

## La transmisión de precios en la cadena de la carne vacuna: una aplicación econométrica

**Gustavo Rossini**

*Profesor de la Cátedra de Econometría UNL y Becario Postdoctoral del CONICET*

### Palabras clave

- *precio ganado vacuno*
- *transmisión de precios*
- *modelo de corrección de errores no lineal*
- *precio carne vacuna*

### Resumen

Las transmisiones de los cambios de precios en la cadena de carne es un tema altamente controversial, donde algunos participantes, como los productores, aducen que las subas de precios se transmiten rápidamente, pero no las bajas. Este trabajo tiene por objetivo analizar si existen asimetrías en los cambios de precios entre el sector minorista y primario de la producción, utilizando datos mensuales entre enero de 1996 y diciembre del 2005. Para el análisis se usó un modelo de cointegración no lineal, y los resultados encontrados revelan que los precios al consumidor ajustan mas rápidamente que los precios al productor ante cambios que alteren éstos, denotando asimetrías en la transmisión de precios.

### Abstract

Price transmission in the beef marketing chain is a highly controversial topic, where some participants, such as producers, adduce that increase in producer prices are passed more quickly than decrease in producer prices. This study has as objective to analyze whether there are asymmetries in price transmission between producer and retail prices, using monthly data for the period covering January 1996 through August 2005. Using a threshold cointegration model, results reveal that consumer prices adjust more quickly than producer price to positive and negative shocks, showing an asymmetric behavior.

### Key words

- *cattle prices*
- *price transmission*
- *threshold cointegration model*
- *beef prices*

## Introducción

Unos de los problemas recurrentes en la cadena de carne vacuna se centra en como se transmiten los cambios de precios a lo largo de la cadena. Algunos participantes, como los productores ganaderos, aseveran que las transmisiones de precios son asimétricas, siendo las subas de precios en el ganado en pie trasladadas rápidamente a lo largo de la cadena y repercutiendo casi inmediatamente en los precios a los consumidores, pero no así las bajas.

Considerando que los precios actúan como mecanismo de coordinación entre los distintos niveles en la cadena cárnica, la transmisión vertical de precios constituye una característica importante que describe el funcionamiento de los mercados en las distintas etapas de la trama bovina (Goodwin y Holt, 1998). La extensión de los ajustes y la velocidad con la que los shocks son transmitidos, entre los precios que reciben los productores y los que pagan los consumidores, son factores importantes que reflejan las acciones de los participantes de la cadena.

Una extensa literatura ha examinado las transmisiones de precios entre productores, industrias procesadoras y minoristas en la cadena de la carne vacuna en otros países. Los primeros trabajos utilizaron el modelo desarrollado por Wolffram (1971) y posteriormente modificado por Houck (1977) y Ward (1982). Las especificaciones de estos modelos generalmente implican la regresión de series de precios en sus primeras diferencias con respecto a rezagos de precios diferenciados, permitiendo o tratando de distinguir los efectos de las diferencias de los rezagos positivos de los negativos (Ward, 1982; Kinnu-

can y Forker, 1987; Bernard y Willet, 1996; Aguiar y Santana, 2002). En general, los resultados de dichos trabajos encuentran asimetrías en los ajustes de precios en varios niveles de la cadena productiva.

Sin embargo, los modelos anteriormente mencionados han ignorado algunas propiedades de las series de tiempo de los datos utilizados. En particular, muchos autores no han tenido en cuenta las propiedades no estacionarias de las series de precios (von Cramon-Taubadel, 1998), ni tampoco la presencia de relaciones de equilibrio entre precios en la cadena de comercialización. Los precios al consumidor y al productor pueden moverse de manera diferente en el corto plazo debido a factores estacionales o de política hacia el sector, pero si continúan moviéndose de forma independiente uno del otro en el largo plazo, las fuerzas económicas del mercado incidirán para que se vuelvan a mover de manera conjunta. Precisamente, esta idea de ajustes en el corto plazo para mantener relaciones de equilibrio en el largo plazo ha hecho que se empleen metodologías de cointegración y sus correspondientes modelos de corrección de errores para analizar los movimientos de precios en las cadenas agroalimentarias (Goodwin y Holt, 1999; Goodwin y Harper, 2000; Abdulai, 2002).

Varias hipótesis han sido usadas para explicar la existencia de asimetrías en las transmisiones de precios<sup>(1)</sup>. Ward, por ejemplo, detalla que cuando los bienes son perecederos, los vendedores pueden abstenerse de aumentar el producto por miedo a no poder venderlo. Por otro lado, Peltzam (2000) y Bailey y Brorsen (1989) sugieren que las asimetrías

(1) Ver por ejemplo, von Cramon-Taubadel (2004) para una extensa descripción de las causas y modelos para medir transmisiones de precios.

pueden deberse a los costos que imponen la realización de cambios en los precios, llamados costos de menú en la literatura económica. Por último, McCriston et. al. (2001) analiza e hipotetiza que comportamientos no competitivos por parte de algunos agentes en la cadena de comercialización pueden derivar en ajustes asimétricos en los precios.

