

## TRANSMISIÓN DE PRECIOS DEL JITOMATE SALADETTE EN EL MERCADO DE GUADALAJARA, JALISCO

Imelda Rosana Cih- Dzul<sup>1</sup>  
José Luis Jaramillo-Villanueva<sup>2</sup>  
Mario Alberto Tornero-Campante<sup>3</sup>  
Rita Schwentesius-Rindermann<sup>4</sup>  
Miguel Angel Martínez Damián<sup>5</sup>

### Resumen

En esta investigación se utilizó la transmisión de precios como una herramienta económica que permitió evaluar el proceso de integración de mercados así como la implicación en la distribución de los márgenes de comercialización. El objetivo fue cuantificar y caracterizar la transmisión de precios del jitomate en el mercado de Guadalajara a través de los diferentes niveles de precios de forma vertical. Se realizó la prueba de raíz unitaria y la causalidad de Granger. Las variables utilizadas fueron: Precios al productor, al intermediario y al consumidor. Todas las variables resultaron ser estacionarias, por lo que se procedió a estimar el modelo a través de mínimos cuadrados ordinarios. En la prueba de causalidad se evidenció que existe una relación bidireccional del consumidor a la central de abastos y una relación unidireccional consumidor-productor y central de abastos-productor. Se encontró que la transmisión de precios fue asimétrica. Es decir, al sufrir un incremento de precios por cada kilogramo de jitomate en la central de abastos, el incremento que registra el precio al consumidor fue más que proporcional y cuando el precio decreta en cada unidad el precio al consumidor fue menos que proporcional, lo que se traduce en una distribución desproporcional en la variación de precios en el mercado.

**Palabras clave:** Transmisión de precios, Cointegración, Jitomate.

### Introducción

El estudio de la dinámica y de los procesos de formación de precios en los mercados agroalimentarios es un tema que ha cobrado mucha atención en la última década, fundamentalmente por los procesos de integración horizontal y vertical de la industria agroalimentaria en un esfuerzo por mejorar la competitividad global. Un aspecto de la dinámica del mercado lo constituye la forma en que los cambios de precio se transmiten entre los diferentes eslabones en la cadena de producción y entre los diferentes agentes participantes. La forma de transmisión simétrica o asimétrica, puede tener implicaciones en la distribución de los márgenes de comercialización final y en aspectos del bienestar de productores y consumidores.

El presente trabajo tiene por objetivo cuantificar y caracterizar la transmisión de precios del jitomate saladette en el mercado de Guadalajara, en diferentes niveles de precios. El enfoque utilizado constituye una forma de análisis del mercado, donde el elemento fundamental lo constituye el incremento de precios a través de la cadena de producción y el análisis de los agentes que participan en el margen de comercialización final; así como su grado de integración en dicho proceso.

De acuerdo a Rapsomanikis et al. (2004), la transmisión vertical de precios permite analizar en qué medida y velocidad, se transmiten los cambios de precios en los diferentes mercados, el efecto social, así como las reformas de política comercial. Menciona que la ausencia de integración de mercados, o de una transferencia completa de las variaciones de los precios de un mercado a otro, tiene consecuencias importantes para el bienestar económico. Una transmisión incompleta debido a políticas comerciales inadecuadas y altos costos de transacción por las infraestructuras deficientes en materia de transporte y comunicaciones entre otras causas, puede traducirse en una reducción de la información que poseen los agentes y consumidores y a su vez puede ocasionar una toma de decisiones ineficientes.

El tema de la transmisión de precios y la simetría, puede ser utilizado como una forma de evaluar el funcionamiento y eficiencia del mercado, Kabia y Gil (2008) mencionan que el concepto de asimetría se asocia

<sup>1</sup> Centro Universitario de la Costa Sur, Universidad de Guadalajara. Independencia Nacional 151, Autlán de Navarro, Jalisco, México. C.P. 97800. E-mail: imeldac@cucsur.udg.mx.

<sup>2</sup> Colegio de Postgraduados-Campus Puebla. Email: jjaramil301@yahoo.es.

<sup>3</sup> Colegio de Postgraduados-Campus Puebla. E-mail: mtornero@colpos.mx.

<sup>4</sup> Programa de agricultura sustentable. Universidad Autónoma Chapingo. Email: rschwent@prodigy.net.mx

<sup>5</sup> Colegio de Postgraduados, Montecillos, Texcoco, Edo. de México

tanto a la velocidad como a la magnitud de los diferentes niveles de precios, aunque no necesariamente tiene que hacer referencia a mercados ineficientes, aunque si es claro, que las respuestas rápidas y simétricas de los precios ante shocks inesperados tanto de oferta como de demanda, suelen asociarse con mercados eficientes.

Por su parte, Ming (2006), analiza la asimetría y la relaciona con la identificación de mercados eficientes, ya que tiene un efecto sobre el bienestar e ingreso de los consumidores y productores, este autor realiza un estudio de la transmisión de precios de la carne de res, cerdo y pollo, del productor al consumidor de Canadá a los Estados Unidos. Por su parte, Kinnuncan y Forker (1987), pioneros en realizar estudios de asimetría y transmisión de precios, aplican dicha técnica a través de elasticidades a un estudio de productos lácteos en Estados Unidos, donde concluyen que existe asimetría; los cambios de precios del productor al consumidor se transmiten más rápidamente cuando existe un incremento de precios en comparación con un decremento, lo que ocasiona que se tenga la creencia común de que los consumidores no se beneficien con las reducciones de precios, sin embargo en el caso de la leche, dicho cambio (reducción) se transmite eventualmente.

