

Análisis de transmisión de precios entre los mercados de maíz mexicanos y el mercado estadounidense: métodos lineales y no lineales

SERGIO RENÉ ARAUJO-ENCISO (*)

1. INTRODUCCIÓN Y MOTIVACIÓN

El maíz es quizás el producto agrícola más importante en México, cabe mencionar que ocupa la mayor parte de área agrícola cultivable y es el principal componente en la dieta del mexicano. La producción de maíz en México se lleva a cabo en todo el territorio bajo diferentes condiciones de tipo climatológicas, sociales y económicas; es por ello que existen diversos y variados sistemas de producción que son difíciles de clasificar bajo un solo criterio, como ejemplo Fieess y Lederman (2004) distinguen dos tipos de sistemas de producción de maíz: sistemas de alta productividad (productores ricos) y sistemas de baja productividad (productores pobres). Pese a ser uno de los mayores productores a nivel mundial de maíz, México es a la vez uno de los mayores importadores a nivel mundial, siendo su principal y casi único proveedor los Estados Unidos.

(*) Asistente de Investigación en el Courant Research Centre «Poverty, Equity and Growth in Developing Countries» de la Georg-August-Göttingen Universität; y de la división de Política Agraria del Departamento de Economía Agraria y Desarrollo Rural de la Georg-August-Göttingen Universität. Contacto: saraujo@gwdg.de

El autor quiere agradecer a la Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) por el apoyo económico proporcionado a través del Courant Research Centre «Poverty, Equity and Growth in Developing Countries», así como al Prof. Dr. Stephan v. Cramon-Taubadel por su constante retroalimentación. De igual manera se agradece a los colegas de la División de Política Agraria por las amplias y fructíferas discusiones, en especial al Dr. Rico Ihle y a Karla Hernández. Finalmente se agradecen los comentarios y sugerencias de los revisores anónimos en la Reunión de la Asociación Internacional de Economistas Agrarios (IAAE) en Beijing 2009, así como también de los dos revisores anónimos y de los editores de esta revista.

- Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros, n.º 229, 2011 (39-78).

Recibido febrero 2010. Revisión final aceptada mayo 2011

Las importaciones de maíz en el mercado mexicano no son un asunto reciente. En los años 60's estas eran sujetas a un control gubernamental. Sin embargo en década de los 80's bajo una política de libre mercado y siguiendo las recomendaciones de la Organización Mundial de Comercio o WTO por sus siglas en inglés (en ese entonces GATT), el gobierno mexicano comenzó a eliminar y remplazar paulatinamente las tarifas y cuotas que se aplicaban a dichas importaciones. Más aún, se inició la eliminación paulatina de subsidios que se otorgaban a los productores nacionales. La combinación de ambas acciones produjo un drástico incremento en las importaciones de maíz proveniente de los Estados Unidos. Los efectos de dichas políticas conforme a los argumentos de diversos autores, fue una cierta integración entre los precios de maíz en los mercados mexicanos con los mercados internacionales (el mercado Estadounidense básicamente), los cuales afectaron negativamente a los productores nacionales. Por ejemplo Fanjul y Fraser (2003) mencionan que los precios al productor en los mercados mexicanos se redujeron debido a las importaciones y al dumping; dicho argumentación es compartida por Calva (1996), y Vega y Moreno (2007). Más aún los efectos no sólo están relacionados con los mercados domésticos sino con asuntos demográficos, por ejemplo existe evidencia de un incremento en la emigración de las zonas rurales a zonas urbanas y los Estados Unidos debido a la reducción de los ingresos en dichas áreas (Yúnez-Naude: 1998; Ritcher, Taylor y Yúnez-Naude: 2005).

En México se cultivan principalmente dos variedades de maíz: blanco y amarillo. De hecho es el maíz amarillo el que representa la mayor parte de las importaciones. Durante el periodo comprendido entre los años 2000 al 2006 las importaciones totales ascendieron a 23% del abasto total de maíz, y a un 73% del abasto de maíz amarillo. En teoría ambas variedades sirven para diferentes propósitos, el maíz blanco se utiliza básicamente para consumo humano mientras que el maíz amarillo se utiliza mayoritariamente en el sector pecuario. Bajo este panorama sería fácil argüir que ambos productos no son homogéneos, sin embargo bajo ciertas condiciones de escases o bonanza en alguna de las variedades se pueden llegar a substituir, ejemplo de esto es la creciente cantidad de productos industrializados para consumo humano (tortillas en diferentes variedades) que tienen cierto porcentaje de maíz amarillo. Así pues no es extraño

proponer como una teoría que la entrada de maíz proveniente de los Estados Unidos aumentó el abasto total produciendo una caída en los precios domésticos. Sin embargo y pese a que el comercio de maíz entre ambos países ha ido en aumento, aún existe un considerable diferencial entre los precios de ambos mercados, de hecho en promedio los precios del maíz en México pueden triplicar los precios en los Estados Unidos. Dicho diferencial se considera asociado al uso de diferentes tecnologías, condiciones climatológicas, subsidios y acceso a instrumentos de financiamiento.

Sin embargo y pese de la evidencia empírica y teórica que hacer suponer una integración de los mercados de maíz entre Mexico y los Estados Unidos, los análisis de integración de los que se tiene información no parecen soportar dicha tesis. Fiess y Lederman (2004) demostraron que los precios de maíz mexicanos y estadounidenses están cointegrados, es decir integración de mercados; sin embargo dicho análisis carece de un análisis de transmisión de precios que proporcione mayor información acerca de la relación y su dinámica. Siguiendo esta línea Araujo-Enciso (2008) demostró que si es cierto que existe evidencia que nos hace suponer una cointegración entre los mercados antes mencionados, los métodos lineales por si mismos no explican del todo el comportamiento. Otro estudio llevado a cabo por Motamed, Foster y Tyner (2008) encontró débil evidencia de cointegración y transmisión de precios entre los distintos mercados mexicanos, así como entre estos y los mercados estadounidenses.

En la literatura existe una serie de documentos que discuten de manera amplia y profunda los fundamentos teóricos del fenómeno económico de transmisión de precios, así como evidencia empírica de los mismos, entre ellos se pueden mencionar a los realizados por Barret (2001); Fackler y Goodwin (2001); Meyer y v.Cramon-Taubadel (2004); y Vavra y Goodwin (2005). Asimismo existe una serie de documentos que muestran la posibilidad de implementar de novedosas metodologías mediante una aplicación empírica tales como los realizados por Goodwin (1992); Goodwin y Piggot (2001); Sanjuán y Gil (2001); Serra y Gil (2006); Serra, Goodwin, Gil y Mancuso (2006); Goetz y v.Cramon-Taubadel (2008); y Stephens, Mabaya, v.Cramon-Taubadel, y Barrett (2010). Los documentos antes citados, entre otros, han servido para sentar las bases para el estudio de transmisión de precios desde el punto de vista económico, en base

a ellos se han desarrollado una serie de estudios y aplicaciones para distintos países y productos. Así pues existen países que cuentan con una cantidad considerable de literatura como es el caso de España, en donde investigaciones como las de Boshnjaku, Ben-Kaabia y Gil (2003); Serra y Goodwin (2003); Ben-Kaabia y Gil (2005); y Ben-Kaabia y Gil (2007) han contribuido notablemente al estudio, análisis y entendimiento de los mercados de carne de pollo, cordeiro y leche en las distintas regiones de dicho país. Cabe mencionar que una limitante en este tipo de estudios es la disponibilidad de los precios, ya que no en todos los países se guardan registros de ellos, y en muchas ocasiones la calidad de los datos no es adecuada para este tipo de análisis. Sin embargo en el caso de los mercados agrícolas mexicanos, pese a existir una amplia base de datos con precios para distintos productos y regiones que permitiría llevar a cabo un análisis amplio de dichos mercados, incluido el maíz, existe una escases de estudios de literatura respecto al tema. Esto pese a que muchas de las metodologías que se han venido desarrollando e implementando bien pueden contribuir al entendimiento de la dinámica de los mercados agrícolas mexicanos, y en particular del maíz.

El análisis de integración de mercados de maíz entre México y Estados Unidos merece una mayor atención, en especial para México ya que de la producción de maíz y el desarrollo de los precios depende el ingreso de una considerable cantidad de productores, así como el poder de compra de una buena parte de la población. El propósito de la presente investigación es contribuir a llenar el vacío que existe en la literatura sobre el tema mediante la implementación de metodologías tradicionales (lineales) y otras más novedosas (no lineales) que permitan obtener una mejor perspectiva de cómo es la dinámica de integración en los mercados de maíz entre México y los Estados Unidos.

2. MARCO TEÓRICO

El maíz es comercializado entre México y los Estados Unidos bajo una serie de condiciones de mercado que pueden ser o no observables, y que influyen y determinan el comportamiento de los precios. Pese a que el comercio incluye diversas variables como costos de transporte, exportaciones, abasto, demanda e inventarios entre otros

más, en muchas ocasiones los precios son la única fuente de información acerca de los mercados, es por ello que frecuentemente son utilizados para medir la integración de los mercados. La siguiente investigación se basa en tres metodologías, el Modelo de Corrección de Errores, que considera una relación lineal, así como en el Modelo de Transmisión Asimétrica de Precios y el Modelo de Corrección de Errores de Umbral que consideran una relación no lineal.

Tomando en cuenta dos mercados, análisis de pares de precios, a y b que tranzan un bien homogéneo; bajo las condiciones de cero ganancias, las opciones de arbitraje están agotadas en ambas regiones y el diferencial de precios entre ambas regiones son los costos de transacción (Ley del Precio Único), lo anterior se puede escribir como

$$p_a \leq c + p_b \quad (1)$$

que equivale a la condición de equilibrio, donde p_a denota el precio en la región a , p_b el precio en la región b , y c los costos de transacción (comúnmente se asume que son los costos de transporte). Sin embargo la relación de equilibrio denotada por la ecuación (1) no siempre se cumple, los precios suelen encontrarse en desequilibrio denotado como z de manera tal que

$$z = p_a - c - p_b \quad (2)$$

En términos económicos cuando z toma valores distinto a cero, se dice que los precios están en desequilibrio z , así pues los comerciantes que llevan productos de la región b a la región a están obteniendo ganancias cuando $z > 0$; por el contrario los comerciantes que llevan producto de la región a a la región b obtienen ganancias cuando $z < 0$. Desde el punto de vista econométrico, la estimación de la ecuación (2) podría ser posible mediante una simple regresión lineal con el método de mínimos cuadrados, sin embargo con frecuencia los precios y otras variables económicas tienen una raíz unitaria ($I(1)$) lo cual da como resultado una regresión espuria. Una manera útil de detectar si una variable tiene una raíz unitaria $I(1)$ o si es estacionaria $I(0)$ es la prueba de Dickey-Fuller (ADF), en donde la hipótesis nula a contrastar (H_0) establece que el proceso tiene una raíz unitaria.

La ecuación (2) se puede reescribir introduciendo la dimensión del tiempo de manera que

$$z_t = p_{a,t} - c_0 - \beta_1 p_{b,t} \quad (3)$$

Engel y Granger mostraron que pese a que las variables $p_{a,t}$ y $p_{b,t}$ tengan una raíz unitaria, si z_t es un proceso estacionario [I(0)] se puede decir que las variables están cointegradas por el vector $\beta = (1, -\beta_1)$. La interpretación económica para dicho vector es el llamado grado de cointegración o relación de largo plazo; cuando dicho vector es igual a uno se dice entonces que existe una perfecta cointegración y la Ley del Precio Único se cumple.

