producto del aumento de la superficie sembrada y cosechada en esta zona. La superficie pasó de 1,459 hectáreas sembradas en 2000 a 3,895 en 2015, lo que ocasionó una reducción considerable en sus precios, situación que se describe en el siguiente párrafo. Sin embargo, este comportamiento se acentuó entre los años 2004 y 2005 porque se registraron tasas de crecimiento de la producción medida en toneladas de 241.6% y de 50.5%, respectivamente.

Dichas tasas de crecimiento significaron pasar de producir casi 60,000 toneladas de nopal en 2000 a 280,000 toneladas a finales de 2005, mientras que en 2015 los municipios morelenses de Tepoztlán, Tlalnepantla, Totolapan, Tlayacapan, Amacuzac y Yauatepec del distrito de desarrollo rural Zacatepec-Galeana, produjeron 352,483 toneladas de esta verdura. El resultado de lo anterior fue que los precios en esta zona productora se comercializaron a \$2,493.00 por tonelada en 2000 a \$1,100.00 en 2006 (año en el que registró una reducción de 42%). En 2015, la tonelada se logró vender en \$1,568 por tonelada, lo que implicó una reducción de 63% respecto del año 2000.

En contraste, los niveles de producción de la zona de la Ciudad de México, Milpa Alta, se han mantenido estables debido a que, a inicios de este siglo, se producían 284,962 toneladas anuales con registros máximos de 336,883 en 2012 y la mínima en 2015 con 254,611 toneladas al año. La producción de Morelos pasó de representar casi el 21% de lo que produjo la Ciudad de México en 2000 a casi equiparar niveles de producción a partir de 2005 (Rodríguez *et al.*, 2021).

En 2008 se observó una virtual equiparación entre producciones, pues la Ciudad de México registró 272,823 toneladas, mientras que los municipios productores de Morelos produjeron 273,138. Posteriormente, de 2009 a 2011, ambas productoras experimentaron

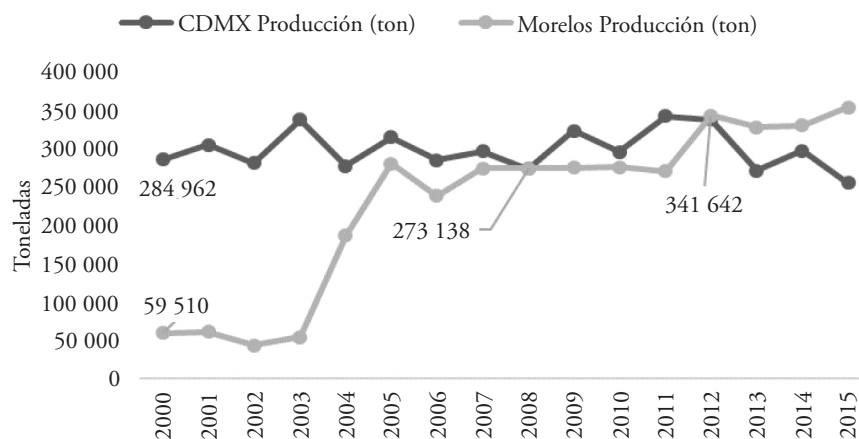
un proceso de transición en cuanto al comportamiento de los niveles de producción, ya que, en 2012, nuevamente las producciones se equipararon, sin embargo, esta vez fue para modificar la estructura de producción que prevalecía a inicios del siglo (Figura 1).

En términos de participación de mercado, en 2000 la producción del estado de Morelos solo representó 20% de la producción conjunta de ambas zonas productoras. Para efectos de este análisis, ambos niveles de producción se consideran como la totalidad de producción de la región del centro del país, pues los destinos de comercialización de las cosechas eran y son los mismos. Posteriormente, dicha participación fue incrementando considerablemente, mientras que la de la Ciudad de México decreció. Se verificó más adelante que la zona productora morelense se hizo de una proporción grande del mercado pues en 2000 apenas poseía 17%.

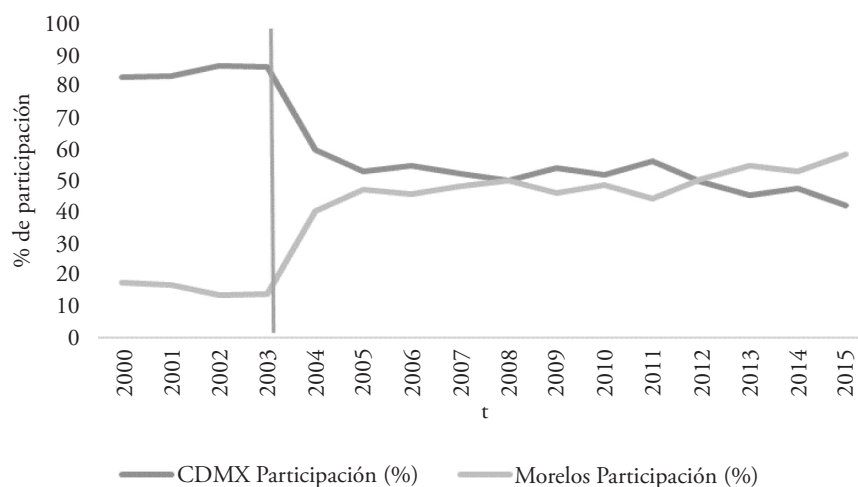
Asimismo, ambas participaciones se equipararon por primera vez en 2008, sin embargo, ocurrió un despunte de la zona de Milpa Alta y una disminución de la de Morelos. En 2012 nuevamente, se igualaron las participaciones del mercado, pero a partir de ese año, el comportamiento de ambas participaciones se invirtió debido a que la proporción de mercado de Milpa Alta pasó de 49.6% a 41.9% de 2012 a 2015, mientras que la de Morelos se incrementó de 50.3% a 58% en el mismo periodo, como se observa en la Figura 2.

El punto crítico se experimentó de 2003 a 2004 en vista de que la variación de participaciones fue dramática y porque la Ciudad de México pasó de tener 86% del mercado a casi 60%, mientras que Morelos pasó de 14% en 2003 a 40% en el año siguiente. A pesar de que existe evidencia estadística (a nivel descriptivo) de que el dinamismo de la producción en Morelos afectó el comportamiento de los precios en ambas zonas, su carácter descriptivo solo permitió realizar inferencias respecto a las interacciones y causalidades entre las propias variables. Enseguida presentamos los resultados derivados del ejercicio econométrico.

Durante los 16 años analizados, los precios registrados en Milpa Alta presentan el comportamiento esperado puesto que, ante mayor producción de la zona productora morelense,



Fuente: elaboración propia con base en Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera, SIAP.
Figura 1. Comportamiento de la producción de Morelos y Milpa Alta, 2000-2015.



Nota: la producción de Morelos incluye a los municipios de Tepoztlán, Tlalnepantla, Totolapan, Tlayacapan, Amacuzac y Yauatepec del distrito de desarrollo rural Zacatepec-Galeana.

Fuente: elaboración propia con base en SIAP.

Figura 2. Participación de mercado de la producción de Morelos y Milpa Alta, 2000-2015.

menor es el precio del nopal en Milpa Alta. Así, durante inicios del periodo es claro que, mientras la producción morelense se mantenía en niveles de 40,000 a 60,000 toneladas por año, los precios por tonelada de la zona productora de Milpa Alta rondaron niveles de hasta \$ 2,730. Sin embargo, cuando la producción de Morelos aumentó, afectó negativamente los precios de la zona productora de la Ciudad de México durante una década (2003-2012) hasta que, finalmente, durante los años 2014 y 2015, el comportamiento que prevalecía a inicios del siglo se invirtió por completo, ya que la producción de provincia continuó en ascenso (hasta niveles de 328,750 y 352,483 toneladas anuales) y el precio en Milpa Alta se reducía hasta \$ 1,784 por tonelada (2015).

Antes de que los municipios de Morelos produjeran nopal de forma considerable, la velocidad de la transmisión de precios entre ambas zonas productoras era leve o moderada porque la comercialización en la provincia se realizaba solo de manera local y el poco comercio no ejercía efecto alguno sobre el comportamiento de los precios en Milpa Alta. Incluso, es posible afirmar que la producción de Morelos que no era consumida a nivel local, se comercializaba en el mercado de Milpa Alta sin ocasionar desajustes significativos para los productores locales. Por tal razón, la estimación de los siguientes modelos tuvo como objetivos determinar la situación inicial, donde el único mercado de este cultivo era el de la Ciudad de México, y cuantificar las modificaciones de dichos mercados agrícolas en ambas zonas productoras, después de la entrada de los municipios morelenses a la producción de nopal-verdura.

Los resultados de esta investigación son comparables con el modelo corrector de errores que utilizó Feuerstein (2002) para relacionar los precios de producción del café verde y los precios al menudeo en Alemania. Sus resultados indicaron que los cambios de los precios del café verde se transmitían completamente a los precios en Alemania en el largo plazo,

es decir, que el ajuste era relativamente lento y que la transmisión de las variaciones en los precios del café verde era asimétrica.

Asimismo, Gómez y Castillo (2001) verificaron la hipótesis de que la liberalización del comercio mundial del café en la década de 1990 generó poder de mercado a los mayoristas internacionales a expensas de las capacidades de negociación de países productores. Otros autores como Gómez y Koerner (2009), utilizaron un VECM asimétrico para analizar la transmisión de precios en los mercados de Estados Unidos, Francia y Alemania.

METODOLOGÍA

La detección de comportamientos no competitivos en los mercados agrícolas justifica la posibilidad de intervenciones (gubernamentales) para regular las interrelaciones entre agentes en un contexto de libre comercio. En el caso de este estudio consideramos que las producciones de Tlalnepantla y las de Milpa Alta son sustitutas. Esto es así porque en los mercados de consumo y, principalmente en la Central de Abasto, no es posible realizar diferenciación entre mercancías, por lo que los consumidores finales adquieren ambas producciones como si fueran productos iguales, es decir, de la variedad Milpa Alta.

