

TRANSMISION VERTICAL DE PRECIOS EN EL SECTOR DE LA CARNE VACUNA EN ARGENTINA

PRICE TRANSMISSION IN THE ARGENTINA'S BEEF SECTOR

GUSTAVO ROSSINI*

Departamento de Economía, Universidad Nacional del Litoral

EDITH DEPETRIS GUIGUET**

Departamento de Economía, Universidad Nacional del Litoral

Abstract

This study addresses the issue of price transmission at different levels in the Argentina's beef industry. Previous research has suggested that the process of price transmission in the beef supply chain is asymmetric, with input price increases passed on more rapidly and completely than input price decreases. A threshold cointegration approach was used to test empirically the price transmission process. The results support the hypothesis that prices moved asymmetrically in the period analyzed, with price increases transmitted faster than price decreases. The study has important implications for the participants in the beef market and for public policy in the Argentina's beef sector.

Keywords: *Asymmetric Price Transmission, Threshold Cointegration, Beef Market.*

JEL Classification: *C32, Q13.*

Resumen

Este trabajo examina el problema de la transmisión de los cambios de precios a diferentes niveles de la cadena de comercialización. Varios estudios han sugerido que el proceso de transmisión de precios en la cadena

* Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional del Litoral, Santa Fe, Argentina. Email: grossini@fce.unl.edu.ar. 2008. Este trabajo se desarrolla dentro del Proyecto BID OC/AR PICTO 36000.

** Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional del Litoral, Santa Fe, Argentina. Email: eguigueta@fce.unl.edu.ar. 2008.

de la carne vacuna es asimétrico, trasladándose de manera más rápida los aumentos de precios que las bajas. Un modelo de cointegración no lineal (Threshold Cointegration) se usa como metodología para testear la presencia de asimetrías en la cadena cárnica. Los resultados confirman la existencia de asimetrías en la transmisión de precios entre aquéllos que reciben los productores y los pagados por los consumidores. De esta manera, las bajas en los precios de la hacienda gorda para faena no son trasladadas con la misma rapidez con la que son trasladados los aumentos. Por último, este estudio tiene importantes implicancias para los participantes de la cadena cárnica y para los encargados en la toma de decisiones de las políticas hacia el sector ganadero.

Palabras Clave: Transmisión Asimétrica de Precios, Cointegración No Lineal, Mercado de Carne Vacuna.

1. INTRODUCCION

Un número interesante de investigaciones realizadas sobre la cadena de oferta de productos agrícolas han detectado que los incrementos en los costos se pasan hacia los consumidores en forma más rápida y completa que las caídas de los mismos.

El estudio de la transmisión de los cambios de precios en el sector agrícola resulta importante por varias razones. Una de las principales radica en que el proceso de transmisión de precios puede resultar un buen indicador de su competitividad y eficiencia (Palaskas, 1995; Bernard y Willet, 1996; Cramon-Taubadel von, 1998; Goodwin y Holt, 1999; Abdulai, 2002; Richards y Patterson, 2003). La extensión y la velocidad con la cual los cambios de precios son transmitidos a los diferentes niveles de la cadena pueden tener implicancias importantes en el establecimiento de los precios y reflejar los niveles de competencia en el mercado. A su vez, entender de manera acabada la naturaleza de los ajustes de precios, incluyendo la dirección de los movimientos y la simetría, es fundamental también para la predicción de su comportamiento (Babula y Bessler, 1991; Kwon, 2001).

La transmisión de los cambios de precios también resulta significativa en lo que respecta a la aplicación de políticas económicas hacia el sector agropecuario. El comportamiento no competitivo a ciertos niveles de la cadena de comercialización constituye uno de los factores a tener en cuenta que puede derivar en la existencia de poder de mercado por algunas empresas. La evidencia empírica de asimetrías en la transmisión de precios hace que algunos participantes de la cadena con menor peso relacionen el poder de mercado con asimetrías, justificando la intervención en dichos mercados (Meyer y Cramon-Taubadel, 2002).

Particularmente, el problema de la transmisión asimétrica en el sector de la carne vacuna ha sido relacionado en algunos trabajos respecto a la influencia de los comercios minoristas y los frigoríficos (Boyd y Brorsen, 1988; Hahn, 1990; Goodwin y Holt, 1999; Ward y Stevens, 2000; Rossini, 2006).

Por lo expuesto anteriormente, el proceso de la transmisión de los cambios en los precios en la industria de la carne vacuna puede constituir un importante indica-

dor de la eficiencia y competitividad de la cadena. Esto parece ser percibido por los productores ganaderos y consumidores en Argentina, los que argumentan que los cambios de precios no se comportan de manera simétrica a lo largo de la cadena. En consecuencia, este trabajo trata de aportar evidencia empírica respecto a si existen diferencias en la transmisión de precios entre el sector productivo primario y el minorista en la cadena cárnica.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. A continuación, se realiza una revisión de las principales causas que la literatura económica enuncia sobre este problema. Luego se presenta el modelo econométrico a estimar. Por último, se detallan los resultados y las conclusiones en la parte final.

2. LA TRANSMISION DE PRECIOS Y SUS POSIBLES CAUSAS

La transmisión de precios ha sido estudiada para diversos productos agrícolas, incluyendo productos vegetales, lácteos, cárnicos, entre otros, alcanzándose conclusiones contrastantes. Algunos han hallado comportamientos asimétricos en la cadena de comercialización y producción, mientras que otros han rechazado esta aseveración. Muchos de estos estudios han sido más de carácter empírico que teóricos. Tal vez la falta de una teoría general que explique el por qué del proceso de transmisión asimétrica en los precios sea una de las principales causas de la existencia de esta divergencia.