Chand (1999), analiza el poder de mercado, su objetivo es estimar las variaciones del sector de la carne de res, cerdo y pavo de la industria procesada y evaluar las posibles asimetrías del productor al consumidor, utilizando ecuaciones simultáneas para el entendimiento de la transmisión. Jiménez y García (2007) en España, realizan un estudio de transmisión vertical de precios, incorporando tres niveles de precios: precio de origen (puerto de embarque), precio de mayorista y precios al consumidor final, aplicando la técnica de cointegración para ver la relación de dichos precios y analizan la causalidad en el corto y largo plazo, el cual identifican dos precios fuertes: el precio al mayorista y el precio al consumidor final.

En lo referente a productos agrícolas, se ha realizado investigación de asimetría en cítricos (Pick, 1990) y jitomate en España (Kaabia y Gil, 2008). Los resultados obtenidos en los trabajos anteriores, varían dependiendo del tipo de producto, la frecuencia de datos, el método y técnicas utilizadas, así como la problemática coyuntural propia de cada país o región en estudio.

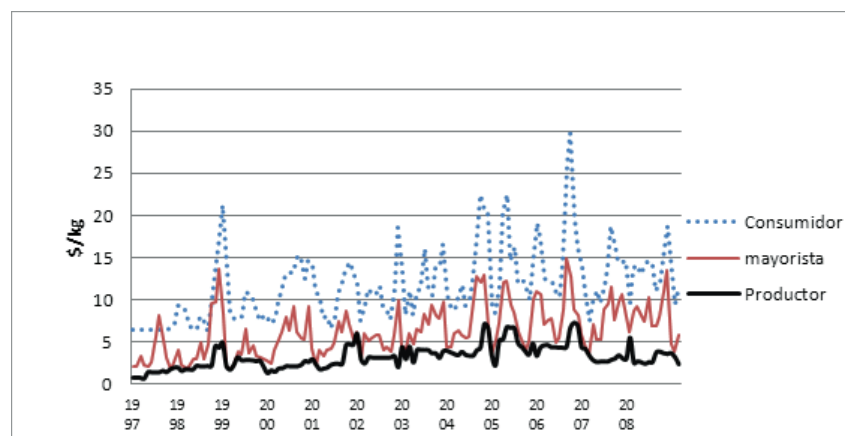
De lo anterior se concluye que la existencia de asimetría es variable para cada investigación en particular. En este trabajo se pretende cuantificar y caracterizar la transmisión vertical de precios del jitomate saladette en el mercado de Guadalajara, en diferentes niveles de precios. Se parte de la hipótesis, que la transmisión de precios en el mercado regional del jitomate es de carácter asimétrica; es decir, los cambios en los precios al consumidor no se reflejan proporcionalmente en los precios que recibe el mayorista (central de abasto) y el productor. Para comprobar lo postulado anteriormente, se propone inicialmente la técnica econométrica de cointegración.

La relevancia que adquiere el presente trabajo es la identificación de cómo se transmiten los precios de la hortaliza, en cuanto a velocidad, magnitud y sentido del productor al consumidor y viceversa. La información obtenida, puede ser utilizada en aspectos de regulación del mercado y mecanismos de reducción de costos de transacción, enfocada a un mayor bienestar económico tanto a productores como consumidores. Se parte de la hipótesis, que la transmisión de precios en el mercado regional del jitomate es de carácter asimétrica; es decir, los cambios en los precios al consumidor no se reflejan proporcionalmente en los precios que recibe el mayorista (central de abasto) y el productor. Para comprobar lo postulado anteriormente, se propone inicialmente la técnica econométrica de cointegración.

### **Mercado del jitomate en la Central de Abasto de Guadalajara**

El estado de Jalisco, es uno de los principales productores de jitomate a nivel nacional (SAGARPA, 2008). Existen cinco regiones productoras relevantes: Sayula, La Ciénega, Sierra de Amula, Costa Sur y Zapotlán El Grande. La variedad saladette es la que más se produce en la entidad, del cual el 66% de la producción, es comercializado en la central de abastos de Guadalajara (Ceda). El Ceda es un lugar estratégico para la distribución de la hortaliza, dada la importancia de su ubicación regional por la cercanía a varios estados productores como: Michoacán, Sinaloa y San Luis Potosí. El mercado de Guadalajara, ilustra lo vulnerable que pueden ser los precios, determinado por la oferta y la demanda. La Figura 1, muestra los precios mensuales (\$/kg) al productor, mayorista y consumidor del jitomate en la Ceda en el periodo de enero de 1997 a diciembre de 2008. La serie de precios del productor es más estable que la del mayorista y consumidor. Estas dos últimas, presentan fuertes variaciones y una evidencia visual de transmisión simétrica.

