

CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A.C.



**ASIMETRÍA EN LA TRANSMISIÓN DE PRECIOS BAJO
EFECTOS DE UMBRAL**

MERCADO MEXICANO DE FRIJOL, JITOMATE Y HUEVO

TESINA

QUE PARA OBTENER EL GRADO DE

MAESTRO EN ECONOMÍA

PRESENTA

EDWIN SALIM TAPIA ALVARADO

DIRECTOR DE TESINA

DR. DANIEL VENTOSA SANTAULÀRIA

MÉXICO, D.F. JUNIO 2015

Para Nahomi, Juan Pablo, Diego y Emiliano. Nuevamente,
esto sólo es el comienzo.

Resumen

Este trabajo emplea técnicas de cointegración bajo efectos de umbral con objeto de identificar comportamientos asimétricos en el mecanismo de transmisión vertical de precios entre los índices nacionales de precios al productor y consumidor para el mercado de frijol, jitomate y huevo en México dentro de una ventana de tiempo entre enero de 2004 y octubre de 2014. La dinámica de equilibrio de largo plazo se describirá mediante la relación cointegrante entre los índices de precios, y a su vez, los efectos de corto plazo se describirán a través de modelos de corrección de error asimétricos.

Palabras clave: *Transmisión vertical de precios, cointegración bajo efectos de umbral.*

Índice general

1. Introducción	1
1.1. Objetivo y motivación	1
1.2. Asimetría en la transmisión de precios	5
1.2.1. ARDL: Modelos autorregresivos de rezago distribuido	7
1.2.2. ECM: Modelo de corrección de error	10
1.2.3. TAR: Modelos autorregresivos de umbral	12
1.2.4. Aplicaciones de los modelos ECM y TAR a la transmisión de precios	19
2. Modelo	21
2.1. Especificación del Modelo	21
2.1.1. Pruebas de raíz unitaria	22
2.1.2. Modelos de corrección de error bajo efectos de umbral	24
2.1.3. Modelos de asimetría en precios	27
2.1.4. Modelo de cointegración bajo efectos de umbral y variables exó- genas	28

<i>ÍNDICE GENERAL</i>	IV
3. Análisis de datos	30
3.1. Estimación del modelo	30
3.1.1. Índice de precios al consumidor y productor: Frijol	31
3.1.2. Índice de precios al consumidor y productor: Huevo	33
3.1.3. Prueba de Gregory-Hansen (1996) de cointegración	38
3.1.4. Prueba de Toda-Yamamoto (1995) de Granger-Causalidad	39
3.1.5. Índice de precios al consumidor y productor: Jitomate	40
4. Conclusiones	45
A. Algoritmo para la estimación de modelos TAR	48
A.0.6. Resultados de la simulación	50
Bibliografía	51

Capítulo 1

Introducción

1.1. Objetivo y motivación

La transmisión de precios se define como el efecto que provoca el cambio en precios de un bien en un mercado con respecto a otro bien en otro mercado. Los bienes entre un mercado u otro pueden ser el mismo, por ejemplo, se puede estudiar el efecto que provoca un cambio en el precio internacional del maíz con respecto a su precio local. Utilizando el mismo ejemplo, la transmisión de precios puede estudiar el impacto que tiene un cambio en el precio del maíz sobre el precio del trigo en una región determinada. De igual forma la transmisión de precios puede darse entre bienes relacionados en el mismo canal de mercado (o cadena de suministro), por ejemplo, un cambio en el precio del diésel debido a un cambio en el precio internacional del petróleo. Cuando la cadena de suministros posee un número abundante de sustitos para sus materias primas, el cambio del precio de una de ellas no debería impactar en mucho el precio del bien final. La transmisión de precios también podría verse atenuada o exacerbada por barreras de entrada entre un mercado u

otro, impuestos (cuotas arancelarias), políticas comerciales en ciertas industrias, costos de transporte o costos de transacción.

La transmisión de precios puede ser simétrica o asimétrica. En el primer caso, la reacción que tiene el precio de un bien ante cambios en el precio de otro bien tiene el mismo comportamiento independientemente de si el cambio en el segundo bien es positivo o negativo, es decir, el mecanismo de transmisión es una función invariante a la naturaleza del choque. En el segundo caso, la transmisión de precios cambia con respecto a la naturaleza del choque, lo cual implica que el mecanismo de transmisión de precios posee una especificación distinta para cuando el precio del segundo bien aumenta a cuando el precio del segundo bien disminuye. Dado que la magnitud de los choques en el precio de un bien y su efecto sobre el precio de otro, sólo puede rastrearse empíricamente a través de su relación en el tiempo, este trabajo buscará utilizar herramientas econométricas de series de tiempo para determinar si existe evidencia empírica para apoyar la hipótesis de asimetría en un mercado. En específico se estudiará la transmisión de precios entre productor y el consumidor del jitomate, frijol y huevo en el mercado mexicano en una ventana de tiempo de Enero de 2004 a Octubre de 2014 utilizando observaciones mensuales del Índice Nacional de Precios al Consumidor y al Productor desagregado para esos productos y publicadas por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). La investigación se concentrará en analizar la dinámica de corto y largo plazo de la relación de equilibrio entre precios mediante técnicas de cointegración, lo cual tendrá como objetivo estimar tres modelos de corrección de error reconociendo posibles efectos de umbral en la relación de equilibrio de largo plazo.

El enfoque de equilibrio de largo plazo entre precios permitirá distinguir si los agentes (productores y consumidores) reaccionan de manera inmediata ante choques exógenos a su mecanismo de transmisión o si es necesario rebasar cierto umbral para que ambos (o al menos uno de ellos) reaccione ante desequilibrios de corto y largo plazo. Dicho umbral está justificado en la posible existencia de costos de transacción, barreras legales, o poder de mercado que no puede ser observado por el investigador. De ser así, el mecanismo de transmisión de precios pudiese brindar evidencia de posible comportamiento no-competitivo por parte de los agentes involucrados en el mercado de frijol, jitomate y huevo.

La motivación detrás del estudio de estos mercados radica en el comportamiento de las series de índices de precios dentro de la ventana de tiempo elegida. Por ejemplo, para el mercado de huevo, los índices de precios crecieron en promedio, un 84 % desde el inicio de la muestra hasta julio de 2012, momento en que se presentó un cambio estructural en las series que provocó un desplazamiento de aproximadamente 60 puntos base (en promedio). El desplazamiento que sufrieron los índices entre julio de 2012 y diciembre de 2012 fue de aproximadamente 44 %, lo que equivale a casi la mitad de la tasa de crecimiento entre los años 2004 y 2012.

De forma similar en el mercado de frijol, los índices poseen un comportamiento muy similar para las observaciones anteriores a agosto de 2011, en donde se presenta un cambio brusco en el índice de precios al productor, el cual rebasa al índice de precios al consumidor y no revierte su comportamiento dentro de la ventana de tiempo estudiada. Los gráficos siguientes describen el comportamiento de los pares de índices del mercado del huevo y frijol

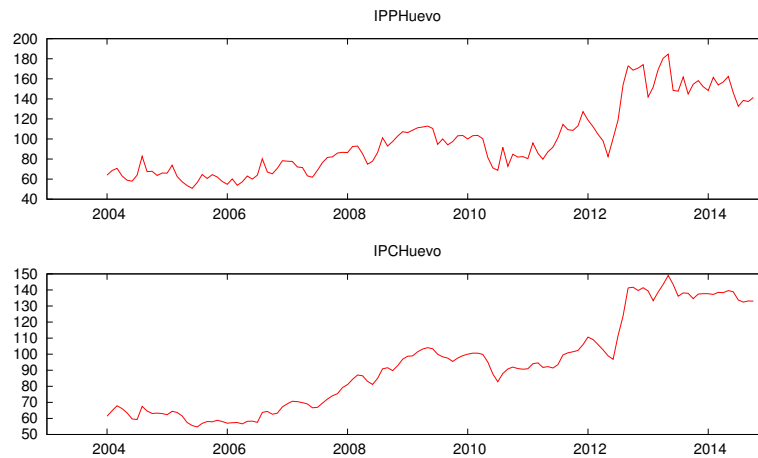


Figura 1.1: Índices de precios, Huevo

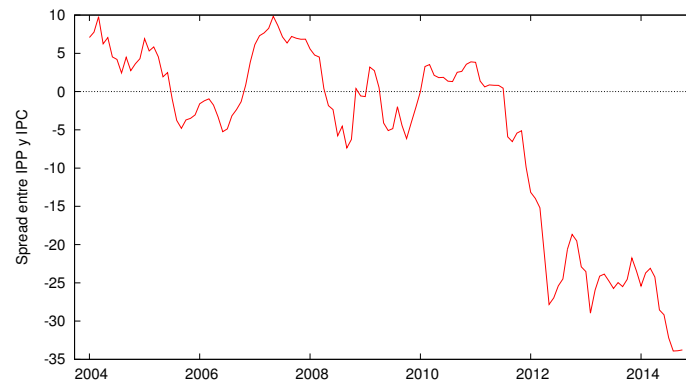


Figura 1.2: Diferencial entre IPP e IPC, Frijol

La literatura relacionada al fenómeno de asimetría en la transmisión de precios sugiere que una posible causa a los fenómenos descritos anteriormente, puede adjudicarse a la presencia de comportamiento no-competitivo dentro de la cadena de suministro de estos mercados. Por último, cabe señalar que autores como Abdulai (2002), Peltzman (2000), Bachmeier-Griffin (2003) y Vavra-Goodwin (2005) han utilizado modelos de cointegración bajo efectos de umbral para explicar fenómenos similares a los expuestos en párrafos anteriores, con el objetivo de brindar evidencia de posibles fallas de competencia dentro de un mercado.

1.2. Asimetría en la transmisión de precios

Dentro de las posibles causas al fenómeno de asimetría en precios, se sugiere la presencia de comportamiento no competitivo por parte de los agentes en los mercados relacionados. Por ejemplo, para el caso de transmisión de precios vertical, Peltzman (2000), Bachmeier y Griffin (2003) y Karantininis, Katrakilidis & Persson (2011), sugieren que la presencia de comportamiento oligopólico o monopólico en algún segmento de la cadena de suministro puede ejercer cierta influencia en el precio de venta al por menor o al precio al que los distribuidores adquieren los productos, aun cuando no exista justificación alguna a la alza de precio, dado que en el segmento de la cadena en donde existe la concentración de mercado no se presentan costos de transacción adicionales a los propios de ese segmento. Bachmeier y Griffin (2003) también proponen que otra explicación podría deberse a la presencia de costos de ajuste o costos de menú dentro de los niveles de la cadena de suministro. En el contexto de integración espacial de mercados, Abdulai (2000 y 2002) sugiere que en ambientes competitivos, el arbitraje espacial debería reducir las diferencias en precios entre mercados al nivel de costos de transacción. Hay tres factores que contribuyen a la integración de mercados: 1) los mercados no se rigen por arbitraje espacial; 2) Hay impedimentos a un arbitraje eficiente, por ejemplo, existen barreras al comercio, competencia imperfecta o aversión al riesgo; 3) Existe concentración de mercado en más de uno de los mercados espacialmente integrados. Estos tres factores pueden ser elemento para que exista asimetría en la transmisión de precios. Utilizando un enfoque regional o de bloques de integración de comercio, Bukeviciute, Dierx y Ilzkovitz (2009) analizaron la transmisión de precios dentro de la cadena de suministros de comida

para los países miembros de la Unión Europea, así como también para los países pertenecientes al bloque regional europeo; estos autores encontraron que los mecanismos de transmisión y la presencia de asimetrías puede variar entre países, así como la elasticidad de precios al consumidor con respecto a los precios al productor, por ende la justificación para las asimetrías no es necesariamente igual para todos los países.

Por otra parte, Azzam (1999) muestra en su trabajo que las asimetrías en precios pueden ocurrir incluso en un ambiente competitivo debido al comportamiento de optimización intertemporal de los agentes. Por lo tanto, la existencia de asimetría en los precios de transmisión no es una condición suficiente para evidenciar fallas de competencia dentro de ciertos mercados, aunque podría fungir como primer indicador de no-competitividad y con ello motivar a una investigación más profunda del mecanismo de transmisión de precios.