Una característica novedosa del método propuesto por Engel y Granger es la posibilidad de medir un proceso dinámico en donde el desequilibrio z_t se revierte al equilibrio. Para ello una vez estimada la ecuación (3) un segundo paso consiste en estimar el Modelo de Corrección de Errores denotado como:

$$\Delta p_{a,t} = \alpha_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \psi_{1,i} \Delta p_{b,t-i} + \sum_{i=1}^K \psi_{2,i} \Delta p_{a,t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (4)$$

$$\Delta p_{b,t} = \alpha_2 z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_{1,i} \Delta p_{a,t-i} + \sum_{i=1}^K \xi_{2,i} \Delta p_{b,t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (5)$$

siendo α_1 y α_2 los parámetros de ajuste. Así pues las ecuaciones (4) y (5) indican como los precios cambian o se ajustan en función del error o desequilibrio z_{t-1} y de los parámetros de ajuste. La interpretación económica es que las fuerzas de arbitraje restauran el equilibrio denotado por el vector de cointegración β , así pues los precios $p_{a,t}$ y $p_{b,t}$ se ajustan a una velocidad que es igual a los parámetros de ajuste α_1 y α_2 , en base al desequilibrio previo inmediato z_{t-1} . El sistema de ecuaciones (4) y (5) puede ser reescrito en una sola ecuación como

$$\Delta P_t = \Pi P_{t-1} + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta P_{t-k+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

donde P denota la matriz de precios para las regiones a y b , y Π una matriz que contiene los parámetros de ajuste y el vector de cointegración tal que

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (7)$$

La notación usada en la ecuación número (6) es preferida para el caso de análisis multivariado, es decir cuando se tienen más de dos series de precios que se analizan de manera simultánea. El llamado método de Johansen es un método más apropiado para el análisis multivariado, este se basa en una prueba de cointegración del rango de la matriz Π , que es el número de relaciones lineales o vectores de cointegración estables entre los precios. La prueba de Johansen verifica la hipótesis nula « $H_0:r=i$ », donde r es el número de relaciones de cointegración o vectores de cointegración, y la variable i es un número entero positivo; si la hipótesis nula se rechaza entonces se procede a plantear una nueva hipótesis tal que « $H_0:r=i+1$ », el procedimiento se repite hasta que la hipótesis nula no se rechaza.

Tanto la metodología de Engel y Granger como la de Johansen proveen una medición del ajuste de los precios que es lineal o constante; sin embargo esto puede ser cuestionable desde el punto de vista económico si se consideran escenarios donde algunos actores concentran poder de mercado. Retomando la ecuación (3), el término de error z_t puede tomar tanto valores arriba (positivos) y debajo (negativos) del equilibrio en la siguiente forma:

$$p_{a,t} \geq c_0 - \beta_1 p_{b,t}, \quad z_t^+ \geq 0 \quad (8)$$

$$p_{a,t} < c_0 - \beta_1 p_{b,t}, \quad z_t^- < 0 \quad (9)$$

donde z_t^+ y z_t^- denotan los errores positivos y negativos respectivamente. Siguiendo a Meyer y v.Cramon-Tabaudel (2004) el modelo de corrección de errores se puede escribir como:

$$\Delta p_{a,t} = \phi^+ z_{t-1}^+ + \phi^- z_{t-1}^- + \sum_{i=1}^K \psi_{1,i} \Delta p_{b,t-i} + \sum_{i=1}^K \psi_{2,i} \Delta p_{a,t-i} + \varepsilon_{1,t} \quad (10)$$

$$\Delta p_{b,t} = \phi^+ z_{t-1}^+ + \phi^- z_{t-1}^- + \sum_{i=1}^K \xi_{1,i} \Delta p_{a,t-i} + \sum_{i=1}^K \xi_{2,i} \Delta p_{b,t-i} + \varepsilon_{2,t} \quad (11)$$

Las ecuaciones (10) y (11) corresponden al modelo de Transmisión Asimétrica de Precios el cual considera un ajuste no lineal, es decir diferentes velocidades de ajuste de precios (ϕ^*) hacia el equilibrio

en razón de un desequilibrio positivo o negativo (z_{t-1}^*). Sin embargo antes de poder dar por válida dicho supuesto es necesario probar la hipótesis nula de linealidad ($H_0: \phi^+ = \phi^-$), contra la hipótesis alternativa de no linealidad ($H_1: \phi^+ \neq \phi^-$). Lo anterior se puede hacer mediante una prueba F donde el modelo restringido se denota mediante las ecuaciones (4) y (5), y el modelo no restringido se representa en las ecuaciones (10) y (11).

La motivación para introducir la asimetría está relacionada con las oportunidades de arbitraje en el desequilibrio. Asumiendo que la ecuación (8) representa la situación de los precios, entonces se puede decir que los precios en la región *a* están por encima del equilibrio, así pues para restaurar el equilibrio se puede considerar tanto que los precios en la región *a* deber decrecer o los precios en la región *b* deben aumentar; así pues mientras los precios se ajustan los agentes comercializando producto de la región *b* hacia la región *a* están haciendo ganancias. Por el lado contrario si se asume un desequilibrio como en la ecuación (9), entonces los precios en la región *b* están por encima del equilibrio, el ajuste para restaurar dicho equilibrio se da mediante un incremento de los precios en la región *a* o un decremento en la región *b*, nuevamente en tanto se restaura dicho equilibrio los agentes que tranzan producto desde la región *a* hacia la *b* están obteniendo ganancias. El poder diferenciar diferentes velocidades de ajuste permite evidenciar la presencia de poder de mercado; así pues cuando los comerciantes están obteniendo ganancias, la velocidad de ajuste es menor que cuando están haciendo pérdidas.

Sin embargo y pese a que la transmisión asimétrica de precios ofrece la ventaja de introducir no linealidades, la imposición de un determinado valor que divide al desequilibrio en lugar de estimarlo provoca algunos cuestionamientos respecto a su validez. Así pues otras metodologías permiten el poder estimar dicho valor o umbral, en específico el Modelo de Corrección por Umbrales

La idea de cointegración de umbral fue propuesta por Balke y Fomby (1997), para ello se considera una relación de largo plazo como en la ecuación (3) pero sin constante

$$p_{a,t} + \beta p_{b,t} = z_t, \quad (12)$$

donde z_t es un proceso auto regresivo

$$z_t = \rho^{(i)} z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

él cual se caracteriza por ser un proceso no lineal, en el cual el parámetro de ajuste $\rho^{(i)}$ toma distintos valores de manera tal que

$$\rho^{(i)} = \begin{cases} \rho^{(1)} & \text{cuando } |z_{t-1}| \leq \theta \\ \rho^{(2)} & \text{cuando } |z_{t-1}| > \theta \end{cases} \quad (14)$$

donde el parámetro θ denota el umbral, él cual a su vez sirve para delimitar dos regímenes, de manera tal que $\rho^{(i)}$ toma diferentes valores en base al régimen en que se encuentra. Dicha representación de un proceso auto regresivo encaja de una manera más adecuada con la condición de equilibrio representada en la ecuación (1). Considerando que z_t se ajusta a la velocidad $\rho^{(1)}$, significa que los precios están en equilibrio; mientras que si z_t se ajusta a la velocidad $\rho^{(2)}$ los precios están en desequilibrio, es decir hay oportunidades de arbitraje. La idea del modelo de umbral propuesta por Balke y Fomby se puede extender a distintos tipos de modelos de regresión, incluyendo el modelo de corrección de errores cuya representación se denota como

$$\Delta P_t = \begin{cases} y^{(1)} z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \psi_i^{(1)} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t & \text{cuando } |z_{t-1}| \leq \theta \\ y^{(2)} z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \psi_i^{(2)} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t & \text{cuando } |z_{t-1}| > \theta \end{cases} \quad (15)$$

Los súper índices 1 y 2 denotan los regímenes superior e inferior respectivamente; la estimación del modelos propuesto en la anterior ecuación fue propuesta por Hansen y Seo (2002). Su metodología se basa en estimar los parámetros $\hat{\theta}$ y $\hat{\gamma}$ mediante máxima verosimilitud, siendo γ el parámetro de ajuste y θ el valor del umbral. En el contexto de análisis de transmisión de precios el parámetro $\hat{\theta}$ se puede interpretar como los costos de transacción; cuando la diferencia entre los precios es igual o mayor a los costos de transporte se dice que los precios se encuentran en el Régimen 1 o el Régimen inferior, cuando la diferencia entre los precios está por debajo de los costos de transacción los precios están en el Régimen 2 o en el régimen superior. Conforme la teoría económica el régimen 2 im-

plica ganancias para los agentes tranzando productos de la región *b* a la región *a*, así como un ajuste paulatino hacia el equilibrio debido al arbitraje. El Régimen 1 implica que los precios están en el equilibrio, por lo tanto no siguen un camino común, es decir no están cointegrados.

Al igual que la asimetría de precios, el Modelo de Corrección de Umbrales requiere contrastar la hipótesis de cointegración no lineal (umbral), para ello se usa la prueba de Hansen y Seo (2002) en donde se contrasta la hipótesis nula de cointegración lineal, versus la hipótesis alternativa de cointegración con efectos de umbral. Si bien es cierto que el método de umbrales propuesto anteriormente puede ser extendido de manera tal que se permite un mayor número de valores de umbral y por la tanto de regímenes, es la teoría económica la que dicta el número de ambos a modelar. En el caso de México y los Estados Unidos el comercio de maíz se da mayoritariamente en la dirección de Estados Unidos hacia México, y si bien es cierto que para algunos periodos de tiempo uno puede observar exportaciones desde México a Estados Unidos, estas son mínimas y nunca ni mayores ni iguales a las importaciones que provienen de los Estados Unidos; dicho escenario justifica el considerar un modelo donde el comercio es unilateral, en el que no se observa un cambio en la dirección del flujo comercial. De hecho el modelo de umbrales adecuado para el escenario descrito anteriormente es el de un valor de umbral y dos regímenes.

3. DATOS Y SUPUESTOS

Para llevar a cabo el análisis de transmisión de precios de maíz en México y los Estados Unidos se consultaron distintas fuentes para obtener los datos. Los precios que corresponden al mercado estadounidense fueron obtenidos de la USDA, y son precios de exportación «*franco a bordo*» para el Golfo de Luisiana en dólares americanos. La razón para seleccionar el puerto de Luisiana como referencia del mercado estadounidense es por la cercanía con los principales puertos mexicanos en el Golfo de México.