Diversos autores propusieron varias causas y modelos teóricos para explicar la existencia de un proceso asimétrico de transmisión de precios en los trabajos de investigación. El poder de mercado por parte de algunos participantes en la cadena de comercialización ha sido mencionado como una de las principales razones por las que se originan las transmisiones asimétricas de precios. Los productores, al comienzo de la cadena de producción, aseveran que las firmas procesadoras de alimentos y los comercios minoristas actúan de manera no competitiva en la fijación de los precios. En estas etapas de la cadena los mercados aparentan ser menos competitivos debido a los mayores niveles de concentración y pueden ocurrir algunas formas de colusión (Ward, 1982; Bailey y Brorsen, 1989). Así, se puede esperar que los precios se muevan más rápido cuando éstos se incrementan que cuando decrecen.

Uno de los modelos más usados para explicar las transmisiones asimétricas de los cambios de precios es el Modelo de Gatillo (“Trigger Model”) (Green y Porter, 1984). Algunos autores han usado como base este modelo para explicar el comportamiento oligopolístico en respuesta a *shocks* negativos en el mercado de las naftas en los Estados Unidos, los cuales se traducen en asimetrías positivas (Borenstein, Cameron *et al.*, 1997; Brown y Yucel, 2000). Por otro lado, en el sector de la carne vacuna se ha usado este modelo para estudiar el comportamiento no-competitivo en el corto plazo en el precio del ganado por parte de los engordadores de hacienda a corral (*feedlots*) (Koontz *et al.*, 1993).

En un trabajo aplicado, Carlton (1986) encontró que los niveles de concentración en una industria están altamente correlacionados con las asimetrías de precios. El autor enfatiza la idea de que cuando las firmas crecen en tamaño, pueden suplantar los mecanismos de mercado que establecen el precio por mecanismos que descansan en otros métodos.

Uno de los análisis más completos respecto a las transmisiones de los cambios de precios fue realizado por Peltzman (2000). Usando una muestra amplia de diversos productos encontró que en más del 66% de los mercados analizados los precios de los productos tendían a responder más rápido a los incrementos que a bajas. Además, Peltzman encontró dos resultados importantes, relacionados con la volatilidad de los insumos y el efecto de la estructura del mercado en las asimetrías. El primero se refiere a que las asimetrías aparentan ser más importantes en las cadenas productivas que se encuentran más fragmentadas. El segundo sugiere que la asimetría en los precios es característica de los mercados competitivos como también de las estructuras de mercado oligopólicas. Por otro lado, McCorrison *et al.* (1998; 2001) propusieron un modelo de transmisiones de los cambios de precios entre los sectores minoristas y de la producción, donde el sector minorista se caracteriza por un mercado oligopólico. El modelo predice que a mayor poder oligopólico, se registran mayores asimetrías en las transmisiones de precios.

Otra de las causas que puede explicar la existencia de asimetrías en las transmisiones de precios es la presencia de costos en los ajustes de precios. Los costos de ajustes se refieren a los costos que enfrentan las empresas cuando éstas cambian los precios de sus productos o el precio de su mix de productos (Rotemberg, 1982; Blinder *et al.*, 1997). Sin embargo, Kashyap (1995) estudió varios precios a nivel minorista, sugiriendo que los costos de cambiar los precios por sí solos no son una explicación satisfactoria de evidencia sobre los cambios asimétricos de precios.

Ineficiencias en los mercados también pueden ser causadas por la presencia de información asimétrica entre los participantes. La información fluye a lo largo del sistema de comercialización y los precios en cada nivel de la cadena están en función de ésta. La manera en que cada estrato de la cadena recolecta y asimila la información constituye un factor importante para entender los cambios en los precios. Algunos participantes pueden estar más informados de las condiciones actuales del mercado y como resultado pueden responder de manera más rápida que otros. Por ejemplo, algunos participantes de la cadena de la carne vacuna pueden manejar más información acerca de precios pagados a los productores, o cantidad de ganado comercializado. Esta distribución asimétrica puede jugar un rol significativo en la determinación de los precios y generar asimetrías en las transmisiones (Bailey y Brorsen, 1989).

Existen otras razones que pueden ayudar a explicar la existencia de una transmisión asimétrica de precios en la cadena de comercialización. Por ejemplo, hay estudios que sugieren que las intervenciones del gobierno pueden causar ajustes asimétricos en los precios (Kinnucan y Forker, 1987). También las características del producto, especialmente cuando es perecedero. Trabajos aplicados a vegetales, tales como tomates, cebollas, lechuga, zanahorias, etc., que tienen la característica de ser perecederos, han encontrado que caídas en los precios pueden ser pasadas de manera más intensa que los incrementos debido a la perecibilidad de los productos (Ward, 1982). Las expectativas de precios también han sido citadas en la literatura como posibles causas de que los precios se transmitan asimétricamente, ya que es más fácil transmitir incrementos de precios, comparado con las bajas en éstos, si los consumidores esperan que los precios suban (Aguiar y Santana, 2002).

3. MODELO ECONOMETRICO

Un creciente número de trabajos aplicados han usado los modelos de cointegración no lineales para modelar el comportamiento no competitivo de los precios.¹ Enders y Granger (1998) han propuesto una metodología de cointegración que no imponen ajustes lineales y simétricos. Los modelos son llamados Threshold Autoregressive (TAR) y Momentum Threshold Autoregressive (M-TAR).

El primer paso en la metodología exige testear las variables por su orden de integración. El uso de las pruebas de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentado o Phillips-Perron pueden ser empleadas para determinar la presencia de raíces unitarias en cada variable.

Luego, en un segundo paso se estima la relación de equilibrio en el largo plazo, si las variables están integradas de orden 1 $I(1)$. La relación de equilibrio puede ser estimada usando tanto el precio minorista como de los animales en pie (Enders, 2003). Con el objetivo de resolver este problema, se sigue lo realizado por estudios previos que especifican los precios al consumidor como variable dependiente y los precios al productor como independiente en la relación de equilibrio de largo plazo (Heien, 1980; Bailey y Brorsen, 1989; Bernard y Willet, 1996; Cramon-Taubadel von, 1998; Abdulai, 2002; Aguiar y Santana, 2002; Serra y Goodwin, 2003).