Vavra and Goodwin (2005) consideran que para entender el mecanismo de transmisión es importante considerar cuatro características: 1) Magnitud, se refiere a qué tan grande es la respuesta a cada nivel del choque, por ejemplo, en una cadena de suministros, un cambio en los costos de transacción en un segmento intermedio podría tener un mayor impacto en el precio final, que un choque en el primer segmento de la cadena; 2) Velocidad, que tan rápido se presenta el mecanismo de ajuste, pues el efecto del cambio en el precio de un bien podría tener consecuencia en periodos posteriores al choque; 3) Naturaleza, se refiere a si el choque es positivo o negativo y a qué nivel del mercado (en una cadena de suministros o en cuanto a aspectos geográficos) se presenta; 4) Dirección, explica si el efecto se transmite hacia arriba o hacia abajo entre niveles de una cadena de suministros o en un contexto de mercados integrados espacialmente, si el efecto se

transmite hacia afuera o hacia adentro de la integración del mercado.

Frey y Manera (2005) exponen que si un mecanismo de transmisión presenta asimetría, se debe reconocer si dicha asimetría es de corto o largo plazo. Las asimetrías de corto plazo buscan comparar la intensidad de las variaciones del precio de un bien con respecto a variaciones positivas o negativas en el precio de otro bien. Por otra parte, las asimetrías de largo plazo involucran el estudio de los momentos de reacción, longitud de las fluctuaciones y velocidad de ajuste a niveles de equilibrio para cada uno de los precios involucrados en el mecanismo de transmisión. De igual forma, estos autores clasifican 6 tipos de asimetrías (A) y simetrías (S) que serán útiles para este trabajo: 1) Impacto contemporáneo (COIA/COIS); 2) Efecto distribuido en rezagos (DLEA/DLES); 3) Impacto acumulado (CUIA/CUIS); 4) Patrón de ajuste de equilibrio (EAPA/EAPS); 5) efecto de régimen (REA/RES) y 6) Efecto de régimen en el patrón de ajuste de equilibrio (REAPA/REAPS). En donde las primeras dos clasificaciones y la clasificación cinco son (A) ó (S) de corto plazo, mientras que las demás clasificaciones son (A) ó (S) de largo plazo.

1.2.1. ARDL: Modelos autorregresivos de rezago distribuido

Una variable $\{y_t\}_{t=1}^N$ depende de si misma retrasada en el tiempo (posee una estructura $AR(p)$) y de una variable x_t contemporánea en adición a cierto número de rezagos. Tradicionalmente $y_t = PC_t$ y $x_t = PP_t$ refiriéndose al índice de precios al consumidor y al índice de precios al productor respectivamente. El modelo estándar ARDL se escribe

como:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde ε_t es un proceso de ruido blanco. La especificación estándar ARDL en el contexto de transmisión de precios supone simetría en el mecanismo de transmisión, pues y_t no reconoce de forma distinta choques positivos o negativos sobre x_t y sus términos retrasados en el tiempo. Para incorporar asimetría el modelo ARDL debe especificarse como:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \beta_i^{(+)} x_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i^{(-)} x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Esta nueva especificación permite realizar inferencia estadística sobre ciertos tipos de asimetría, ya que incorpora un mecanismo de transmisión distinto para cuando los choques de x_t son positivos $\left(\sum_{i=0}^s \beta_i^{(+)} x_{t-i}\right)$ a cuando los choques son negativos $\left(\sum_{i=0}^q \beta_i^{(-)} x_{t-i}\right)$. Utilizando la clasificación de Frey y Manera (2005), al realizar una prueba sobre la hipótesis nula de $\beta_0^{(+)} = \beta_0^{(-)}$ se provee información acerca del impacto contemporáneo de la variable x_t sobre la variable y_t que hace referencia al tipo de asimetría COIA/COIS. Utilizando una prueba conjunta sobre la hipótesis nula $\beta^{(+)} = \beta^{(-)}$ considerando los s y q elementos en cada especificación, nos puede brindar información acerca de la asimetría distribuida en rezagos. Las anteriores pruebas de inferencia nos ayudan a encontrar posibles (A) ó (S) de corto plazo. La anterior especificación de ARDL también puede brindar información acerca de la posibilidad de asimetría de largo plazo del tipo de impacto acumulado CUIA/CUIS al realizar una prueba bajo la hipótesis nula de $\sum_{i=k}^s \beta_i^{(+)} = \sum_{i=k}^q \beta_i^{(-)}$ para $k = 0, 1, \dots, \min(s, q)$.

Trabajos como el de Bukeviciute, Dierx e Ilzkovitz (2009) utilizaron una especifica-

ción ARDL para describir el mecanismo de transmisión de precios entre productores y consumidores (con respecto a la cadena de suministros de comida en la unión europea) para los países que recién ingresaron a la zona euro y otro modelo ARDL para describir el mecanismo general de los países dentro de la zona euro. Estos autores encontraron evidencia empírica de asimetría en precios para los países de recién ingreso a la zona euro, en donde el mecanismo de transmisión es relativamente más largo ante choques positivos en los precios al productor. Por otro lado el mecanismo de transmisión general (considerando a todos los países pertenecientes a la zona euro) no brinda suficiente evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula de simetría en precios.

Aún cuando la especificación ARDL es útil para detectar asimetrías en el mecanismo de transmisión requiere que las series empleadas sean estacionarias con fin de que los estimadores de OLS se estimen de forma consistente. Una solución, inmediata a este problema implica utilizar primeras diferencias en las series, fundamentado en alguna prueba de raíz unitaria. Sin embargo la literatura relacionada a la transmisión de precios se ha enfocado en dirección al uso de técnicas de cointegración que reconozcan mecanismos de ajuste asimétricos. Lo anterior fue impulsado por el trabajo de Abdulai (2000) y (2002), así como la formalización teórica del mecanismo de ajuste asimétrico propuesto por Engle y Siklos (2002) quienes proponen una modificación de la segunda etapa de la prueba Engle-Granger (1987).¹

¹ Cabe señalar que los modelos ARDL pueden ser utilizados para modelar relaciones de equilibrio de largo plazo justificado a través del desarrollo teórico de Pesaran y Shin (1998), aunque la literatura actual en temas de transmisión de precios no ha utilizado dichas especificaciones en aplicaciones empíricas. Véase, Pesaran, M.H., Shin, Y. (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (S. Strøm, ed.), 371–413. Cambridge University Press, Cambridge.

1.2.2. ECM: Modelo de corrección de error

Los modelos ECM son utilizados para describir el mecanismo de transmisión en un contexto de largo plazo y bajo una perspectiva de equilibrio entre los precios de dos mercados. Utilizando la dinámica de equilibrio de largo plazo definida por Engle y Granger (1987) aplicada a los precios de dos bienes, se expresa como:

$$P_t^1 = \beta_0 + \beta_1 P_t^2 + \mu_t$$

Donde P_t^1 y P_t^2 son variables no estacionarias y el término de error μ_t está serialmente correlacionados. Se prosigue a través de un enfoque de dos etapas, estimando vía OLS la relación de equilibrio entre los dos precios para obtener los residuos $\hat{\mu}_t$ y después correr la regresión auxiliar:

$$\Delta \hat{\mu}_t = \rho \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta \hat{\mu}_{t-i} + \varepsilon_t$$

ε_t es un proceso de ruido blanco. Se trabaja bajo la hipótesis nula de no cointegración, es decir, $\rho = 0$, si no se pudiera rechazar la hipótesis nula se puede concluir que la serie $\hat{\mu}_t$ posee una raíz unitaria, lo cual implica que las series P_t^1 y P_t^2 son no cointegrables. El caso contrario, en donde se opta por la hipótesis alternativa implica que $\hat{\mu}_t$ es estacionaria y que las series de precios son cointegrables de orden uno. Con base a lo anterior se propone la especificación de un modelo de corrección de error como:

$$\Delta P_t^1 = \rho \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{k_1} \alpha_i^1 \Delta P_{t-i}^1 + \sum_{i=0}^{k_2} \alpha_i^2 \Delta P_{t-i}^2 + \nu_t$$

k_1 y k_2 son el número de retrasos involucrados en el ECM con respecto a las diferencias en el precio del primer y segundo bien. Por último, ν_t es un proceso de ruido blanco. dada la ecuación anterior, el mecanismo de ajuste de equilibrio de largo plazo se considera simétrico.

Abdulai (2000) menciona que este supuesto puede ser problemático si los precios del primer bien son rígidos ante choque positivos en el precio del segundo bien o en viceversa. Por ello, proponen modificar la segunda etapa del enfoque Engle y Granger (1987) permitiendo que la regresión auxiliar reconozca desviaciones asimétricas en el equilibrio de largo plazo utilizando un enfoque de modelos autorregresivos de umbral (TAR), la nueva especificación de la segunda etapa es:

$$\Delta \hat{\mu}_t = [I_t (\rho_1 \hat{\mu}_{t-1}) + (1 - I_t) (\rho_2 \hat{\mu}_{t-1})] + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta \hat{\mu}_{t-i} + \varepsilon_t$$

$I_t = 1$ si $\hat{\mu}_{t-1} \geq 0$ y $I_t = 0$ si $\hat{\mu}_{t-1} < 0$. Bajo la hipótesis nula de simetría se debe probar si estadísticamente $\rho_1 = \rho_2$ y a su vez probar si $\rho_i \neq 0$ con $i = 1, 2$ con fin de rechazar la hipótesis nula de no cointegración y así escribir la nueva especificación del modelo de corrección de error como:

$$\Delta P_t^1 = [I_t (\rho_1 \hat{\mu}_{t-1}) + (1 - I_t) (\rho_2 \hat{\mu}_{t-1})] + \sum_{i=1}^{k_1} \alpha_i^1 \Delta P_{t-i}^1 + \sum_{i=0}^{k_2} \alpha_i \Delta P_{t-i}^2 + \nu_t$$

Los parámetros ρ_i con $i = 1, 2$ fungen como coeficientes de ajuste para discrepancias positivas o negativas respecto de la relación de equilibrio entre los precios en el largo plazo. Una variación a la metodología de cointegración utilizando umbrales, radica en la modificación de la variable dummy involucrada en la segunda etapa de la metodología

Engle y Granger (1987), haciendo que $I_t = 1$ si $\Delta\hat{\mu}_{t-1} \geq 0$ y $I_t = 0$ si $\Delta\hat{\mu}_{t-1} < 0$, esta modificación se conoce en la literatura como modelos de momentum autorregresivo con umbral (M-TAR). Abdulai (2003) explica que los modelos TAR pueden capturar movimientos profundos en las series, mientras que los modelos M-TAR son útiles para capturar la posibilidad de asimetría aguda en los movimientos de las series.

Goodwin y Piggott (2001) exponen que la intuición detrás de los ECM con cointegración a través de umbral pueden verse en un contexto de transmisión vertical o espacial, cuando existen costos de transacción no-observables para el investigador, pero que funcionan como bandas neutrales en la relación de precios que deben de traspasarse antes de que los agentes reaccionen para ajustar ciertas desviaciones a la relación de equilibrio de largo plazo. Esto implica que ante cierto nivel de choques los agentes no responden ya que pueden incurrir en costos adicionales que afectan la relación de precios y por ende sólo cierto nivel de choques, positivos o negativos provocan mecanismos de ajuste a la relación de equilibrio. Esta intuición puede tener más sentido en un contexto de cointegración utilizando un número mayor de umbrales y regímenes en la especificación TAR.

1.2.3. TAR: Modelos autorregresivos de umbral

Debido a que la modificación de la segunda etapa de la prueba Engle-Granger (1987) propuesta por Engle y Siklos (2001) sugiere una especificación TAR del mecanismo de ajuste, ésta sección buscará desarrollar la literatura relacionada a los modelos autorregresivos con umbral, con fin de exponer la metodología empleada para la estimación de dichos modelos y las propiedades asintóticas de sus estimadores.

Una serie de tiempo $\{y_t\}_{t=1}^T$ se considera un proceso "threshold autoregressive model

(TAR)" si sigue el modelo:

$$y_t = \beta_0^j + \sum_{i=1}^p \beta_i^j y_{t-i} + \varepsilon_t^j$$

$$r_{j-1} \leq y_{t-d} < r_j$$

Donde $j = 1, \dots, k$ que representa el número j -ésimo régimen del proceso TAR y d es un número entero que por simplicidad se considerará acotado superiormente por d^* . Los umbrales (thresholds) son $-\infty = r_0 < r_1 < \dots < r_k = \infty$ para cada j . $\{\varepsilon_t^j\}$ es una secuencia de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza σ_j^2 , donde se permite que $\sigma_h^2 \neq \sigma_s^2$ para h y s distintos. De igual forma se permite que el proceso autorregresivo en cada régimen sea de orden diferente y por simplicidad se asumirá que el $AR(p)$ relacionado a cada régimen cumpla con $p \leq p^*$, donde p^* es un número entero que representa el orden máximo posible para el proceso autorregresivo correspondiente al j -ésimo régimen.