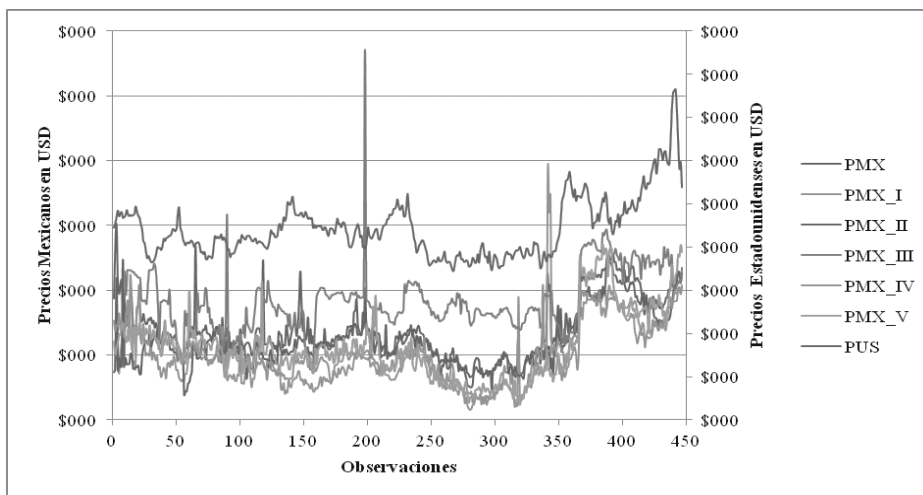
Los precios para México fueron obtenidos de la Secretaría de Economía en pesos mexicanos, y fueron convertidos a dólares americanos mediante el tipo de cambio emitido por el Banco de México. En

el caso de México existen 32 entidades federativas, para cada una de las cuales está disponible el precio del Maíz en los mercados de mayoreo. Para el caso de este estudio se agregaron los precios en cinco regiones geográficas. Cabe mencionar que la selección de dichas regiones no es arbitraria, ya que la misma Secretaría de Agricultura así como otros organismos gubernamentales agrupan las entidades federativas en dichas regiones debido no sólo a su cercanía geográfica, si no a algunas características de tipo social y económico (Apéndice B).

Así pues para el análisis se cuenta con 6 series de tiempo, cinco corresponden a los mercados locales en México y una a los Estados Unidos. Para este estudio las series de tiempo se deflactaron usando los índices de precios al productor para la industria de la molienda del maíz en los respectivos mercados. Esta decisión se tomó debido a que la inflación en México es considerablemente mayor a la de los Estados Unidos durante el periodo del análisis. El periodo de tiempo para el análisis cubre desde la primera semana del año 2000 hasta la vigésima semana del año 2009 (Figura 1).

Figura 1

PRECIOS SEMANALES DE MAÍZ PARA MÉXICO Y ESTADOS UNIDOS
(SEMANA 1 DEL 2000 HASTA SEMANA 20 DEL 2009)



Fuente: USDA (www.usda.gov) y SNIIM (<http://www.economia-sniim.gob.mx/Nuevo/>).

El estudio parte del supuesto de relaciones de pares de precios, más en específico la relación individual que existen entre cada una de las regiones en México y el mercado estadounidense. Si bien es cierto que además de existir una integración de mercado entre México y los Estados Unidos, también se esperaría que haya cierto grado de integración entre las distintas regiones Mexicanas, este tipo de relación no se aborda en este estudio. Las razones son en primer lugar el interés del investigador en enfocarse en cómo los precios de los Estados Unidos afectan los mercados Mexicanos. En segundo lugar dicho análisis no proporciona información de cómo se relaciona cada mercado con los demás, sino de cómo los mercados se relacionan con un mercado de referencia; es por ello que las relaciones de largo plazo así como los parámetros de ajuste dependen de la selección de dicho mercado. En tercer lugar existe evidencia de que no todas las regiones en México están cointegradas entre ellas (Motamed, Foster, y Tyner: 2008), así pues sería de esperar que en un análisis multivariado los precios no se ajustaran en el corto plazo con respecto a relaciones de largo plazo con las que no están cointegrados. Por las razones anteriores se opta en este estudio por explorar únicamente las relaciones de precios bilaterales entre las distintas regiones en México y los Estados Unidos. Finalmente está el hecho de que los análisis de asimetría y de corrección de umbral no han sido implementados para casos multivariados.

Una vez que se ha definido el tipo de análisis, es necesario hablar de los supuestos a probar. En primer lugar se espera que los precios de México muestren un cierto grado de cointegración con los precios de exportación estadounidenses. Existen varios fundamentos para sostener dicho supuesto; en primer lugar está como evidencia la gran cantidad de maíz que se importa a México desde los Estados Unidos, en segundo lugar está el hecho de que el precio de maíz en los mercados estadounidenses se usa como base para calcular el precio que algunos productores en México reciben. Dichos fundamentos sirven también para soportar el argumento de que serían los precios en los mercados mexicanos los que se ajusten, ya sea a la alza o a la baja, en función de los precios estadounidenses.

Otro supuesto a probar sería la presencia de algún indicio de poder de mercado, para lo cual se utiliza la asimetría de precios. Cabe recordar que el escenario que se considera es el de México como importador neto, así pues es cuando los precios de México están

por encima del equilibrio y/o los precios de Estados Unidos están por debajo del equilibrio que los importadores de maíz en México están obteniendo ganancias. Cuando esto sucede los importadores de maíz con su poder de mercado podrían retardar el ajuste de los precios en los mercados mexicanos para así poder maximizar sus ganancias. Por el contrario cuando los importadores estén haciendo pérdidas los ajustes de los precios en México serán rápidos para así minimizar las pérdidas. Es decir los parámetros de ajuste son menores cuando los importadores obtienen ganancias que cuando obtienen pérdidas.

El último supuesto a probar sería cointegración con efecto de umbral, es decir que existen dos regímenes en el ajuste de los precios. En el primero los precios están en desequilibrio y las fuerzas de arbitraje hacen que el equilibrio se restaure debido a que los importadores incrementan el flujo de las importaciones y con ello bajan el precio en el mercado destino. En el segundo régimen los precios están en equilibrio, es decir no hay incentivos para comerciar con producto y por ende el ajuste con respecto a la relación de la largo plazo debería ser nulo. Desde el punto de vista de la teoría económica esta debería de ser una mejor representación de la relación de equilibrio, y significaría el desechar una cointegración de tipo lineal.

4. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Antes de comenzar con el análisis los precios se transforman a logaritmos, esto con la finalidad de poder interpretar los vectores de cointegración como elasticidades como se discutirá más adelante. El análisis comienza aplicando la prueba de Dickey Fuller (ADF) a las series de precios, ya que es una condición necesaria para aplicar los métodos propuestos que los precios muestren tener una raíz unitaria.

Para realizar la prueba ADF se necesita especificar el número de rezagos, para ello se utilizan los criterios de información de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQC) y Schwarz (SC). El número de rezagos que se incluye en cada prueba es que es sugerido por la mayor cantidad de criterios, o en su defecto el mayor número de rezagos que resulte de los tres criterios. El contraste de la hipótesis nula

Tabla 1

RESULTADOS DE LA PRUEBA DE DICKEY FULLER PARA LOS LOGARITMOS DE LOS PRECIOS

Variable	Criterio de Información	Rezagos	Estadística de prueba	Valor Crítico
$\text{Log}P^{US}$	AIC, HQC, SC	1	-0.330	-1.94
$\text{Log}P^{MX}$	AIC, HQC, SC	4	-0.163	-1.94
$\text{Log}P^{MXI}$	HQC, SC	4	-0.534	-1.94
$\text{Log}P^{MXII}$	AIC, HQC	4	-0.809	-1.94
$\text{Log}P^{MXIII}$	AIC, HQC	3	0.260	-1.94
$\text{Log}P^{MXIV}$	AIC, HQC, SC	1	-0.421	-1.94
$\text{Log}P^{MXV}$	AIC	4	-0.676	-1.94

Fuente: Elaboración propia utilizando el software J-multi de Lütkepohl y Krätzig (2009).

« H_0 : presencia de una raíz unitaria» contra la alternativa de « H_a : proceso estacionario» se hace mediante la comparación del valor de la estadística de prueba y el valor crítico, con un nivel de confianza del 5%. Los resultados indican que para todas las series de tiempo el valor de la estadística de prueba es menor que el valor crítico, así pues la hipótesis no se puede rechazar para ninguna de las series de precios. Esto es que todas las series de precios contienen una raíz unitaria.

Una vez comprobada la presencia de una raíz unitaria, es necesario examinar si los pares de precios están cointegrados, es decir si tienen una relación de largo plazo. Para ello se aplica el test de Johansen, que al igual que en la prueba ADF, necesita de la especificación del número de rezagos, para lo cual se utilizan los tres criterios de información mencionados con antelación (AIC, HQC y SC). La selección del número de rezagos se basa en el resultado en el que coincidan la mayoría de los criterios o en su defecto el mayor número de rezagos. Los resultados se pueden observar en la Tabla 2.

En este caso la primera hipótesis nula a contrastar es « $H_0: r=0$ » contra la alternativa de « $H_a: r>0$ ». Para ello se compara el valor de la estadística de la prueba contra el valor crítico. Se puede observar que tanto al 5 como al 10% de nivel de confianza en todos los pares de precios el valor de la estadística de prueba es mayor a los valores críticos, esto es se rechaza la primera hipótesis nula. Así pues es posible proceder al siguiente paso en donde la hipótesis nula a contrastar es

Tabla 2

PRUEBA DE JOHANSEN PARA COINTEGRACIÓN

Modelo	Criterio de Información	Rezagos	H ₀	Estadística de prueba	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 10%
LogP ^{US} -LogP ^{MXI}	AIC, HQC, SC	2	r=0	37.24	20.16	17.98
	AIC, HQC, SC	2	r=1	4.82	9.14	7.60
LogP ^{US} -LogP ^{MXII}	AIC, HQC, SC	2	r=0	29.26	20.16	17.98
	AIC, HQC, SC	2	r=1	4.87	9.14	7.60
LogP ^{US} -LogP ^{MXIII}	AIC	5	r=0	73.54	20.16	17.98
	AIC	5	r=1	6.61	9.14	7.60
LogP ^{US} -LogP ^{MXIV}	AIC, HQC, SC	2	r=0	21.33	20.16	17.98
	AIC, HQC, SC	2	r=1	2.43	9.14	7.60
LogP ^{US} -LogP ^{MXV}	AIC, HQC, SC	2	r=0	25.60	20.16	17.98
	AIC, HQC, SC	2	r=1	3.51	9.14	7.60
LogP ^{US} -LogP ^{MX}	HQC, SC	2	r=0	30.68	20.16	17.98
	HQC, SC	2	r=1	3.59	9.14	7.60

Fuente: Elaboración propia utilizando el software J-multi de Lütkepohl y Krätzig (2009).

«H₀:r=1» contra la alternativa de «H_a:r>1». Para este caso, se puede observar que el valor de la estadística de prueba es menor a los valores críticos, es decir que no se puede rechaza la hipótesis nula r=1, donde r es el número de vectores de cointegración. Esto se traduce en que para todos los pares de precios analizados existe una relación de cointegración de largo plazo; es decir existe cointegración.

Una vez que se ha comprobado que los precios están cointegrados es necesario definir el vector de cointegración a estimar. En el caso del Modelo de corrección de errores, y de la Transmisión Asimétrica de Precios se puede considerar una relación de largo plazo de la siguiente manera:

$$z_t = \text{Log}p_{MXi,t} - c_0 - \beta_1 \text{Log}p_{USD,t} \quad (16)$$

Como ya se mencionó con antelación se asume que los precios de los mercados mexicanos son una función de los precios estadounidense. La ecuación (16) se puede estimar por OLS, en donde el subíndice i representa a cada una de los mercados regionales en México. Cabe mencionar que en la relación de largo plazo no se incluyó ningún

cambio estructural, esto se debe a que durante el tiempo que cubren los precios a analizar las mayores reformas de liberalización de mercados ya habían sucedido. Respecto a que la crisis de precios en el 2007 pudiese haber afectado el grado de cointegración, esto no se consideró debido a que antes, durante y después de la crisis el monto de las importaciones de maíz no se vio gravemente afectado. Dado que los análisis se hacen con los logaritmos de los precios, el parámetro de cointegración β se puede interpretar como la elasticidad de precios entre los mercados.