Autores como Shepherd (2004), Tomek y Kaiser (2014), y Rapsomanikis, Hallam y Conforti (2004) recomiendan la utilización de series temporales y estimaciones estadísticas lineales para modelar el comportamiento del productor, pues son capaces de captar el componente sistemático de los precios a través del tiempo. También son adecuadas para contrastar niveles de precios, volúmenes de comercialización (cantidades de producción) y costos de transacción que evolucionan juntos, por lo que los supuestos *a priori* requeridos son mínimos, ya que no exigen el uso de formas funcionales determinadas.

De acuerdo con ello, para la estimación de los modelos que respaldan esta investigación, se partió de la utilización de un modelo de vectores autorregresivos (VAR). Para Rudebush y Svensson (1999), los modelos VAR son una herramienta utilizada frecuentemente para describir la dinámica de los mecanismos de transmisión. Este tipo de modelos son ateóricos porque son sistemas de ecuaciones dinámicos que examinan las relaciones entre variables económicas usando un mínimo de supuestos sobre la estructura de la economía (Bravo y García, 2002) y, debido a ello, los coeficientes no tienen una interpretación clara. La estrategia utilizada para la especificación del modelo VAR se definió como Shepherd (2004), la cual analiza la dinámica de la transmisión de precios durante la formación de los mismos en el mercado de nopal de las zonas productoras de Milpa Alta y Tlalnepantla, Morelos. Esto permite revisar la existencia de asimetría en la transmisión de precios, puesto que su impacto en ambas zonas es diferente cuando proviene de aumentos de los precios de Milpa Alta, que cuando resulta de disminuciones ocasionadas por la alta productividad, principalmente de Morelos.

Además de la revisión de la transmisión de precios, la estimación econométrica evaluó el efecto que las cantidades ejercen sobre los precios. Se estimaron modelos hipotéticos que reflejan las características del mercado antes (2000-2005) y después de la entrada de los municipios de Morelos a la producción de nopal (2006-2017). El objetivo fue determinar, mediante el contraste de los coeficientes en ambos modelos, si la actividad

de los productores de Morelos ejerce poder de mercado sobre el de Milpa Alta a través de cantidades y precios.

Concretamente, la estimación econométrica revisó características fundamentales de la transmisión de precios, tales como la velocidad, dirección, simetría y el efecto que las cantidades ejercen sobre los precios. El comportamiento esperado de los coeficientes, previo a que la zona de Morelos entrara al mercado de nopal, son velocidad y completitud similares que antes y después. En cuanto a la dirección, durante el primer periodo de análisis sería normal considerar que los precios y las cantidades de Milpa Alta establecieran los precios de ambas zonas de producción, en vista de que esta demarcación era prácticamente la única productora de nopal en la región.

Respecto de la simetría entre precios, antes de esta coyuntura, fue predecible un comportamiento leve o moderado, mientras que, cuando irrumpió Morelos como productor que equipara producciones con Milpa Alta, la previsión correspondió a una transmisión más simétrica debido a la mayor interrelación entre zonas de producción.

Finalmente, durante el primer periodo, el supuesto es que resultaría completamente normal que las cantidades de Morelos no afectaran, o lo hicieran marginalmente, a los precios de ambas zonas, aunque después, se esperó que las cantidades de producción afectaran considerablemente, y en función de la temporada, el proceso de formación de precios, tanto en Morelos como en Milpa Alta.

En este sentido el modelo VAR utilizó cuatro variables que se determinaron por su propia interacción contemporánea, por *shocks* estructurales y por las mismas variables rezagadas. Ello debido a que todas las variables incluidas en los VAR son consideradas como endógenas y, este tipo de modelos solo arrojan una representación de los datos como muestra la Ecuación 1. Por esta razón fue necesario recurrir a otra herramienta de modelación que permitió explicar el comportamiento de la variable de interés. El modelo corrector de errores identifica ciertas relaciones de equilibrio de largo plazo (vectores de cointegración) que determinan el comportamiento de alguna de las variables incluidas en el modelo

$$\begin{aligned}
 PCDMX_t &= m_1 + a_{11}PCDMX_{t-1} + a_{12}QCDMX_{t-1} + a_{13}PMOR_{t-1} + a_{14}QMOR_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\
 QCDMX_t &= m_2 + a_{21}PCDMX_{t-1} + a_{22}QCDMX_{t-1} + a_{23}PMOR_{t-1} + a_{24}QMOR_{t-1} + \varepsilon_{2t} \\
 PMOR_t &= m_3 + a_{31}PCDMX_{t-1} + a_{32}QCDMX_{t-1} + a_{33}PMOR_{t-1} + a_{34}QMOR_{t-1} + \varepsilon_{3t} \\
 QMOR_t &= m_4 + a_{41}PCDMX_{t-1} + a_{42}QCDMX_{t-1} + a_{43}PMOR_{t-1} + a_{44}QMOR_{t-1} + \varepsilon_{4t}
 \end{aligned} \quad (1)$$

donde *PCDMX*: precios de la zona productora de Milpa Alta; *QCDMX*: producción de la zona de Milpa Alta; *PMOR*: precios de la zona productora de Morelos; *QMOR*: producción de la zona de Morelos.

Este sistema de ecuaciones representa las soluciones de largo plazo del modelo, no obstante, de acuerdo con Hendry (1995), es necesario considerar los continuos choques aleatorios que un sistema económico experimenta y que implican, necesariamente, ajustes dinámicos en el corto plazo. Este, a su vez, puede especificarse con el procedimiento de

Johansen a través del uso de series en diferencias que son del mismo orden de integración y utilizando el teorema de equivalencia entre el vector de cointegración y el mecanismo de corrección de errores para incluir las soluciones de largo plazo y evitar problemas de especificación (Engle y Granger, 1987).

En este caso, la ecuación que se busca corroborar fue la primera, es decir, que la variable precio de la zona productora de Milpa Alta depende de las cantidades de producción de la propia entidad, de los precios de la zona de Morelos y de sus cantidades de producción; además de estar influida en determinada medida por sus valores pasados, es decir, de la variable dependiente rezagada (precios de la demarcación de la Ciudad de México).

A continuación, se presenta la forma reducida de la ecuación de interés y cuya especificación requirió la incorporación de seis rezagos de las variables en logaritmo natural LPCDMX, LQDMX, LPMOR y LQMOR para el caso del periodo 2000-2005 y de ocho para el modelo del periodo 2006-2017.

$$x_t = \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_k x_{t-k} + Bz_t + u_t \quad (2)$$

donde x_t : vector columna que contiene las cuatro variables endógenas contemporáneas (LPCDMX: logaritmo natural de los precios de la zona productora de Milpa Alta; LQCDMX: logaritmo natural de las cantidades de la zona productora de Milpa Alta; LPMOR: logaritmo natural de los precios de la zona productora de Morelos; y LQMOR: logaritmo natural de las cantidades de la zona productora de Morelos); x_{t-1} : vector columna con las cuatro variables endógenas anteriores rezagadas ($i=1, 2, \dots, k$); z_t : vector de variables determinísticas exógenas: *dummy* estacional (dseas09) y *dummies* (d0201, d0301, d0401, d0501); B_i , B : matrices de coeficientes de regresión a estimar para $i=1, 2, \dots, k$; u_t : vector de innovaciones. Errores normalmente distribuidos con media cero y varianza constante.

Los datos

La información utilizada para la estimación de los modelos econométricos fueron las series del SIAP referentes a las cantidades de producción, medidas en toneladas, y el precio medio rural, medido en pesos por tonelada de manera anual; aunque esta información solo se reportó hasta el año 2015. Por lo tanto, los datos de cantidades de producción para los años 2016 y 2017 fueron estimados utilizando la tasa de crecimiento promedio de los últimos 10 años con el fin de captar el comportamiento reciente de las zonas productoras estudiadas.

Para el caso de los precios se acudió a los mercados de las zonas productoras de nopal de Morelos y Milpa Alta. A raíz de las visitas al centro de acopio de Milpa Alta, realizadas en los meses de febrero y marzo de 2018, se obtuvieron los precios con periodicidad diaria de 2016 y 2017, los cuales son producto del levantamiento de los precios en el lugar de comercialización realizado por la administración del recinto comercial. Respecto de los datos de precios del mercado más significativo de Morelos, el de Tlalnepantla, fue imposible recabar dicha información de la misma manera puesto que en estos centros de acopio no se llevan a cabo registros de precios.

Con base en lo anterior, se recurrió a otro método para acceder a esta información proveniente de fuentes primarias. Tuvimos reuniones con representantes y exrepresentantes de productores de nopal del municipio de Tlalnepantla, cuya actividad laboral les permite tener el registro de los precios actuales por día. De esta manera, se pudo acceder a los precios del nopal de Tlalnepantla, Morelos de los años 2016 y 2017.

El periodo de análisis de esta investigación fue del año 2000 hasta 2017, la periodicidad mensual y se dividió en dos subperiodos. Se consideró como punto de quiebre la entrada del área productora de Morelos a este mercado agrícola de la zona centro del país, la cual, de acuerdo con el análisis estadístico realizado determinó que fue 2005.

Para obtener la información de precios mensuales de 2000 a 2015, estos fueron ajustados por la variación mensual porcentual del Índice Nacional de Precios al Productor (INPP)⁴ para dichos años: lo que significa que se descontó la inflación (observada para los productores agrícolas) a los precios que se recopilaron directamente en los mercados locales de Milpa Alta y Tlalnepantla para reportar el del año inmediato anterior y así, sucesivamente. De esta forma, se captaron los atributos específicos del ciclo productivo de la mercancía nopal-verdura.

RESULTADOS

El modelo inicial de 2000 a 2005, corresponde a aquella parte del periodo de estudio en que la producción de nopal de la zona centro del país era prácticamente exclusiva de la demarcación Milpa Alta en la Ciudad de México. Así, la estimación del primer modelo busca caracterizar el comportamiento de la zona productora en cuestión considerando que, los municipios aledaños de Morelos comenzaban a producir nopal sin poder denominarlos como competencia de Milpa Alta, puesto que, tanto su superficie sembrada como su producción no eran significativas. El segundo modelo corresponde al periodo en el que tanto la superficie sembrada y la producción de la zona productora de Morelos se ha equiparado con la de Milpa Alta.