Este trabajo tiene como objetivo analizar las transmisiones de precios entre el nivel productivo y el minorista en la cadena de carne vacuna en Argentina. Para ello, se utiliza el método de cointegración propuesto por Balke y Fomby (1997), el cual consiste en la estimación del modelo de corrección de errores que permite evaluar la dinámica de los movimientos de los ajustes de precios a ambos niveles de la cadena de comercialización.

## Metodología

Tsay (1989) desarrolló un método para probar la presencia de thresholds (valores de quiebre en una serie) y modelar los procesos autorregresivos con la presencia de estos valores. A su vez, Balke y Fomby (1997), notando la correspondencia entre los modelos de corrección de errores que representan una relación de cointegración y los modelos autorregresivos de un término de corrección de errores, extendió los modelos autorregresivos con thresholds dentro de una estructura de cointegración.

Balke y Fomby también demuestran que los métodos tradicionales para evaluar la presencia de raíz unitaria y cointegración funcionan bien cuando la cointegración con thresholds está presente.

Una relación de cointegración estándar, la cual representa una relación de equilibrio, puede establecerse de la siguiente manera:

$$y_{1t} - \beta_1 y_{2t} - \beta_2 y_{3t} - \dots - \beta_k y_{kt} = v_t \quad (1)$$

donde

$$v_t = \rho v_{t-1} + \varepsilon_t$$

La cointegración entre las variables  $y_{it}$  dependen de la naturaleza del proceso autorregresivo de  $v_t$ . Cuando  $\rho$  se aproxima a 1, las desviaciones desde el equilibrio se transforman en no estacionarias y en consecuencia, las variables no están cointegradas. Balke y Fomby extendieron este enfoque al caso donde  $v_t$  sigue un proceso autorregresivo con thresholds:

$$\rho = \begin{cases} \rho^{(1)} & \text{if } |v_{t-1}| \leq c \\ \rho^{(2)} & \text{if } |v_{t-1}| > c \end{cases} \quad (2)$$

Donde  $c$  representa el valor de quiebre o umbral (threshold) el cual delimita los distintos regímenes. Un caso común es cuando  $\rho^{(2)} = 1$ , lo que implica que la relación para desviaciones pequeñas del equilibrio está caracterizada por un camino aleatorio (por ejemplo, falta de cointegración).

Balke y Fomby notan que esta simple estructura puede ser fácilmente extendido para permitir múltiples thresholds, implicando múltiples regímenes y también, permitiendo ajustes asimétricos. En el caso de  $k$  thresholds,  $k+1$  diferentes regímenes son implicados, teniendo cada uno diferentes parámetros y en consecuencia, teniendo su propia dinámica en el sistema. Múltiples thresholds permiten modelar asimetrías entre las relaciones de las variables elegidas viendo como los diferentes regímenes responden a shocks negativos y positivos.

En este trabajo se consideran dos thresholds, ( $c_1$  y  $c_2$ ) lo que implica tres regímenes. En este caso, un modelo de corrección de errores con diferentes thresholds puede ser representado como:

$$\Delta y_1 = \begin{cases} \sum_{t=1}^p \gamma_t^{(1)} \Delta y_{t-1} + \theta^1 v_{t-1} + \varepsilon_t^1 & \text{if } v_{t-1} < c_1 \\ \sum_{t=1}^p \gamma_t^{(2)} \Delta y_{t-1} + \theta^2 v_{t-1} + \varepsilon_t^2 & \text{if } c_1 \leq v_{t-1} \leq c_2 \\ \sum_{t=1}^p \gamma_t^{(3)} \Delta y_{t-1} + \theta^3 v_{t-1} + \varepsilon_t^3 & \text{if } v_{t-1} > c_2 \end{cases} \quad (3)$$

Donde  $\varepsilon_t$  son los residuos con media cero.

La prueba para determinar la presencia de los valores umbrales (thresholds) presenta algunos problemas. Tsay (1989) desarrolló un test general no-paramétrico para testear la presencia de no linealidad, causada por la presencia de thresholds en una serie autorregresiva. Considerando un modelo autorregresivo estándar de la siguiente forma:

$$v_t = \alpha + \gamma v_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

para construir el test de Tsay, establecemos cada combinación de  $v_t$  y  $v_{t-1}$  como un caso de datos. Los casos individuales son ordenados de acuerdo a la variable de relevancia del comportamiento del threshold,  $v_{t-1}$  en este caso. Residuos recursivos son obtenidos estimando el modelo autorregresivo para una muestra inicial y luego actualizando la muestra original secuencialmente, adicionando una por una las observaciones. El test de no linealidad es obtenido por el estadístico  $F$  de la regresión que se obtiene regresando los residuos recursivos sobre la variables explicatorias ( $v_{t-1}$ ). Este test también sirve para determinar el rezago del parámetro el cual define el threshold en la ecuación (2). El test comúnmente se realiza para distintos rezagos y el que genera el  $F$  estadístico más grande es elegido como el óptimo.