Tabla 3

RELACIONES DE LARGO PLAZO ESTIMADAS PARA EL MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
		$LogP^{MX}$	$LogP^{MX,I}$	$LogP^{MX,II}$	$LogP^{MX,III}$	$LogP^{MX,IV}$	$LogP^{MX,V}$
$LogP^{US}$	β_1	0.568	0.543	0.597	0.273	0.883	0.933
	Estadística de prueba	-5.259	-4.559	-5.179	-2.434	-5.199	-5.827
	σ_{β_1}	0.108	0.119	0.115	0.112	0.170	0.160
Constante	c	0.145	0.306	0.094	0.760	-0.548	-0.697
	Estadística de prueba	0.549	1.057	0.336	2.781	-1.324	-1.786
	σ_{β_1}	0.108	0.289	0.281	0.274	0.414	0.390

Fuente: Elaboración propia utilizando el software J-multi de Lütkepohl y Krätzig (2009).

Antes de comenzar con la interpretación de los parámetros estimados es necesario contrastar si son distintos de cero. Para ello se debe contrastar la hipótesis nula « H_0 : El parámetro es igual a cero» contra la alternativa « H_a : El parámetro es distinto a cero», esto mediante la prueba t de Student, así pues el valor crítico con un nivel de confianza del 5% es igual a 1.96, y 1.64 a un nivel del 10%. Al comparar el valor de la estadística de prueba tanto como para los parámetros de cointegración (β_1) como los costos de transacción (c_0) se puede observar que todos los vectores de cointegración son significativos al 5%, mientras que para los costos de transacción solo los correspondientes a la Región IV son significativos al 5%, sin embargo para la Región 5 el parámetro c_0 es significativo al 10%. Con respecto a las diferencias de los parámetros β_1 para los distintos modelos la Región III exhibe el valor más bajo, 0.273, que se puede leer como el más bajo grado de cointegración con respecto

a las demás regiones; cabe mencionar que dicha área se caracteriza por tener grandes productores de maíz, acceso a tecnología y una mayor parte de la producción es maíz blanco. Así se puede argumentar que si la región III está mayoritariamente en una situación de autarquía para el abasto de maíz blanco, y es posible substituir la demanda de maíz amarillo por maíz blanco, las importaciones provenientes de los Estados Unidos tendrán un bajo impacto. Esta tesis se puede reforzar al observar los resultados para la Región V que exhibe una mayor elasticidad, es decir un mayor grado de cointegración con el mercado estadounidense; además de estar en la frontera con los Estados Unidos, esta región se caracteriza por tener la mayor producción de maíz amarillo en el país, además de contar con diferentes industrias que demandan grandes cantidades de maíz para consumo humano y uso pecuario. Así pues el maíz amarillo local estaría compitiendo con las importaciones provenientes de los Estados Unidos. Bajo las condiciones anteriores es lógico esperar que el mercado estadounidense tenga un mayor impacto en la región. Respecto a la Región IV, los resultados sugieren un considerable impacto de los precios estadounidenses en los precios locales, hay que recordar que dicha región tiene el área metropolitana más grande del país y representa aproximadamente un cuarto de la población nacional, al igual que la Región V, la Región IV cuenta con grandes industrias que demandan maíz para su industrialización, así como un fuerte déficit en el abasto. Las Regiones I y II, son muy parecidas al promedio nacional, ya presentan valores de elasticidades similares, ambas regiones presentan un balance entre grandes y pequeño productores, asimismo ambas producen maíz blanco y amarillo, y ambas presentan un déficit en el abasto. Dadas sus características similares, uno puede esperar que exhiban similares grados de cointegración con el mercado estadounidense. Así pues se puede observar que el ser autosuficiente en el abasto de maíz tendría un impacto negativo en el grado de cointegración de los mercados regionales con el mercado estadounidense; por el contrario contar con una producción de maíz amarillo sería motivo de incrementar el grado de cointegración.

Una característica importante de los vectores de cointegración (relaciones de largo plazo) es contrastar si en realidad cumplen con la Ley del Precio Único, es decir que el vector de cointegración sea igual a uno ($\beta=1$). Debido a que la integración de mercados es un

proceso dinámico que carece de una escala absoluta, los valores estimados de los parámetros de ajuste y el vector de cointegración sirven para medir el grado de cointegración, mediante el cual se pueden comparar la integración entre distintos mercados (como ya se ha hecho en el párrafo anterior). En este estudio debido a que el análisis está hecho con logaritmos, cuando el parámetro estimado β es igual a uno la ecuación (16) se puede escribir como

$$z_t = \text{Lnp}_{MXi,t} - c_0 - \text{Lnp}_{US,t} \quad (17)$$

aplicando el antilogaritmo la ecuación queda

$$e^{z_t} = e^{\text{Lnp}_{MXi,t}} + e^{-c_0} + e^{-\text{Lnp}_{US,t}} \quad (18)$$

y finalmente reordenando los términos se obtiene

$$z'_t = p_{MXi,t} - c'_0 - p_{US,t} \quad (19)$$

De manera tal que contrastar la Ley del Precio Único para un parámetro estimado con base en logaritmos (elasticidad), es equivalente a contrastar dicha ley con precios como tales. Para ello se utiliza la estadística de prueba que se muestra en la Tabla 4, que de hecho es la prueba de t de Student, donde se contrasta la hipótesis nula « $H_0:\beta_1=1$ » contra la alternativa « $H_a:\beta_1\neq 1$ », esto es que la hipótesis nula es equivalente a la ley del precio único.

Tabla 4

VALORES t PARA LA HIPÓTESIS NULA $H_0:\beta=1$

Modelo	Variable	Estadística de prueba
Modelo 1	$\Delta \text{Log} P^{MX}$	-4.000
Modelo 2	$\Delta \text{Log} P^{MX,I}$	-3.840
Modelo 3	$\Delta \text{Log} P^{MX,II}$	-3.504
Modelo 4	$\Delta \text{Log} P^{MX,III}$	-6.491
Modelo 5	$\Delta \text{Log} P^{MX,IV}$	-0.688
Modelo 6	$\Delta \text{Log} P^{MX,V}$	-0.419

Fuente: Elaboración propia.

Al comparar el valor de la estadística de prueba contra el valor crítico a un nivel de 5% de confianza, que es 1.96, se obtiene que la

Ley del Precio Único sólo es válida en las Regiones IV y V; así pues se puede decir que ambas regiones presentan el mismo grado de cointegración con el mercado estadounidense.

La siguiente parte del análisis corresponde a la relación entre el error y los cambios de los precios como se indica en las ecuaciones (4) y (5). El supuesto a probar es que los precios en los mercados mexicanos son una función de los precios en los Estados Unidos, es decir que cuando los precios están en desequilibrio, son los precios de México los que se ajustan para corregir el error y no los precios en Estados Unidos. Esto es, que los parámetros de ajuste para los precios en México sean significativos y tengan el signo correcto, mientras que se espera que para el caso de los Estados Unidos no tengan el signo correcto o no sean significativos. Para ello primero se necesita contrastar la hipótesis nula « $H_0:\alpha=0$ » contra la hipótesis alternativa « $H_a:\alpha\neq 0$ », utilizando la prueba de t de Student en donde se contrasta la estadística de prueba reportada en la Tabla 5, contra el valor crítico de tablas a un nivel del 5% y 10%.

Tabla 5

PARÁMETROS DE AJUSTE ESTIMADOS PARA EL MODELO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

Modelo	Variable	Parámetros de Ajuste		
		α	Estadística de prueba	σ_{b1}
Modelo 1	$\Delta \text{Log} P^{MX}$	-0.105	-4.746	0.022
	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.028	1.532	0.018
Modelo 2	$\Delta \text{Log} P^{MX,I}$	-0.158	-5.585	0.028
	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.010	0.656	0.015
Modelo 3	$\Delta \text{Log} P^{MX,II}$	-0.115	-4.422	0.026
	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.031	1.706	0.018
Modelo 4	$\Delta \text{Log} P^{MX,III}$	-0.195	-7.671	0.025
	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.010	0.901	0.012
Modelo 5	$\Delta \text{Log} P^{MX,IV}$	-0.045	-3.207	0.014
	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.021	1.215	0.017
Modelo 6	$\Delta \text{Log} P^{MX,V}$	-0.074	-3.716	0.020
	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.016	1.011	0.016

Fuente: elaboración propia utilizando el software J-multi de Lütkepohl y Krätzig (2009).

De la tabla anterior se puede observar que para los parámetros de ajuste que corresponden a los cambios de precios en México, en todos los casos, el valor de la estadística de prueba es mayor al valor crítico al 5%, es decir es mayor a 1.96; esto es que se rechaza la hipótesis nula, y por lo tanto los valores son significativos. Sin embargo para los parámetros de ajuste que corresponden a los cambios en los precios de los Estados Unidos en ningún caso el valor de la estadística de prueba es mayor a 1.96, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula y estos no son significativos a un nivel de confianza del 5%. De esta manera se comprueba el supuesto que son los precios de México los que se ajustan a los cambios que hay en los precios estadounidenses. Otro punto importante es revisar si los parámetros de ajuste muestran el signo correcto, es decir que los cambios en los precios reviertan al equilibrio. Los parámetros de ajuste para el caso todos los modelos en los precios mexicanos tienen un valor negativo; si se considera un error negativo ($z_{t-1} < 0$) significa que los precios mexicanos están por debajo del equilibrio, por lo que estos deberían de incrementar o tener un cambio positivo, esto es $\Delta \text{Log}P^{MXi} = \alpha \times z_{t-1} > 0$, para lo cual se requiere que el parámetro de ajuste tenga un signo negativo ($\alpha > 0$) así tal y como lo muestran los resultados. Ahora bien, si se considera un error positivo ($z_{t-1} > 0$) se considera que los precios en México están por encima del equilibrio, por lo que deberían de disminuir o tener un cambio negativo, esto es $\Delta \text{Log}P^{MXi} = \alpha \times z_{t-1} < 0$, para lo cual se requiere nuevamente que el parámetro de ajuste tenga un signo negativo ($\alpha < 0$) así tal y como lo muestran los resultados. Así se puede concluir que los parámetros de ajuste para los precios mexicanos en todos los modelos tienen el signo correcto, ya que los cambios que presenten los precios en los distintos mercados en México se dan en función de recuperar el equilibrio.

Con respecto a los valores en específico estimados en cada modelo, se pueden observar que la Region III pese a haber sido la que presentó un menor grado de cointegración con los precios estadounidenses, ahora es la que presenta una mayor velocidad de ajuste, -0.195 , esto es una vida media del error de aproximadamente cuatro semanas. Por el contrario las regiones IV y V que presentaron el mayor grado de cointegración ahora muestran los valores más bajos para los parámetros de ajuste, -0.045 y -0.074 respectivamente, esto es una vida media del error de 15 y 9 semanas respectivamente.