Modelo 2000-2005

Determinación del orden de integración de las series. Pruebas de raíz unitaria

Para verificar que la relación de cointegración de las series tiene el sentido económico que propone esta investigación, se aplicaron las pruebas de raíz unitaria, Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPPS). El Cuadro 1 muestra los resultados de las pruebas mencionadas de las cuatro series en niveles para el modelo 2000-2005.

Las series son estacionarias de orden cero puesto que, aunque hayan pasado la prueba KPPS en sus dos modelos y algunos modelos de la prueba PP; cuando se aplicó la ADF, en ningún caso se pudo corroborar lo indicado por los otros dos *tests*.

Por lo tanto, fue necesaria la evaluación de las series en primeras diferencias (Cuadro 2). Con base en esta valorización, se verifica que las series LPCDMX, LQCDMX, LPMOR y LQMOR son estacionarias en primeras diferencias, lo que indica que su orden de integración es $I(1)$. En este sentido, debido a que las series son del mismo orden de integración,

Cuadro 1. Test de raíz unitaria en niveles.

Variables	Dickey-Fuller Aumentada			Phillips-Perron			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	A	
PCDMX	-1.3002 [0.6241]	-0.9779 [0.9392]	-7.3000 [0.6787]	-2.9578 [0.0439]	-3.014 [0.1358]	-0.0382 [0.6667]	0.0708	0.0285
QCDMX	-0.9328 [0.7710]	-0.9257 [0.9460]	0.9596 [0.9087]	-18.0588 [0.0001]	-18.6484 [0.0001]	0.0307 [0.6893]	0.4759	0.3772
PMOR	-2.2800 [1.0000]	-2.2400 [1.0000]	-0.0054 [0.6770]	-3.6983 [0.0061]	-3.7071 [0.0282]	-0.2051 [0.6089]	0.0326	0.0217
QMOR	2.6176 [1.0000]	-0.7530 [0.9640]	3.6572 [0.9999]	-5.5400 [0.0000]	-6.1493 [0.0000]	0.1662 [0.7315]	0.9506	0.1691

* Significación de las pruebas al 05 %; el modelo A incluye intercepto con valor de tablas de -2.8895; el modelo B incluye tendencia e intercepto con valor en tablas del -3.4535; el modelo C no incluye tendencia ni intercepto y tiene valor de -1.94. Los valores en negritas denotan los rechazos de la hipótesis nula.

** Los valores en corchetes son las probabilidades del estadístico *t*.

es posible establecer una relación de largo plazo entre las variables dado que poseen una tendencia estocástica que se mueven juntas a través del tiempo (Bravo y García, 2002).

Lo anterior indica que existe evidencia que justifica una inspección para verificar la posibilidad de cointegración entre las variables endógenas del VAR; bajo esta lógica, la búsqueda de vectores de cointegración debe ser guiada esencialmente por la teoría económica. Una vez realizado el análisis de raíz unitaria, se lleva a cabo el desarrollo de la metodología de los Vectores Autoregresivos.

Cuadro 2. Test de raíz unitaria en primeras diferencias.

Variables	Dickey-Fuller Aumentada			Phillips-Perron			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	A	B
PCDMX	-6.5623 [0.0000]	-6.508 [0.0000]	-1348.3590 [0.0000]	-6.5722 [0.0000]	-6.5184 [0.0000]	-6.6025 [0.0000]	0.0337	0.0255
QCDMX	-9.7046 [0.0000]	-9.6414 [0.0000]	-1.8277 [0.0647]	-24.2174 [0.0001]	-24.5194 [0.0001]	-22.3941 [0.0000]	0.2047	0.1932
PMOR	-4.3228 [0.0009]	-4.2576 [0.0063]	-7.13 [0.0000]	-7.4692 [0.0000]	-7.4579 [0.0000]	-7.5204 [0.0000]	0.0625	0.0346
QMOR	-9.8212 [0.0000]	-9.7511 [0.0000]	-9.8753 [0.0000]	-23.8835 [0.0001]	-24.2954 [0.0001]	-20.8405 [0.0000]	0.1275	0.1275

* Significación de las pruebas al 05 %; el modelo A incluye intercepto con valor de tablas de -2.8895; el modelo B incluye tendencia e intercepto con valor en tablas del -3.4535; el modelo C no incluye tendencia ni intercepto y tiene valor de -1.94. Los valores en negritas denotan los rechazos de la hipótesis nula.

** Los valores en corchetes son las probabilidades del estadístico *t*.

Fuente: elaboración propia.

Especificación empírica del VAR

La estimación del modelo VAR siguió la metodología de lo general a lo particular (Krolzig y Hendry, 2002) para obtener una estimación parsimoniosa del modelo, los coeficientes se muestran en el Cuadro 3. En la especificación del VAR se empleó una variable *dummy* estacional puesto que se trata de series que, evidentemente, presentan comportamientos temporales. Dicha variable se denominó “dseas09” y corresponde a la finalización del periodo de alta producción y el inicio del de baja producción.

Además, en la especificación del VAR se incluyeron cuatro variables *dummies* que describen otro comportamiento estacional, esta vez del mes de enero y cuya explicación se remite al inicio de descensos marcados en los precios derivado de un incremento considerable de la producción. La correcta especificación del modelo VAR es de una estructura óptima de seis meses de rezago en las variables endógenas.

Como se indicó, la especificación del modelo VAR para el primer periodo de análisis requirió la incorporación de seis rezagos de las variables LPCDMX, LQCDMX, LPMOR y LQMOR, cuatro variables *dummies* (d0201, d0301, d0401, d0501) y una variable *dummy* estacional (dseas09). Sin embargo, debido a que la técnica VAR es relativamente flexible y está dominada por la endogeneidad de las variables, no es relevante analizar los coeficientes de regresión estimados ni sus significancias estadísticas; tampoco la bondad del ajuste (R^2 ajustado) de las ecuaciones individuales (Arias y Torres, 2004).

El modelo obtenido cumple con las condiciones de estabilidad, pues las raíces características son menores a la unidad, tal como se muestra en el Cuadro 4. El *test* de raíz unitaria y raíces inversas del polinomio característico indican que todas las raíces son menores a la unidad y, por consiguiente, se ubican dentro del círculo unitario.

Cuadro 3. Especificación del modelo VAR.

Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor de t	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor de t
LPCDMX_1	1.11188	-0.18480	[6.01666]	LPMOR_3	-1.88338	-0.06864	[-27.43720]
LPCDMX_2	0.41993	-0.12822	[3.27494]	LPMOR_4	-0.74258	-0.27265	[-2.72354]
LPCDMX_3	0.80243	-0.10829	[7.41014]	LPMOR_5	0.59955	-0.20609	[2.90918]
LPCDMX_4	0.00940	-0.17456	[0.05386]	LPMOR_6	-0.60438	-0.09783	[-6.17800]
LPCDMX_5	1.86347	-0.06790	[27.44570]	LQMOR_1	0.00086	-0.00418	[0.20526]
LPCDMX_6	-0.05624	-0.32518	[-0.17295]	LQMOR_2	-0.00167	-0.00587	[-0.28449]
LQCDMX_1	0.01223	-0.01603	[0.76298]	LQMOR_3	-0.00775	-0.00586	[-1.32295]
LQCDMX_2	-0.01077	-0.02157	[-0.49943]	LQMOR_4	0.01456	-0.00579	[2.51659]
LQCDMX_3	-0.00993	-0.02147	[-0.46225]	LQMOR_5	-0.00402	-0.00608	[-0.66035]
LQCDMX_4	0.01186	-0.02121	[0.55932]	LQMOR_6	-0.00167	-0.00438	[-0.38063]
LQCDMX_5	0.00035	-0.02162	[0.01632]	D0201	-0.00081	-0.00628	[-0.12969]
LQCDMX_6	0.00737	-0.01650	[0.44666]	D0301	0.00023	-0.00626	[0.03594]
LPMOR_1	-0.75967	-0.14836	[-5.12030]	D0401	-0.00185	-0.00646	[-0.28595]
LPMOR_2	0.16266	-0.12680	[1.28280]	D0501	-0.00017	-0.00633	[-0.02615]
				DSEAS09	0.16594	-0.15007	[1.10575]

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 4. Test de raíz unitaria y raíces inversas del polinomio característico.

Raíz	Modelo	Raíz	Modelo
0.999327	0.999327	-0.600752 + 0.636593i	0.875303
0.995800 + 0.004609i	0.995810	-0.558320 - 0.455398i	0.720492
0.995800 - 0.004609i	0.995810	-0.558320 + 0.455398i	0.720492
-0.086451 + 0.990857i	0.994621	0.319969 + 0.315660i	0.449468
-0.086451 - 0.990857i	0.994621	0.319969 - 0.315660i	0.449468
0.836745 - 0.507166i	0.978447	-0.332532 - 0.299865i	0.447769
0.836745 + 0.507166i	0.978447	-0.332532 + 0.299865i	0.447769
0.476903 + 0.850774i	0.975322	0.420612	0.420612
0.476903 - 0.850774i	0.975322	0.128640 + 0.394070i	0.414536
-0.867011 - 0.217353i	0.893840	0.128640 - 0.394070i	0.414536
-0.867011 + 0.217353i	0.893840	0.069092 + 0.148818i	0.164074
-0.600752 - 0.636593i	0.875303	0.069092 - 0.148818i	0.164074

Ninguna raíz se encuentra fuera del círculo unitario. VAR cumple la condición de estabilidad.
 Fuente: elaboración propia.

A continuación, se presentan las pruebas de diagnóstico de correlación serial, normalidad y heterocedasticidad.

Pruebas de diagnóstico del modelo VAR

El modelo satisface los supuestos de mínimos cuadrados ordinarios y, por lo tanto, las condiciones del teorema Gauss-Markov, por lo que es posible considerar que los estimadores son MELI (Mejor Estimador Lineal e Insesgado) (Cuadro 5).