**Figura 1. Precio nominal comparativo del jitomate saladette en el mercado de Guadalajara: 1997-2008**



Fuente: Elaborado con información obtenida a partir de:

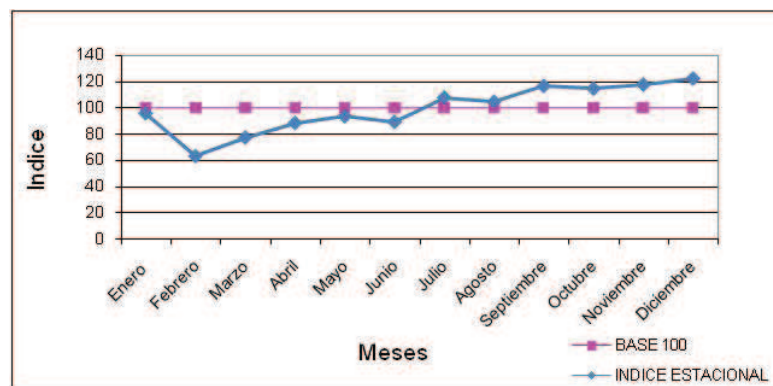
Consumidor: Índice Nacional de Precios al Consumidor en la ciudad de Guadalajara, Jalisco, Banco de México y publicado en el Diario Oficial de la Federación (DOF),

Mayorista: Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados (SNIIM),

Productor: Sistema de Información Agrícola y de Captura (SIACAP) con productores del estado de Jalisco,

En el estado de Jalisco, los pequeños y medianos productores han adoptado una estrategia de comercialización a través de asociaciones con mayoristas, con el fin de reducir riesgos en la venta de su producto (asegurando la recuperación de sus costos de inversión) y también la de obtener financiamiento para el proceso productivo. Cerca del 40% de los productores que solicitan financiamiento, éste se realiza a través de mayoristas, ya sea en especie (insumos agrícolas) o dinero en efectivo. Uno de los principales determinantes del precio, es la estacionalidad de la producción, que a su vez depende de cuestiones climáticas, problemas fitosanitarios y la escasa planificación. En la Figura 2, los precios en la central de abastos muestran una tendencia de crecimiento de hasta un 20%, a partir de julio y diciembre, hasta antes de que inicie en diciembre la producción de Sinaloa, principal estado productor y abastecedor del mercado de Guadalajara. Durante el abastecimiento de Sinaloa, los precios tienden a disminuir en un porcentaje de hasta un 60%.

*Figura 2. Índice estacional del jitomate saladette en el mercado de Guadalajara*



Fuente: Cálculo propio con información del Sistema Nacional de Información de Mercados

### Métodos y técnicas

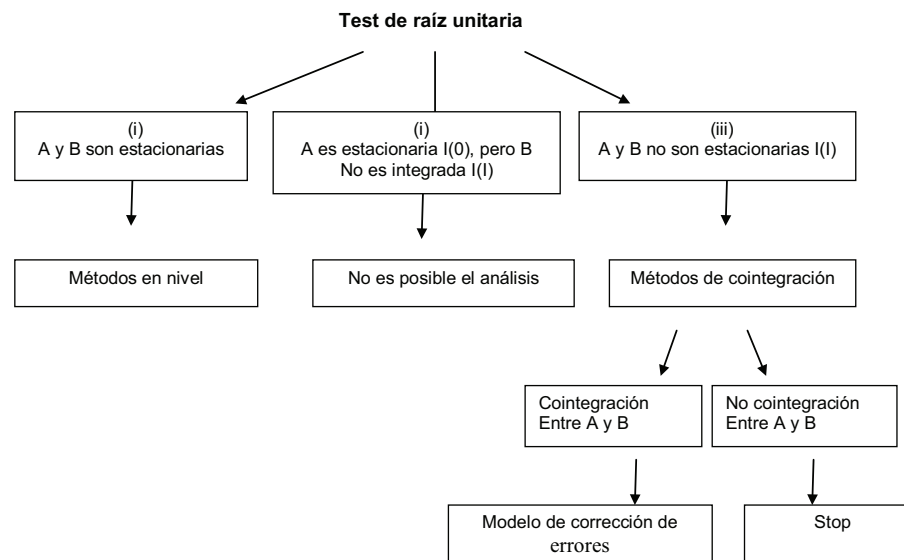
El enfoque metodológico para el análisis de la transmisión de precios, se fundamentó en la técnica de cointegración. Dicho concepto desde el punto de vista económico puede verse como una relación de equilibrio a largo plazo entre variables de tal modo que dichas variables se puedan desviar de la situación de equilibrio en el corto plazo, pero en el largo plazo retornarán al equilibrio. En lo que respecta a la técnica de cointegración para el estudio y análisis de mercado, se han desarrollado diversas aplicaciones, citando algunos ejemplos: el estudio de velocidad de sustitución de productos separados espacialmente, el análisis de poder de mercado, el análisis de la demanda derivada, el análisis de la transmisión de información sobre los precios por la cadena de la comercialización y el estudio de los márgenes de intermediarios en la cadena (Jiménez y García, 2007).

Como paso previo a la cointegración, se procede a la prueba de raíz unitaria para identificar si la serie de tiempo presenta estacionariedad o no. Dicha estacionariedad es un proceso estocástico que garantiza que el pronóstico tenga el mínimo de error dentro de un conjunto de observaciones, dado que la  $E(e_t) = 0$ , es decir, que la esperanza matemática del error en el tiempo sea igual a cero. La importancia de la prueba de raíz unitaria, consiste en identificar entonces si las series cronológicas presentan algún tipo de tendencia, pudiendo ser de dos tipos: estocástica y determinística.