Este enfoque, aplicado a los precios en cada estado de la cadena de la carne vacuna, usa el método de mínimos cuadrados ordinarios para estimar la relación de equilibrio:

$$PC_t = \alpha_0 + \alpha_1 PP_t + \mu_t \quad (1)$$

donde: PC_t es el logaritmo de los precios al consumidor de los cortes de carne vacuna y PP_t es el logaritmo de los precios al productor y μ es el término de error. El parámetro estimado α_t puede ser interpretado como la elasticidad de transmisión precio entre el productor y el consumidor.

Para determinar si las variables están cointegradas de manera no lineal, se usan los residuos estimados de la regresión en el largo plazo $\hat{\mu}_t$. Enders y Granger (1998) argumentan que si el ajuste es aproximadamente simétrico, las metodologías estándares (los métodos de Johansen y Engle y Granger) son más poderosas que cualquier otro test. Sin embargo, no ocurre lo mismo si el ajuste es asimétrico. Estos autores introducen los modelos TAR y M-TAR, que permiten a una variable diferentes cantidades de reducciones autorregresivas dependiendo si está incrementando o decreciendo.

El modelo TAR puede ser especificado como:

$$\Delta\mu_t = \begin{cases} \rho_1\mu_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } \mu_{t-1} \geq 0 \\ \rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if } \mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (2)$$

¹ Ver Zapata y Gauthier (2003) por una detallada clasificación de los modelos no lineales con thresholds.

La condición suficiente de estacionariedad de $\{\mu_t\}$ es que $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$. Además, si la secuencia es estacionaria, Tong (1983) demuestra que el estimador mínimos cuadrados de ρ_1 y ρ_2 tienen una distribución multivariada normal asintótica.

El proceso de ajuste puede ser escrito de la siguiente forma:

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde I_t es un indicador de la función tal que

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (4)$$

Si el sistema es convergente, $\mu_t = 0$ es el valor de equilibrio en el largo plazo de la secuencia. Si μ_{t-1} está por encima de su valor en el largo plazo, el ajuste es $\rho_1\mu_{t-1}$, y si μ_{t-1} está por debajo en el equilibrio de largo plazo, el ajuste es $\rho_2\mu_{t-1}$.

Existen tres formas de modificar las ecuaciones (3) y (4). La primera consiste en cambiar el valor de atracción en la ecuación (3), la que asume que el punto de equilibrio en el largo plazo está alrededor de $\mu_t = 0$. La ecuación (5) usa otro valor de atracción

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1[\mu_{t-1} - a_0] + (1 - I_t)\rho_2[\mu_{t-1} - a_0] + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \mu_{t-1} \geq a_0 \\ 0 & \text{if } \mu_{t-1} < a_0 \end{cases} \quad (6)$$

En (5), si $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$, el valor de atracción en el largo plazo en el equilibrio ocurre en el punto $\mu_t = a_0$. La secuencia tiende a caer a la tasa de ρ_1 si μ_{t-1} está por encima del valor a_0 y a la tasa de ρ_2 si μ_{t-1} está debajo de a_0 .

La segunda modificación consiste en aumentar las ecuaciones (3) con rezagos en diferencia de $\{\mu_t\}$.

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta\mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Por último, se puede especificar un ajuste alternativo que puede resultar útil para modelar los cambios hacia el equilibrio en el largo plazo, permitiendo que la caída dependa de los cambios en el período previo en μ_{t-1} . De esta manera, el indicador (I) puede ser especificado de la siguiente manera:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (8)$$

Enders y Granger (1998) argumentan que este ajuste es de especial importancia cuando los cambios son asimétricos de tal manera que exhiben un mayor momento hacia una dirección que hacia otra. Los modelos que usan (3) y (8) son llamados Momentum Threshold Autoregressive (M-TAR). Si $|\rho_1| < |\rho_2|$, el M-TAR exhibe relativamente menos caída para los valores positivos de $\Delta\mu_{t-1}$ que para los valores negativos de $\Delta\mu_{t-1}$, así los incrementos tienden a persistir pero las bajas tienden a revertir más rápidamente hacia el valor de atracción.

El test estadístico para la hipótesis nula ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) usando los modelos TAR y M-TAR son llamados Φ_u y Φ_u^* respectivamente. Las distribuciones de los estadísticos Φ_u y Φ_u^* dependen del número de observaciones, número de rezagos en μ_t y de la inclusión de elementos determinísticos en la relación de cointegración. Enders y Granger (1998) tabulan los valores críticos. Si la hipótesis de estacionariedad es rechazada, es posible testear por la presencia de ajustes asimétricos (por ejemplo, $\rho_1 = \rho_2$) usando la distribución F.

Si los datos sugieren que los modelos TAR y M-TAR son adecuados, Enders y Granger (1998) proponen usar los criterios de selección de modelos SBC o AIC para seleccionar entre ambos el mejor.

Además, Tong (1983) argumenta que si el ajuste en el modelo es asimétrico, el valor promedio de la muestra de los residuos es un estimador sesgado de valor de atracción. Chan (1993) propone un método para encontrar un estimador consistente del valor crítico (threshold), basado en la minimización de la suma de cuadrados de los residuos del modelo ajustado. Para construir este test, los valores de los residuos estimados de la relación de largo plazo son ordenados de manera ascendente y se descarta el 15% de los valores mayores y menores. Los 70% restantes son tomados como posibles valores críticos. La ecuación (7) se estima por mínimos cuadrados ordinarios para cada posible valor crítico. La regresión que tenga la menor suma de los residuos al cuadrado es el valor consistente del threshold.