De acuerdo con lo reportado en el Cuadro 5, se observa que en el modelo VAR sólo existe evidencia de que autocorrelación de primer orden y no presenta este problema entre combinaciones de variables contemporáneas y rezagadas en seis periodos. Asimismo, los residuos del modelo VAR estimado registran el comportamiento aproximado a una distribución normal descritos por los estadísticos de sesgo y, los referentes a la curtosis y Jarque-Bera lo son al 10% de significancia estadística. Finalmente, la estimación no presentó problemas de varianza no constante. Lo anterior valida la correcta especificación del modelo.

Análisis de cointegración

Una vez validados los supuestos del modelo VAR es posible llevar a cabo las pruebas de cointegración bajo la metodología de Johansen (1988), la cual considera el contraste de hipótesis por medio del estadístico de la traza (Trace) y del máximo valor propio (Maximum Eigenvalue); en este sentido, tanto la primera como la segunda indican que hay dos vectores de cointegración (Cuadro 6).

El objetivo de la modelación VEC es la corrección de los desequilibrios de corto plazo y la eficiencia o velocidad con que se lleva a cabo dicha corrección. Como se indicó, la búsqueda de vectores de cointegración debe ser guiada esencialmente por la teoría económica.

Cuadro 5. Pruebas de diagnóstico del modelo VAR.

Prueba LM de Correlación Serial		
Rezagos	Estadístico LM	Probabilidad
1	100.8599	0.0000
2	28.39354	0.0284*
3	12.91369	0.6791
4	12.39775	0.7162
5	18.43209	0.2992
6	8.431892	0.935

* Denota significación al 10%.

Prueba de normalidad			Prueba de heterocedasticidad: Sin términos cruzados		
	Estadístico (conjunto)	Probabilidad	Prueba conjunta		
			Chi-cuadrada	df	Probabilidad
Sesgo	7.4205	0.1153	485.6869	450.0000	0.1187
Curtosis	55.0565	0.0101*			
Jarque-Bera	62.4770	0.0108*			

*Denota significación al 10%.

Ortogonalización: correlación residual (Doornik-Hansen)

Fuente: elaboración propia

Cuadro 6. Identificación del vector de cointegración.

Prueba de cointegración sin restricciones (Traza) – (Valor propio máximo)

Número de ecuaciones de cointegración hipotéticas	Valor propio	Traza		Probabilidad**
		Estadístico	0.05 Valor crítico	
Ninguna*	0.996442	855.6897	63.87610	0.0001
A lo más 1*	0.980067	472.2640	42.91525	0.0001
A lo más 2	0.951563	206.0173	25.87211	0.0938
A lo más 3	0.002182	0.148544	12.51798	1.0000

La prueba de la Traza indica 2 ecuaciones de cointegración en el nivel 0.05

*Denota rechazo de la hipótesis en el nivel 0.05

**Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Número de ecuaciones de cointegración hipotéticas	Valor propio	Traza		Probabilidad**
		Estadístico	0.05 Valor crítico	
Ninguna*	0.996442	383.4257	32.11832	0.0000
A lo más 1*	0.980067	266.2467	25.82321	0.0001
A lo más 2	0.951563	205.8687	19.38704	0.0940
A lo más 3	0.002182	0.148544	12.51798	1.0000

La prueba del máximo valor propio indica dos ecuaciones de cointegración en el nivel 0.05

*Denota rechazo de la hipótesis en el nivel 0.05

Vector de cointegración

De acuerdo con Engle y Granger (1987), los vectores de cointegración expresan las funciones de reacción de los agentes económicos que mantienen a las variables consideradas dentro de las trayectorias de equilibrio. Estos vectores pueden entonces interpretarse como mecanismos de corrección de errores. El vector de cointegración de interés que establece la relación de largo plazo de la ecuación normalizada y que representa el comportamiento de la formación de precios en Milpa Alta durante el periodo 2000 a 2005 es:

$$LPCDMX = (\alpha * 3.94605) - (0.05653 * LQCDMX) + (0.54317 * LPMOR) - (0.00602 * LQMOR) + (0.00025 * @trend[00M01]) \quad (3)$$

Esta ecuación expresa elasticidades debido a que la estimación del modelo se realizó utilizando el logaritmo natural de cada una de las series, por lo que la interpretación de los resultados puede leerse en términos de variaciones porcentuales. En este sentido, esta función de reacción prescribe que ante una variación de 1% en de las cantidades de producción de la zona productora de Milpa Alta, los precios de la zona productora de Milpa Alta se ajustan 0.05653%.

Asimismo, ante una variación de 1% de los precios de la zona productora de Morelos, los precios de Milpa Alta se ajustan -0.54317%. Finalmente, cuando se registra una variación de un punto porcentual de las cantidades de producción de Morelos, entonces, los precios de la CDMX deberán ajustarse ligeramente (0.00602%).

Cabe destacar que los signos de cada uno de los coeficientes fue el esperado dada la interacción entre las variables. Es decir, cuando las cantidades de producción aumentan, los precios de la Milpa Alta disminuyen y viceversa. Por lo contrario, cuando los precios de Morelos disminuyen, entonces los precios de Milpa Alta también lo hacen y, cuando los precios de Milpa Alta aumentan, los de Morelos hacen lo propio.

Lo anterior indica que existe una relación inversa entre los precios de Milpa Alta y las cantidades (de ambas zonas productoras) y una relación directa entre los precios de Milpa Alta y los precios de Morelos en el largo plazo.

Especificación del modelo VEC

Una vez conseguido el vector de cointegración, es posible emplearlo como un mecanismo corrector de errores para la ecuación en diferencias del modelo VEC; en el Cuadro 7 se presenta la especificación de dicho modelo. En esta especificación, se utilizan 13 variables *dummies* (d0101, d0201, d0301, d0401, d0501, d0102, d0103, d0202, d0203, d0204, d0304, d0409, d0504, dseas07).

La justificación de las primeras cinco y la última variable dicotómicas corresponden a un componente estacional en el mes de enero; cuando sucede la transición de la temporada de altos precios o baja producción al periodo de bajos precios y alta producción. Respecto a la última (dseas07), en julio; cuando inicia la fase de preparación de los cultivos para esperar la temporada de baja producción. Respecto de las variables *dummy* febrero (d0102,

Cuadro 7. Estimación del vector corrector de error.

Variable	Coficiente	Error estándar	Valor de t	Variable	Coficiente	Error estándar	Valor de t
CointEq1	-0.7774	-0.1287	[6.03842]	D0301	-2.3861	-0.2635	[-9.05504]
D(LPCDMX_2)	-0.248	-0.1462	[-1.69571]	D0401	-2.3927	-0.2639	[-9.06439]
D(LPCDMX_3)	0.5838	-0.132	[4.42308]	D0501	-2.3878	-0.2636	[-9.05740]
D(LQCDMX_2)	-0.3409	-0.1812	[-1.88127]	D0102	-0.2091	-0.2159	[-0.96872]
D(LQCDMX_3)	-0.0019	-0.1851	[-0.01034]	D0103	0.342	-0.2415	[1.41615]
D(LPMOR_2)	-0.5614	-0.099	[-5.66926]	D0202	-0.2017	-0.2164	[-0.93216]
D(LPMOR_3)	-0.0377	-0.0958	[-0.39355]	D0203	0.3989	-0.2603	[1.53244]
D(LQMOR_2)	0.2699	-0.177	[1.52491]	D0204	-0.1397	-0.2897	[-0.48217]
D(LQMOR_3)	-0.094	-0.1833	[-0.51262]	D0304	-0.1031	-0.2612	[-0.39494]
C	0.205	-0.0337	[6.06994]	D0409	-0.1007	-0.2065	[-0.48785]
D0101	-2.3931	-0.264	[-9.06498]	D0504	-0.0762	-0.2445	[-0.31188]
D0201	-2.3936	-0.264	[-9.06559]	DSEAS07	0.0849	-0.1005	[0.84466]

Muestra (ajustada): 2000M05 2005M12. Observaciones incluidas: 68 después de ajuste. Errores estándar en () y estadístico t en []
 Fuente: elaboración propia.

d0202), marzo (d0103, d0203) y abril (d0204, d0304, d0504), su inclusión responde a procesos notables de sobreproducción. Finalmente, la de septiembre (d0409) está asociada a una coyuntura climatológica.

La modelación del VAR y, posteriormente, del VECM presentó características particulares. La principal de ellas es que cada ecuación del sistema tiene las mismas variables explicativas, pero con diferente número de rezagos y variables *dummies*. Ello se debe a que se trata de la especificación de un VAR asimétrico (AVAR), tal como lo precisa Keating (2000), los modelos VAR frecuentemente estiman un considerable número de coeficientes no significativos, por lo que el análisis de la función impulso-respuesta y de la descomposición de la varianza construidas a partir de dichos coeficientes a menudo son imprecisos. El vector de cointegración es negativo y estadísticamente significativo. Lo anterior determinan la velocidad en que el equilibrio de largo plazo se restablece. Ello implica que esta ecuación contribuye al restablecimiento de la relación de equilibrio de las series en el largo plazo cuando una coyuntura en el corto plazo hace que el comportamiento de las variables endógenas se desvíe temporalmente.

Lo que significa que el vector de cointegración corrige 77% del desequilibrio en cada mes. Así, durante el periodo que va del mes de enero de 2000 hasta el mes de diciembre de 2005, las desviaciones respecto del comportamiento de largo plazo de las variables son mejor descritas como movimientos transitorios de los precios de Morelos, que como movimientos transitorios de las desviaciones en la las cantidades de Milpa Alta y de las cantidades de Morelos.

Pruebas de diagnóstico del modelo VEC

El Cuadro 8 resume las pruebas de autocorrelación serial, de normalidad y de heterocedasticidad, las cuales validan la correcta especificación del VECM. La especificación del modelo precisó del uso de variables dicotómicas y unas de carácter estacional. Como se

Cuadro 8. Pruebas de diagnóstico del modelo VEC.