Anchuelo (1993), menciona que la tendencia estocástica hace que la serie permanezca largos períodos de tiempo por encima o por debajo de su valor central, reflejando así la no estacionariedad en medio de la misma. Por ejemplo, una serie con tendencia estocástica podría ser la generada por el proceso  $Y_t = Y_{t-1} + e_t$ , donde  $e_t$  es una serie no estacionaria, dicho proceso se debe a la presencia de raíz unitaria en su parte autoregresiva. De esta forma, si se diferencia  $Y_t$ , resulta una serie que sería estacionaria y por tanto, podría ser modelada. Con respecto a la tendencia determinística, es una cadencia temporal, lineal o no, que por sus características se podría estimar con más o menos precisión. Maddala (1996), describe algunas técnicas para evaluar la presencia de raíz unitaria, citando por ejemplo el test de Dicky- Fuller, Dicky-Fuller aumentado y la prueba de Perrón.

Para la aplicación de la metodología de cointegración, es una condicionante que las variables en estudio sean no estacionarias. Ello implica que antes de estimar una ecuación de cointegración, es necesario averiguar el nivel de estacionariedad de las series. De acuerdo a Duttoit et al. (2009), la Figura 3 representa el proceso entre dos variables A y B. De acuerdo al resultado existen tres posibles opciones: (i) ambas A y B son estacionarias, por lo que la metodología de cointegración es inapropiada y lo mejor es aplicar métodos en niveles, (ii) A es estacionaria pero B no lo es, lo que significa que las dos variables no tienen el mismo nivel de estacionariedad, por tanto, no se puede analizar la transmisión de precios con ninguna metodología, (iii) ambas A y B son no estacionarias y los métodos de cointegración son los óptimos para el análisis.

Figura 3. Test para determinar la presencia de raíz unitaria



En el estudio se utilizaron series de datos temporales de precios: el precio recibido por el productor, el precio pagado por el mercado mayorista y el precio pagado por el consumidor. A partir de esos tres niveles de precios se formuló el modelo empírico. Se trabajó con precios reales mensuales, indizados con base en el año 2002. El precio al mayorista fue el precio por kilogramo de jitomate saladette pagado por la central de abasto de Guadalajara y publicado por el Sistema Nacional de Información de Mercados (SNIIM). El precio al productor es un Precio Promedio Rural de los Distritos de Desarrollo Rural de la Secretaría de Desarrollo Rural Pesca y Alimentación (SAGARPA) a nivel estatal, pagado al productor y publicado por la SAGARPA. El precio al consumidor, es retomado del Índice Nacional del Precio al Consumidor de acuerdo al Banco de México y publicado en el Diario Oficial de la Federación. El costo de transporte, se calcula de acuerdo al kilómetro correspondiente a cada municipio o región, considerando el costo promedio de diesel y su rendimiento (1.5 litros de diesel por kilómetro recorrido) para carga de 5 ejes; para ello se utilizó información de la Secretaría de Comunicaciones y Transporte (SCT) así como de la Secretaría de Energía (SENER).

#### Modelo empírico del jitomate saladette

El análisis de transmisión de precios de este estudio utilizó como marco referencial, el trabajo propuesto por Lass (2005), acerca de la respuesta asimétrica de los precios de leche al consumidor final en el noreste de Estados Unidos. Un trabajo anterior similar a dicha investigación fue el de Kinnuncan and Forker (1987) relacionado a productos lácteos.

En nuestro modelo propuesto, los precios al productor y a la central de abasto son separados en incrementos y decrementos para poder medir y diferenciar el impacto de cada uno de ellos con respecto al consumidor. Se incluyó a la variable mayorista y los modelos se plantearon para cada una de las regiones en estudio.

Los modelos se presentan de la siguiente manera:

**a) Transmisión de precios del productor al consumidor final**

$$\begin{aligned} \text{Cons}_t = & \delta_0 t + \sum_{i=0}^1 \pi^I \text{increm prod}_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \pi^D \text{decrem prod}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^1 \beta \text{Costos transporte}_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Donde  $\text{Cons}_t$  son los cambios acumulados del precio del consumidor y  $t$  es una variable de tiempo

$$\text{Increm prod}_t = \sum_{i=0}^1 \text{Max} (\Delta \text{productor}_{t-i}, 0)$$

Precios acumulados al productor de un periodo a otro durante el periodo  $t$ ,

$$\Delta \text{Productor}_t = \text{Productor}_t - \text{Productor}_{t-1}$$

Y los decrementos al productor

$$\text{Decreem prod} = \sum_{i=0}^1 \text{Min}(\Delta \text{productor}_{t-1}, 0)$$

**b) Transmisión de precios de la central de abastos (Ceda) al consumidor final**

$$\begin{aligned} \text{Cons}_t = & \delta_0 t + \sum_{i=0}^1 \pi^I \text{Increm Ceda}_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \pi^D \text{Decreem Ceda}_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^1 \beta \text{Costos transporte}_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\text{Increm ceda}_t = \sum_{i=0}^1 \text{Max} (\Delta \text{Ceda}_{t-i}, 0)$$

Precios acumulados de la central de abasto de un periodo a otro durante el periodo  $t$ :

$$\Delta \text{ceda}_t = \text{Ceda}_t - \text{Ceda}_{t-1}$$

Y los decrementos a la Central de abastos de Guadalajara

$$\text{Decreem Ceda} = \sum_{i=1}^1 \text{Min} (\Delta \text{Ceda}_{t-i}, 0)$$

El período de retraso, fue de un solo mes, debido a que el jitomate es un producto perecedero y se comercializa en fresco, sin necesidad de almacenar. Para ambos modelos, se incorpora la variable costos de transporte correspondiente para cada región de estudio.