Si se halla evidencia de que los ajustes son asimétricos, se puede estimar un modelo de corrección de errores usando el valor consistente del threshold para examinar la dinámica de corto plazo del sistema.

$$\begin{aligned} \Delta PC_t &= \phi_{11} Z_{-Pos_{t-1}} + \phi_{12} Z_{-Neg_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \gamma_{11} \Delta PC_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{12} \Delta PP_{t-i} + v_{1,t} \\ \Delta PP_t &= \phi_{21} Z_{-Pos_{t-1}} + \phi_{22} Z_{-Neg_{t-1}} + \sum_{i=1}^k \gamma_{21} \Delta PC_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{22} \Delta PP_{t-i} + v_{2,t} \end{aligned} \quad (9)$$

donde k es el número de rezagos, $Z_{-Pos_{t-1}}$ y $Z_{-Neg_{t-1}}$ son los términos de corrección del error de las regresiones de cointegración, representando los ajustes ante *shocks* positivos y negativos respectivamente. Estos pueden ser representados como

$$\begin{aligned} Z_Pos_{t-1} &= I_t (PC_t - \beta_0 - \beta_1 PP_t) \\ Z_Neg_{t-1} &= (1 - I_t)(PC_t - \beta_0 - \beta_1 PP_t) \end{aligned} \quad (10)$$

donde I_t es el indicador que se estima mediante el método de Chan (1993).

La cantidad apropiada de rezagos en el modelo puede ser crítica ya que consume rápidamente los grados de libertad. Distintos tests, como el de las razones de verosimilitud y los criterios AIC y SBC, son usados para determinar los rezagos apropiados.

4. DATOS

Los datos usados en este estudio fueron obtenidos de varias fuentes. En el caso de los precios de cortes de carne vacuna a nivel minorista corresponden al Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) de Argentina. Dicho organismo publica los precios al consumidor de seis cortes diferentes de carne vacuna: carne picada, nalga, cuadril, bife angosto, paleta y asado, los cuales tienen un alcance nacional. No obstante a nivel nacional, tiene fuerte peso Buenos Aires y el conurbano bonaerense. Los datos están expresados en pesos por kilogramo de producto y se usa para el análisis el precio promedio de los seis cortes.

Por otro lado, los precios a nivel de producción primaria fueron obtenidos del Mercado Concentrador de Liniers en Buenos Aires. Específicamente se usaron los datos de este mercado debido a su carácter de formador de precios y de referente a nivel nacional en el sector ganadero argentino, como así también porque es un mercado por el cual se comercializa ganado que tiene como destino final solamente el consumo doméstico, atendiendo principalmente las necesidades de la ciudad de Buenos Aires y las del conurbano. Los precios están expresados en pesos por kilogramo vivo tomando el precio promedio mensual de todas las categorías que se comercializan en dicho mercado.²

El análisis usa precios mensuales en pesos argentinos a moneda constante, a valores de febrero de 2007, deflacionados por el Índice de Precios al Consumidor de Alimentos y Bebidas y para los recibidos por los productores el Índice de Precios al Productor, subcategoría productos ganaderos. Ambos índices son publicados por el INDEC. El período de análisis comprende desde enero 1993 a febrero 2007.

5. RESULTADOS

5.1 El Comportamiento de los Precios al Productor y al Consumidor

La Tabla 1 proporciona algunas estadísticas simples de las variables utilizadas. Sobre un total de 170 observaciones, el promedio de precios al consumidor a valores

² Distintas categorías de animales se comercializan en este mercado, siendo las más importantes novillitos livianos, vacas y vaquillonas.

constantes expresados en pesos de febrero de 2007 fue de \$ 8,695 por kilogramo. Asimismo, el precio promedio recibido por el productor, también a valores constantes, fue de \$ 2,001 por kilogramo vivo.

Los precios mínimos pagados por los consumidores se registraron a valores constantes en julio del 2002, en plena crisis económica, que se desencadenó en Argentina después de la devaluación a finales del 2001. De esta manera queda en evidencia cómo la crisis económica entre los años 2001-2002 ha afectado los precios pagados por los consumidores. Por otro lado, los precios máximos se dieron en marzo del 2006, coincidiendo con la medida de prohibición de las exportaciones que implementó el gobierno nacional debido al aumento del precio de la hacienda y sus posibles impactos sobre el precio al consumidor y sobre el Índice de Precios al Consumidor.

TABLA 1

ESTADISTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES DE PRECIOS

Variable	Obs.	Promedios	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
Precio Carne Vacuna (Precio Constante) (\$/kg)	170	8,695	0,622	7,337	10,298
Precio Productor (Precio Constante) (\$/kg)	170	2,001	0,206	1,474	2,411
Precio Carne Vacuna (Precio Nominal) (\$/kg)	170	5,050	1,719	3,338	9,386
Precio Productor (Precio Nominal) (\$/kg)	170	1,164	0,5699	0,612	2,399

Nota: Los valores a precio constante están en moneda de febrero de 2007.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Liniers e INDEC.

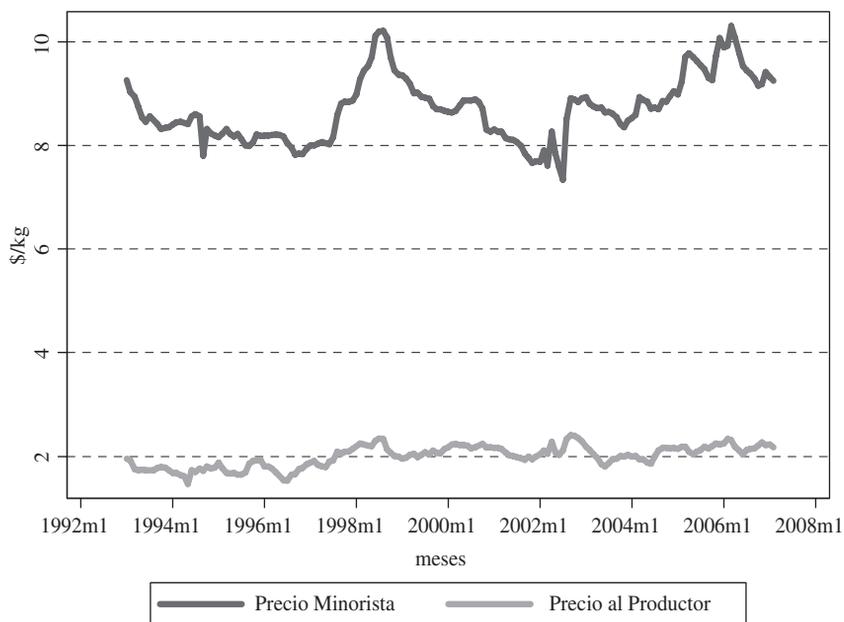
La Figura 1 muestra el comportamiento de los precios promedios mensuales en moneda constante recibidos por los productores y los pagados por los consumidores. En general, los precios se han movido de manera similar, con algunas disparidades durante los primeros meses del 2002, debido a los efectos del reacomodamiento de los precios con el proceso devaluatorio.