Condiciones generales

Siguiendo el trabajo de Chan (1993) se considera que dada la secuencia

$$\{y_{p^*}, y_{p^*+1}, y_{p^*+2}, \dots, y_T\}$$

generada por el proceso TAR, los parámetros $\theta = (B'_1, B'_2, \dots, B'_k, r_1, r_2, \dots, r_{k-1}, d)'$ son estimados a través del método de mínimos cuadrados condicionados (CLS) y $B_j =$

$(\beta_0^j, \beta_1^j, \dots, \beta_p^j)'$. Para asegurar la consistencia del estimador

$$\hat{\theta}_T = (\hat{B}'_{T1}, \dots, \hat{B}'_{Tk}, \hat{r}_{T1}, \dots, \hat{r}_{Tk-1}, \hat{d}_T)$$

(CLSE) se comienza definiendo el problema de minimización:

$$\min_{\theta} \sum_{t=p+1}^T [y_t - E_{\theta}(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, \dots, y_{t-p^*})]^2 = SSE_T(\theta)$$

SSE se refiere a la suma de cuadrados debidos al error. Veamos que si suponemos $k = 2$, tenemos un proceso TAR con dos regímenes y un umbral, el modelo se escribe como (considerando $r_1 = r$):

$$y_t = I(y_{t-d} \geq r) \left[\beta_0^1 + \sum_{i=1}^{p_1} \beta_i^1 y_{t-i} + \varepsilon_t^1 \right] + [1 - I(y_{t-d} \geq r)] \left[\beta_0^2 + \sum_{i=1}^{p_2} \beta_i^2 y_{t-i} + \varepsilon_t^2 \right]$$

Donde $I(y_{t-d} \geq r)$ es una variable dummy que toma el valor de uno si $y_{t-d} \geq r$ y cero si $y_{t-d} < r$, cabe mencionar que los valores p_1 y p_2 hacen referencia a que el orden del proceso autorregresivo en cada régimen no debe ser necesariamente igual. Veamos que también la suma de cuadrados debidos al error $SSE_T(\theta)$ puede dividirse en k términos de tal forma que cada régimen posea su correspondiente suma de cuadrados debido al error. Bajo la anterior especificación:

$$SSE_T(B_1, B_2, r, d) = \sum_{t=p_1+1}^{T_1} (y_t - B_1 X_1)^2 + \sum_{t=p_2+1}^{T_2} (y_t - B_2 X_2)^2$$

Con $X_1 = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, \dots, y_{t-p_1})'$, $X_2 = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, \dots, y_{t-p_2})'$, T_1 se refiere al número de observaciones que cumplen con $y_{t-d} \geq r$ y T_2 representa el número de observaciones tales que $y_{t-d} < r$.

Teorema 1.1 (K.S. Chan, 1993) *Suponiendo que $\{y_t\}_{t=1}^T$ es un proceso TAR estacionario y ergódico, con segundos momentos finitos y satisfaciendo que la distribución estacionaria de $(y_0, y_1, y_2, \dots, y_{p^*})'$ admita siempre una densidad positiva. Entonces $p \lim \hat{\theta}_T = \theta$, es decir, el estimador de mínimos cuadrados condicionados al umbral es consistente.*

Dos condiciones importantes para que se mantengan los supuestos del teorema anterior es que $\sum_i |\beta_{ij}| < 1$ para cada uno de los regímenes y que el término de error estocástico ε_t^j sea absolutamente continuo y siempre con densidad de probabilidad positiva. Se debe notar que sin las hipótesis de ergodicidad y estacionariedad de $\{y_t\}_{t=1}^T$ el teorema anterior podría ser falso. Para una revisión más rigurosa de las condiciones suficientes de estacionaridad y ergodicidad véase Chan y Tong (1985). En particular, el objetivo de seguir el trabajo de Chan (1993) es para aprovechar su metodología para estimar de forma consistente el umbral correspondiente a los k regímenes. Para ello debemos considerar que la función autorregresiva del modelo TAR es discontinua en cada régimen pues existe un hiperplano $Z^* = (1, y_{t-1}, y_{t-2}, y_{t-3}, \dots, y_0)'$ tal que $(B_1 - B_2)Z^* \neq 0$ y $z_{t-d} = r$ para el caso en que $p_1 = p_2 = p^2$. Con lo anterior y en adición a los supuestos requeridos en para el teorema 1, se tiene que el estimador del parámetro de retraso \hat{d}_T converge eventualmente a d , por lo que sin pérdida de generalidad se puede considerar como dado. Por simplicidad, asumamos que en el caso del modelo TAR de dos regímenes

²De manera adicional se deben considerar algunas otras condiciones relacionadas a la función de medida de y_t , para más detalles revisar Chan(1993).

el orden del proceso autorregresivo correspondiente a cada régimen es igual a p . Para encontrar un estimador consiste de r , se considera un conjunto cerrado $\Gamma = [\underline{r}, \bar{r}]$ donde cada elemento de Γ corresponde a y_{t-d} para $t = \text{máx}(d, p), \dots, T$. El proceso de búsqueda para el estimador del umbral consiste en definir $T - \text{máx}(d, p)$ sumas de cuadrados debidos al error en función de $r = y_t - d$ para cada uno de los elementos de Γ . El valor del umbral que cumpla:

$$\hat{r} = \arg \text{mín } SSE(r = y_{t-d}; d, p)$$

Considerando al parámetro de retraso y el orden del proceso autorregresivo para cada régimen como dados. Este supuesto puede hacerse gracias a los resultados expuestos en Chan (1993)³, que establece que la distribución asociada al parámetro del umbral es independiente a la distribución asociada a los estimadores de mínimos cuadrados condicionales para cada régimen, es decir, $T(\hat{r} - r)$ es asintóticamente independiente a las distribuciones normales de $\sqrt{T}(\hat{B}_1 - B_1)$ y $\sqrt{T}(\hat{B}_2 - B_2)$. Una observación que se hace en Enders (2010) y que está presente en toda la literatura relacionada a los modelos SETAR, es la exclusión de la búsqueda del umbral en el 15 % de las observaciones más pequeñas y más grandes, con fin de asegurar un número adecuado de observaciones en cada régimen para realizar la estimación de los parámetros a través de CLS (el porcentaje de exclusión es arbitrario y se deja a consideración del usuario).

Pruebas de No-linealidad del tipo TAR

Para detectar no-linealidad del tipo TAR en una serie de tiempo $\{y_t\}_{t=1}^T$, tradicionalmente se calculan estadísticos Wald y ratios de verosimilitud para cada uno de los valores

³Para ser precisos, este supuesto hace referencia al teorema 2 expuesto en Chan (1993).

de $r \in \Gamma$ con fin de seleccionar el umbral de prueba que maximice el estadístico Wald o el ratio de verosimilitud, considerando que bajo la hipótesis nula se supone $B_1 = B_2$. Notemos que en aplicaciones empíricas usualmente no se conoce el valor del umbral para el modelo TAR por lo que no se puede proseguir con procedimientos de inferencia usuales. De forma alternativa se debe hacer un procedimiento de aproximación de la distribución límite del estadístico $\max W_T(r)$ o $\max LR_T(r)$. Hansen (1996) y Chan (1990,1991) de manera independiente proponen un procedimiento bootstrapping para aproximar la distribución límite de los anteriores estadísticos bajo la hipótesis nula de linealidad, con fin de estimar los p-values asintóticos de las distribuciones aproximadas y con ellos realizar inferencia. Sin embargo estos procedimientos requieren simulaciones con un número significativo de réplicas, que a su vez, requieren el cálculo de muchas regresiones de OLS auxiliares.

Una prueba de no-linealidad del tipo TAR que no demanda muchos recursos de computo es propuesta por Gonzalo y Pitarakis (2002), utilizando un enfoque de selección óptima entre dos modelos, donde μ_0 se refiere a un modelo con especificación lineal del tipo $AR(p)$ y μ_1 es un modelo con especificación $TAR(2, d; p)$, bajo el supuesto simplificador de $k = 2$. El proceso de selección entre un modelo u otro se hace a través de la comparación de un criterio teórico de información (IC):

$$\mu_0 : IC_T = \ln SSE_T + (p + 1) \frac{C_T}{T}$$

$$\mu_1 : IC_T(r) = \ln SSE_T(r) + 2(p + 1) \frac{C_T}{T}$$

El modelo óptimo será el de menor criterio de información. Veamos que ambas ecuaciones lidian con un término C_T , el cual representa un grado de penalización por el número de parámetros estimados en los respectivos modelos. Se opta por la especificación del modelo lineal si:

$$IC_T < \min_{r \in \Gamma} IC_T(r)$$

Y se selecciona la especificación del modelo SETAR en el caso contrario. Es importante mencionar que la elección del término de penalización influye directamente sobre la regla de decisión, Gonzalo y Pitarakis (2002) establecieron que esta metodología de selección conduce a decisiones correctas siempre que el término de penalización C_T cumpla con $C_T \rightarrow \infty$ y $\frac{C_T}{T} \rightarrow 0$ cuando $T \rightarrow \infty$. De igual forma estos autores proponen el término $C_T = \ln T$, el cual posee excelentes resultados en muestras finitas. La intuición de esta prueba radica en que si la serie se aproxima vía un modelo SETAR la suma de cuadrados debidos al error relacionada a μ_0 será relativamente grande a la suma de cuadrados correspondiente a μ_1 , y conforme el tamaño de la muestra sea lo suficientemente grande el término de penalización irá perdiendo su influencia, por lo que en el límite sólo quedará el primer término para cada uno de los criterios de información. Por otra parte, para el caso de muestras pequeñas, la diferencia entre SSE de μ_0 y μ_1 podrían no ser muy sustanciales, y por ende el criterio de parsimonia (el término de penalización) determinará la selección del modelo.

1.2.4. Aplicaciones de los modelos ECM y TAR a la transmisión de precios

Abdulai (2003 y 2000) utilizó la misma especificación de modelos para describir la transmisión de precios vertical en el mercado de carne de puerco suizo y la transmisión de precios espacial en el mercado de maíz en la república de Ghana. En el primer estudio encontró evidencia empírica de asimetría en precios desde niveles de producción hasta niveles de venta al por mayor, ya que el mecanismo de transmisión es distinto ante una reducción en el margen de ganancia de los productos que ante un aumento en sus márgenes de ganancia. En el segundo caso, se encontró evidencia suficiente para sugerir que la mayoría de los mercados locales en Ghana están bien integrados, sin embargo se encontró que los precios a distribuidores responden de forma distinta ante cambios en el precio del maíz en el mercado central. Goodwin y Piggott (2001) estudiaron los efectos de umbral en el mecanismo de transmisión en un contexto de mercados espacialmente conectados (cuatro mercados de maíz y cuatro mercados de soya en Carolina del Norte, EE.UU.), donde confirman la significancia de los efectos de umbral y sugieren que su presencia influye significativamente a los precios de mercados espacialmente conectados. Adicionalmente, Luoma, Luoto, Taipale (2004) encuentran resultados similares a los de Abdulai (2003) en los mercados de carne de puerco y res, encontrando asimetrías entre el precio final (al consumidor) y los precios al productor.

Bachmeir y Griffin (2003) utilizan ECM con cointegración a través de umbrales para estudiar la posibilidad de asimetría en el mecanismo de transmisión entre el precio diario del petróleo y el precio a distribuidores de gasolina en EE.UU., sus resultados arrojaron

que no existía evidencia de asimetría en precios entre esos mercados y ante la evidencia de pocas rigideces presentes en el mecanismo de transmisión, concluyeron que el mercado de petróleo y gasolina trabajan de forma eficiente entre sí. De forma similar, Hassan y Simmioni (2002) utilizan un enfoque de corrección de error para estudiar el mecanismo de transmisión de precios entre minoristas y distribuidores. La literatura relacionada a transmisión de precios a limitado el uso de los modelos TAR al contexto de asimetrías de largo plazo, sin embargo, los trabajos de Chan (1993) y Hansen (1996) permiten una aplicación más versátil de dichos modelos, por ejemplo, utilizar una especificación ARDL en cada régimen del modelo TAR en donde la variable de umbral prueba hacer referencia a factores como precio de insumos, tiempo de cultivo, precio de commodities relacionados, etc., o en el propio contexto de modelos de corrección de error, describir la relación de precios de largo plazo a través de una especificación TAR sumado a la especificación TAR de la metodología Engle y Granger (1987) de cointegración.