Para determinar en este estudio si existe precio de asimetría en los precios de jitomate en el mercado de Guadalajara, con respecto a los incrementos y decrementos del precio al productor y de la central de abastos, se procedió a plantear la siguiente hipótesis:

$$H_0: \pi_i^I = \pi_i^D; \quad \text{vs} \quad H_a: \pi_i^I \neq \pi_i^D;$$

con retrasos  $i=0,1$

$$H_0: \sum_{i=0}^1 \pi^I \text{ incrementos} = \sum_{i=0}^1 \pi^D \text{ decrementos}$$

vs

$$H_a: \sum_{i=0}^1 \pi^I \text{ incrementos} \neq \sum_{i=0}^1 \pi^D \text{ decrementos}$$

Como paso inicial al planteamiento de los modelos, se procedió a la evaluación de la presencia de la raíz unitaria. Enders (1995), describe la metodología de Dickey y Fuller (1979) considerando tres diferentes regresiones.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

La diferencia entre las tres regresiones se debe a la presencia de los elementos determinísticos: intercepto (drift) y una línea de tendencia (T). La primera es un modelo que adiciona intercepto y un término de tendencia. La segunda añade un intercepto o término de deriva, drift y la tercera es un modelo puramente aleatorio (caminata aleatoria).

Se prueba para el caso de que *r sea igual a 1*: ( $r=1$ ), (unity, de aquí la expresión *raíz unitaria*). El parámetro de interés en todas las ecuaciones de regresión es  $\delta$ ; si  $\delta=1$ , la serie contiene una raíz unitaria. Una versión simple de la prueba consiste en estimar una (o más) de las ecuaciones antes indicadas mediante el método de los Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con el fin de obtener el valor estimado de  $\delta$  y su correspondiente error estándar asociado. Comparando el estadístico resultante T (a diferentes niveles de significancia) con el valor apropiado reportado en las tablas Dickey-Fuller, permite determinar si se rechaza o no la hipótesis nula,  $\delta=0$ .

La prueba aumentada de Dickey- Fuller (DFA) es una versión de la prueba de Dickey-Fuller para modelos de series de tiempo mucho más grandes y complicados. La DFA es un número negativo. Mientras más negativo sea el estadístico de DFA (con respecto a los valores críticos) más fuerte será el rechazo de la hipótesis nula sobre la existencia de una raíz unitaria o no estacionariedad. La ecuación de regresión DFA, se basa en las regresiones presentadas anteriormente, pero aumentándolas con términos de retardos de la variable

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha \sum \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Se sugiere este estadístico, cuando la prueba Dickey-Fuller no pueda corregir la correlación serial en los residuos. El propósito de los retardos  $\alpha \sum \Delta Y_{t-i}$  es asegurar que los residuos sean ruido blanco.

### Prueba de raíz unitaria

Como primer apartado, se procedió a la prueba de raíz unitaria, analizada a través de la metodología propuesta por Dickey y Fuller (1979). Se utilizaron tres regresiones para cada una de las variables en estudio: consumidor, ceda y productor (Cuadro 1).

De acuerdo con los resultados obtenidos, lo que interesa saber es si las series de tiempo son estacionarias o no; para ello se procede a comparar los valores del estadístico y se aprecia que para la variable consumidor sólo con intercepto y tendencia a un nivel de confianza de 90, 95 y 99% de confianza, dicha variable resultó significativa, por lo que se rechaza la hipótesis nula y se concluye que la serie de tiempo es estacionaria. El modelo aleatorio

(ninguno) resultó no significativo para los niveles de confianza antes mencionados por lo que resulta una serie de tiempo No estacionaria. En lo que respecta a la variable Ceda y Productor, la serie de tiempo tuvo un comportamiento similar, es decir al comparar los estadísticos, éstos resultaron significativos para un nivel de confianza de 90, 95 y 99%, en el modelo sólo en intercepto y con intercepto y tendencia, resultando ser Estacionarios, y en el modelo aleatorio (ninguno) resultaron no significativos, por lo que se consideraron No estacionarios para ese modelo. De acuerdo al resultado anterior, se considera a nuestras series de tiempo como estacionarias.