5.2 Estimación del Modelo de Cointegración

Los resultados de los tests de raíces unitarias son exhibidos en la Tabla 2. Estas pruebas muestran claramente que la hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada cuando se consideran los precios al productor y al consumidor. Por ejemplo, en los precios al productor, el criterio AIC selecciona un modelo con cuatro rezagos, el SBC solo un rezago. Los valores del estadístico muestral de Dickey-Fuller son $-2,50$ y $-2,35$ respectivamente para el modelo con constante y sin tendencia. Los valores

FIGURA 1

PRECIOS PROMEDIOS AL CONSUMIDOR Y AL PRODUCTOR EN MONEDA CONSTANTE A VALORES DE FEBRERO DEL 2007 (1993-2007)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Liniers e INDEC.

críticos al nivel de significancia del 5% y 10% son $-2,86$ y $-2,55$. De esta manera, si se comparan los estadísticos muestrales estimados con los valores críticos se concluye que la serie tiene raíz unitaria. Para esta serie no se alcanza el mismo resultado para un modelo con constante y tendencia. Sin embargo, con el test de Phillips-Perron se confirma la presencia de raíz unitaria en la serie de precios al productor. Para el caso de los precios al consumidor, la Tabla 2 también muestra evidencia de que no se rechaza la hipótesis nula raíz unitaria en la serie, tanto con los tests de Dickey-Fuller y Phillips-Perron.

La relación de largo plazo³ se estima por medio de la siguiente regresión con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Los valores estimados son los siguientes (los valores entre paréntesis son los estadísticos t).

³ Dado que las dos variables aparentan estar determinadas conjuntamente, la relación de largo plazo puede ser estimada usando tanto los precios al productor o al consumidor como variable dependiente. Sin embargo, no se encuentran diferencias significativas usando los distintos precios como variable dependiente.

$$PC_t = 1,92 + 0,33PP_t + 0,016Dev_t$$

(60,82) 7,05 (1,50)

donde PC_t , PP_t y Dev_t son los logaritmos de los precios al consumidor, precios al productor y una variable binaria que refleja la incidencia de los cambios estructurales sufridos por la devaluación a principios del 2002. Como fue detallado anteriormente, el parámetro estimado asociado al precio al productor (PP) puede ser interpretado como la elasticidad entre el precio al productor respecto del precio al consumidor.

TABLA 2

TESTS DE RAICES UNITARIAS^(a)

Variables	Test de Dickey-Fuller aumentado		Test de Phillips-Perron	Dickey-Fuller primera diferencia
	Constante, sin tendencia	Constante y tendencia	Constante, sin tendencia	Constante, sin tendencia
Precio al Productor (PP) ^b	-2,50	-3,59	-2,39	-5,42
	(lags = 4)	(lags = 4)*	(lags = 4)	(lags = 5)
	-2,35	-3,52	-2,25	-11,94
	(lags = 1)	(lags = 1)*	(lags = 2)	(lags = 0)
Precios al Consumidor (PC)	-2,04	-2,44	-2,26	-5,75
	(lags = 5)	(lags = 5)	(lags = 5)	(lags = 11)
	-2,16	-2,69	-2,19	-12,28
	(lags = 4)	(lags = 4)	(lags = 4)	(lags = 2)

^a * Estadísticamente significativo al 5%. Valores críticos: constante, sin tendencia 5% = -2,86, 10% = -2,57; constante y tendencia 5% = -3,41, 10% = -3,12.

^b En esta fila y las otras, la primera línea corresponde al modelo con el rezago seleccionado por AIC y la segunda línea corresponde al rezago seleccionado por BIC.

Los residuos estimados que resultan de la relación de largo plazo son usados en primer lugar para probar si son estacionarios mediante el test lineal de Dickey-Fuller y los modelos TAR y M-TAR. La segunda columna de la Tabla 3 reporta los resultados del test de cointegración lineal. El estadístico t para el coeficiente de e_{t-1} es -2,56. Los valores críticos de tabla usando dos variables son de -4,07, -3,37 y -3,03 a los niveles de significancia estadística del 1%, 5% y 10% respectivamente. En consecuencia, a los niveles convencionales de significancia estadística, el test lineal de Engle y Granger indica que estas dos series de precios no están cointegradas.⁴

El modelo TAR se estima de acuerdo al modelo detallado en las ecuaciones (3) y (4). La tercera columna de la Tabla 3 muestra los estimadores puntuales en este

⁴ Los mismos resultados se alcanzaron usando el método de Cointegración de Johansen.

modelo. El criterio AIC selecciona un modelo con dos rezagos, al igual que el SBC. Los estimadores puntuales son $\rho_1 = -0,074$ y $\rho_2 = -0,076$, los que sugieren convergencia hacia el equilibrio. Sin embargo, el valor muestral estimado de $\Phi = 3,96$ está por debajo del valor crítico de tabla al nivel del 5% (4,64) pero por sobre el valor crítico al 10% (3,79). En conclusión, al nivel del 5% no es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración, pero sí al 10%. La hipótesis de simetría en los ajustes $\rho_1 = \rho_2$ puede ser testeada usando la distribución normal. El valor muestral del estadístico F es igual a 0,002, con un valor de probabilidad del 0,96. En consecuencia, la hipótesis nula de simetría en los ajustes no puede ser rechazada a los niveles de significancia normales.