Capítulo 2

Modelo

2.1. Especificación del Modelo

La estrategia a seguir para la modelación del mecanismo de asimetrías de precios se realizará en tres puntos centrales:

1. Aplicar pruebas de raíz unitaria a las series de precios, para realizar transformaciones adecuadas a los datos con objeto de asegurar que sean estacionarias.
2. Analizar la relación de equilibrio de largo plazo en precios a través del método Engle y Granger (1987) de dos etapas reconociendo posibles efectos de umbral, con fin de estimar tres modelos de corrección de error para cada uno de los bienes de interés.
3. Estimar de forma óptima los modelos TAR utilizando como variable umbral a la precipitación media mensual, temperatura media mensual, costo de electricidad para bombeo de aguas de riego agrícola, precio del diésel, precio de fertilizantes y pre-

cio de plaguicidas, insecticidas y fungicidas. Lo anterior se hará en dos etapas. En primer lugar se aplicará la prueba de Gonzalo y Pitarakis (2002) de No-linealidad del tipo TAR con fin de justificar la estimación de estos modelos. En segundo lugar, se utilizará la metodología de Chan (1993) y Hansen (1997) para encontrar el estimador consistente del umbral para cada modelo y por último se estimarán los modelos de corrección de error contemplando las nuevas especificaciones.

2.1.1. Pruebas de raíz unitaria

Prueba de Dickey-Fuller aumentada

Para establecer si una secuencia $\{y_t\}_{t=1}^N$ posee una raíz unitaria consideremos las siguientes especificaciones (donde ε_t es un proceso de ruido blanco):

$$\text{a } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{b } \Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

$$\text{c } \Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t$$

Las pruebas consisten en estimar las anteriores especificaciones vía OLS con el objetivo de encontrar evidencia empírica que respalde la hipótesis nula de $\gamma = 0$. Si $\{y_t\}_{t=1}^N$ posee un comportamiento no estacionario a largo del tiempo, las propiedades asintóticas de OLS no se cumplen y por ende la inferencia derivada de sus estimadores pierde sentido. Dickey y Fuller (1979) utilizaron simulaciones Monte Carlo con fin de estimar valores críticos bajo la hipótesis nula $\gamma = 0$, lo cual implica que las primeras diferencias de la serie $\{y_t\}_{t=1}^N$ poseen un comportamiento estacionario. Su estudio encontró que los valores críticos dependen del tipo de especificación (a), (b) ó (c) y del tamaño de muestra.

De igual forma, Dickey y Fuller (1979) también reportan estadísticos F robustos a la presencia de raíces unitarias con fin de realizar pruebas conjuntas acerca de los parámetros $\alpha_0, \alpha_1, \text{y } \gamma$. Los estadísticos F se representan a través de una prueba de suma de cuadrados debidos al error restringidos y no restringidos. Es decir,

$$F = \frac{SSE(\text{restringido}) - SSE(\text{no - restringido})}{SSE(\text{no - restringido})} \left(\frac{N^* - k}{R} \right)$$

Donde N^* es el número de observaciones utilizables, k es el número total de parámetros estimados y R es el número de restricciones. Las distintas posibilidades para las pruebas de raíz unitaria pueden resumirse en el siguiente cuadro (utilizando la notación de Dickey y Fuller (1979)).¹

Modelo	Hipótesis Nula	Estadístico de prueba	Valores críticos al 95 %
$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	τ_t	-3.45
	$\alpha_1 = \gamma = 0$	ϕ_3	6.49
	$\alpha_0 = \alpha_1 = \gamma$	ϕ_2	4.88
$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	τ_μ	-2.89
	$\alpha_0 = \gamma = 0$	ϕ_1	4.71
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	τ	-1.95

Cuadro 2.1: Estadísticos Dickey-Fuller

Si la sucesión $\{y_t\}_{t=1}^N$ no se ajustara de forma correcta utilizando alguna de las anteriores especificaciones debido a que su proceso generador de datos tiene una estructura autorregresiva de orden $p \geq 1$:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \alpha_3 y_{t-3} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

¹El siguiente cuadro se tomo de Enders (2010): "Applied Econometrics Time Series", Capítulo 4: Models with trend, pp. 208. Los valores críticos al 95 % corresponden a un tamaño de muestra igual a 100 observaciones.

Después de ciertas manipulaciones algebraicas se puede re expresar la anterior especificación de $\{y_t\}_{t=1}^N$, como:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Donde $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$ y $\beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j$. Al igual que en las especificaciones anteriores de $\{y_t\}_{t=1}^N$, el parámetro de interés es γ . La intuición detrás de esta modificación de la prueba Dickey-Fuller, radica en que si la serie posee una raíz unitaria entonces puede escribirse como un proceso autorregresivo en primeras diferencias, lo cual asegura que la serie sea estacionaria. Los anteriores estadísticos τ_t , τ_μ y τ son válidos para la anterior modificación, al igual que los estadísticos relacionados a las pruebas conjuntas. Esta modificación se conoce como prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF).

2.1.2. Modelos de corrección de error bajo efectos de umbral

Prueba de cointegración Engle-Granger

Para justificar que dos series de precios tienen una relación de equilibrio de largo plazo, consideramos el siguiente modelo:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \mu_t \quad (2.2)$$

Si las series están cointegradas, la estimación del modelo anterior vía OLS ofrece un estimador consistente de la relación de cointegración de las series. El procedimiento Engle-Granger(1987) de dos etapas permite justificar la hipótesis de cointegración. La prueba consiste en:

1. Estimar $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \mu_t$ utilizando OLS con fin de obtener los residuales de la regresión, $\hat{\mu}_t = y_t - \hat{y}_t$.

2. Utilizando $\{\hat{\mu}_t\}_{t=1}^N$, se corre la regresión

$$\Delta\mu_t = \gamma\mu_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta\mu_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

considerando las $N^* \leq N$ observaciones utilizables (debido a los p rezagos). Se trabaja bajo la hipótesis nula de $\gamma = 0$. Si no es posible rechazar la hipótesis nula, se concluye que las series y_t y x_t no están cointegradas. De forma contraria, si es posible rechazar la hipótesis nula se concluye que la serie de residuos es estacionaria y se determina que y_t y x_t no están cointegradas

Debido a que no se conocen los verdaderos valores de $\hat{\mu}_t$ no es posible aplicar una prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller convencional. La estimación de OLS busca minimizar la varianza de $\hat{\mu}_t$ bajo la especificación de equilibrio entre y_t y x_t lo cual complica la estimación de un proceso estacionario. Engle y Granger (1987) reportan valores críticos que combaten el anterior problema facilitando la labor de inferencia. El grado del proceso autorregresivo en la segunda etapa de la prueba de cointegración se determina utilizando pruebas de autocorrelación Ljung-Box y criterios de información (por ejemplo, criterio de información bayesiano), determinando p tal que la serie $\hat{\varepsilon}_t$ no exhiba autocorrelación serial en sus rezagos.

La prueba de cointegración Engle-Granger puede aplicarse bajo un contexto de equilibrio de largo plazo considerando efectos de umbral. El primer paso de la prueba se mantiene sin cambios, en cambio, la segunda etapa se realiza bajo la siguiente especificación:

$$\Delta\hat{\mu}_t = I_t \left(\gamma_1 \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=2}^{p_1} \beta_i^1 \Delta\mu_{t-i+1} \right) + (1 - I_t) \left(\gamma_2 \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=2}^{p_1} \beta_i^2 \Delta\mu_{t-i+1} \right) + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Considerando a $I_t = 1$ si $\hat{\mu}_{t-1} \geq 0$ y $I_t = 0$ si $\hat{\mu}_{t-1} < 0$. Los valores críticos reportados en Engle y Granger (1987) son válidos bajo esta variación y de la anterior especificación se desprenden dos hipótesis nulas. La primera se concentra en $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ y la segunda

en $\gamma_1 = \gamma_2$. En el contexto de este trabajo la segunda hipótesis nula respalda una relación de equilibrio de largo plazo simétrica entre las series de precios.

Estimación consistente del efecto de umbral (Modelos TAR)

Dentro de la literatura relacionada a asimetrías en precios se prosigue aplicando la metodología Engle-Granger considerando efectos de umbral y determinando al valor del umbral $r = 0$. Sin embargo, Abdulai (2000 y 2002) propone estimar de forma consistente el umbral utilizando la metodología propuesta por Chan (1993). Dentro del contexto de modelos TAR se opta por una especificación SETAR en donde la sucesión $\{\hat{\mu}_t\}_{t=1}^N$ es la única variable de trabajo. El umbral se buscará dentro de un conjunto acotado y finito de valores correspondientes a los valores de $\{\hat{\mu}_t\}_{t=1}^N$ el cual denotaremos como Γ que corresponde al conjunto de las observaciones ordenadas de menor a mayor de $\{\hat{\mu}_t\}_{t=1}^N$, que no contempla a la fracción π de las observaciones más pequeñas y a la fracción π de las observaciones más grandes, con $0 < \pi < 1$. El procedimiento consiste en estimar $|\Gamma|$ modelos TAR a través de mínimos cuadrados condicionados considerando a $r = \hat{\mu}_{t-1}$ tal que $\hat{\mu}_{t-1} \in \Gamma$, recuperando $SSE(r = \hat{\mu}_{t-1})$ para cada regresión. El estimador consistente de \hat{r} será aquel que cumpla con:

$$\hat{r} = \arg \min SSE(r = \hat{\mu}_{t-1})$$

El anterior procedimiento se puede realizar dejando libre el orden de los procesos autorregresivos en cada régimen, es decir, considerando a $p_i \leq p^*$ permitiendo que p_1 y p_2 puedan ser distintos. El estimador consiste se calcula de forma análoga, y se discrimina entre las distintas especificaciones mediante algún criterio de información. Cryer y Chan (2008) sugieren que el criterio de información bayesiano posee mejores resultados frente ante pequeñas muestras.

Modelos de corrección de error

Una vez estimada la relación de equilibrio de largo plazo considerando efectos de umbral (ya sea situando a $r = 0$ ó utilizando el estimador consistente \hat{r}) se puede construir un modelo de corrección de error de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \psi_0 + I_t \left[\psi_1 \left(\gamma_1 \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=2}^{p_1} \beta_i^1 \Delta \mu_{t-i+1} \right) \right] + (1 - I_t) \left[\psi_2 \left(\gamma_2 \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=2}^{p_1} \beta_i^2 \Delta \mu_{t-i+1} \right) \right] + \dots \\ & \dots + \sum_{i=1} \phi_i^1 \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1} \phi_i^2 \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.5)$$

Con fin de describir la relación de equilibrio de corto plazo entre las series y_t y x_t . La cantidad de rezagos relacionados a las variables y_t y x_t . es primeras diferencias se determinan a través de algún criterio de información con fin de asegurar que los residuales del modelos sean estacionarios.

2.1.3. Modelos de asimetría en precios

Se considerarán tres modelos de corrección de error para estimar el mecanismo de transmisión de precios al productor y al consumidor. Denotemos PP^i a la serie de precios al productor correspondiente al bien i . De igual forma denotemos a PC^i a la serie de precios al consumidor correspondiente al bien i . Los modelos de corrección de error serán para $i = Frijol, Jitomate, Huevo$.

1. $PC_t^i = \beta_0 + \beta_1 PP_t^i + \mu_t^i$, aplicando la metodología Engle-Granger para estimar:

$$\Delta \hat{\mu}_t^i = I_t \left(\gamma_1 \hat{\mu}_{t-1}^i + \sum_{j=2}^{p_1} \beta_j^1 \Delta \hat{\mu}_{t-j+1}^i \right) + (1 - I_t) \left(\gamma_2 \hat{\mu}_{t-1}^i + \sum_{j=2}^{p_2} \beta_j^2 \Delta \hat{\mu}_{t-j+1}^i \right) + \varepsilon_t$$

con $I_t = 1$ si $\hat{\mu}_{t-1}^i \geq 0$ y $I_t = 0$ si $\hat{\mu}_{t-1}^i < 0$.