Una vez que la presencia de los efectos del threshold es confirmada, algunas estrategias de estimación paramétrica debe ser considerada para estimar los valores umbrales. Si bien hay diferentes alternativas, se utiliza una búsqueda en dos dimensiones para estimar los valores de los thresholds  $c_1$  y  $c_2$ , los que definen los tres regímenes. Dos técnicas de búsqueda alternativa han sido propuestas. Obstfeld y Taylor (1997) usan una búsqueda para encontrar el threshold el cual maximiza la función de verosimilitud. Alternativamente, Balke y Fomby usan una

búsqueda del threshold que minimiza el criterio de la suma de los residuos al cuadrado.

En síntesis, la estrategia de estimación de este trabajo puede ser resumida de la siguiente manera. En primer lugar, el test de Dickey y Fuller para determinar la presencia de raíz unitaria en las series y el test de cointegración de Johansen (1988) son usados para evaluar las propiedades de las series de tiempo de los datos empleados. En segundo lugar, seguimos el enfoque de Engle y Granger (1987) empleando mínimos cuadrados ordinarios para estimar la relación de cointegración entre las variables. Los residuos rezagados de esta regresión son luego usados para definir el término de corrección de errores. Una búsqueda de los posibles threshold en dos dimensiones es llevada a cabo para encontrar estos valores. Específicamente, buscamos por el primer threshold entre el 5% y 95% de los residuos negativos ordenados en forma creciente. En forma similar, buscamos por el segundo threshold entre el 5% y el 95% de los residuos positivos ordenados de la misma forma. Por último, un modelo de corrección de errores es estimado condicionado en los parámetros de los thresholds estimados.

Algunos métodos para testear la significancia estadística del efecto de los thresholds son necesarios. En este caso, usamos el test tradicional de Chow para probar la diferencia entre los parámetros de los valores umbrales estimados.<sup>(2)</sup>

## Resultados

El trabajo usa datos mensuales desde enero de 1996 a diciembre del 2005, totalizando 120 observaciones. Los precios al productor corresponden a la categoría novillitos registrados en el mercado de Liniers, mientras que los precios al consumidor

(2) Sin embargo, algunos autores (ver por ejemplo Hansen, 1997) objetan este test ya que es complicado por el hecho de que el parámetro del threshold es no identificado bajo la hipótesis nula de no efecto de threshold y en consecuencia, los test estadísticos convencionales tienen distribuciones no estándares.

proviene de un promedio de seis cortes de carnes<sup>(3)</sup> publicados por el INDEC.

El test de raíz unitaria de Dickey y Fuller confirman que las dos series de precios son estacionarias de primer orden. A su vez, el método de cointegración de Johansen indica la existencia de una única relación de cointegración entre los dos precios. Los criterios de información de Aikaike y el Bayesiano de Schwartz fueron usados para determinar los rezagos apropiados en el test de cointegración, así como también en el modelo de corrección de errores. Dichos criterios sugieren la inclusión de un solo rezago<sup>(4)</sup>.

La tabla 1 muestra los resultados del test coin-

tegración de Johansen. Dado que 22,14 excede el valor crítico al 95% del estadístico  $\lambda_{trace}$  (valor crítico de 17,9), es posible rechazar la hipótesis nula de la no existencia de un vector de cointegración y aceptar la alternativa de uno o más vectores de cointegración. Entonces, podemos usar el estadístico  $\lambda_{trace}(1)$  para probar la hipótesis nula de  $r \leq 1$  contra la alternativa con más de un vector de cointegración. Dado que el estadístico  $\lambda_{trace}(1)$  es 2,80 es menor que el valor crítico de 8,18, se concluye que existe un solo vector de cointegración. La misma conclusión puede ser alcanzada si utilizamos el estadístico  $\lambda_{max}$ .

Tabla 1. Resultados de las pruebas de Cointegración de Johansen

| Hipótesis nula   | Hipótesis alternativa | Valor estimado del estadístico | Valor crítico al 95%* |
|--|-----------------------|--------------------------------|-----------------------|
| Test Estadístico del Máximo Eigenvalue ( $\lambda_{max}$ ) |                       |                                |                       |
| $r = 0$  | $r = 1$               | 19,34                          | 14,9                  |
| $r = 1$  | $r = 2$               | 2,80                           | 8,18                  |
| Test Estadístico de la Traza ( $\lambda_{trace}$ )         |                       |                                |                       |
| $r = 0$  | $r > 0$               | 22,14                          | 17,95                 |
| $r = 1$  | $r > 1$               | 2,80                           | 8,18                  |

\*Los valores críticos al nivel del 5% fueron tomados de Osterwald and Lenum (1992).