Seguidamente, el modelo M-TAR se estima de acuerdo a las ecuaciones (3) y (8) y los resultados se muestran en la cuarta columna de la Tabla 3. Como en el modelo TAR, los criterios AIC y BIC seleccionan un modelo con solo un rezago. Los estimadores puntuales sugieren convergencia y el valor muestral es de $\Phi^* = 5,53$, indicando que puede ser rechazada la hipótesis nula de $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ya que su valor crítico al 5 y 10% de significancia es 5,02 y 4,11 respectivamente. Los valores estimados sugieren una mayor convergencia para las discrepancias positivas comparadas con las negativas. La prueba de ajustes simétricos muestra que el valor muestral es $F = 3,67$, con un valor de probabilidad del 0,056, por lo que se puede rechazar la hipótesis nula de ajustes simétricos al 10% pero no al 5% de significancia.

Los modelos TAR y M-TAR sugieren que los precios están cointegrados con una evidencia débil de que los ajustes son asimétricos. Por lo tanto, se aplica el método de Chan (1993) para encontrar el estimador consistente del threshold (valor crítico). Como es sugerido por Ender y Granger (1998), los criterios AIC y SBC pueden ser usados para seleccionar el modelo que tiene el mejor ajuste.

En la Tabla 3, el modelo M-TAR tiene los valores muestrales de los criterios AIC y SBC más bajos y, en consecuencia, esta especificación es usada para encontrar el threshold consistente y explorar los nuevos resultados con dicho valor crítico.

El mismo es estimado por el método de Chan, siendo de $-0,04287$, el cual puede ser considerado como el valor de equilibrio en el largo plazo de la secuencia de precios. Aunque el valor estimado no difiere significativamente de cero, el cual fue usado para estimar el modelo M-TAR original, tanto los criterios AIC y SBC sugieren que este estimador consistente es preferible al que tienen valor de cero (Ender y Granger, 1998; Abdulai, 2002). Usando este valor como threshold, se vuelve a estimar el modelo M-TAR, con los siguientes resultados:

$$\Delta \hat{e}_t = -0,0816 I_t \hat{e}_{t-1} - 0,1654 (1 - I_t) \hat{e}_{t-1} - 0,1205 \Delta \hat{e}_{t-1}$$

donde

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \hat{e}_{t-1} \geq -0,04287 \\ 0 & \text{if } \Delta \hat{e}_{t-1} < -0,04287 \end{cases}$$

Una vez más, los estimadores sugieren convergencia y la velocidad de ajuste es más rápida para los valores de las discrepancias negativas que para las positivas desde

TABLA 3

ESTIMADORES DE COINTEGRACION LINEAL Y THRESHOLD,
SERIE DE PRECIOS VACUNOS 1993-2007

	Engle-Granger	TAR	M-TAR	M-TAR Consistente
ρ_1	-0,070 (-2,56) ^a	-0,074 (-1,80)	-0,141 (-3,20)	-0,0816 (-1,86)
ρ_2	-	-0,076 (-2,01) ^b	-0,033 (-0,93)	-0,1654 (-3,43)
AIC	-284,59	-434,2	-437,9	-284,54
SBC	-268,38	-424,8	-428,5	-264,25
Threshold	-	0	0	-0,04287
Φ^c	-	3,96	5,53	7,35
$\rho_1 = \rho_2$	-	0,002 (0,96)	3,68 (0,05)	7,17 (0,008)
Q(4) ^d	0,8535	0,4938	0,6044	0,8512
Q(8)	0,5415	0,5082	0,4862	0,5880
Q(12)	0,5676	0,5203	0,4307	0,6293

^a Los números entre paréntesis indican el valor del estadístico t para la hipótesis nula de $\rho_1 = 0$.

^b Los números entre paréntesis indican el valor del estadístico t para la hipótesis nula de $\rho_2 = 0$.

^c Los números en esta fila son los valores muestrales de Φ y Φ^* para los modelos TAR y M-TAR respectivamente.

^d Q(p) es el nivel de significancia de los estadísticos Ljung-Box para la hipótesis nula de que los primeros p rezagos son conjuntamente igual a cero.

el valor crítico consistente (-0,04287). El valor del estadístico Φ^* para la hipótesis nula $\rho_1 = \rho_2 = 0$ es de 7,35, el cual está por encima de los valores críticos de tabla al 5% y 10% de significancia estadística. De esta manera, podemos rechazar la hipótesis nula de no cointegración. El valor del estadístico F para probar si los ajustes son asimétricos es de 7,17, con un valor de probabilidad de 0,008, lo que confirman los ajustes asimétricos.

El resultado de que los precios están cointegrados justifica la estimación de un modelo de corrección de errores. Aunque los modelos de forma lineal y no lineal son estimados para comparar los resultados, más énfasis es puesto en el modelo no lineal ya que el test de Enders y Granger rechaza la idea de que el comportamiento de los cambios en los precios es simétrico.

La Tabla 4 presenta los resultados de los modelos de corrección de errores con ajustes hacia el equilibrio simétrico y asimétrico. Estos confirman que las transmisiones de los cambios de precios son asimétricas para el período considerado. Los estadísticos *t* de *Z_Pos* y *Z_Neg* indican que los precios al consumidor responden en mayor medida a las discrepancias negativas que a las positivas ante una desviación del equilibrio. Así, los precios al consumidor ajustan un 17,9% ante discrepancias negativas y solo un 4% ante las positivas en el mes siguiente. Por otro lado, y analizando los mismos coeficientes estimados para la ecuación del precio al productor, se tiene que dichos precios ajustan un 12,5% ante la presencia de un *shock* negativo y de un 2,9% ante un *shock* positivo en el mes siguiente. Sin embargo, los estadísticos *t* de estos

coeficientes muestran una significancia estadística débil o nula. En consecuencia, si el precio al productor se incrementa genera una discrepancia negativa, por lo cual los precios al consumidor se ajustan de manera más rápida que ante una baja en el precio al productor (discrepancia positiva).