2. Modelos de corrección de erro: $\Delta PC_t^i = \psi_0 + I_t \left[\psi_1 \left(\gamma_1 \hat{\mu}_{t-1}^i + \sum_{j=2}^{p_1} \beta_j^1 \Delta \hat{\mu}_{t-j+1}^i \right) \right] + (1 - I_t) \left[\psi_2 \left(\gamma_2 \hat{\mu}_{t-1}^i + \sum_{j=2}^{p_2} \beta_j^2 \Delta \hat{\mu}_{t-j+1}^i \right) \right] + \sum_{j=1} \phi_j^{1i} \Delta PP_{t-j}^i + \sum_{j=1} \phi_j^{2i} \Delta PC_{t-j}^i + \varepsilon_t$

2.1.4. Modelo de cointegración bajo efectos de umbral y variables exógenas

Utilizando las propiedades asintóticas de los modelos TAR, se propone una modificación a los modelos de la sección anterior. Se sugiere modificar la estimación de equilibrio de largo plazo entre las series de precios controlando por variables endógenas a la producción de frijol y jitomate. Dichas variables serán la precipitación media mensual, temperatura media mensual, costo de electricidad para bombeo de aguas de riego agrícola, precio del diésel, precio de fertilizantes y precio de plaguicidas, insecticidas y fungicidas.

En el modelo de asimetría en precios se utiliza como variable umbral a las desviaciones de equilibrio de largo plazo, sin embargo por lo sugerido en Chan (1993) y Hansen (1997), si el modelo está bien identificado la variable umbral puede ser distinta a las variables independientes o dependientes, asegurando que la distribución de probabilidad del umbral esté bien definida. Sin embargo, es importante asegurar la estacionariedad de la variable umbral, por lo que deben aplicarse pruebas de raíz unitaria a las series para determinar si requieren alguna transformación en diferencias para eliminar su componente de tendencia. En este modelo alternativo también se eliminará el supuesto de que el parámetro de retraso d relacionado a la variable umbral sea igual a uno. La estimación óptima del modelo TAR implicará seleccionar de forma consistente el estimador del umbral, el valor del parámetro de retraso y el orden del proceso autorregresivo en cada régimen. Dicho lo anterior, el modelo propuesto será:

1. $PC_t^i = \beta_0 + \beta_1 PP_t^i + \mu_t^i$, aplicando la metodología Engle-Granger para estimar:

$$\Delta \hat{\mu}_t^i = I_t \left(\check{\gamma}_1 \hat{\mu}_{t-1}^i + \sum_{j=2}^{p_1} \check{\beta}_i^1 \Delta \hat{\mu}_{t-j+1}^i \right) + (1 - I_t) \left(\check{\gamma}_2 \hat{\mu}_{t-1}^i + \sum_{j=2}^{p_2} \check{\beta}_i^1 \Delta \hat{\mu}_{t-j+1}^i \right) + \varepsilon_t$$

con $I_t = 1$ si $q_{t-d}^k \geq \hat{r}$ y $I_t = 0$ si $q_{t-d}^k < \hat{r}$.

2. Modelos de corrección de error: $\Delta PC_t^i = \check{\psi}_0 + I_t \left[\check{\psi}_1 \left(\check{\gamma}_1 \hat{\mu}_{t-1}^i + \sum_{j=2}^{p_1} \check{\beta}_i^1 \Delta \hat{\mu}_{t-j+1}^i \right) \right] + (1 - I_t) \left[\check{\psi}_2 \left(\check{\gamma}_2 \hat{\mu}_{t-1}^i + \sum_{j=2}^{p_2} \check{\beta}_i^1 \Delta \hat{\mu}_{t-j+1}^i \right) \right] + \sum_{j=1} \check{\phi}_j^{1i} \Delta PP_{t-j}^i + \sum_{j=1} \check{\phi}_j^{2i} \Delta PC_{t-j}^i + \varepsilon_t$

Donde k hace referencia a las distintas variables exógenas a la producción de frijol y jitomate. q_t^k se refiere a las series de tiempo de dichas series, transformadas de forma adecuada para asegurar su estacionariedad. Cabe mencionar que previo a la estimación del punto uno se aplicará la prueba de No-linealidad del tipo TAR de Gonzalo y Pitarakis (2002) con fin de justificar la nueva especificación para la relación de equilibrio de largo plazo. En caso de que la prueba de No-linealidad brinde evidencia empírica para respaldar la hipótesis nula de linealidad en la relación de equilibrio de largo plazo, no se realizará la estimación del modelo modificado.

Capítulo 3

Análisis de datos

3.1. Estimación del modelo

La estrategia a seguir para la estimación del mecanismo de asimetría en precios se realizará en tres puntos centrales:

1. Aplicar pruebas de raíz unitaria a cada uno de los índices de precios con fin de determinar si son integrados de orden uno. Con fin de poder aplicar la prueba Engle-Granger de cointegración.
2. Estimar la relación de equilibrio de largo plazo en precios a través del método Engle y Granger (1987) de dos etapas reconociendo posibles efectos de umbral. Lo anterior se realizará en dos pasos:
 - a) Estimar los residuales del modelo $IPC_t^i = \beta_0 + \beta_1 IPP_t^i + \mu_t$, con $i =$ frijol, huevo y jitomate.
 - b) Estimar la segunda etapa del método Engle-Granger. Se considerará al número máximo de diferencias autorregresivas como 13 conforme Schwert (1989) y el número de diferencias óptimo se elegirá con base al criterio de información Schwarz-Bayes (SBC).¹ Dado que los valores críticos utilizados para las

¹El modelo que minimice el criterio de Schwarz-Bayes se elegirá, siempre que el autocorrelograma de

pruebas de raíz unitaria están sujetos a la especificación del modelo (caminata aleatoria, caminata aleatoria con deriva y caminata aleatoria con deriva y tendencia determinística), así como al número de diferencias autorregresivas de la variable dependiente, se estimarán valores críticos adecuados a los datos y a la especificación de la prueba Engle-Granger a través de *bootstrapping* con remplazo bajo la hipótesis nula de $\gamma = 0$ ($\gamma_1 = \gamma_2 = 0^2$).

3. Estimar modelos de corrección de error para los pares de índices de precios en los que exista relación cointegrante.

3.1.1. Índice de precios al consumidor y productor: Frijol

Pruebas de raíz unitaria

Los resultados de la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF) para los índices de precios desagregados para el fríjol:

Prueba: ADF	Especificación	Estadístico	Valor p
INPC:Fríjol	Sin constante y sin tendencia	-0.0872	0.6537
	Constante y sin tendencia	-1.3649	0.6011
INPP:Fríjol	Sin constante y sin tendencia	0.1134	0.7186
	Constante y sin tendencia	-1.4705	0.5488

Cuadro 3.1: Pruebas de raíz unitaria, Frijol (Índices en niveles)

Los anteriores resultados señalan que bajo cualquier nivel de error práctico (10 %, 5 % y 1 %) no hay suficiente evidencia empírica que nos conduzca a rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para las series de índices de precios. De igual forma se aplicó la prueba Dickey-Fuller aumentada a las primeras diferencias de ambas series obteniendo los siguientes resultados:

residuos esté bien comportado y los estadísticos Ljung-Box no sugieran autocorrelaciones estadísticamente distintas de cero.

²En la caso de relación cointegrante bajo efectos de umbral.

Prueba: ADF	Especificación	Estadístico	Valor p
$\Delta INPC$:Frijol	Sin constante y sin tendencia	-0.1638	0.0055
	Constante y sin tendencia	-0.1663	0.0418
$\Delta INPP$:Frijol	Sin constante y sin tendencia	-0.2614	0.0034
	Constante y sin tendencia	-0.2755	0.0360

Cuadro 3.2: Pruebas de raíz unitaria, Frijol (Índices en diferencias)

Lo cual muestra evidencia de que las series en primeras diferencias son estacionarias y por lo tanto, los índices de precios en niveles son series integradas de orden uno.

Prueba de Engle-Granger de cointegración

Al aplicar la segunda etapa del método Engle-Granger considerando distintos términos autorregresivos de la variable dependiente se determinó que el modelo que minimiza el SBC reconoce sólo una diferencia rezagada para el caso bajo umbral y para el caso clásico. Se aplica el método de bootstrapping para encontrar los valores críticos al 5 % de error, los cuales se exponen en la siguiente tabla:

Valores críticos: Engle-Granger	$\gamma_1(\gamma)$	γ_2
T=116, Bajo umbral	-0.0437	-0.0550
T=116, Clásico	-0.1205	NA

Cuadro 3.3: Valores críticos Engle-Granger, Frijol

Los estadísticos γ estimados de la prueba Engle-Granger son:

Estadísticos: Engle-Granger	$\hat{\gamma}_1(\gamma)$	$\hat{\gamma}_2$
T=116, Bajo umbral	-0.0428	-0.4571
T=116, Clásico	-0.0093	NA

Cuadro 3.4: Estadísticos Engle-Granger, Frijol

Recordemos que bajo la hipótesis nula de no-cointegración $\gamma_i = 0$ con $i = 1, 2$. Dado lo anterior no hay evidencia suficiente que nos permita rechazar la hipótesis nula y se concluye que el índice nacional de precios al consumidor no guarda una relación de equilibrio de largo plazo con el índice de precios al productor en el mercado de frijol.

La interpretación económica de este fenómeno subyace en que el estado estable de estas variables se explica por factores exógenos al mecanismo de transmisión de precios.

3.1.2. Índice de precios al consumidor y productor: Huevo

Pruebas de raíz unitaria

Los resultados de la prueba Dickey-Fuller aumentada se resumen en el siguiente cuadro:

Prueba: ADF	Especificación	Estadístico	Valor p
INPC:Huevo	Sin constante y sin tendencia	0.8051	0.8861
	Constante y sin tendencia	-0.4120	0.9049
INPP:Huevo	Sin constante y sin tendencia	0.1045	0.7158
	Constante y sin tendencia	-0.8460	0.8054

Cuadro 3.5: Pruebas de raíz unitaria, Huevo (Índices en niveles)

La tabla anterior señala que bajo cualquier nivel de error práctico (10 %, 5 % y 1 %) no hay suficiente evidencia empírica que nos conduzca a rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en los índices de precios al consumidor y productor. De forma adicional se aplicó la prueba Dickey-Fuller a los índices de precios en primeras diferencias obteniendo los siguientes resultados:

Prueba: ADF	Especificación	Estadístico	Valor p
Δ INPC:Huevo	Sin constante y sin tendencia	-0.4943	0.03142
	Constante y sin tendencia	-0.6476	0.1332
Δ INPP:Huevo	Sin constante y sin tendencia	-1.0990	<0.01
	Constante y sin tendencia	-8.7757	<0.01

Cuadro 3.6: Pruebas de raíz unitaria, Huevo (Índices en diferencias)

Los resultados anteriores muestran evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para todas las especificaciones al 95 % de confianza, excepto para la prueba ADF bajo la especificación con constante y sin tendencia relacionada a las primeras diferencias del índice de precios al consumidor. En el gráfico siguiente se puede

observar una mayor volatilidad en la serie de primeras diferencias del IPC para la segunda mitad del año 2012:

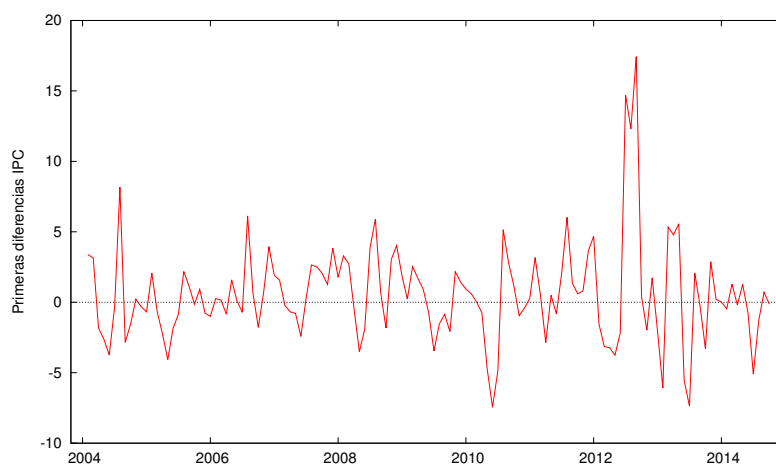


Figura 3.1: Primeras diferencias del IPC, Huevo

Se opta por aplicar la prueba Phillips-Perron de raíz unitaria robusta a cambios en varianza. El resultado de la prueba bajo la especificación con constante y sin tendencia fue el siguiente:

Prueba: Phillips-Perron	Especificación	Estadístico	Valor p
$\Delta INPC$:Huevo	Con constante y sin tendencia	-7.2828	<0.01

Cuadro 3.7: Prueba Phillips-Perron, Huevo (INPC en diferencias)

Con base a lo anterior se concluye que la serie en primeras diferencias del índice de precios al consumidor del huevo es estacionaria. Por lo tanto, los índices de precios para el mercado de huevo están integrados de orden uno.