Este resultado es interesante ya que uno esperaría que una región con mayor grado de cointegración, mostrara también los ajustes más rápidos para recuperar el equilibrio, que es lo contrario a lo que dicen los resultados. Sin embargo esto podría ser el resultado de poder de mercado por parte de los comerciantes; si son las regiones IV y V las más cointegradas con el mercado estadounidense, esto podría ser un resultado de un gran flujo de importaciones de los estados unidos, si estas regiones representan una considerable ganancia para los importadores, no sería raro pensar en que estos tarden lo más posible en ajustar los precios en México para maximizar sus ganancias. Por el contrario en la Región III, para la cual se argumentó con anterioridad que debido a su posible autosuficiencia las importaciones de maíz no sean grandes, esto ocasiona que los importadores en esta región no tengan grandes oportunidades de hacer ganancias, y por ello en esta región no tratan de retardar los ajustes de precios como en las Regiones IV y V. Esta puede ser una explicación del porque una región con una mayor grado de cointegración exhibe una menor velocidad de ajuste que una región con menor grado de cointegración. Sin embargo para poder abundar más en el tema de poder de mercado es necesario tornar hacia en análisis de asimetría.

La metodología para la Transmisión Asimétrica de Precios consiste en utilizar el vector de cointegración estimado del Modelo de Corrección de Errores y dividirlo en valores positivos y negativos. Una vez hecho esto se estima el modelo por el método de mínimos cuadrados como en las ecuaciones (10) y (11), donde el subíndice a denota los precios en México y el subíndice b denota los precios en Estados Unidos, esto es que los parámetros de ajuste estimados en la ecuación (10) corresponden a los cambios de precios en México, mientras que los parámetros de ajuste estimados en la ecuación (11) corresponden a los cambios de precios estadounidenses. Si se recuerda el resultado del análisis lineal, en donde los parámetros de ajuste para los precios estadounidenses resultan ser no significativos, se supondría que esto se repitiese para el caso de asimetría. Así pues se puede contrastar la hipótesis nula « $H_0: \Phi^* = 0$ » contra la alternativa « $H_a: \Phi^* \neq 0$ », donde Φ^* representa tanto Φ^- como Φ^+ , es decir los ajustes para cambios negativos y positivos. Del análisis de asimetría se desprenden cuatro parámetros de ajuste en total por modelo, dos para los precios en México y dos para los precios en

Estados Unidos, por lo que para los cuatro es necesario verificar si es significativo mediante el contraste de la hipótesis mencionada antes. Esto es la prueba t de Student que se ha venido aplicando hasta ahora, donde el valor de la estadística de prueba se compara con el valor crítico al 5%, esto es 1.96. En el caso de los parámetros de ajuste estimados bajo la ecuación (11) es decir para los cambios en los precios estadounidenses, en ningún caso el valor de estadística de prueba es mayor al valor crítico, esto es que no se puede rechazar la hipótesis nula, y por lo tanto dichos ajustes no son significativos al 5% (Apéndice F). Para el caso de los parámetros estimados bajo la ecuación (1), es decir para los precios mexicanos, los resultados se muestran en la Tabla 6.

Tabla 6

PARÁMETROS DE AJUSTE ESTIMADOS PARA LA TRANSMISIÓN ASIMÉTRICA DE PRECIOS

Modelos	Variable	Error z_{t-1}^+			Error z_{t-1}^-		
		ϕ^+	Estadística de prueba	% Observaciones	ϕ^-	Estadística de prueba	% Observaciones
Modelo 1	$\Delta \text{Log} P^{MX}$	-0.0940	-3.3760	46.28%	-0.0620	-2.0140	53.72%
Modelo 2	$\Delta \text{Log} P^{MX,I}$	-0.0146	-3.9210	44.24%	-0.0870	-2.1290	55.76%
Modelo 3	$\Delta \text{Log} P^{MX,II}$	-0.0470	-1.5010	44.92%	-0.0830	-2.7240	55.08%
Modelo 4	$\Delta \text{Log} P^{MX,III}$	-0.2880	-8.8100	58.11%	-0.1360	-2.7610	41.89%
Modelo 5	$\Delta \text{Log} P^{MX,IV}$	-0.0170	-0.9000	52.37%	-0.0370	-2.4100	47.63%
Modelo 6	$\Delta \text{Log} P^{MX,V}$	-0.0510	-1.9420	44.47%	-0.0720	-3.3000	55.53%

Fuente: elaboración propia utilizando el software J-multi de Lütkepohl y Krätzig (2009).

El primer resultado es que los ajustes para desequilibrios positivos y negativos son significativos en su mayoría, esto es que se rechaza la hipótesis nula « $H_0: \Phi^* = 0$ » con un nivel del 5%. Sin embargo existen excepciones, ya que los ajustes para un desequilibrio positivo Regiones II, IV y V no son significativos al 5%. Si el nivel de confianza se mueve de 5 a 10%, esto es el valor crítico ahora es 1.64, el parámetro del ajuste para un error positivo en la Región V se vuelve significativo, sin embargo para las regiones restantes sigue sin serlo. La lectura que se le puede dar a dicha evidencia, tomando en cuenta que la dirección del comercio es desde Estados Unidos hacia México, es que los comerciantes importando el maíz en esas regiones

están obteniendo ganancia, y por lo tanto no tienen incentivos para ajustar los precios de Maíz en México a la baja. Esto puede servir como evidencia de poder mercado, es decir que la importación de Maíz desde los Estados Unidos está concentrada y por ello los comerciantes pueden ejercer cierto control sobre los precios que no se ajustan. Así pues los resultados sugieren que dicho comportamiento monopolístico se puede observar de igual manera en las regiones I y V, donde pese a que hay un ajuste para un desequilibrio positivo, este es menor que cuando el desequilibrio es negativo. Asimismo se puede observar que la Región III no exhibe un comportamiento monopolístico, quizás esto se deba a que dicha región es más factible a estar en una situación de autarquía y no está tan expuesta a las importaciones como otras regiones.

Sin embargo antes de dar por válidos estos resultados y su interpretación, es necesario contrastar la hipótesis de nula « $H_0: \Phi^+ = \Phi^-$ » contra la alternativa « $H_0: \Phi^+ \neq \Phi^-$ », para ello se utiliza una prueba F donde el modelo restringido es el modelo lineal, y el modelo no restringido corresponde al modelos asimétrico. Los resultados de la prueba F se pueden observar en la siguiente tabla.

Tabla 7

PRUEBA F PARA ASIMETRÍA

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
Suma de errores cuadrados modelo no restringido	0.50	1.30	0.60	1.81	0.29	0.61
Suma de errores cuadrados modelo restringido	0.56	1.45	0.82	1.93	0.29	0.62
Número de restricciones	1	1	1	1	1	1
Observaciones	443	443	443	442	439	439
Número de parámetros modelo lineal	7	7	7	5	3	7
Estadística de prueba	50.53	49.03	158.71	28.51	2.36	6.60
Valor crítico al 5%	3.84	3.84	3.84	3.84	3.84	3.84

Fuente: elaboración propia.

Conforme al valor de la estadística de prueba y el valor crítico al 5%, se puede rechazar la hipótesis nula de linealidad para los Modelos 1, 2, 3, 4 y 6, esto es que existe un comportamiento asimétrico

en el ajuste de los precios de maíz para las Regiones I, II, III y V, así como en precio promedio nacional. Sin embargo para el modelo 5, es decir los precios en la Región IV, la hipótesis nula de simetría no se puede rechazar.

El análisis de asimetría divide al error z_t de manera arbitraria en dos partes, valores positivos y negativos; lo cual genera cierto cuestionamiento ya que el parámetro para dividir el error no es estimado. En ese sentido el Modelo de Corrección de Umbrales permite sortear dicha limitación, ya que el valor del separación o el umbral se estima de manera simultánea al vector de cointegración. Cabe mencionar que la metodología por umbrales no tiene exactamente la misma lectura que la asimetría puesto que se considera una región en donde no hay un ajuste de precios o banda neutral, es decir el equilibrio no corresponde únicamente cuando el error z_t toma el valor de cero como se asume en la ecuación (2), este es más bien una región en donde el error puede tomar valores iguales o menores a los costos de transacción tal como lo denota la ecuación (1), por ende la metodología de umbrales encaja mejor con la representación teórica del equilibrio. Al igual que el modelo de asimetría, el modelos de corrección de umbrales requiere contrastar la hipótesis nula « H_0 : Cointegración lineal» contra la hipótesis alternativa « H_a : Cointegración y efectos de umbral»; esto se puede llevar a cabo siguiendo el método propuesto por Hansen y Seo, los resultados se pueden ver en la Tabla 8.

Tabla 8

RESULTADOS DE LA PRUEBA DE CONTRASTE DE HANSEN Y SEO

Pares de precios	θ	P valor
$\text{Log}P^{US}-\text{Log}P^{MX}$	-0.01	0.39
$\text{Log}P^{US}-\text{Log}P^{MXI}$	-0.14	0.42
$\text{Log}P^{US}-\text{Log}P^{MXII}$	0.06	0.35
$\text{Log}P^{US}-\text{Log}P^{MXIII}$	-0.06	0.13
$\text{Log}P^{US}-\text{Log}P^{MXIV}$	0.58	0.04
$\text{Log}P^{US}-\text{Log}P^{MXV}$	0.78	0.01

Fuente: elaboración propia utilizando el paquete tsDyn de Di Narzo, Aznarte y Stigler (2009)

Haciendo uso del P valor, se puede observar que para las Regiones I, II y III, así como para el promedio nacional la hipótesis nula

no se puede rechazar a un nivel de confianza ni del 5 ni del 10%, esto debido a que el P valor en esos casos es mayor a 0.1. Por el contrario para las regiones IV y V, la hipótesis nula se rechaza y se puede concluir que ambas regiones muestran una cointegración de umbral con los precios estadounidenses. En base a la prueba de contraste anterior, estrictamente sólo se deben de estimar los modelos para las Regiones IV y V, sin embargo con la finalidad de obtener un panorama más amplio se estimaron los modelos para todas las regiones. Al igual que en los previos análisis, el vector de cointegración se estima mediante la normalización de los precios mexicanos para todos los casos, es decir como una función de los precios estadounidenses.

La metodología de Hansen y Seo se basa en una búsqueda de rejilla (grid search) para encontrar los valores del vector de cointegración y del umbral que minimizan la suma de errores cuadrados del sistema denotado en la ecuación (15). Con respecto a los parámetros de ajuste de los precios estadounidenses, se esperaría que como en las metodologías anteriores, estos sean no significativos; así pues se contrasta la hipótesis nula « $H_0: \gamma^i=0$ » contra la alternativa « $H_a: \gamma^i \neq 0$ », donde el superíndice i denota el régimen 1 o 2. Los resultados se pueden consultar en el Apéndice F, en donde el P valor para todos los casos es mayor a 0.05, lo que indica que a un nivel de confianza del 5% los parámetros de ajuste no son significativos, esto es los precios estadounidenses no se ajustan. Con respecto a los ajustes de los precios en las regiones Mexicanas, los resultados se muestran en la Tabla 9.