El estadístico $F_{(3,174)}$ bajo la hipótesis nula de que los cambios actuales y rezagados en los precios al productor no afectan los cambios en los precios al consumidor es de 3,41 con un valor de probabilidad del 0,06, mientras que el estadístico $F_{(2,174)}$ respecto a la hipótesis nula de que los cambios en los precios al consumidor no afectan los precios al productor es de 0,26 con un valor de probabilidad de 0,85. Estos resultados evidencian que la causalidad de los cambios de precios va desde el sector productivo hacia el sector minorista.

TABLA 4

MODELOS DE CORRECCION DE ERRORES SIMETRICOS Y ASIMETRICOS (1993-2007)^{a, b, c}

	Corrección de errores asimétricos		Corrección de errores simétricos	
	ΔPC	ΔPP	ΔPC	ΔPP
<i>Constant</i>	-0,0004 (-0,26)	0,0009 (0,37)	-0,0002 (-0,16)	0,0011 (0,44)
ΔPC_{t-1}	0,101 (1,34)*	-0,3684 (-2,90)**	0,0867 (1,11)	0,120 (1,49)*
ΔPC_{t-2}	-0,031 (-2,42)**	-0,161 (1,26)	-0,0120 (-0,15)	0,1521 (1,90)*
ΔPP_t	0,211 (4,67)**		0,230 (4,98)**	
ΔPP_{t-1}	0,058 (1,22)	0,137 (1,69)*	0,0392 (0,79)	-0,3873 (3,10)**
ΔPP_{t-2}	0,041 (0,84)	-0,0246 (-0,37)	0,0539 (1,09)	-0,146 (-1,17)
<i>Z_Pos</i>	0,041 (0,11)	0,029 (0,48)		
<i>Z_Neg</i>	-0,179 (-4,25)**	-0,125 (1,78)*		
ECT_{t-1}			-0,073 (-2,62)**	-0,0365 (-0,79)
Q(4)	16,07 (0,00)	0,04 (0,99)	16,07 (0,00)	0,04 (0,99)
R2	0,265	0,352	0,215	0,085
$F_{(3,174)} = \Delta PP$	3,41 (0,06)*	9,73 (0,00)**	2,48 (0,08)*	3,076 (0,04)**
$F_{(2,174)} = \Delta PC$	0,02 (0,65)	0,26 (0,85)	0,16 (0,84)	5,69 (0,00)**

^a Estadísticos t entre paréntesis.

^b PC = Precio Consumidor, PP = Precio Productor.

^c ** significativo estadísticamente al nivel del 5%, * al nivel del 10%.

Los estadísticos t del modelo de corrección de errores simétrico indican que sólo el término de corrección de errores del precio al consumidor es significativo. Esto implica que ante desviaciones positivas o negativas es esta la tasa de ajuste para volver a la relación de largo plazo.

6. CONCLUSIONES

El objetivo del trabajo ha sido analizar empíricamente la existencia de asimetrías en las transmisiones de precios entre los niveles de la producción primaria y de los consumidores en la cadena de carne vacuna en Argentina.

Para ello, se utilizaron datos de ganado vacuno del mercado concentrador de Liniers, uno de los mercados de referencia y orientativo en cuanto a precios del sector ganadero argentino, y de los precios de cortes de carne al minorista publicados por el INDEC. La razón de la elección de dichos datos se debe a que por un lado este mercado concentrador de hacienda, el más importante de Argentina, abastece principalmente la ciudad de Buenos Aires y ciudades adyacentes y, en segundo lugar, los precios al consumidor publicados por el INDEC tienen una ponderación importante en el promedio de los precios de estas ciudades. Por lo tanto se buscó tener datos que sean consistentes desde el punto de vista económico para testear empíricamente la transmisión de precios en este sector. En ambos casos se utilizaron precios promedios abarcando el período entre enero de 1993 a febrero de 2007.

Se emplearon para la estimación del modelo técnicas estadísticas que han permitido examinar la relación de equilibrio en el largo y en el corto plazo entre ambos precios, considerando las propiedades estadísticas de las series de precios. Los modelos TAR y M-TAR han provisto evidencia consistente de que los precios se transmiten de manera asimétrica entre el sector productivo y el minorista. Aumentos de precios a nivel de los productores ganaderos son pasados hacia el precio al consumidor de manera más rápida y completa que las reducciones de precios. De esta manera, los márgenes de comercialización son corregidos de manera más rápida cuando estos decrecen relativos a su nivel de equilibrio en el largo plazo que cuando se incrementan.

Se pueden formular algunas hipótesis respecto al por qué de los hallazgos. Tal vez, la mayor concentración a nivel minorista, básicamente en supermercados e hipermercados, donde se estima que se vende aproximadamente más del 40% de la carne vacuna, puede llevar a cierto poder de mercado que se podría traducir en un comportamiento no competitivo respecto a los precios. Sin embargo, los resultados de este trabajo no implican poder de mercado o ganancias extraordinarias de los comercios minoristas.

Otras causas, sin embargo, pueden también influir en la transmisión asimétrica de los cambios de precios, para lo que se hace necesaria una mayor investigación.

A su vez, las asimetrías son verificadas en dos etapas diferentes en el tiempo de los datos analizados, en situaciones de bajos precios al productor y en un contexto recesivo de la actividad económica en el primer período y de altos precios de la hacienda y en una economía con altas tasas de crecimiento para el segundo.

La confirmación de estas conclusiones con estudios adicionales, y como por ejemplo la inclusión del eslabón industria, sería una contribución muy valiosa para la formulación de una política sectorial para la estabilización de la producción y los precios.