Prueba de Engle-Granger de cointegración

Los resultados de las regresiones auxiliares determinaron que el modelo que minimiza el SBC en la segunda etapa del método Engle-Granger no reconoce ninguna diferencia rezagada de la variable dependiente para el caso bajo umbral y para el caso clásico. Con base en lo anterior, se aplica el método de bootstrapping para encontrar los valores críticos al 5 % de error, los cuales se resumen en la siguiente tabla:

Valores críticos: Engle-Granger	$\gamma_1(\gamma)$	γ_2
T=116, Bajo umbral	-0.1506	-0.1990
T=116, Clásico	-0.1205	NA

Cuadro 3.8: Valores críticos Engle-Granger, Huevo

Los estadísticos γ estimados de la prueba son:

Estadísticos: Engle-Granger	$\hat{\gamma}_1(\hat{\gamma})$	$\hat{\gamma}_2$
T=116, Bajo umbral	-0.3536	-0.4571
T=116, Clásico	-0.3940	NA

Cuadro 3.9: Estadísticos Engle-Granger, Huevo

Por lo que se encuentra suficiente evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula a un 5 % de error para ambos casos de la relación cointegrante. Sin embargo, al aplicar la prueba de Gonzalo-Pitarakis de no-linealidad del tipo TAR a la relación cointegrante, no es posible rechazar la hipótesis nula de linealidad dado que el criterio de información relacionado al caso bajo umbral obtiene un valor de 8.3387, mientras que el caso clásico obtiene un valor de 8.3018.

Modelo de corrección de error (ECM)

Debido a que existe una relación de equilibrio de largo plazo estadísticamente significativa entre el índice de precios al consumidor y al productor en el mercado de huevo, es posible estimar un modelo de corrección de error que reconozca posibles efectos de umbral para explicar la dinámica de corto plazo entre los índices. Recordemos que al modelo de corrección de error pueden agregarse diferencias rezagadas de cualquier índice de precios relacionado. Con fin de estimar el mejor modelo posible se prosigue de forma similar a la sección anterior, tomando como número máximo de rezagos a 13 en armonía a la regla de Schwert y estimando un EMC para cada una de las combinaciones posibles de diferencias rezagadas. Se elige al ECM que minimice el criterio de información de Schwarz-Bayes.

Dado que existe una relación cointegrante entre los índices de precios del huevo y a su

vez, los índices tienen grado de integración igual a uno, todos los componentes del ECM aseguran que este sea estacionario, por lo que la inferencia derivada de los estadísticos t y F usuales es válida. Los parámetros estimados y sus correspondientes estadísticos de los modelos ECM se resumen en el siguiente cuadro:

Variabes	Parámetros	Errores estándar	Estadísticos t	p-Valor
Constante	0.4560	0.2359	1.9330	0.0279
Término de ECM	-0.0697	0.0839	-0.8308	0.2039
ΔIPP_{t-1}	0.2493	0.0237	10.5271	<0.01
Muestra	Varianza	F	p-Valor	
115	6.4835	39.1887	<0.01	

Cuadro 3.10: Modelo de corrección de error bajo efectos umbral, Huevo

Variabes	Parámetros	Errores estándar	Estadísticos t	p-Valor
Constante	0.4773	0.2363	2.0201	0.0229
Término de ECM	-0.0720	0.0831	-0.8660	0.1942
ΔIPP_{t-1}	0.2491	0.0237	10.5142	<0.01
Muestra	Varianza	F	p-Valor	
115	6.4290	39.1488	<0.01	

Cuadro 3.11: Modelo de corrección de error, Huevo

Es importante mencionar que el término de ECM no es estadísticamente significativo para ninguno de los dos modelos. Los parámetros entre modelos son extremadamente similares, de hecho al aplicar una prueba $t = \frac{ECM(umbral) - ECM(clásico)}{\sqrt{var(ECM(umbral)) + var(ECM(clásico))}}$ se obtiene un estadístico igual a -0.0195 el cual muestra evidencia empírica de que los parámetros no son estadísticamente distintos.

Por lo anterior y sumado al hecho de que la prueba de Gonzalo-Pitarakis sugiere que la relación de largo plazo no presenta efectos de umbral, se determina que el modelo correcto para la relación de corto plazo es el ECM clásico. Los gráficos siguientes muestran la relación de corto plazo entre los índices y el autocorrelograma de los residuos del ECM.³

³Cabe señalar la prueba White de heterocedasticidad aporta un estadístico igual a 51.0154 con un p-valor equivalente a cero, por lo que existe evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad en los residuos del modelo de corrección de error (estimado bajo el caso clásico).

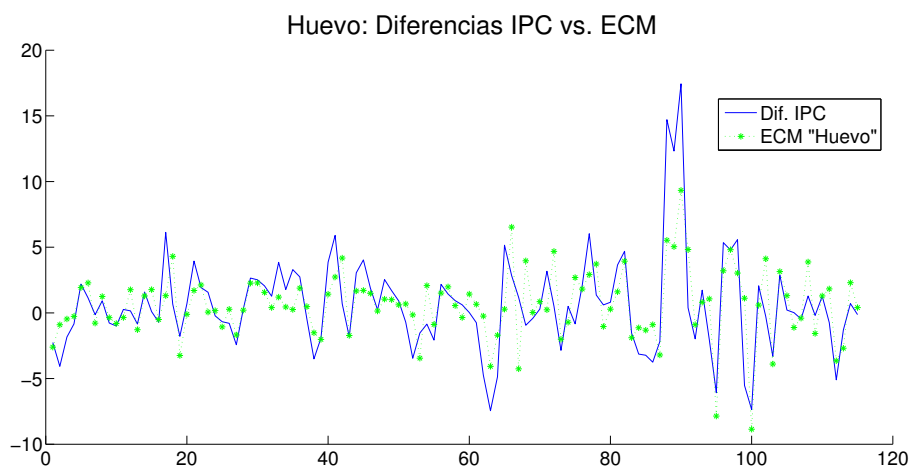
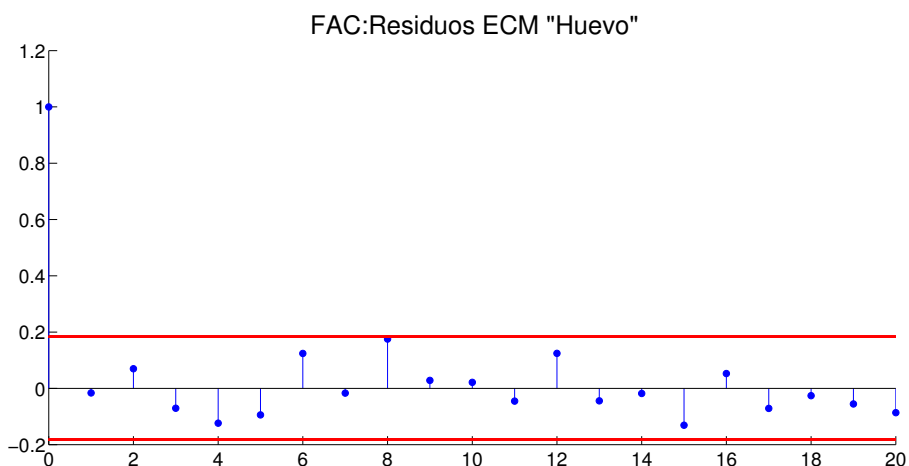


Figura 3.2: ECM estimado vs. diferencias del INPC, Huevo

de los residuos del ECM.



Sin embargo, al estimar el ECM relacionado al índice de precios al productor, se encuentra que el parámetro relacionado al término de corrección de error es estadísticamente significativo con p-valor igual a 0.0044 pero tiene signo negativo e igual a -0.8780, lo que va en contra de la intuición derivada de la relación cointegrante. Lo anterior se debe a que ante un choque positivo de largo plazo, los precios al consumidor presentarán un desequilibrio que no podrá ser compensado por un alza en los precios al productor debido a la relación inversa entre los precios al producto y el término de corrección de error. Por lo tanto, la relación de equilibrio se alejará de su estado estable ante la presencia de cual-

quier choque y por ende la hipótesis de relación cointegrante es falsa bajo los resultados de la prueba Engle-Granger.

3.1.3. Prueba de Gregory-Hansen (1996) de cointegración

Gregory y Hansen (1996) sugieren que bajo la presencia de quiebres estructurales o cambios en pendiente no es posible utilizar las pruebas Engle-Granger y Dickey-Fuller de forma usual para exhibir la relación de equilibrio de largo plazo entre un par de series. Sin embargo al robustecer los estadísticos *ADF* y *Z à la Phillips* reconociendo el efecto de un cambio estructural o en pendiente de las series, es posible aplicar una prueba bajo la hipótesis nula de no-cointegración e hipótesis alternativa de relación cointegrante bajo el modelo:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \phi_1 \beta_3 + \phi_2 \beta_4 x_t + \varepsilon_t$$

Donde $\phi_1 = 1$ para $t \geq t^{Quiebre}$ y $\phi_1 = 0$ para $t < t^{Quiebre}$, de forma similar para ϕ_2 . La hipótesis alternativa de la prueba Gregory-Hansen sugiere que la relación de equilibrio de largo plazo existe entre las series evaluadas, pero no es invariante en el tiempo. Un aspecto fundamental de esta prueba, es que sus estadísticos no presuponen la existencia de un quiebre en algún punto específico del tiempo dado que se calculan de forma recursiva dentro un conjunto cerrado y acotado de posibles fechas en las que podría haberse presentado un quiebre. Por ende, si en el verdadero proceso generador de datos se presentara el caso en que $\beta_3 = \beta_4 = 0$, los estadísticos de la prueba Gregory-Hansen siguen siendo estadísticamente válidos.

Al aplicar la prueba Gregory-Hansen a los índices de precios de precios del huevo se obtuvieron los siguientes resultados (al 95 % de confianza):

Prueba: Gregory-Hansen	Estadístico	Decisión
Dickey-Fuller	-0.8134	No rechazar Ho
Phillips		
Z_{τ}	-7.7999	Rechazar Ho
Z_{α}	-116.146	Rechazar Ho

Cuadro 3.12: Prueba Gregory-Hansen, Huevo

Con base a los resultados de la prueba anterior, se puede concluir que la relación de equilibrio de largo plazo entre los índices de precios en el mercado de huevo es estadísticamente significativa.

3.1.4. Prueba de Toda-Yamamoto (1995) de Granger-Causalidad

Con fin de apoyar los resultados obtenidos en por la prueba Gregory-Hansen y explorar la no-significancia del término de corrección de error en el mecanismo de transmisión de precios estimado a través de la metodología Engle-Granger para los índices de precios del huevo, se prosigue por estimar una prueba de Granger-Causalidad para determinar si la relación de equilibrio propuesta anteriormente está planteada de forma correcta en cuanto a la dirección de causalidad.

Decimos que X granger-causea a Y , siempre que la información disponible acerca de X en t , ayude a predecir de mejor forma el comportamiento de Y en $t + 1$, en contraste a las predicciones hechas sin utilizar la información disponible acerca de X . En nuestro contexto, al demostrar que el índice de precios al productor granger-causea al índice de precios al consumidor en el mercado de huevo, podemos asegurar que los parámetros estimados en el ECM y la relación de equilibrio de largo plazo son consistentes.

La prueba Toda-Yammamo trabaja bajo la hipótesis nula de no-causalidad en el sentido de Granger e hipótesis alternativa de causalidad. Los resultados de la prueba Toda-Yamamoto (1995) aplicados a los índices de precios son los siguientes:

Prueba:	Estadístico	p-Valor
Toda-Yamamoto	110.2714	<0.01

Cuadro 3.13: Prueba Toda-Yamamoto, Huevo

Por lo tanto, se puede concluir que bajo cualquier nivel de confianza práctico, el índice de precios al productor Granger-origen al índice de precios al consumidor en el mercado de huevo y por ende, los parámetros estimados del mecanismo de transmisión de precios son consistentes.