Prueba LM de Correlación Serial		
Rezagos	Estadístico LM	Probabilidad
1	49.90495	0.0002
2	26.93140	0.0423*
3	22.42506	0.1300

*Denota significancia al 10%.
 Probabilidades de chi-cuadrado con 16 gl.

Prueba de normalidad			Prueba de heterocedasticidad: Sin términos cruzados		
	Estadístico (conjunto)	Probabilidad	Prueba conjunta		
Sesgo	4.2487	0.0562	Chi-cuadrada	gl	Probabilidad
Curtosis	17.7703	0.0060*	315.6129	320	0.5588
Jarque-Bera	22.0191	0.0026*			

*Denota significancia al 10%.
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Fuente: elaboración propia.

puede apreciar, el modelo corrector de errores no presenta problemas de correlación serial (con excepción de su primer rezago y el segundo es significativo estadísticamente al 10 %). Respecto del supuesto de normalidad estadística, el modelo del periodo 2000:01 a 2005:12 es normal en el sesgo y lo es al 10% de significancia estadística en curtosis y en el estadístico Jarque-Bera. Finalmente, cuando se habla de heterocedasticidad en el modelo, se concluye que la varianza es constante durante el periodo en cuestión.

Modelo 2006-2017

Determinación del orden de integración de las series. Pruebas de raíz unitaria

Las series no son estacionarias en niveles, por lo tanto, fue necesaria la evaluación de las series en primeras diferencias y se verificó que las series LPCDMX, LQCDMX, LPMOR y LQMOR son estacionarias en primeras diferencias, es decir, que su orden de integración es I(1), (Cuadro 9 y 10).

Especificación empírica del VAR

Se emplearon 13 variables *dummies*, sin embargo, es preciso hacer notar que las primeras nueve (d0701, d0801, d0901, d1001, d1101, d1201, d1301, d1401 y d1501)⁵ corresponden a un comportamiento estacional que se registra en el mes de enero (como sucedió en la estimación del modelo 2000-2005) y que se debe, esencialmente, al inicio de descensos marcados en los precios derivado de un incremento considerable de la producción. La correcta especificación del modelo VAR es de una estructura óptima de ocho meses de rezago en las variables endógenas (Cuadro 11). Asimismo, se incluyeron en la

Cuadro 9. Test de raíz unitaria en niveles.

Variables	Aumentada Dickey-Fuller			Phillips-Perron			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	A	B
LPCDMX	-1.1114 [0.7101]	-1.6212 [0.7795]	0.9999 [0.9158]	-3.2495 [0.0192]	-3.268 [0.0759]	0.5481 [0.8334]	0.1613	0.1418
LQCDMX	-2.2967 [0.1746]	-2.7256 [0.2282]	-0.2015 [0.6119]	-15.2597 [0.0000]	-16.0044 [0.0000]	-0.1718 [0.6226]	0.1613	0.1418
LPMOR	-4.4534 [0.0004]	-4.0987 [0.0081]	0.9997 [0.9158]	-5.3318 [0.0000]	-5.3285 [0.0001]	-0.4529 [0.5172]	0.0230	0.0153
LQMOR	-0.4832 [0.8897]	-3.4067 [0.0549]	1.2691 [0.9477]	-11.5642 [0.0000]	-17.7703 [0.0000]	-0.084 [0.6530]	0.6596	0.1133

*Significación de las pruebas al 05 %; el modelo A incluye intercepto con valor de tablas de -2.8895; el modelo B incluye tendencia e intercepto con valor en tablas del -3.4535; el modelo C no incluye tendencia ni intercepto y tiene valor de -1.94. Los valores en negritas denotan los rechazos de la hipótesis nula.

** Los valores en corchetes son las probabilidades del estadístico *t*.

especificación del VAR cuatro variables *dummies* adicionales que están asociadas a eventos aislados durante tres meses consecutivos del año 2006 (d0609, d0610 y d0611) y al mes de febrero de 2010 (d1002).

Prueba de raíz unitaria

El modelo obtenido cumple con las condiciones de estabilidad puesto que el Cuadro 12 indica que todas las raíces son menores a la unidad.

Cuadro 10. Test de raíz unitaria en primeras diferencias.

Variables	Aumentada Dickey-Fuller			Phillips-Perron			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	A	B
(LPCDMX)	-2.9116 [0.0467]	-9.1759 [0.0000]	-4635.4830 [0.0000]	-12.6113 [0.0000]	-12.5036 [0.0000]	-12.5163 [0.0000]	0.2296	0.1766
(LQCDMX)	-2.9116 [0.0467]	-2.9114 [0.1624]	-2.918 [0.0038]	-26.537 [0.0000]	-26.4018 [0.0000]	-26.6878 [0.0000]	0.109	0.0998
(LPMOR)	-5.971 [0.0000]	-5.9384 [0.0000]	-5050.4450 [0.0000]	-10.7752 [0.0000]	-10.7538 [0.0000]	-10.8104 [0.0000]	0.0233	0.0129
(LQMOR)	-2.7216 [0.0731]	-13.7813 [0.0000]	-2.4038 [0.0162]	-26.6227 [0.0000]	-31.7064 [0.0001]	-26.6442 [0.0000]	0.106	0.1000

*Significación de las pruebas al 05 %; el modelo A incluye intercepto con valor de tablas de -2.8895; el modelo B incluye tendencia e intercepto con valor en tablas de -3.4535; el modelo C no incluye tendencia ni intercepto y tiene valor de -1.94. Los valores en negritas denotan los rechazos de la hipótesis nula.

** Los valores en corchetes son las probabilidades del estadístico *t*.

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 11. Estimación del modelo de vectores autorregresivos.

Variable	Coficiente	Error estándar	Valor de t	Variable	Coficiente	Error estándar	Valor de t
LPCDMX_1	-0.1723	-0.1395	[-1.23554]	LPMOR_8	0.8768	-0.0912	[9.61388]
LPCDMX_2	0.0058	-0.13	[0.04492]	LQMOR_1	-0.004	-0.011	[-0.36639]
LPCDMX_3	-0.5265	-0.1488	[-3.53748]	LQMOR_2	0.0388	-0.0144	[2.68586]
LPCDMX_4	-0.1336	-0.1122	[-1.19007]	LQMOR_3	-0.0377	-0.0139	[-2.71493]
LPCDMX_5	0.7977	-0.1181	[6.75180]	LQMOR_4	-0.015	-0.0136	[-1.10184]
LPCDMX_6	0.6805	-0.2136	[3.18556]	LQMOR_5	0.0193	-0.0139	[1.38660]
LPCDMX_7	-0.0059	-0.1411	[-0.04219]	LQMOR_6	0.0127	-0.0138	[0.91806]
LPCDMX_8	-0.7874	-0.1763	[-4.46535]	LQMOR_7	-0.0143	-0.0139	[-1.03061]
LQCDMX_1	-0.0001	-0.0077	[-0.02144]	LQMOR_8	-0.0016	-0.0105	[-0.15214]
LQCDMX_2	-0.0052	-0.01	[-0.52280]	TREND	1.92E-05	-2.10E-05	[0.89717]
LQCDMX_3	0.0043	-0.0098	[0.44458]	D0701	0.0105	-0.0043	[2.43429]
LQCDMX_4	-0.0017	-0.0093	[-0.18285]	D0801	0.0078	0.00389	[2.02214]
LQCDMX_5	0.0009	-0.0093	[0.10156]	D0901	0.008	0.00389	[2.07239]
LQCDMX_6	0.0002	-0.0094	[0.02872]	D1001	0.0077	0.00387	[2.01010]
LQCDMX_7	0.0029	-0.0093	[0.31118]	D1101	0.0075	0.00383	[1.96816]
LQCDMX_8	-0.001	-0.0069	[-0.15537]	D1201	0.0004	0.00333	[0.12771]
LPMOR_1	1.0081	-0.1871	[5.38724]	D1301	0.0006	0.00338	[0.19969]
LPMOR_2	0.8472	-0.1326	[6.38773]	D1401	0.0003	0.00321	[0.11941]
LPMOR_3	-0.4659	-0.1318	[-3.53486]	D1501	1.39E-06	0.00322	[0.00043]
LPMOR_4	-1.2367	-0.1993	[-6.20420]	D1002	0.0002	0.00303	[0.07663]
LPMOR_5	-0.1036	-0.1695	[-0.61145]	D0609	0.0092	0.00302	[3.05695]
LPMOR_6	0.2318	-0.2099	[1.10431]	D0610	-0.0069	0.00297	[-2.34041]
LPMOR_7	0.0075	-0.1337	[0.05635]	D0611	-0.0125	0.00325	[-3.85241]

Muestra (ajustada): 2006M09 2005M12. Observaciones incluidas: 68 después de ajuste. Errores estándar en () y t-estadístico en []
 Fuente: elaboración propia.

Cuadro 12. Test de raíz unitaria y raíces inversas del polinomio característico.

Raíz	Modelo	Raíz	Modelo
0.999962	0.999962	-0.669499 + 0.107034i	0.678001
-0.866028 + 0.499498i	0.999752	0.353064 - 0.576495i	0.676019
-0.866028 - 0.499498i	0.999752	0.353064 + 0.576495i	0.676019
-0.999467	0.999467	0.565098	0.565098
0.981957	0.981957	0.033321 + 0.558373i	0.559367
-0.770755	0.770755	0.033321 - 0.558373i	0.559367
-0.348041 - 0.641368i	0.729716	-0.380138 - 0.393498i	0.547125
-0.348041 + 0.641368i	0.729716	-0.380138 + 0.393498i	0.547125
0.653557 + 0.274149i	0.708727	0.543348	0.543348
0.653557 - 0.274149i	0.708727	0.421662 + 0.308722i	0.522598
-0.669499 - 0.107034i	0.678001	0.421662 - 0.308722i	0.522598
		-0.386845	0.386845

Ninguna raíz se encuentra fuera del círculo unitario. VAR cumple la condición de estabilidad.
 Fuente: elaboración propia.

Pruebas de diagnóstico del modelo VAR

Los estimadores obtenidos en el modelo VAR son MELI (Mejor Estimador Lineal e Insesgado) porque el modelo satisface los supuestos de mínimos cuadrados ordinarios y, por lo tanto, las condiciones del teorema Gauss-Markov (Cuadro 13).