**Cuadro 1. Contraste de raíz unitaria en niveles**

| Variable<br>Precio         | Estadístico<br>DFA | Valor crítico de DFA/1 |        |        | Durbin<br>Watson | Estadístico<br>( $\delta Y_{t-1}$ ) | Conclusión<br>(serie de<br>tiempo) | Rezago/2  |
|----------------------------|--------------------|------------------------|--------|--------|------------------|-------------------------------------|------------------------------------|-----------|
|                            |                    | al 1%                  | al 5%  | al 10% |                  |                                     |                                    |           |
| <b>CONSUMIDOR</b>          |                    |                        |        |        |                  |                                     |                                    |           |
| Intercepto y<br>tendencia* | -7,497             | -4,025                 | -3,442 | -3,145 | 2,055            | Significativo                       | Estacionaria                       | 1° rezago |
| Intercepto**               | -7,518             | -3,477                 | -2,882 | -2,577 | 2,055            | Significativo                       | Estacionaria                       | 1° rezago |
| Ninguno ***                | -0,421             | -2,580                 | -1,942 | -1,612 | 2,014            | No<br>significativo                 | No<br>estacionaria                 | 8° rezago |
| <b>CEDA</b>                |                    |                        |        |        |                  |                                     |                                    |           |
| Intercepto y<br>tendencia* | -5,052             | -4,027                 | -3,443 | -3,146 | 1,971            | Significativo                       | Estacionaria                       | 7° rezago |
| Intercepto**               | -6,560             | -3,478                 | -2,882 | -2,578 | 2,001            | Significativo                       | Estacionaria                       | 3° rezago |
| Ninguno ***                | -0,583             | -2,581                 | -1,942 | -1,616 | 2,006            | No<br>significativo                 | No<br>estacionaria                 | 8° rezago |
| <b>PRODUCTOR</b>           |                    |                        |        |        |                  |                                     |                                    |           |
| Intercepto y<br>tendencia* | -4,576             | -4,025                 | -3,442 | -3,145 | 1,996            | Significativo                       | Estacionaria                       | 1° rezago |
| Intercepto**               | -4,614             | -3,477                 | -2,882 | -2,577 | 1,997            | Significativo                       | Estacionaria                       | 1° rezago |
| Ninguno ***                | -0,782             | -2,580                 | -1,942 | -1,617 | 2,016            | No<br>significativo                 | No<br>estacionaria                 | 3° rezago |

Las hipótesis que se plantean son las siguientes:

Ho: La serie de tiempo es no estacionaria, donde  $\delta \neq 0$ , la Cov.  $\epsilon_{ij} \neq 0$  y la  $Me \epsilon_i \neq 0$

Vs.

Ha: La serie de tiempo es estacionaria, donde  $\delta = 0$ , la Cov.  $\epsilon_{ij} = 0$  y la  $Me \epsilon_i = 0$

Con estos resultados se concluyó que las series de tiempo son estacionarias, el procedimiento de cointegración no fue posible Duttait (2009), por lo que se procede a estimar los modelos a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios.

Prueba de causalidad de Granger

Como una técnica previa a la estimación de los modelos, se procedió a estimar la prueba de causalidad, obteniendo los siguientes resultados (Cuadro 2).

**Cuadro 2. Prueba de causalidad de Granger \***

| Hipótesis nula                    | Observaciones | Estadístico F | Probabilidad |
|-----------------------------------|---------------|---------------|--------------|
| Consumidor No existe causa a Ceda | 131           | 219.492       | 7.0E-06**    |
| Ceda No existe causa a Consumidor | 131           | 656.529       | 3.7E-13**    |
| Productor Si existe causa a Ceda  | 131           | 242.608       | 0.12180      |
| Ceda No existe causa a Productor  | 131           | 248.589       | 2.0E-06**    |



|  |     |         |           |
|--|-----|---------|-----------|
| Productor no existe causa a Consumidor | 131 | 0.54483 | 0.46175   |
| Consumidor no existe causa a Productor | 131 | 162.392 | 9.5E-05** |

\*Resultado obtenido con el paquete estadístico E-views, con un sólo rezago

\*\* Significativo al 0.05

El resultado del contraste de causalidad de Granger proporcionó información acerca de la relación dinámica entre las variables en estudio. En cada caso, apareció el valor del estadístico F con su correspondiente probabilidad. El resultado de los contrastes indicó que se rechaza la hipótesis de precios del consumidor respecto a la central de abastos (mayoristas) y viceversa, lo que indica que sí existe una relación lineal causal bidireccional. Al mismo nivel de significancia del 5% los valores de F no son significativos, por lo que no se rechaza la hipótesis de que no existe una relación de causalidad de Granger de precios al productor con respecto a los precios mayoristas central de abastos y a los precios del consumidor. Sin embargo, en la relación inversa, considerando el valor del estadístico F y su significancia, se concluyó que sí existe una relación causal unidireccional de los precios de la Central de abastos a los precios del productor, así como de los precios del consumidor final al productor. Las relaciones anteriores son explicadas en función de los datos del mes anterior. Se evidenció con la técnica de causalidad, que las variaciones de precios al productor no tienen un impacto significativo en los precios al consumidor así como a los precios al mayorista.

Considerando el resultado de la prueba de Causalidad de Granger, donde se constató que los precios al productor no tienen un efecto causal sobre los precios al consumidor ni al mayorista. Se procedió a estimar las variaciones del precio al consumidor únicamente en función de los incrementos y decrementos de la Central de abastos (Ceda) y de los costos de transporte para cada región a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios

$$Cons_t = \delta_0 t + \sum_{i=0}^1 \pi^I Incredm Ceda_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \pi^D Decrem Ceda_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta Costos transporte_i + \varepsilon_i$$

Se estimaron cinco modelos en total; uno para cada región productora, como se aprecia en el Cuadro 3.