3.1.5. Índice de precios al consumidor y productor: Jitomate

Pruebas de raíz unitaria

Los resultados de la prueba Dickey-Fuller se resumen en el siguiente cuadro:

Prueba: ADF	Especificación	Estadístico	Valor p
INPC:Jitomate	Sin constante y sin tendencia	-0.86054	0.3434
	Constante y sin tendencia	-7.55765	<0.01
INPP:Jitomate	Sin constante y sin tendencia	-0.109351	0.6461
	Constante y sin tendencia	-2.50598	0.114

Cuadro 3.14: Pruebas de raíz unitaria, Jitomate (Índices en niveles)

Observemos que a diferencia de los índices de precios del fríjol y huevo, las pruebas ADF conducen a conclusiones cruzadas acerca de la hipótesis nula de raíz unitaria. Al observar la gráfica de los índices de precios se observa que a lo largo de la ventana de tiempo estudiada existe una fuerte volatilidad en las series y por ello se decide aplicar la prueba Phillips-Perron de raíz unitaria robusta a cambios en varianza.

Los resultados de la prueba Phillips-Perron bajo la especificación con constante y sin tendencia sugieren que los índices de precios al consumidor y productor en el mercado de jitomate están integrados de orden uno.

Prueba: Phillips-Perron	Estadístico	Valor p
<i>INPC</i> :Jitomate	-0.8132	0.3619
$\Delta INPC$:Jitomate	-11.1582	<0.01
<i>INPP</i> :Jitomate	-0.8614	0.3410
$\Delta INPP$:Jitomate	-11.1153	<0.01

Cuadro 3.15: Prueba Phillips-Perron, Jitomate

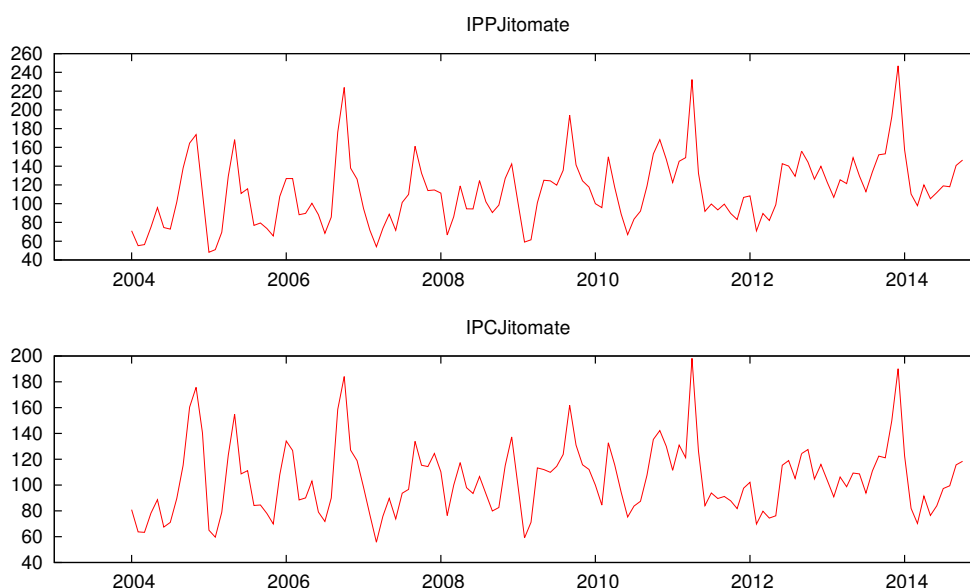


Figura 3.3: Índices de precios, Jitomate

Prueba de Engle-Granger de cointegración

Al aplicar el procedimiento de optimización del criterio de información de Shwarz-Bayes se encontró que la especificación óptima para la segunda etapa del método Engle-Granger para el caso bajo efectos umbral posee dos términos de diferencias rezagadas al igual que la especificación bajo el caso clásico. Con lo anterior, se realizó el procedimiento de bootstrapping para encontrar los valores críticos adecuados a un 5% de error estadístico. El cuadro siguiente resume los resultados:

Valores críticos: Engle-Granger	$\gamma_1(\gamma)$	γ_2
T=116, Bajo umbral	-0.1619	-0.1467
T=116, Clásico	-0.1156	NA

Cuadro 3.16: Valores críticos Engle-Granger, Jitomate

Los estadísticos γ estimados son:

Estadísticos: Engle-Granger	$\hat{\gamma}_1(\gamma)$	$\hat{\gamma}_2$
T=116, Bajo umbral	-0.2653	-0.1400
T=116, Clásico	-0.1838	NA

Cuadro 3.17: Estadísticos Engle-Granger, Jitomate

Con base a los resultados anteriores se observa que la segunda etapa del método Engle-Granger para el caso bajo efectos de umbral no es estadísticamente significativa para los dos parámetros involucrados, sólo el término que relacionado con los choques de $\hat{\mu} > 0$ muestra evidencia empírica de una relación cointegrante. Al aplicar una prueba Wald con hipótesis nula $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ se obtiene un estadístico de prueba igual a 7.6643 con p-valor igual a 0.0217, lo cual expone evidencia de que la relación cointegrante podría ser estadísticamente significativa. Lo anterior se soporta en que la relación de equilibrio de largo plazo entre los índices es estadísticamente significativa para el caso clásico de la prueba Engle-Granger. Adicionalmente, al aplicar la prueba de Gonzalo-Pitarakis de no-linealidad del tipo TAR se obtienen criterios de información iguales a 8.3792 y 8.3465 en el caso bajo efectos de umbral y el caso clásico respectivamente, lo cual sugiere que la hipótesis de no-linealidad en el mecanismo de transmisión de precios no es sostenible.

Modelos de corrección de error (ECM)

Para que la inferencia derivada del ECM sea válida sólo es posible estimar dicho modelo para el caso clásico del método Engle-Granger. De forma análoga al ECM relacionado a los índices de precios del huevo se prosigue fijando a 13 como el máximo rezago posible. Las regresiones auxiliares determinaron que el ECM que minimiza el criterio de información Shwarz-Bayes contiene una diferencia rezagada del índice de precios al consumidor y dos diferencias rezagadas del índice de precios al productor. La estimación de los parámetros y estadísticos de prueba se resumen en el siguiente cuadro:

VARIABLES	Parámetros	Errores estándar	Estadísticos t	p-Valor
Constante	-0.3963	2.1159	-0.1873	0.4259
Término de ECM	2.7890	0.7121	3.9164	0.0001
ΔIPC_{t-1}	-1.2146	0.3851	-3.1540	0.0010
ΔIPP_{t-1}	0.9140	0.2971	3.0761	0.0013
ΔIPP_{t-2}	-0.1831	0.0680	-2.6921	0.0041
Muestra	Varianza	F	p-Valor	
115	509.3375	7.0129	0.0000	

Cuadro 3.18: Modelo de corrección de error, Jitomate

Con base en lo anterior se pueden observar dos aspectos que destacan. Por una parte la varianza del modelo es mucho mayor a la que se había obtenido en el modelo de ECM para el mercado del huevo y a su vez el estadístico F asociado no es relativamente grande. Otro aspecto importante es que el término constante no es estadísticamente significativo. Por lo anterior se corrió una regresión lineal sin constante con fin de puntualizar las conclusiones acerca del ECM, los resultados fueron los siguientes:

VARIABLES	Parámetros	Errores estándar	Estadísticos t	p-Valor
Término de ECM	2.7760	0.7089	3.9161	0.0001
ΔIPC_{t-1}	-1.2098	0.3843	-3.1480	0.0011
ΔIPP_{t-1}	0.9102	0.2965	3.0700	0.0013
ΔIPP_{t-2}	-0.1835	0.0680	-2.6992	0.0040
Muestra	Varianza	F	p-Valor	
115	509.4985	7.0656	0.0000	

Cuadro 3.19: Modelo de corrección de error (sin constante), Jitomate

El último cuadro nos muestra evidencia empírica de que índice de precios al consumidor si reacciona ante choques de corto plazo debido a la relación estrecha de equilibrio de largo plazo que posee con el índice de precios al productor. Todos los demás términos en el ECM son estadísticamente significativos al 95 % de confianza. Cabe señalar la prueba White de heterocedasticidad aporta un estadístico igual a 21.6729, con un p-valor igual a 0.3585, por lo que no hay evidencia de heterocedasticidad en el modelo de corrección de error para el índice de precios al consumidor del jitomate. Los siguientes gráficos muestran al modelo de corrección de error, la serie original del índice al consumidor en

primeras diferencias, así como el correlograma de residuos del ECM.

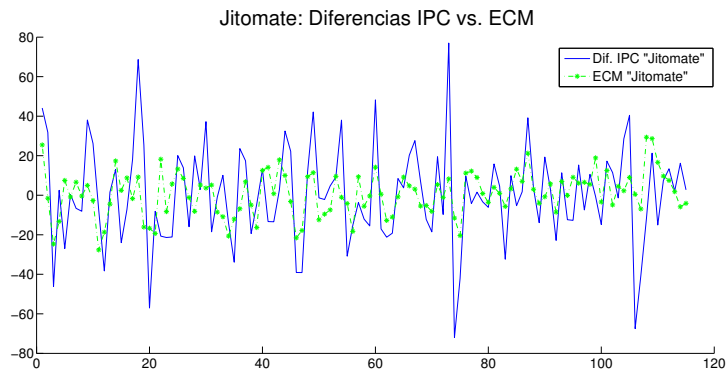


Figura 3.4: Primeras diferencias del IPC, Jitomate

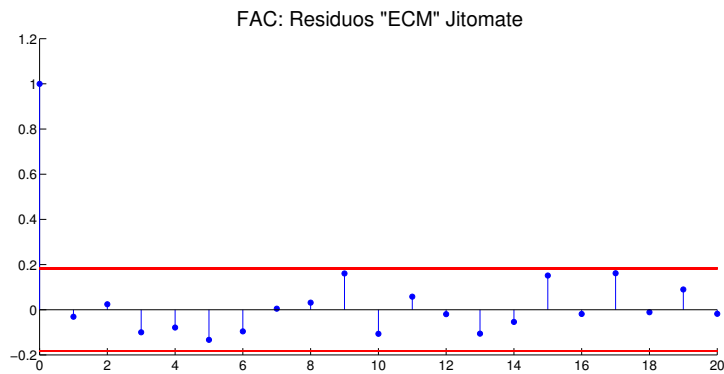


Figura 3.5: ECM estimado vs. diferencias del INPC, Jitomate

Al estimar el ECM relacionado al índice de precios al productor se encontró evidencia de significancia estadística para el término de error para cualquier nivel práctico de confianza con p-valor igual a 0.006. El parámetro estimado es igual a 3.0739, el cual es mayor en términos absolutos al parámetro obtenido en ECM del índice de precios al consumidor (2.7760) y por ende, congruente a la intuición derivada de la relación de equilibrio de largo plazo entre precios.

Capítulo 4

Conclusiones

La metodología empleada a lo largo de este trabajo se enfocó únicamente en la aplicación de métodos de cointegración y sus variantes bajo efectos de umbral, y no presume ningún resultado acerca de la implementación de algún modelo alternativo como los ARDL (descritos en los primeros capítulos de este trabajo), aunque se puntualiza que la literatura contemporánea al estudio de mecanismos de transmisión de precios, ha optado por el enfoque de equilibrio de largo plazo desde que Abdulai (2000 y 2002) introdujo este enfoque.

Haciendo uso de una especificación no-lineal (TAR, especificación bajo efectos de umbral") de la segunda etapa del procedimiento Engle-Granger se buscó evidencia estadística que respaldara la hipótesis de asimetría en la transmisión de precios, justificado en la posible existencia de factores endógenos, imperceptibles por el econométrista, en la cadena de valor en el mercado de frijol, huevo y jitomate. Debido a que los valores críticos reportados por Engle-Granger (1987) sólo consideran tamaños de muestra convencionales y especificaciones lineales, se prosiguió por calcular valores críticos adecuados al 95 % de confianza vía *bootstrapping*. El número óptimo de rezagos utilizados en la segunda etapa de la prueba Engle-Granger y en el procedimiento de *bootstrapping* se determinó a través del criterio de información Shwarz-Bayes.

Los resultados expuestos en el capítulo anterior muestran evidencia empírica que respalda la hipótesis de relación cointegrante para el mercado de huevo y jitomate. Sin embargo, bajo la prueba clásica y bajo efectos de umbral de Engle-Granger, no es posible respaldar la hipótesis de relación de equilibrio de largo plazo en el mercado de frijol y por ende, no es posible realizar mayor inferencia estadística bajo este enfoque para el mercado de frijol. Para el mercado de huevo la prueba clásica y bajo efectos de umbral coinciden en la existencia de una relación de equilibrio entre los índices de precios, aunque al aplicar la prueba de Gonzalo-Pitarakis (2002) de no-linealidad del tipo TAR se determina que la especificación clásica explica de mejor forma al vector cointegrante y por ende, la hipótesis de asimetría en el mecanismo de transmisión de precios no es sostenible. Se prosiguió por estimar modelos de corrección de error para las primeras diferencias de los índices de precios al productor y consumidor, en donde los parámetros relacionados al término de corrección de error por una parte, mostraron evidencia contradictoria a la relación cointegrante y por otra parte ponen en duda la dirección de causalidad entre los índices de precios.