De acuerdo con lo reportado en la tabla anterior, se observa que el modelo VAR no presenta problemas de autocorrelación serial entre combinaciones de variables contemporáneas y rezagadas en nueve periodos⁶. Asimismo, los residuos del modelo VAR estimado registran el comportamiento aproximado al de una distribución normal descritos por los estadísticos de sesgo y Jarque-Bera, mientras que el referente a la curtosis lo es al 10% de significancia estadística.

Finalmente, la estimación del VAR no presentó problemas de varianza no constante puesto que el modelo es homocedástico al 10% de significancia. Lo anterior valida la correcta especificación del modelo.

Análisis de cointegración

En seguida se llevaron a cabo las pruebas de cointegración bajo la metodología de Johansen (1988), la cual considera el contraste de hipótesis por medio del estadístico de la traza (Trace) y del máximo valor propio (Maximum Eigenvalue); en este sentido, tanto la primera como la segunda indican que hay dos vectores de cointegración (Cuadro 14).

Cuadro 13. Pruebas de diagnóstico del modelo VAR.

Prueba LM de Correlación Serial		
Rezagos	Estadístico LM	Probabilidad
1	103.0664	0.0017*
2	89.7040	0.0134*
3	72.7573	0.0672
4	63.3182	0.0502
5	35.8514	0.0001*
6	41.1858	0.0165*
7	26.9710	0.0393*
8	18.8894	0.0456*
9	13.8957	0.8629

*Significancia al 10%. Probabilidades de chi-cuadrado con 16 gl.

	Prueba de normalidad		Prueba de heterocedasticidad: sin términos cruzados		
	Estadístico (conjunto)	Probabilidad	Prueba conjunta		
Sesgo	7.4205	0.5981	Chi-cuadrada	gl	Probabilidad
Curtosis	55.0565	0.0158*	739.2312	670	0.0323*
Jarque-Bera	62.4770	0.0026*			

*Denota significación al 10 por ciento. Ortogonalización: correlación residual (Doornik-Hansen)
 Fuente: elaboración propia.

Cuadro 14. Identificación del vector de cointegración.

Prueba de cointegración sin restricciones (Traza) – (Valor propio máximo)				
Número de ecuaciones de cointegración hipotéticas	Valor propio	Traza	0.05	Probabilidad**
		Estadístico	Valor crítico	
Ninguna*	0.817040	381.3664	54.07904	0.0001
A lo más 1*	0.584623	143.5785	35.19275	0.0000
A lo más 2	0.126709	20.57895	20.26184	0.0652
A lo más 3	0.011440	1.610821	9.164546	0.8531

La prueba de la Traza indica 2 ecuaciones de cointegración en el nivel 0.05. *Denota rechazo de la hipótesis en el nivel 0.05. **Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Número de ecuaciones de cointegración hipotéticas	Valor propio	Traza	0.05	Probabilidad**
		Estadístico	Valor crítico	
None*	0.817040	237.7879	28.58808	0.0001
At most 1*	0.584623	122.9995	22.29962	0.0000
At most 2	0.126709	18.96813	15.89210	0.0559
At most 3	0.011440	1.610821	9.164546	0.8531

La prueba de valor propio máximo indica dos ecuaciones de cointegración en el nivel 0.05. *Denota rechazo de la hipótesis en el nivel 0.05. **Valores p de MacKinnon-Haug-Michelis (1999). Fuente: elaboración propia.

Vector de cointegración

El vector de cointegración de interés que establece la relación de largo plazo de la ecuación normalizada y que representa el comportamiento de la formación de precios entre las zonas productoras de Milpa Alta y Morelos durante el periodo 2006 a 2017 es:

$$LPCDMX = (\alpha * 6.416753) - (0.060032 * LQCDMX) + (0.980452 * LPMOR) - (0.635184 * LQMOR) \quad (4)$$

La interpretación de los resultados se lee en términos de variaciones porcentuales. En este sentido, esta función de reacción prescribe que, ante una variación de 1% de las cantidades de producción de la zona productora de Milpa Alta, los precios de la zona productora de Milpa Alta se ajustan 0.060032%. Asimismo, ante una variación de 1% de los precios de la zona productora de Morelos, los precios de Milpa Alta se ajustan 0.980452%. Finalmente, cuando se registra una variación de un punto porcentual de las cantidades de producción de Morelos, entonces, los precios de Milpa Alta deberán ajustarse de manera significativa (0.635184 %), situación contraria a lo descrito por el vector de cointegración de la estimación del modelo del periodo inicial, cuando la incidencia de las cantidades morelenses era marginal.

Especificación del modelo VEC

Una vez identificado el vector de cointegración, es posible emplearlo como un mecanismo corrector de errores para la ecuación en diferencias del modelo VEC. En el Cuadro 15 se presenta la especificación del VECM, en esta se utilizan 13 variables *dummies* (d0701, d0801, d0901, d1001, d1101, d1202, d1303, d1401, d1501, d1002, d0609, d0610 y d0611), de las cuales, las primeras nueve corresponden a un componente estacional en el mes de enero cuando sucede la transición de la temporada de altos precios o baja producción al periodo de bajos precios y alta producción, las otras se relacionan a una coyuntura de tres meses en el año de 2006, además de una aislada de febrero de 2010. También se incluyó una tendencia. De acuerdo con el Cuadro anterior, el vector de cointegración es negativo y estadísticamente significativo, lo que indica que este vector corrige un 7.35% del desequilibrio en cada mes. Cabe destacar que el caso de la modelación del periodo 2006-2017, tanto el VAR como el VECM se especificaron con el mismo número rezagos en cada ecuación del sistema, además del uso de variables *dummies* estacionales.

De esta manera, durante el periodo que va del mes de enero de 2006 hasta el mes de diciembre de 2017, las desviaciones respecto del comportamiento de largo plazo de las variables son mejor descritas como movimientos transitorios de los precios de Morelos. En términos económicos, ello implica que los precios de Tlalnepantla son los que determinan la estructura de precios en ambos mercados.

Sin embargo, el incremento del valor del coeficiente asociado a las cantidades de producción de la provincia, sugiere que también las variaciones transitorias de la producción de Morelos son relevantes puesto que esta última variable incrementó considerablemente sus efectos sobre la formación de precios en la zona productora de Milpa Alta de 0.00602 a 0.635184.

Pruebas de diagnóstico del modelo VECM

El Cuadro 16 resume las pruebas de autocorrelación serial, de normalidad y de varianza constante, las cuales validan la correcta especificación del VECM. La especificación del

Cuadro 15. Estimación del vector corrector de error.

Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor de t	Variable	Coefficiente	Error estándar	Valor de t
CointEq1	-0.0735	-0.0279	[2.63259]	D1001	-1.4303	-0.3534	[-4.04698]
D(LPCDMX_2)	0.3957	-0.1037	[3.81335]	D1101	-1.4369	-0.3534	[-4.06522]
D(LPCDMX_3)	0.5129	-0.7298	[0.70287]	D1201	-1.4435	-0.3535	[-4.08303]
D(LQCDMX_2)	-0.2208	-0.099	[-2.22966]	D1301	-1.4565	-0.3546	[-4.10659]
D(LQCDMX_3)	-0.6258	-0.73	[-0.85719]	D1401	-1.4601	-0.3546	[-4.11673]
D(LPMOR_2)	0.0005	-0.0003	[1. 52756]	D1501	-1.4679	-0.3549	[-4.13521]
D(LPMOR_3)	-1.4035	-0.3531	[-3.97427]	D1002	-0.6365	-0.3442	[-1.84943]
D(LQMOR_2)	-1.4223	-0.3533	[-4.02594]	D0609	0.3138	-0.3402	[0.92240]
D(LQMOR_3)	-1.4238	-0.3533	[-4.02895]	D0610	0.3469	-0.3486	[0.99522]
				D0611	-0.0485	-0.3416	[-0.14213]

Muestra (ajustada): 2006M05 2017M12. Observaciones incluidas: 140 después de ajuste. Error estándar en () t-estadístico en []. Fuente: elaboración propia.

Cuadro 16. Pruebas de diagnóstico del modelo VEC.

Prueba LM de correlación serial		
Rezagos	LM-Stat	Estadístico LM
1	110.9275	0.0001
2	30.54871	0.0102*
3	45.29849	0.0404*
4	23.19376	0.0413*

*Denota significación al 10%.
 Probabilidades de chi-cuadrado con 16 gl.

	Prueba de normalidad		Prueba de heterocedasticidad: sin términos cruzados		
	Estadístico (conjunto)	Probabilidad	Prueba conjunta		
Sesgo	7.0564	0.0329*	Chi-cuadrada	gl	Probabilidad
Curtosis	12.5222	0.0248*	1296.981	1220	0.0618
Jarque-Bera	19.5786	0.0121*			

*Denota significación al 10%. Ortogonalización: correlación residual (Doornik-Hansen).
 Fuente: elaboración propia.

modelo precisó del uso de variables dicotómicas y una tendencia. El modelo corrector de errores no presenta problemas de correlación serial (con excepción de su primer rezago). Respecto del supuesto de normalidad estadística, el modelo del periodo 2006:01 a 2017:12 es normal en el sesgo, curtosis y en el estadístico Jarque-Bera al 10% de significancia estadística. Finalmente, respecto de la heterocedasticidad en el modelo, se concluye que la varianza es constante durante el periodo en cuestión.

DISCUSIÓN

Con base en el análisis empírico se determinó la forma en que se interrelacionan las variables de precios y cantidades de ambas zonas productoras de nopal respecto a la dirección, velocidad, simetría y las cantidades de producción entre las zonas de Morelos y la de Milpa Alta.

Simetría de la transmisión de precios. Modelo 2000:01-2005:12

Antes de que Morelos entrara a la producción de nopal, la simetría en la transmisión de precios entre zonas de producción se podría considerar como moderada en la dirección Milpa Alta-Morelos y viceversa, ya que el coeficiente asociado a los precios de la zona productora de Morelos es de 0.54317. De ese modo fue posible identificar que los precios registrados en el mercado morelense no repercutían de manera considerable sobre la formación de precio en Milpa Alta.