De acuerdo a los modelos estimados y cumpliendo con los supuestos básicos que establece la regresión lineal múltiple se obtuvieron los siguientes resultados: el primer modelo correspondiente a la región Sierra de Amula, puede interpretarse de la siguiente manera, al incrementarse en una unidad la variable independiente incrementoceda (mayorista), la variable dependiente consumidor se incrementa en 1.013 unidades, por otra parte, si se incrementa en una unidad la variable independiente decrementoceda, la variable consumidor disminuye en 0.961 unidades y al incrementarse en una unidad los costos de transporte, la variable consumidor disminuye en 0.009521 unidades. Puede apreciarse que los resultados para los consiguientes modelos 2, 3, 4, y 5, el valor de los coeficientes estimados es similar y prácticamente no existen diferencias significativas.

**Cuadro 3. Estimación del modelo de jitomate para el mercado de Guadalajara, Jalisco**

| Modelo | Variable               | Coefficiente | Probabilidad de T | Probabilidad de F | R. Cuadrada | D. Watson | R. Cuadrada Corregida/1 | D. Watson Corregido/1 |
|--------|------------------------|--------------|-------------------|-------------------|-------------|-----------|-------------------------|-----------------------|
| 1      | Incrementoceda         | 1.013.224    | 0.0000            | 0.000004          | 0.1935      | 1.057708  | 0.4527                  | 1.5454                |
|        | Decrementoceda         | -0.961217    | 0.0000            |                   |             |           |                         |                       |
|        | Costos Sierra de Amula | -0.009521    | 0.3813            |                   |             |           |                         |                       |
| 2      | Incrementoceda         | 1.013.222    | 0.0000            | 0.000004          | 0.1935      | 1.057708  | 0.4527                  | 1.5454                |
|        | Decrementoceda         | -0.961215    | 0.0000            |                   |             |           |                         |                       |
|        | Costos Costa Sur       | -0.008223    | 0.3813            |                   |             |           |                         |                       |
| 3      | Incrementoceda         | 1.013.225    | 0.0000            | 0.00004           | 0.19357     | 1.057709  | 0.4527                  | 1.5454                |
|        | Decrementoceda         | -0.961206    | 0.0000            |                   |             |           |                         |                       |
|        | Costos Sayula          | -0.016154    | 0.3813            |                   |             |           |                         |                       |
| 4      | Incrementoceda         | 1.013.216    | 0.0000            | 0.00004           | 0.1935      | 1.057707  | 0.4527                  | 1.5454                |
|        | Decrementoceda         | -0.961208    | 0.0000            |                   |             |           |                         |                       |
|        | Costos Cd.Guzmán       | -0.014832    | 0.3812            |                   |             |           |                         |                       |
| 5      | Incrementoceda         | 1.013.222    | 0.0000            | 0.00004           | 0.193577    | 1.057708  | 0.4527                  | 1.5454                |
|        | Decrementoceda         | -0.961209    | 0.0000            |                   |             |           |                         |                       |
|        | Costos Ciénega         | -0.016010    | 0.3813            |                   |             |           |                         |                       |

1/ Para la corrección de autocorrelación serial, se utilizó el método de Cochrane-Orcutt

\* La estimación del modelo se realizó con el paquete econométrico E-views

En términos generales, los cinco modelos son significativos a un nivel de significancia de 5%, de acuerdo a la prueba de F. Por otra parte, no existe una diferencia estadística significativa en los coeficientes de determinación  $R^2$  en cada uno de los modelos, lo cual significa que el comportamiento estadístico es homogéneo y por lo tanto, no existen grandes variaciones y el precio del consumidor es explicado en 45% por las variables independientes incluidas en el modelo. A lo anterior cabe señalar que en relación a la prueba T y a un nivel de significancia del 5%, la variable incrementoceda y decrementoceda son significativas, sin embargo se rechaza la hipótesis de significancia para la variable costos de transporte, donde la probabilidad que presenta en cada uno de los modelos es de 0.3813 respectivamente.

En el Cuadro 3 en lo que se refiere a la variable costos de transporte, aparece con un valor y signo similar en todos los modelos, lo que podría interpretarse como un costo fijo ya que no se distingue la región productora y abastecedora de jitomate, es decir, el lugar de donde se envía no es relevante.

En respuesta a la hipótesis planteada en la parte inicial de nuestro trabajo, se observa que los resultados obtenidos son de carácter asimétrico ya que los incrementos de precios que manifiesta la central de abasto, no se refleja en los precios que recibe el consumidor final. Es decir, al sufrir el incremento de un peso por un kilogramo de jitomate en la central de abasto, el precio que recibe el consumidores es más que proporcional y cuando el precio decreciente en una unidad, el precio al consumidor es menos que proporcional.

### Conclusiones

En la prueba de raíz unitaria se obtuvo que las tres variables consumidor, central de abasto y productor en el modelo de las regresiones sólo con intercepto, intercepto y tendencia a un nivel de confianza de 90, 95 y 99% de confianza, resultaron significativas, por lo que se rechaza la hipótesis nula y se concluye que las series de tiempo son estacionarias. No fue necesario aplicar la técnica de cointegración y fue suficiente la estimación del modelo con el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios. En la prueba de causalidad, se evidenció que existe una relación bidireccional del consumidor-central de abasto y una relación direccional consumidor-productor y central de abasto-productor. De la misma forma, se encontró que no existe una relación causal productor-consumidor y productor-central de abasto, es decir, que las variaciones de precios al productor no tienen un impacto significativo en los precios al consumidor así como a los precios al mayorista. Los resultados obtenidos dieron pauta para la

propuesta de un nuevo modelo. Se plantearon finalmente cinco modelos, una para cada zona respectivamente con la finalidad de dar respuesta a nuestra hipótesis planteada al inicio de nuestro trabajo. Se encontró que existe una respuesta asimétrica en los resultados obtenidos, debido a que los incrementos de precios que presentan las centrales de abasto, no se refleja en los precios que recibe el consumidor final.