Con base a lo anterior se optó por aplicar la prueba Gregory-Hansen (1996) de cointegración bajo la hipótesis alternativa de relación cointegrante con quiebre estructural o en pendiente, así como la prueba de causalidad en el sentido de Granger propuesta por Toda-Yamamoto (1995). La prueba de Gregory-Hansen se motiva a través del desplazamiento exacerbado en la segunda mitad del año 2012 que sufrieron los índices de precios en el mercado de huevo. Los resultados obtenidos por las pruebas antes mencionadas, indican que la dirección de causalidad en el sentido de Granger es correcta, así como la hipótesis de relación de equilibrio de largo plazo bajo el efecto de un quiebre estructural o cambio en pendiente. Con lo anterior, se puede concluir que si bien, el mecanismo de transmisión de precios en el mercado de huevo no es asimétrico en cuando a la naturaleza de sus choques, si cambia a lo largo de la ventana de tiempo estudiada.

En cuanto al mercado de jitomate, al aplicar la prueba Engle-Granger bajo el enfo-

que clásico y bajo efectos de umbral, se obtienen resultados no-concluyentes en cuanto a la hipótesis de no-linealidad, pues los valores críticos obtenidos vía *bootstrapping* no permiten rechazar la hipótesis nula de no-cointegración para los choques negativos de la relación de equilibrio de largo plazo. Al aplicar la prueba de no-linealidad del tipo TAR de Gonzalo-Pitarakis se encontró que la especificación lineal explica de mejor forma al vector cointegrante. Ambos resultados condujeron a desechar la hipótesis de asimetría en el mecanismo de transmisión de precios. Se prosiguió por estimar modelos de corrección de error para describir la dinámica de corto plazo entre los índices de precios, cabe mencionar que los parámetros relacionados al término de corrección de error son estadísticamente significativos a cualquier nivel práctico de confianza y poseen signos adecuados a la relación cointegrante.

Por último, el objetivo y motivación de este trabajo radicaba en encontrar evidencia estadística de posibles fallas de competencia en el mercado de frijol, huevo y jitomate, justificado a través de la relación asimétrica en la transmisión de precios entre productores y consumidores. En cuanto a los mercados estudiados, no fue posible encontrar evidencia de fallas en el mecanismo de transmisión de precios dentro de la ventana de tiempo estudiada. Sin embargo, para el mercado de huevo no es posible sostener que la relación de equilibrio de largo plazo es invariante en el tiempo, pues para los meses posteriores a la segunda mitad del año 2012, se observa un desplazamiento de su nivel de equilibrio de largo plazo, el cual no se disipa para los meses posteriores al quiebre estructural. La evidencia anterior puede fungir como un indicador de posibles fallas de competencia en el mercado de huevo y por ende motivar a un estudio adicional de su cadena de valor.

Apéndice A

Algoritmo para la estimación de modelos TAR

Por lo expuesto en la sección anterior se proseguirá a través de la metodología derivada de Chan (1993) considerando al orden del modelo autorregresivo como dado en cada régimen, así como el parámetro de retraso, con fin de estimar el umbral dentro del conjunto Γ . Para facilitar el cálculo computacional se toman todas las observaciones de la serie y_t y se ordenan de mayor a menor, definiendo a y_s como la versión ordenada de y_t y redefiniendo a $\Gamma = y_s[T\pi : T(1 - \pi)]$ abusando de la notación computacional utilizada en Matlab, donde tomaremos a $\pi = 15\%$ como es usual en la literatura relacionada. Aprovechando el hecho de que la estimación del umbral es independiente a la estimación de los parámetros del modelo AR en cada régimen, se dividirá la serie de tiempo en dos subseries, una relacionada al régimen superior y otra al régimen inferior, con fin de calcular la suma de cuadrados debidos al error del modelo SETAR, aprovechando la forma matricial de y , X_1 y X_2 , $SSE_T(r)$ se escribe como:

$$SSE_T(r) = y_1' y_1 - y_1' [X_1 (X_1' X_1)^{-1} X_1' y_1] + y_2' y_2 - y_2' [X_2 (X_2' X_2)^{-1} X_2' y_2]$$

y_1 representa a las observaciones de y_t que cumplen con $y_{t-d} \geq r$ y y_2 a las observaciones tales que $y_{t-d} < r$. En donde se estimarán $|\Gamma|$ sumas de cuadrados debidos al error con fin de encontrar el umbral que cumpla con $\hat{r} = \arg \min SSE_T(r = y_{t-d}; d, p)$, para d, p_1 y p_2 dados. En breve, pasos a seguir para la elección del estimador del umbral son:

Paso 1: Determinar el valor de p_1 y p_2 los cuales podrán tomar los valores de $\{1, 2, 3, \dots, p^*\}$, lo cual sugiere $(p^* \cdot p^*)$ combinaciones posibles.

Paso 2: Determinar el valor de d , el cual podrá tomar valor de $\{1, 2, 3, \dots, d^*\}$, aun cuando en la sección anterior se trabajó bajo el supuesto de $d \leq p^*$, en aplicaciones empíricas como las expuestas en Tsay(1989), Hansen (1997) y Cryer & Chan (2008), el parámetro de retraso no necesariamente debe estar acotado por p^* .

Paso 3: Dividir la serie de tiempo en subseries que reconozcan a cada uno de los regímenes del modelo SETAR que se desea estimar. Calcular las $|\Gamma|$ sumas de cuadrados debido al error para determinar el umbral óptimo, según el criterio de minimización expuesto anteriormente. Los paso 1 a 3 deben repetirse $(p^* \cdot p^* \cdot d^*)$ veces para obtener todas las combinaciones posibles de modelos con umbral óptimo. Para determinar la selección final del modelo se prosigue como lo indica Cryer y Chan (2008), discriminando los distintos modelos a través de un criterio teórico de información. En este caso se selecciona el criterio de información bayesiano:

$$SBC_l = T^* \ln SSE_T(r; p_1, p_2, d) + (p_1 + p_2 + 4) \ln(T^*)$$

El procedimiento consiste en estimar el valor de SBC_l para $l = 1, \dots, (p^* \cdot p^* \cdot d^*)$ y seleccionar el modelo que $\min_l SBC_l$. T^* representa el número de observaciones homogéneo para realizar la comparación entre un modelo u otro, dado que por los distintos valores de p_1, p_2 y d se pierden cantidades distintas de observaciones al momento de estimar por CLS, $N^* = N - \max(p^*, d^*)$. Se considera el término de penalización $(p_1 + p_2 + 4)$ ya que se estiman $p_1 + 1$ parámetros en el régimen superior, $p_2 + 1$ parámetros en el régimen inferior, el parámetro de retraso y el umbral óptimo. Cabe resaltar que se elige el criterio

de información bayesiano debido a que castiga con mayor severidad a los modelos con gran número de parámetros en cada régimen, es decir, conduce a elegir con modelo más parsimonioso.

Una observación importante es que este procedimiento se puede extender a k número de regímenes y además, no está limitado a la estimación de un modelo SETAR, sino que puede estimar un "threshold autoregressive model"(TAR) que utilice series de tiempo q_t adicionales a y_t para describir su comportamiento.

A.0.6. Resultados de la simulación

El algoritmo descrito en la sección anterior se diseñó a través de un código de Matlab. Para probar la validez de sus resultados se realizó una simulación considerando 300 réplicas y distintos tamaños de muestra $T = 300, 500, 1000$. Se especificó un modelo SETAR(2;2,2) de la siguiente forma:

$$y_t = \begin{cases} 0,5y_{t-1} - 0,6y_{t-2} + \varepsilon_t^1 & \text{si } y_{t-1} > 6 \\ 0,35 + 0,72y_{t-1} - 0,20y_{t-2} + \varepsilon_t^2 & \text{si } y_{t-1} \leq 0,6 \end{cases}$$

Con $d = 1, \sigma_1^2 = 1,5$ y $\sigma_2^2 = 1$. Se consideraron éxitos en la simulación las estimaciones que cumplieron con la prueba de Gonzalo y Pitarakis (2002) expuesta en secciones anteriores, la elección correcta del orden autorregresivo para cada régimen y el parámetro de retraso correcto. Se consideró como cotas superior a $p^* = d^* = 3$. Los resultados de la simulación son los siguientes (considerando promedios para las diferencias entre los parámetros teóricos y los estimados):

Tamaño de muestra	$r - \hat{r}$	$\beta_0^1 - \hat{\beta}_0^1$	$\beta_1^1 - \hat{\beta}_1^1$	$\beta_2^1 - \hat{\beta}_2^1$	$\beta_0^2 - \hat{\beta}_0^2$	$\beta_1^2 - \hat{\beta}_1^2$	$\beta_2^2 - \hat{\beta}_2^2$	Éxitos
$T = 300$	-0,0373	-0,1371	-0,0646	0,0579	-0,0078	-0,0131	0,0203	64 %
$T = 500$	-0,0470	-0,0972	-0,0460	0,0334	0,0020	0,0004	0,0080	81 %
$T = 1000$	-0,0245	-0,0406	-0,0236	0,0143	0,0013	0,0013	0,0047	95 %

Bibliografía

- [1] Abdulai, A. (2000). Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market. *Journal of Development Economics*, Vol. 63 (2000) 327-349.
- [2] Abdulai, A. (2002). Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. *Applied Economics*. Vol. 34:6, 679-687.
- [3] Bachmeier, L.J. and Griffin, J.M. (2003). New evidence on asymmetric gasoline price responses. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 85, No. 3 (Agosto, 2003), 772-776.
- [4] Chan, K.S. (1990): "Testing for threshold autoregression", *The Annals of Statistics* 18,1886-1894.
- [5] Chan, K.S. (1993): "Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model", *The Annals of Statistics*, 21,520-533.
- [6] Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root., *Journal of the American Statistical Association*, Volume 74, Issue 366.
- [7] Enders, Walters (2010): *Applied econometric time series*. Tercera edición, editorial Wiley.

- [8] Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*. Vol. 55, No. 2 (Marzo, 1987), 251-276.
- [9] Engle, R.F. and Siklos, P.L. (2001). Cointegration and error threshold adjustment. *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 19:2, 166-176.
- [10] Frey, G. and Manera, M. (2005). Econometric models of asymmetry price transmission. *Fondazione Eni Enrico Mattei, Documento de trabajo, No. 100*.
- [11] Gonzalo, J. y J. Pitarakis (2002). Estimation and model selection based inference in single and multiple threshold models. *Journal of Econometrics*. Vol. 110, 319-352.
- [12] Gonzalo, J. y J. Pitarakis, (2012). Estimation and inference in threshold type regime switching models. *Documento de trabajo en Economía, Universidad Carlos III*.
- [13] Goodwin, B.K. and Piggott, N.E. (2001). Spatial Market Integration in presence of threshold effects. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 83:2, (Mayo 2001), 302-317.
- [14] Gregory, A.W. y Hansen, B.E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, Vol. 70, 99-126.
- [15] Hansen, Bruce E. (1996). Inference in TAR models. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. Vol. 2, No. 1 (Abril 1997), 1-14.
- [16] Karantininis K., Katrakyliadis K. & Persson, M. (2011). Price transmission in the Swedish pork chain: Asymmetric non-linear ARDL. *Documento preparado para el congreso EAAE 2011 Change and Uncertainty*.
- [17] Luoma A., Luoto J. and Taipale M. (2004). Threshold cointegration and asymmetric price transmission in finish beef and pork market. *Pellervo Economic Research Institute, Documento de trabajo, No.70*.

- [18] Pozo V.F., Schroeder T.C. & Bachmeier L.J. (2013). Asymmetric price transmission in the U.S. beef market: New evidence from new data. Documento derivado de la conferencia NCCC-134, applied commodity price analysis, forecasting and market risk management.
- [19] Toda, H.Y. y Yamamoto (1995). Vector autoregressions and causality: a theoretical overview and simulation study. *Econometrics Reviews*, Vol. 13, 259-285.
- [20] Tsay, Ruey S. (1989). Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, No. 405.
- [21] Vavra, P. and Goodwin, B.K. (2005). Analysis of price transmission along the food chain. *OECD Food, Agriculture and Fisheries*. Documento de trabajo No.3.