Por ello, cuando se registraba, tanto un incremento como un decremento en los precios de la zona productora de nopal de Milpa Alta (p^m), la magnitud de la respuesta en la zona de Morelos era rápida y pequeña (p^{ou}) debido a la limitada interrelación entre mercados y, considerando la cercanía entre áreas de producción.

De esta manera, se verifica cierta independencia entre los mercados de nopal de Milpa Alta y Tlalnepantla durante este periodo, ya que la estimación de VECM confirma que antes de que la zona productora de Morelos participara del mercado de nopal de la región centro del país, las cantidades de producción de la provincia incidían marginalmente sobre los precios de la zona productora de Milpa Alta (-0.0060).

Simetría de la transmisión de precios. Modelo 2006:01-2017:12

Después de que los cultivos de Morelos se incorporaran a la producción de nopal, la transmisión de precios se volvió casi simétrica en la dirección Milpa Alta-Morelos y viceversa debido a que la producción de la provincia prácticamente se equiparó e incluso superó a la de la Ciudad de México. Lo anterior verificó que la estructura de precios de Morelos ha incidido de manera considerable sobre la formación de precios en Milpa Alta, puesto que el coeficiente de los precios de la zona morelense es de 0.9805, el cual prescribió que la transmisión de precios entre zonas de producción fue prácticamente simétrica durante el periodo 2006-2017.

Respecto del coeficiente asociado a las cantidades de producción de Morelos, se observó un incremento considerable al pasar de una incidencia marginal sobre los precios de Milpa Alta (-0.0060) a repercutir de manera determinante sobre la formación de precios del área de la Ciudad de México con un coeficiente asociado de (-0.6352) (Cuadro 17).

Un resultado adicional que dota de sustento a las estimaciones fue que los coeficientes de las cantidades de Milpa Alta (QCDMX) son similares en ambos modelos. Así como se registraron variaciones en los coeficientes de precios y cantidades de Morelos (PMOR y QMOR), la similitud entre los coeficientes asociados a las cantidades de producción de la Ciudad de México en ambos periodos fue el reflejo de que tanto la superficie sembrada como la producción se han mantenido constantes.

Transmisión cuantitativa sobre los precios

Además del resultado de la simetría de la transmisión de precios entre las zonas productoras de Morelos y Milpa Alta, esta investigación verificó un tipo de transmisión adicional al propio análisis y metodología que Shepherd (2004) propuso. En este sentido, el efecto de las cantidades de producción de Morelos sobre los precios de Milpa Alta fue nula antes del cambio estructural, y del mercado de Morelos al de Milpa Alta después de dicha ruptura, ello significa que la magnitud del coeficiente de las cantidades de producción de Morelos del modelo del segundo periodo

Cuadro 17. Vectores de cointegración identificados. 2000-2005 y 2006-2017.

Coeficientes de los vectores de cointegración					
Periodo de análisis	α	QCDMX	PMOR	QMOR	Tendencia
2000:01-2005:12	3.9461	-0.0565	0.5432	-0.006	0.0003
2006:01-2017:12	6.4168	-0.06	0.9805	-0.6352	n/a

Fuente: elaboración propia.

(-0.635184), denotó un incremento significativo en la simetría respecto del mismo coeficiente antes del *shock* (-0.00602), el cual podría considerarse como marginal.

Lo anterior se debe a que, en los primeros años del periodo de análisis, la cantidad de toneladas de nopal morelense que se comercializaba no era significativa. Sin embargo, cuando la competencia entre zonas productoras inició, las cantidades producidas en Morelos incidieron sobre el comportamiento de los precios en ambas áreas, lo que generó un efecto de una variable real sobre una variable nominal.

A partir de ello, los efectos de las cantidades de producción sobre los precios de ambas zonas productoras de nopal operaron en ambos sentidos y en función de la temporada. Esto significa que, si se trata de alta producción, las variaciones de los precios a la baja del mercado de Tlalnepantla se transfieren al mercado de Milpa Alta. Al contrario, si la temporada es de baja producción, las variaciones de los precios al alza del mercado de Milpa Alta se transmiten al de Tlalnepantla, ambas del orden de $\pm 63.51\%$.

Modificación de las condiciones de competencia

La interpretación de estos resultados es que cuando se trata de la temporada de alta productividad, la magnitud de la transmisión se refleja en la adopción del precio de la zona productora de Tlalnepantla, puesto que su mayor productividad traslada las reducciones de precios no solo en ese mercado, sino que también lo hace en el mercado vecino de Milpa Alta. Lo anterior ocasiona, a su vez, que los productores de ambas áreas de producción busquen obtener sus rendimientos vía cantidades, pese a ello, en muchos casos, esta práctica se hace incosteable para las unidades de producción porque los precios llegan a niveles muy bajos.

Bonilla (2014) indica que el precio se puede desplomar hasta cinco pesos por un ciento y, en el mejor de los casos, se mantiene entre 25 y 60 pesos; o bien cuando los precios suben, pueden hacerlo diez veces; pero sólo pocos productores lo aprovechan porque no le afectan las heladas o por contar con invernaderos. Sin embargo, de acuerdo a algunos productores de Milpa Alta, los precios del nopal durante la temporada de alta productividad pueden llegar a ser nulos, es decir, la demanda es tal que no hay quien ofrezca alguna cantidad monetaria por el producto.

Por el contrario, cuando la temporada es de baja productividad, los incrementos de los precios reportados en Milpa Alta inmediatos posteriores a una coyuntura climatológica (helada o granizada), son trasladados con la misma rapidez al mercado de Morelos. Ello quiere decir que la magnitud de la transmisión de precios entre zonas productoras es casi simétrica con un coeficiente que pasó de 0.54317 en el primer periodo a 0.980452 durante el segundo. Lo anterior implicó condiciones de competencia ventajosas para la zona productora de Morelos, porque la escasez de la otra zona productora competidora ocasiona el incremento del precio en ambas.

Asimismo, la mayor interrelación entre áreas de producción implicó otros resultados que se manifestaron en efectos del nivel de producción de Tlalnepantla sobre la estructura de precios de la zona de la Ciudad de México. Esto significa que el coeficiente asociado a las cantidades de producción de Morelos entre el periodo 2000-2005 y el de 2006-2017 se

incrementó considerablemente al pasar de ser marginal -0.00602 a representar un efecto traspaso del orden de 60% (-0.635184), siempre manteniendo su relación inversa.

Los resultados anteriores implicaron efectos anticompetitivos que ejerció la zona productora de Morelos sobre la de Milpa Alta, porque antes de la entrada de Morelos a la producción de nopal, los efectos del comportamiento, tanto de precios como de cantidades de Morelos sobre Milpa Alta eran moderados y marginales, respectivamente. De hecho, durante el primer periodo, la ligera interrelación entre zonas productoras beneficiaba a Morelos sin perjudicar de manera considerable a Milpa Alta.

No obstante, es preciso mencionar que las disminuciones de la calidad también afectan el bienestar del consumidor porque, aunque pueden obtener el producto a menor precio, el nopal de Morelos tiene un sabor diferente, además de que su ingesta incluye los componentes químicos de las frecuentes fumigaciones para su producción, así como mayor acidez, lo que disminuye su calidad.

Por esa razón, los efectos anticompetitivos que ejerce la operación de los agricultores morelenses no se manifiestan como incrementos de los precios en esta zona, como podría esperarse, sino de forma inversa debido a la condición de alta productividad de solo una zona de producción. Esto quiere decir que la vasta producción ocasiona reducciones de sus propios precios, a pesar de ello, esta zona productora compensa los ingresos esperados mediante las cantidades. Estos precios bajos fungen como otra barrera a la entrada para nuevos productores de Milpa Alta porque, con ese nivel de precios, no es rentable insertarse en esta actividad. Como parte de los efectos sobre la competencia en este mercado agrícola, con base en las nuevas necesidades y condiciones, los productores de Milpa Alta deberían generar posibles ganancias en eficiencia, tales como mejoras de la calidad como diferenciador entre mercancías y la introducción de nuevos productos en el mercado relevante (agroindustria) para ajustar las condiciones competitivas entre las áreas productoras.

Entonces, la condición de vecindad y las consecuencias del diferencial de climas entre las zonas de producción ocasionan que los rendimientos por hectárea sean diferentes y, a su vez, sucede que el producto en la zona de producción de la provincia se ofrezca a precios inferiores respecto de los de Milpa Alta. Y, como mencionamos, aunque ambas producciones presentan diferentes calidades, pues los productos son sustitutos, aún no es posible diferenciarlos, por lo que son ofrecidos y vendidos en los mercados como iguales.

Lo anterior tiene sus implicaciones, por ejemplo, bajo las condiciones explicadas, podría asegurarse que la zona de Morelos es la más eficiente y, por lo tanto, la política más acertada sería estimular y mejorar sus condiciones de producción, establecer estrategias para mejoren la calidad de sus cosechas y reducir y eliminar el uso de químicos, tanto para aumentar la producción como para eliminar las plagas.

Sin embargo, la implementación de este tipo de políticas en un área con las características climáticas de Tlalnepantla debería considerar el *trade-off* entre la alta productividad y la baja calidad de los productos, es decir, es posible que los costos asociados de estas políticas en Morelos podrían ser incluso mayores.

Además, la ausencia de Milpa Alta como área productora de este mercado agrícola, en el contexto de que los productores enfrenten dificultades para realizar nuevas inversiones e

interrumpir su producción afectaría el comportamiento de los precios (Rojas y Rodríguez, 2017), tendría repercusiones adversas para el cultivo y para la población no solo de la propia demarcación que se dedica a esa actividad, sino que los principales afectados serían los productores de nopal de Morelos puesto que desaparecerían los incrementos de precios derivados de la escasez de la producción en Milpa Alta, es decir, los incentivos iniciales por los que la producción en Morelos se hizo atractiva.