Se concluyó entonces que la transmisión de precios es asimétrica ya que los *incrementos* del precio del jitomate del mayorista al consumidor se transmiten totalmente y los *decrementos* no. En lo que respecta a la variable costos de transporte resultó ser una variable no significativa de acuerdo a un nivel de confianza del 5%, para los cinco modelos estimados, por lo que se estima que es una variable no importante.

El mercado del jitomate en Guadalajara es importante desde el punto de vista social y económico. La transmisión de precios es un tema de gran relevancia y una herramienta de análisis para estudios de precios de mercado. Así mismo, puede servir de referencia para que el gobierno analice en qué medida puede intervenir en el mercado.

La técnica de cointegración, ha resultado ser una herramienta útil para el análisis de algunos estudios, el caso de Lass (2005), Kinnuncan y Forker (1987), Kaabia y Gil (2008), Wang (2006), Chand (1999), Pick (1990) y Cruz y Ameneiro (2007), aplicado en diferentes países y productos. Sin embargo, para el caso de jitomate en el mercado de Guadalajara, esta técnica resultó no necesaria, por las características propias de las series de datos.

### Referencia bibliográfica

Chand, S. "Investigating market power and assymetries in the retail To farm- To retail Price transmission effects". Tesis doctoral. Ohio State University, Estados Unidos de America. 1999. 101 p.

Cruz, F. y Ameneiro, M. "Transmisión vertical de precios en el mercado nacional de los productos pesqueros frescos". *Economía Aplicada*. 2007. Vol. 15 (44). 85-107.

Diario Oficial de la Federación. "Índice Nacional de Precios al consumidor". Varios años: Enero 1997-Diciembre 2008

Duttoit et al. "Transmisión de precios para los mercados del maíz y arroz en América Latina". *Documento de trabajo. CEPAL- FRANCE COOPERATION*. 2009. 98 p.  
[http://works.bepress.com/cgi/viewcontent.cgi?article=1005&context=laure\\_dutoit.pdf](http://works.bepress.com/cgi/viewcontent.cgi?article=1005&context=laure_dutoit.pdf) (revisado en octubre de 2009).

Enders, W.. "Applied Econometric Time Series". 2a. ed. Wiley Series Probability and Statistics University of Alabama. Wiley Ed. U.S.A. 1997. 452 p.

Escobal, D.J. "Integración espacial de los mercados agrícolas en Perú". *Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE)*, Lima, Perú. Reporte técnico. 2003. 60 p.

García, M., R.; García, S., J. y García S., R.. "Teoría del mercado de productos agrícolas". *Colegio de Postgraduados. Instituto de Socioeconomía, Estadística e Informática*. Programa de postgrado en Economía. México. 2003. 382 p.

Kabia, B. y Gil, R. "Asimetrías en la transmisión de precios en el sector del jitomate en España". *Economía Agraria y Recursos naturales*. 2008. Vol. 8 (1), 57-82.

Kinnuncan, H. and Forker, O. "Asimetry in farm retail prices for major dairy product." *American Journal of Agriculture Economics*. 1987. vol. 69, 285-292.

Lass, D.. *Agribussines*. 2005. Vol. 21 (4). Willey Periodicals, Inc. <http://www.interscience.wiley.com>

Maddala, G. 1996. *Introducción a la Econometría*. 2a. ed. Prentice Hall. 701 p.

Mata, H.L. . "Nociones Elementales de Cointegración: Procedimiento de Engle Granger". *Material de Enseñanza no Publicado*. Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. Universidad de los Andes. Mérida. 2004. 62 p.

Ming, T. "Asymmetry in farm to retail price transmission: evidence from Canadá and the USA". Thesis for degree of master of science. Agriculture and Resource Economics. University of Delaware. 2006. 79 p.

OEIDRUS. Márgenes de comercialización. <http://www.oeidrus-jalisco.gob.mx> (revisado en mayo 2009).

Pick, D. et al. "Price asymmetry and marketing margin behavior: An example for California-Arizona Cities". *Agribusiness*. 1990. Vol. 6(1). 75-84.

SAGARPA. "Estadísticas agrícolas en México". <http://www.siap.sagarpa.gob.mx> (revisado el 7 de marzo de 2009)

Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados. "Precios de hortalizas". <http://www.sniim.gob.mx/2010/frutas.asp> (revisado en enero 2009).

Rapsomanikis et al. "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. 2004. <http://www.fao.org/DOCREP/007/Y5117S/y5117s06.htm> (revisado en noviembre 2008).

Varian, H. R. "Microeconomía intermedia: Un enfoque actual". 2006.

Wang, X. "Price transmission asymmetries in USA Dair Products. Tesis of degree of master of science. University of Delaware". Estados Unidos de America. 2006. 78 p.