Por último, la dirección en la causalidad de los cambios se produce desde el sector de la producción primaria hacia el consumidor. Esto puede deberse a que la producción ganadera genera un producto que no se puede guardar por mucho tiempo, sujeto a factores biológicos con una oferta altamente inelástica en el corto plazo. Por lo tanto, a los productores se les hace imposible ajustar la producción en respuesta a cambios transitorios en el precio de manera inmediata. Contrariamente, los comercios minoristas pueden responder inmediatamente a cambios en los precios de la hacienda gorda para faena, ajustando los precios de los cortes cárnicos.

REFERENCIAS

- ABDULAI, A. (2002). "Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission", *Applied Economics* 34, pp. 679-687.
- AGUIAR, D. y J. SANTANA (2002). "Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence from Brazil", *Agribusiness* 18 (1), pp. 37-48.
- BABULA, R. y D. BESSLER (1991). "Corn/Broiler Price Transmissions and Structural Change Since the 1950s", *Agribusiness* 7 (3), pp. 269-284.
- BAILEY, D. y B. BRORSEN (1989). "Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets", *Western Journal of Agricultural Economics* 14, pp. 246-252.
- BERNARD, J. y L. WILLET (1996). "Asymmetric Price Relationship in the U.S. Broiler Industry", *Journal of Agricultural and Applied Economics* 28, pp. 279-289.
- BLINDER, A.; E. CANETTI, D. LEBOW y J. RUDD (1998). *Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness*, New York, NY: Russell Sage Foundation.
- BORENSTEIN, S.; A. CAMERON y R. GILBERT (1997). "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?", *The Quarterly Journal of Economics* 2, pp. 305-335.
- BOYD, M. y B. BRORSEN (1988). "Price Asymmetry in the U.S. Pork Marketing Channel", *North Central Journal of Agricultural Economics* 10, pp. 103-110.
- BROWN, S. y M. YUCEL (2000). "Gasoline and Crude Oil Prices: Why the Asymmetry?", *Federal Reserve Bank of Dallas, Economic Review*, Third Quarter, pp. 23-29.
- CARLTON, D. (1986). "Vertical Integration in Competitive Markets under Uncertainty", *Journal of Industrial Economics* 27 (3), pp. 189-209.
- CHAN, K. (1993) "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimation of a Threshold Autoregressive Model", *The Annals of Statistics* 21, pp. 520-533.
- CRAMON-TAUBADEL VON, S. (1998). "Estimating Asymmetric Price Transmission with Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market", *European Review of Agricultural Economics* 25, pp.1-18.
- ENDERS, W. (2003). *Applied Econometric Time Series*, Hoboken, NJ: John Wiley and Sons.
- ENDERS, W. y C. GRANGER (1998). "Unit-Roots Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business and Economic Statistics* 16 (3), pp. 304-311.
- GOODWIN, B. y M. HOLT (1999). "Price Transmission and Asymmetric Adjustments in the U.S. Beef Sector", *American Journal of Agricultural Economics* 81 (3), pp. 630-37.
- GREEN, E. y R. PORTER (1984). "Non-Cooperative Collusion under Imperfect Information", *Economica* 52, pp. 87-100.
- HAHN, W. (1990). "Price Transmission Asymmetry in Pork and Beef Markets", *Journal of Agricultural and Economic Resources* 42, pp. 21-30.

- HEIEN, D. (1980). "Markup Pricing in a Dynamic Model of Food Industry", *American Journal of Agricultural Economics* 1 (37), pp. 10-18.
- KASHYAP, A. (1995). "Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs", *Quarterly Journal of Economics* 54, pp. 245-274.
- KINNUCAN, H. y O. FORKER (1987). "Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products", *American Journal of Agricultural Economics* 69 (2), pp. 285-292.
- KOONTZ, S.; P. GARCIA y M. HUDSON (1993). "Meatpackers Conduct in Fed cattle Pricing: An Investigation of Oligopsony Power", *American Journal of Agricultural Economics* 75 (3), pp. 537-548.
- KWON, O. (2001). "A Time Series Analysis on Interrelationships Among U.S and Korean Livestock Prices". *Department of Agricultural Economics*. Columbia, University of Missouri. Unpublished Ph.D. Dissertation.
- McCORRISTON, S.; C. MORGAN y A. RAYNER (2001). "Price Transmission: The interaction Between Market Power and Returns to Scale", *European Review of Agricultural Economics* 28 (2), pp.143-159.
- _____ (1998). "Processing Technology, Market Power, and Price Transmission", *Journal of Agricultural Economics* 49 (2), pp.185-201.
- MEYER, J. y V. CRAMOM -TAUBADEL (2002). "Asymmetric Price Transmission: A Survey". Paper presented in the 10th EAAE Conference Zaragoza, Spain.
- PALASKAS, T. (1995). "Statistical Analysis of Price Transmission in the European Union", *Journal of Agricultural Economics* 46 (1), pp. 61-69.
- PELTZMAN, S. (2000). "Prices Rise Faster than They Fall", *Journal of Political Economy* 108 (3), pp. 466-502.
- RICHARDS, T. y P. PATTERSON (2003). "Competition in Fresh Produce Markets", Washington D.C.: USDA, *Economic Research Service*.
- ROSSINI, G. (2006). "Asimetrías en la Transmisión de Precios en la Cadena de la Carne Vacuna: Una Aplicación Econométrica", *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional Del Litoral* 4 (1), pp. 43-53.
- ROTEMBERG, J. (1983). "Aggregate Consequences of Fixed Cost of Price Adjustment", *American Economic Review* 73, pp. 433-436.
- SERRA, T. y B. GOODWIN (2003). "Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the Spanish Dairy Sector", *Applied Economics* 35, pp. 1889-1899.
- TONG, H. (1983). *Threshold Model in Nonlinear Time Series Analysis*, Lectures Notes in Statistics N° 21, New York: Springer-Verlag.
- WARD, R. (1982). "Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables", *American Journal of Agricultural Economics* 62 (2), pp. 205-221.
- WARD, R. y T. STEVENS (2000). "Pricing Linkages in the supply Chain: The Case for Structural Adjustments in the Beef Industry", *American Journal of Agricultural Economics* 82 (5), pp. 1112-1122.