Tabla 9

PARÁMETROS ESTIMADOS PARA EL MODELO DE CORRECCIÓN DE UMBRALES

Modelo	Variable	β	γ^1	P valor	γ^2	P valor	θ	Observaciones en Régimen 1 (%)	Observaciones en Régimen 2 (%)
Modelo 1	$\Delta \text{Log}P^{MX}$	-0.62	-0.04	0.08	-1.06	0.00	0.14	94.80	5.20
Modelo 2	$\Delta \text{Log}P^{MX,I}$	-0.66	-0.06	0.11	-0.23	0.01	0.10	89.20	10.80
Modelo 3	$\Delta \text{Log}P^{MX,II}$	-0.63	-0.12	0.00	-0.03	0.85	0.10	92.60	7.40
Modelo 4	$\Delta \text{Log}P^{MX,III}$	-0.56	-0.06	0.07	-0.15	0.00	0.08	94.40	5.60
Modelo 5	$\Delta \text{Log}P^{MX,IV}$	-0.65	-0.05	0.00	-0.49	0.00	0.09	92.30	7.70
Modelo 6	$\Delta \text{Log}P^{MX,V}$	-0.64	-0.14	0.42	-0.06	0.01	-0.12	12.60	87.40

Fuente: elaboración propia utilizando el paquete tsDyn de Di Narzo, Aznarte y Stigler (2009).

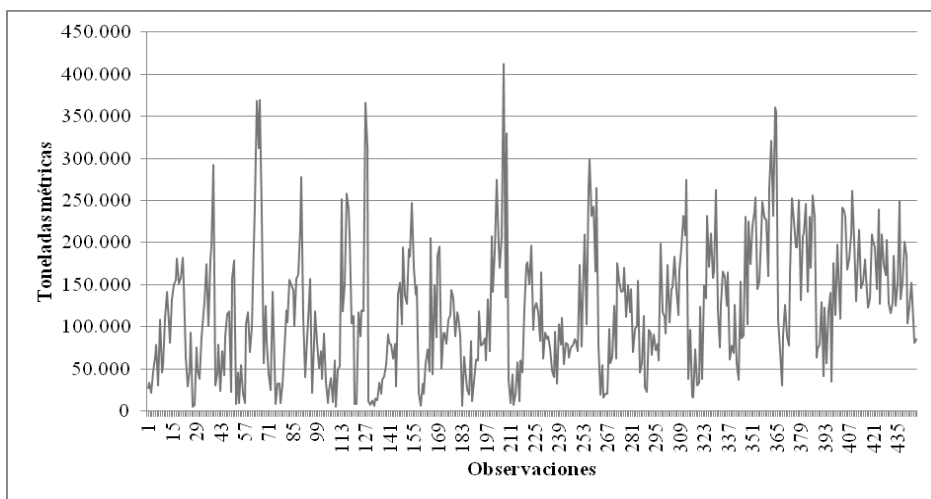
Los valores P correspondientes a los parámetros de ajuste del Régimen 1 en las Regiones II y IV son significativos al 5%, sin embargo para el resto de los modelos los parámetros de ajuste no son significativos al 5%. Dado que dicho régimen corresponde al equilibrio y que cuando los precios están en equilibrio el ajuste es nulo, el hecho de que la mayoría de los ajustes sean no significativos no contradice la teoría económica. Por otro lado, en el caso de los parámetros de ajuste correspondientes al Régimen 2 sus P valores correspondientes sugieren que ningún ajuste es significativo a un nivel de confianza del 5%, solo a un nivel del 10% son significativos los parámetros de ajuste para las regiones III y IV. Sin embargo en la prueba de contraste de Hansen y Seo, la Región III no presenta una cointegración con efecto de umbral. Así pues de los resultados de la significancia de los ajustes, así como la prueba de Hansen y Seo se concluye que sólo la Región 4 es la que presenta cointegración de umbral. Este resultado es interesante, ya que anteriormente para esta región se había rechazado la hipótesis de asimetría a favor de la hipótesis de linealidad. Contrario a la posibilidad de realizar una prueba de significancia para ver si los parámetros de ajuste estimados son distintos a cero, para el parámetro de cointegración así como el umbral esto no es posible debido a que estos son extraídos o encontrados mediante la búsqueda de rejilla.

Resulta importante mencionar que los valores estimados del umbral ($\hat{\theta}$) es una estimación de los costos de transacción, por lo que se pueden comparar los valores estimados para los costos de transacción mediante ambas metodologías, lineal (c) y de umbral (θ), para ver sus similitudes y diferencias. Así pues se puede observar que los valores estimados para la Región II son similares; otra similitud de ambos métodos de estimación es que ambos sugieren que la Región V es la que exhibe los menores costos de transacción. Sin embargo también en cierta medida ambos métodos muestran resultados contrastantes; por ejemplo mientras que la Región III exhiben los mayores costos de transacción bajo en análisis lineal, en el caso de la estimación por umbrales son las Regiones I y II las que presentan los mayores costos de transacción. En general se pueden cuestionar los resultados del método de umbral cuando se considera que las estimaciones dejan en promedio el 90% de las observaciones en el régimen inferior. Cabe recordar que el régimen inferior se interpreta como una banda neutral o equilibrio en el cual no hay

comercio. Considerar un panorama con en dónde el comercio maíz entre México y los Estados Unidos ocurre solo durante un 10% de las observaciones es irreal, para ello uno puede observar el desempeño de las exportaciones desde Estados Unidos a México, que pese a tener un comportamiento estacional, en ningún momento llega a cero (Figura 2). Asimismo los vectores de cointegración estimados, mediante el método de Hansen y Seo son muy similares entre sí mismos; encenrándose alrededor de 0.6, siendo la única excepción la Región III con un valor de 0.56; sin embargo si se toma en cuenta que estos vectores de cointegración determinan el régimen al cual pertenece cada una de las observaciones, y haciendo uso de la argumentación antes presentada; estos resultados no parecen viables dada la dinámica de comercio entre México y los Estados Unidos.

Figura 2

IMPORTACIONES MEXICANAS SEMANALES DE MAÍZ PROVENIENTES DE LOS ESTADOS UNIDOS
(SEMANA 1 DEL 2000 HASTA SEMANA 20 DEL 2009, TIEMPO DE ENTREGA 30 DÍAS)



Fuente: USDA (www.usda.gov).

Finalmente, antes de hacer una conclusión final es necesario revisar la calidad de los modelos mediante ciertos estándares. La autocorrelación para los residuos obtenidos de los tres modelos; modelo de corrección de errores, transmisión asimétrica de precios, y modelos de corrección de umbral; no presenta ser un problema. La

inspección visual de los términos de errores del análisis lineal y de asimetría (z_t) muestra ciertos comportamientos cíclicos. Respecto a la estabilidad de los vectores de cointegración para los seis modelos estimados en el modelo de corrección de errores, las pruebas de Chow de separación de muestra (test sample-split) y de cambio estructural (break-point) contrastan la hipótesis nula « H_0 : invariante con el tiempo» o « H_0 : constancia del parámetro en el tiempo» contra la alternativa « H_a : variación en el parámetro»; la decisión de la prueba se toma mediante el P valor y el nivel de confianza seleccionado, en este caso 5%, así si el P valor es menor a 0.05 se rechaza la hipótesis nula y por ende el parámetro no es estable. La prueba de Chow se realiza para cada observación, es decir para cada observación se obtiene un P valor, así se puede obtener una gráfica de las observaciones vs. P valor (Apéndice D). Al observar las gráficas se puede ver que existen distintos puntos en donde el Valor P es menor a 0.05, por lo que se puede concluir que los vectores de cointegración no son estables del todo. Para el caso del Modelos de corrección de umbral, hasta donde el autor conoce, las pruebas de estabilidad no han sido implementadas: sin embargo una manera directa de observar posibles cambios estructurales o temporalidad es mediante una inspección visual de la búsqueda de rejilla que minimiza el error en el vector de cointegración (Apéndice E). Siguiendo esta idea se puede observar que existen comportamientos que sugieren periodicidad, asimismo en repetidas ocasiones no es claro el punto en que se minimizan los errores. Pese a que desde el punto de vista econométrico se pueden incluir algunas variables indicativas, desde el punto de vista económico no hay para ese periodo de tiempo algún indicador de cambio en la política y/o mercados que pudiese haber afectado de manera sustancial el grado de conintegración; por ejemplo no ha habido choques o cambios drásticos en el balance entre demanda y abasto de maíz en México, asimismo las importaciones provenientes de Estados Unidos se han mantenido estables, durante este periodo la política de subsidios y apoyos a productores de maíz ha permanecido estable, finalmente en el periodo analizado los mecanismos para controlar las importaciones de maíz ya habían sido eliminados.

5. CONCLUSIONES

En este documento se observa que hay integración entre los mercados de maíz en México y los Estados Unidos, dicha integración o grado de cointegración varía entre los distintos mercados regionales en México, así se puede observar que las regiones con una mayor grado de autosuficiencia presentarán un menor grado de integración con el mercado estadounidense, por el otro lado aquellas regiones que produzcan maíz amarillo enfrentaran una competencia directa de las importaciones estadounidenses y por ende exhibirán un mayor grado de cointegración. A partir del análisis lineal se puede observar cierto comportamiento monopolístico, ya que las regiones más integradas con el mercado estadounidense son las que transmiten los cambios en los precios con más lentitud. Esto se confirma mediante el análisis de asimetría, en donde queda asentado que para algunas regiones el ajuste de los precios cuando los importadores de maíz en México obtienen ganancias es nulo o menor a cuando están haciendo pérdidas, así pues uno puede aludir a que un grupo de grandes importadores pueden estar coludidos para maximizar sus ganancias.

Para el análisis de umbrales se muestra que los mercados no presentan una cointegración con efecto de umbral, a excepción de la Region IV, la cual es la única para la cual no se puede rechazar. Esto pese a que desde el punto de vista teórico la cointegración por umbrales es una mejor representación de la relación de equilibrio espacial. Un cuestionamiento fuerte que presenta este tipo de análisis es que coloca la mayoría de los datos en un régimen que supone cero flujo comercial entre los mercados; al observar el desempeño de las importaciones de maíz en México queda claro que el comercio entre ambos países es abundante y es continuo durante el periodo que se analiza.

Finalmente los tres tipos de metodología; lineal, asimétrico y umbral; muestran que los precios de los estados unidos no se ajustan a los desequilibrios, es decir que son los precios de México los que cambian en función de los precios estadounidenses. Esto confirma la hipótesis de que debido a que para ciertos productores en México el precio de compra se define en base a los precios de los mercados internacionales, más en específico los precios de exportación de los estadounidenses. Así pues no sería raro encontrar que mientras dichos

precios de exportación afectan directamente a algunos productores, estos a su vez al competir con otros productores de su región, están de alguna manera transmitiéndoles los precios internacionales. Así pues no es de extrañar que los precios estadounidenses tengan un impacto en la gran parte del territorio Mexicano.