Del mismo modo, la estructura de precios de la zona productora de Tlalnepantla se modificaría de tal forma que sería imposible replicar los ingresos actuales de temporada de baja productividad, porque no habría indicios de escasez que presionen al alza los precios en la zona de producción de provincia. Ello implicaría la existencia de un solo proceso de formación de precios y que la transmisión de precios y de efectos de las cantidades de una zona productora sobre los precios de la otra serían nulos.

En otras palabras, sin cultivos de nopal en Milpa Alta, no sería posible el alza considerable de precios cuando una helada o granizada afectaran total o parcialmente la producción. Eso implicaría una reducción considerable de las ganancias de los productores de Morelos. Además, obligaría a la población que actualmente se dedica a esta actividad en Milpa Alta a transitar hacia otras actividades e intensificaría el avance de la mal planeada urbanización, puesto que cubriría los actuales cultivos de nopal, todo ello con sus implicaciones de costos sociales y ambientales.

En este contexto, lo anterior incluso podría hacer más atractivo para los productores de Morelos regresar al cultivo de otros productos como, por ejemplo, el aguacate o jitomate. Cabe aclarar que este fenómeno ya existe actualmente, pues algunos productores de Tlalnepantla observan mayores retornos en otros cultivos a causa de la alta productividad. Con base en ello, es necesario establecer mecanismos paliativos que doten de condiciones de competencia equiparables en las que, inicialmente, se reconozca el papel que juegan las áreas productoras estudiadas. Así, recomendamos una intervención que empate las condiciones de competencia entre zonas productoras, no bajo la figura de apoyos gubernamentales o de subsidios a una para igualar los retornos de la otra, sino dejar que el mercado asigne *per se* de eficiencia particular a cada área de producción.

Finalmente, para mitigar los efectos de la transmisión de las cantidades de producción de Morelos sobre los precios en Milpa Alta se requiere que la diferenciación de las producciones se lleve a cabo con base en la cualidades-precios de los productos de Morelos y Milpa Alta, lo que permitiría poner la comercialización en función de las preferencias del consumidor final. Todo ello enmarcado, inicialmente, en el contexto de una estrategia complementaria pero fundamental de difusión del consumo regional de nopal. De esta forma, podría reducirse nuevamente el coeficiente asociado a los precios y a las cantidades de producción de Morelos sobre los precios de Milpa Alta y, con ello, mitigar los efectos anticompetitivos entre zonas de producción de nopal.

CONCLUSIONES

Los resultados corroboraron condiciones anticompetitivas entre productores de nopal de Morelos y Milpa Alta. Específicamente, las condiciones anticompetitivas se manifiestan a

partir de los efectos generados por la equiparación de superficie sembrada y producción entre Morelos y Milpa Alta, lo que implicó disminuciones de la calidad del producto (de Morelos) y limitaciones en la innovación por falta de competencia. Estos efectos son unilaterales y consecuencia de la coordinación implícita entre productores.

No obstante, es preciso mencionar que las disminuciones de la calidad también afectan el bienestar del consumidor porque, aunque pueden obtener el producto a menor precio, el nopal de Morelos tiene un sabor diferente, además de que su ingesta incluye los componentes químicos de las fumigaciones para su producción y mayor acidez. Es decir, una calidad inferior.

Otro mecanismo de prácticas no competitivas es que los potenciales competidores de Milpa Alta no identifican rentabilidades suficientes para entrar al mercado, toda vez, que es muy complicado acceder a los precios de temporada baja, mientras que los productores de Morelos comercializan su producción no disminuida (por heladas y granizadas) a esos precios.

Entonces, los efectos anticompetitivos que ejerce la operación de los agricultores morelenses no se manifiestan como incrementos de los precios en la zona productora de Morelos, como podría esperarse, sino de forma inversa debido a la condición de sobreproducción. Esto quiere decir que la vasta producción ocasiona reducciones de sus propios precios, sin embargo, esta zona productora compensa sus ingresos esperados mediante las cantidades. Estos precios bajos funcionan como otra barrera a la entrada para nuevos productores de Milpa Alta porque, con ese nivel de precios, resulta no rentable insertarse en esta actividad. Así, se confirmó mediante la modificación considerable del coeficiente asociado a la transmisión de precios entre zonas productoras antes de la entrada de los municipios de Morelos a la producción de nopal, entre 2004-2005, respecto con el mismo coeficiente para el periodo de 2006-2017. En este sentido, durante el segundo periodo, las perturbaciones causadas por los excesos estacionales de oferta de nopal en ambos mercados tuvieron efectos sobre la formación de precios de ambas zonas productoras.

Actualmente, la transmisión entre áreas es simétrica, lo que genera la obtención de mayores márgenes en la producción y comercialización de los productores de Morelos debido, esencialmente, a la condición que prescribe la temporada de baja productividad. La presencia de simetría en la transmisión de las variaciones de los precios evidencia fallas en este mercado. Esta deficiencia se manifestó como prácticas anticompetitivas de unos productores (de Morelos) sobre el resto de los competidores (de Milpa Alta), lo que obstaculiza el desarrollo económico y social, sobre todo en municipios o localidades de la periferia, porque afecta el bienestar social de productores, comercializadores, así como del propio consumidor (Alvarado, Rodríguez e Iturralde, 2016).

A partir de ello, la evidencia que la estimación de los modelos econométricos proporcionó es que, mediante la alta productividad derivada del clima, los productores de Morelos restringen los planes de entrada al mercado de otros competidores (de ambas zonas productoras), por lo que se convierte en una barrera a la entrada que muy pocos agentes económicos pueden superar.

NOTAS

³Como las define el artículo 52, 53, 54, 55 y 56 de la Ley Federal de Competencia Económica.

⁴Índice nacional de precios al productor, base junio 2012=100 (Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte, SCIAN 2007), excluyendo el petróleo por sector y subsector de actividad económica de origen. Total (Mercancías y servicios finales). Agricultura, cría y explotación de animales, aprovechamiento forestal, pesca y caza. Agricultura (Índice base junio 2012=100).

⁵Durante la estimación se recurrió a la sustitución de las nueve variables dicotómicas del mes de enero por una estacional, sin embargo, los resultados no validaron su inclusión.

⁶Sólo existe evidencia de que autocorrelación en el primer y quinto rezagos.

REFERENCIAS

- Abbott P. 1998. Competition Policy and Agricultural Trade, Session IIIc of the OECD Workshop on Emerging Trade Issues in Agriculture, Paris.
- Alvarado Rodríguez e Iturralde. 2016. Niveles de cobertura y accesibilidad de la infraestructura de los servicios de agua potable y de salud en Nuevo León, México, Contexto, (marzo), X(12): 49-61.
- Arias E, Torres C. 2004. Modelos VAR y VECM para el pronóstico de corto plazo de las importaciones de Costa Rica, Banco Central de Costa Rica, Documento de investigación DIE-01-2004-DI, 1-30 p.
- Bravo H, García CJ. 2002. Una revisión de la transmisión monetaria y el pass-through en Chile, Banco Central de Chile, (149), 1-35.
- Bonilla R. 2014. Urbanización rural y economía agrícola de sobrevivencia en la Delegación Milpa Alta, Argumentos, 27(74), 195-215.
- COFECE (Comisión Federal de Competencia). 2015. Reporte sobre las condiciones de competencia en el sector agroalimentario.
- Engle RF, Granger CWJ. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- FAO (Food and Agriculture Organization). 2018. Ecología del cultivo, manejo y usos del nopal, Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura y el Centro Internacional de Investigaciones Agrícolas en Zonas Áridas, Roma.
- Feuerstein, S. 2002. Do Coffee Roasters Benefit From High Prices of Green Coffee? *International Journal of Industrial Organisation*, 20(1), 89-118.
- Gómez MI, Castillo M. 2001. Structural Change, Rents Transferring and Market Power in the International Coffee Market: A Time Series Analysis, Annual Meetings of the American Agricultural Economics Association, pp: 1-17.
- Gómez MI, Koerner J. 2002. Do Retail Coffee Prices Increase Faster Than They Fall? Asymmetric Price Transmission in France, Germany and the United States, Cornell University, Ithaca, New York, pp: 1-30.
- Hendry D. 1995. *Dynamic econometrics*, Oxford University Press.
- Keating J. 2000. Macroeconomic modeling with asymmetric vector autoregressions, *Journal of Macroeconomics*, 22(1), 1-28.
- Krolzig H, Hendry H. 2002. Computer automation of general-to-specific model selection procedures, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(6-7), 831-866 pp.
- Meyer J, von Cramon-Taubadel S. 2004. Asymmetric Price Transmission: A Survey, *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 1-24.
- Rapsomanikis G, Hallam D, Conforti P. 2004. Integración de mercados y transmisión de precios en determinados mercados de productos alimentarios y comerciales en países de desarrollo: examen y aplicaciones, Departamento económico y social. Depósito de documentos de la FAO.
- Rodríguez O, Delgadillo J, Sánchez M. 2021. Perfil del productor de nopal de Milpa Alta en el diseño de políticas sectoriales, *Argumentos. Estudios críticos de la sociedad*, (mayo-agosto), 34(96): 229-253.
- Rojas y Rodríguez. 2017. Two cycles of monetary easing in Mexico: 2009 And 2013–2014, *Revista Clío América*, 11(22): 205-2018.

- Rudebush G, Svensson L. 1999. Policy rules for inflation targeting, NBER Working Papers 6512, National Bureau of Economic Research, Inc.
- SIAP (Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera). 2017. Cierre de la producción agrícola por estado y Cierre de la producción agrícola por cultivo, SAGARPA.
- Shepherd B. 2004. Market Power in International Commodity Processing Chains: Preliminary Results from the Coffee Market, Groupe d'Economie Mondiale (GEM), Institut d'Etudes Politiques de Paris, 1-37.
- Tomek W, Kaiser H. 2014. Agricultural Product Prices, Cornell University Press, quinta edición, Ithaca y London, 394 p.
- Witker J. 2003. Derecho de la competencia económica en México. Instituto de Investigaciones Jurídicas-UNAM. pp: 139-151.