6. REFERENCIAS

- ARAUJO-ENCISO, S. (2008): «Impacts of the NAFTA and bio-ethanol production in the Mexican maize market: a price transmission analysis». Master Thesis submitted at the Department of Agricultural Economics and Rural Development of the George-August-Göttingen Universität.
- BALKE, N. y FOMBY, T. (1997): «Threshold Cointegration». *International Economics Review*, Vol. 38, No. 3, pp. 627-645.
- BARRETT, C. (2001): «Measuring Integration and Efficiency in International Agricultural Markets». *Review of Agricultural Economics*, vol. 23, no. 1, pp. 19-32.
- BEN-KAABIA, M. y GIL, J. (2005): *Vertical integration and non-linear price adjustments: The Spanish poultry sector*. Vol. 21, No.2, pp. 253-271
- BEN-KAABIA, M. y GIL, J. (2007): «Asymmetric price transmission in the Spanish lamb sector». *European Review of Agricultural Economics*. Vol. 34, No. 1, pp. 53-80.
- BOSHJAKU, L.; BEN-KAABIA, M. y GIL, J. (2003): «Transmisión de Precios en los Mercados Regionales de Ovino en España». *Economía Agraria y Recursos naturales*. Vol. 3, No. 1, pp. 71-103.
- Calva, J. (1996): «La Economía Nacional y la Agricultura de México a Tres Años de Operación del TLCAN». Simposio Trinacional de Investigación: *El TLC y la Agricultura. ¿Funciona el experimento?* Universidad Autónoma Chapingo, Texas A & M University, & College Stallion Texas.
- DI NARZO, A.; AZNARTE, J. y STIGLER, M. (2009): «tsDyn: Time series analysis based on dynamical systems theory». R package version 0.7. Source: <http://cran.r-project.org/web/packages/tsDyn/index.html>.
- FACKLER, P. y GOODWIN, B. (2001): «Spatial Price Analysis». *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1, Chapter 17, pp. 973-1021.
- FANJUL, G. y FRASER, A. (2003): «Dumping Without Borders: How US agricultural policies are destroying the livelihoods of Mexican corn farmers». *Oxfam Briefing Paper*. Oxfam International.
- FIESS, N. y LEDERMAN, D. (2004): «Mexican Corn: The Effects of NAFTA». Trade Note 18, The World Bank.

- GALARZA, J. (2005): «Situación Actual y Perspectiva del Maíz en México 1990-2004». *Servicio de Información y Estadística Agroalimentaria y Pesquera*, Secretaría de Agricultura, Ganadería, Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación.
- GOETZ, L. y v. CRAMON-TAUBADEL, S. (2008): «Considering threshold effects in the long-run equilibrium in a vector error correction model: An application to the German apple market». International Congress of the European Association of Agricultural Economists, Ghent, Belgium, August 26-29, 2008.
- GOODWIN, B (1992): «Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets», *Review of Agricultural Economics*, Vol. 14, No. 1, pp. 117-124.
- GOODWIN, B. y PIGGOT, N. (2001): «Spatial market Integration in the Presence of Threshold Effects». *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 83, No. 2, pp. 302-317.
- HANSEN, B. y SEO, B. (2002): «Testing for two-regime threshold cointegration in vector Error-correction models». *Journal of Econometrics*, Vol. 110, pp. 293-318.
- LÜTKEPOHL, H. y KRÄTZIG, M. (2009): «JMulti: Time Series Analysis with Java». JMulti v. 4.24. Source: <http://www.jmulti.de/>
- MEYER, J. y VON CRAMON-TAUBADEL, S. (2004): «Asymmetric Price Transmission: A Survey». *Journal of Agricultural Economics*. Vol. 55, pp. 581-611.
- MOTAMED, M.; FOSTER, A. y TYNER, W. (2008): «Applying cointegration and error correction to measure trade linkages: maize prices in the United States and Mexico». *Agricultural Economics*, Vol. 39, pp. 29-39.
- RITCHER, S.; TAYLOR, J. y YÚNEZ-NAUDE, A. (2005): «Impacts of policy reforms on labor migration from rural Mexico to the United States». *Working Paper* 11428, National Bureau of Economic Research, USA.
- SANJUÁN, A. y GIL, J. (2001): «A Note on test for Market Integration in a Multivariate Non-stationary Framework». *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 52, No. 2, pp. 113-121.
- SERRA, T. y GOODWIN, B. (2003): «Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector». *Applied Economics*, Vol. 35, No. 18, pp. 1889-1899.
- SERRA, T. y GIL, J. (2006): «Local polynomial fitting and spatial price relationships: price transmission in EU pork markets». *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 33, No. 3, pp. 415-436.
- SERRA, T.; GOODWIN, B.; GIL, J. y MANCUSO, A. (2006): «Non-parametric Modelling of Spatial Price Relationships». *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 57, No. 3, pp. 501-522.

- STEPHENS, E.; MABAYA, E.; v.CRAMON-TAUBADEL, S. y BARRETT, C. (2010): «Spatial Adjustment with and without Trade». Charles H. Dyson School of Applied Economics and Management. November 2010.
- VAVRA, P. y GOODWIN, B. (2005): «Analysis of Price Transmission Along the Food Chain», *OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers*, No. 3, OECD Publishing.
- VEGA, D. y MORENO, P. (2004): «Situación y Perspectivas del Maíz en México». Universidad Autónoma Chapingo.
- YUNEZ-NAUDE, A. (1998): «Small-Scale Corn and Livestock Mexican Farmers». *Agricultural and Food Policy Systems Information Workshops: Economic Harmonization in the Canadian/U.S./Mexican Grain-Livestock Subsector*, Proceedings of the 4th Agricultural and Food Policy Systems. Farm Foundation, pp. 209-223.

Apéndice A

ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS SERIES DE TIEMPO

Región	Variable	Media	Min	Max	Desviación Estándar
Región I	$P^{MX I}$	0.233	0.178	0.395	0.047
	$\text{Log}P^{MX I}$	-1.473	-1.729	-0.929	0.183
	$\Delta\text{Log}P^{MX I}$	0.001	-0.498	0.565	0.062
Región II	$P^{MX II}$	0.247	0.178	0.393	0.047
	$\text{Log}P^{MX II}$	-1.414	-1.724	-0.934	0.176
	$\Delta\text{Log}P^{MX II}$	0.001	-0.354	0.358	0.046
Región III	$P^{MX III}$	0.293	0.207	0.643	0.065
	$\text{Log}P^{MX III}$	-1.246	-1.574	-0.442	0.197
	$\Delta\text{Log}P^{MX III}$	-0.001	-0.729	0.633	0.078
Región IV	$P^{MX IV}$	0.238	0.189	0.400	0.047
	$\text{Log}P^{MX IV}$	-1.452	-1.665	-0.915	0.180
	$\Delta\text{Log}P^{MX IV}$	0.000	-0.213	0.251	0.027
Región V	$P^{MX V}$	0.246	0.192	0.417	0.054
	$\text{Log}P^{MX V}$	-1.425	-1.651	-0.874	0.196
	$\Delta\text{Log}P^{MX V}$	0.001	-0.214	0.244	0.038
Mexico País	P^{MX}	0.247	0.198	0.396	0.047
	$\text{Log}P^{MX}$	-1.416	-1.621	-0.926	0.175
	$\Delta\text{Log}P^{MX}$	0.000	-0.178	0.200	0.030
Estados Unidos	P^{US}	0.124	0.073	0.305	0.045
	$\text{Log}P^{US}$	-2.137	-2.617	-1.189	0.308
	$\Delta\text{Log}P^{US}$	0.001	-0.144	0.111	0.031

Fuente: elaboración propia utilizando el software J-multi de Lütkepohl y Krätzig (2009).

Apéndice B



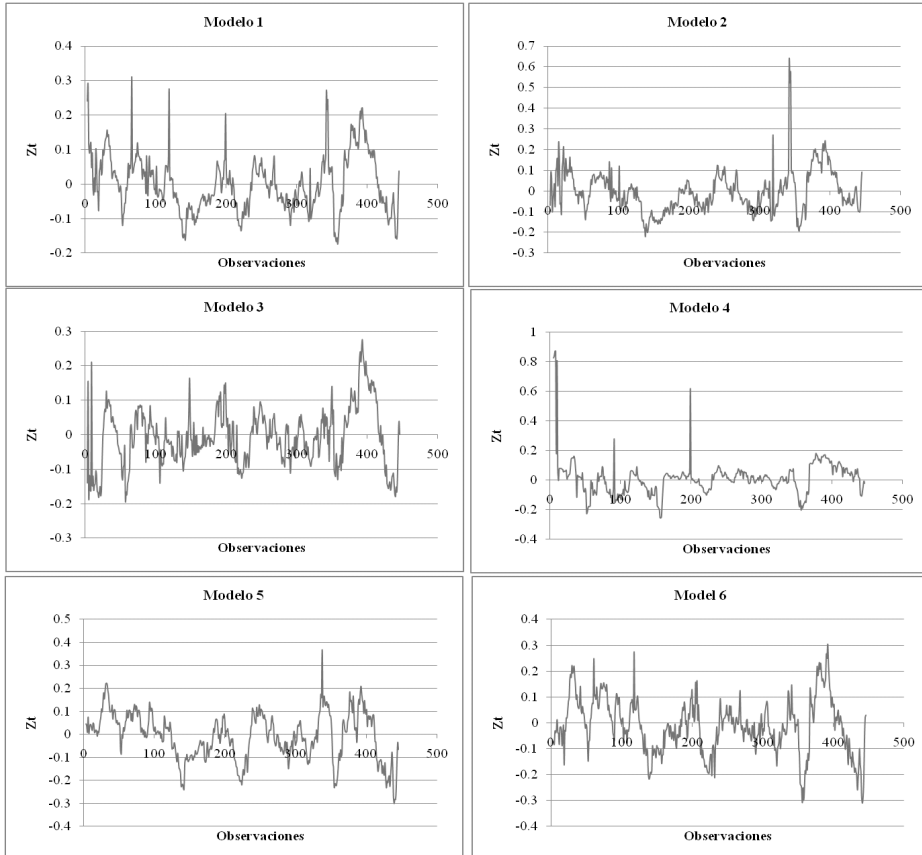
REGIONES EN MÉXICO

Region	States	Region	States
1- Oeste	Aguascalientes	3 -Noroeste	Baja California
	Colima		Baja California Sur
	Guanajuato		Sinaloa
	Jalisco		Sonora
	Michoacán		4 -Centro
Nayarit	Hidalgo		
Querétaro	México		
San Luis Potosí	Morelos		
Zacatecas	Puebla		
2 -Sur	Campeche	5 - Noreste	Tlaxcala
	Chiapas		Chihuahua
	Guerrero		Coahuila
	Oaxaca		Durango
	Quintana Roo		Nuevo León
	Tabasco		Tamaulipas
	Veracruz		
	Yucatán		

Fuente: Tomado de Galarza (2005).

Apéndice C

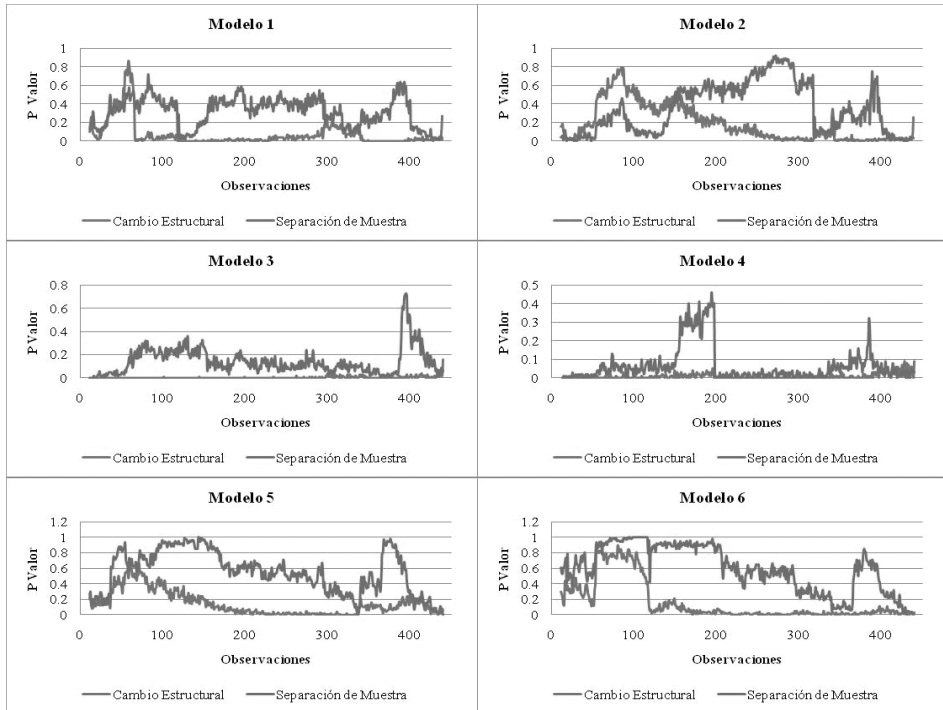
TÉRMINOS DE ERRORES



Fuente: elaboración propia utilizando el software J-multi de Lütkepohl y Krätzig (2009).

Apéndice D

ANÁLISIS DE ESTABILIDAD PARA LOS VECTORES DE COINTEGRACIÓN

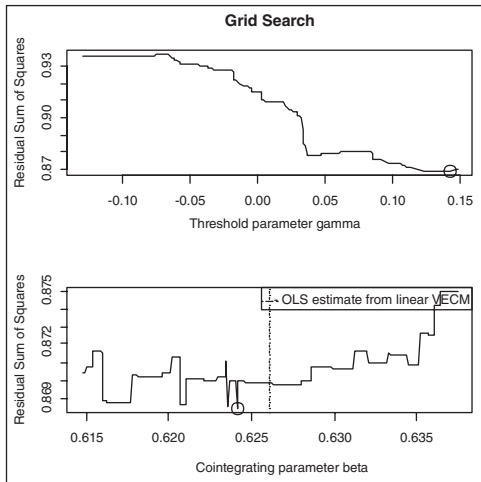


Fuente: elaboración propia utilizando el software J-multi de Lütkepohl y Krätzig (2009).

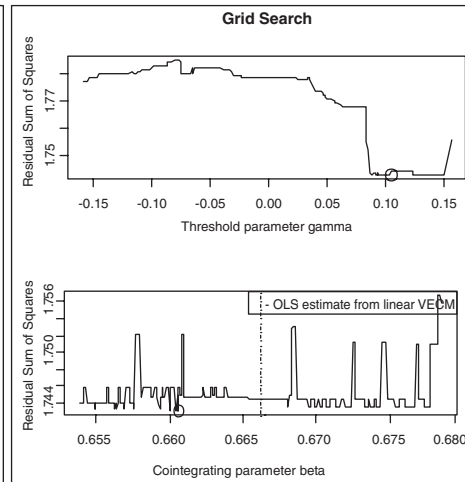
Apéndice E

BÚSQUEDA DE REJILLA (GRID SEARCH) PARA LOS VALORES ESTIMADOS DE LOS VECTORES DE COINTEGRACIÓN Y UMBRALES

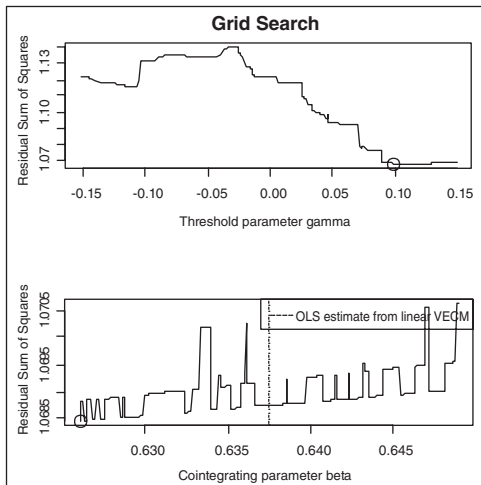
Modelo 1



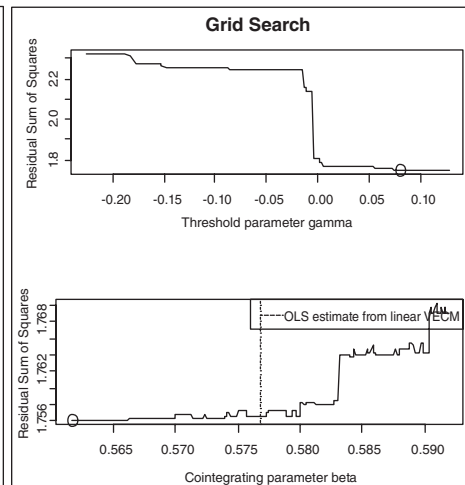
Modelo 2



Modelo 3



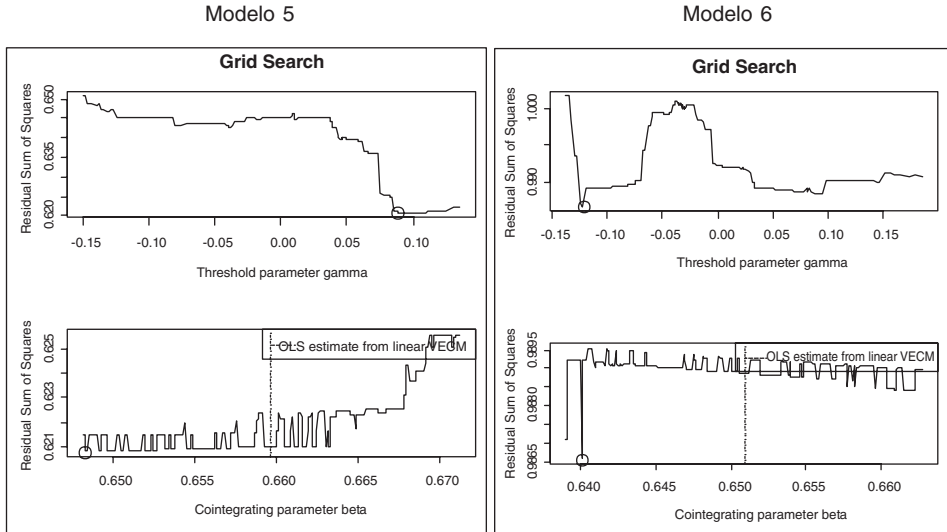
Modelo 4



Fuente: elaboración propia utilizando el paquete tsDyn de Di Narzo, Aznarte y Stigler (2009).

Apéndice E (continuación)

BÚSQUEDA DE REJILLA (GRID SEARCH) PARA LOS VALORES ESTIMADOS DE LOS VECTORES DE COINTEGRACIÓN Y UMBRALES



Fuente: elaboración propia utilizando el paquete tsDyn de Di Narzo, Aznarte y Stigler (2009).

Apéndice F

PARÁMETROS DE AJUSTE PARA LOS PRECIOS ESTADOUNIDENSES EN LOS MODELOS DE TRANSMISIÓN SIMÉTRICA DE PRECIOS (APT) Y MODELOS DE CORRECCIÓN DE UMBRAL (TVECM)

1. APT

Modelo	Variable	Error z_{t-1}^+			Error z_{t-1}^-		
		γ^+	Estadística de prueba	% Observaciones	γ^-	Estadística de prueba	% Observaciones
Modelo 1	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.04	1.57	46.28%	0.061	1.85	53.72%
Modelo 2	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.01	0.42	44.24%	0.031	1.37	55.76%
Modelo 3	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.06	1.86	44.92%	0.037	1.12	55.08%
Modelo 4	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.01	0.41	58.11%	0.025	0.88	41.89%
Modelo 5	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.04	1.48	52.37%	0.043	1.65	47.63%
Modelo 6	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.03	1.60	44.47%	0.026	1.46	55.53%

Fuente: elaboración propia utilizando el software J-multi de Lütkepohl y Krätzig (2009)

2. TVECM

Modelo	Variable	γ^1	P valor	γ^2	P valor	Observaciones en Régimen 1 (%)	Observaciones en Régimen 2 (%)
Modelo 1	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.03	0.10	-0.19	0.31	94.80	5.20
Modelo 2	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.04	0.17	0.00	0.99	89.20	10.80
Modelo 3	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.05	0.09	0.04	0.78	92.60	7.40
Modelo 4	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.03	0.11	-0.02	0.42	94.40	5.60
Modelo 5	$\Delta \text{Log} P^{US}$	0.02	0.20	0.49	0.02	92.30	7.70
Modelo 6	$\Delta \text{Log} P^{US}$	-0.39	0.00	-0.00	0.95	12.60	87.40

Fuente: elaboración propia utilizando el paquete tsDyn de Di Narzo, Aznarte y Stigler (2009).

RESUMEN

Análisis de transmisión de precios entre los mercados de maíz mexicanos y el mercado estadounidense: métodos lineales y no lineales

El estudio del fenómeno económico de transmisión de precios, así como de la integración de mercados ha recibido gran atención por parte de la comunidad académica, así como de diversos organismos gubernamentales y no gubernamentales. Es de particular interés la integración de los mercados a nivel internacional, debido al impacto, negativo o positivo, que pueda tener los mercados internacionales en los mercados regionales, en especial en los países en desarrollo. La presente investigación demuestra que existe cierto grado de integración entre los mercados de maíz en México y los Estados Unidos en base al análisis de transmisión de precios, siendo este grado de cointegración diferente para las distintas regiones en México. Los modelos evaluados con diferentes metodologías, lineales y no lineales, sugieren que los precios en las todas las regiones en México se ajustan a los cambios de precio en los Estados Unidos a diferentes velocidades, este hecho evidencia que los precios de maíz en México se determinan en cierta medida en función de los precios los Estados Unidos. Asimismo en análisis de asimetría de precios sugiere la existencia de poder de mercado entre los importadores de maíz en México como una explicación a las diferentes velocidades de ajuste que se observan en las distintas regiones en México.

PALABRAS CLAVE: co integración, transmisión de precios asimétrica, Modelo de corrección de errores, término de error, velocidad de ajuste, México, Estados Unidos de América, maíz.

SUMMARY

Price transmission between maize markets in Mexico and the USA: linear and non-linear approaches

The study of price transmission and market integration have received great attention, not only from the scientific community, but also from international organizations and national governments. Of particular interest is market integration at the international level given the impact (positive or negative) on regional markets, specifically in developing countries. Using price transmission analysis, the present research shows that maize markets in Mexico and the United States (US) are cointegrated. Furthermore, the research shows that the degree of cointegration is different for each regional market in Mexico. The different methodologies used here, linear and non-linear, suggest that Mexican prices adjust to changes in US prices at different speeds depending on the region. This outcome serves as evidence that Mexican prices are functions of US prices, with the asymmetric price transmission analysis suggesting market power among maize importers in Mexico.

KEY WORDS: cointegration, asymmetric price transmission, Vector error correction model, error correction term, speed of adjustment, Mexico, United States of America, maize.