La relación de cointegración fue estimada por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), usando a los precios pagados a los productores como variable dependiente (Tabla 2). Luego, el test de Tsay fue realizado usando el término de corrección de errores de la regresión por MCO de la rela-

ción de equilibrio de largo plazo entre los precios al productor y al consumidor de carne vacuna. El test rechaza linealidad e implica la presencia de uno o más valores umbrales (thresholds) El mayor rechazo ocurre con un rezago de dos. La búsqueda de los thresholds en dos dimensiones arrojó como resulta-

(3) Los cortes de carnes son: asado, paleta, carne picada, cuadril, nalga y bife angosto.

(4) El test likelihood ratio también fue empleado para determinar la cantidad óptimas de rezagos a incluir en el test de cointegración, sugiriendo la inclusión de solo uno.

do los valores de  $-0,0183$  en los errores negativos y  $0,00576$  para los positivos. El test de Chow fue realizado para comparar la significancia estadística entre los distintos regímenes. El test rechaza fuerte-

mente la hipótesis nula de que los regímenes tiene los mismos parámetros usando los valores de tabla convencional (Estadístico F)<sup>(5)</sup>.

**Tabla 2.** Relación de Equilibrio en el largo plazo y el Test de no linealidad

| Estimación de la relación de cointegración   |             |                       |
|--|-------------|-----------------------|
| $PNov = -0,6504 + 0,4018 PCons$              |             |                       |
| (0,0480) (0,0094)                            |             |                       |
| R2 = 0,94                                    |             |                       |
|  | Estadístico | Valor de probabilidad |
| Test de Tsay                                 | 15,01       | 0,000001              |
| Regímenes y Thresholds                       |             |                       |
| Régimen I ( $-\infty < v_{t-1} = -0,0183$ )  | $n = 56$    |                       |
| Régimen II ( $-0,0183 < v_{t-1} = 0,0576$ )  | $n = 18$    |                       |
| Régimen III ( $-\infty < v_{t-1} < 0,0576$ ) | $n = 45$    |                       |

Los valores umbrales delimitan los regímenes de 56, 18 y 45 observaciones respectivamente. La estimación de los modelos de corrección de errores son mostrados en la tabla 3. Los errores estándares estimados están condicionados a los valores valores umbrales encontrados y también al supuesto de homocedasticidad en la varianza de los errores a través de los distintos regímenes. Los errores estándares de no deberían ser tomados directamente para la construcción de los tests convencionales, sino como guía de la significancia individual de los parámetros, ya que algunos autores sugieren que los estadísticos tienen estimaciones no estándares y se hace imposible estimarlos debido a las limitaciones de este enfoque (Hansen, 1997; Goodwin y Holt, 1999).

Los parámetros estimados para cada uno de los regímenes nos permiten apreciar las relaciones y di-

námica entre ambos precios (Tabla 3). En el primer período se puede apreciar que existe más interacción entre los rezagos del precio al productor y el precio al consumidor, pudiendo inferir que la causalidad va desde el sector primario hacia el nivel minorista. En el segundo período la relación es diferente, ya que la interacción se da entre los precios rezagados de los mismos precios, mientras que en el tercer período la interacción es entre ambos, sugiriendo que la causalidad va a ambos sentidos de la cadena de producción como se ha encontrado en otros trabajos (Depetris de Guiguet y Rossini, 2005a). Por otro lado, el coeficiente del término de corrección de errores muestra significancia estadística en la ecuación de los precios al consumidor, implicando que son los precios a este nivel de la cadena los que corrigen las desviaciones del equilibrio en el corto plazo.

(5) Algunos autores, como Hansen (1997; 2002) sugieren realizar métodos de simulación para determinar las distribuciones de los estadísticos.

Tabla 3. Modelo de corrección de errores.

| Régimen I         |                   |                  |
|-------------------|-------------------|------------------|
| Variable          | PP                | PC               |
| Constante         | 0,0093 (0,008)    | 0,0146 (0,0140)  |
| $\Delta PC_{t-1}$ | -0,1399 (0,091)   | 0,0793 (0,151)   |
| $\Delta PP_{t-1}$ | 0,1259 (0,204)    | 1,0361 (0,337)   |
| $v_{t-1}$         | -0,3080* (0,1460) | -0,5336* (0,240) |
| Régimen II        |                   |                  |
| Variable          | PP                | PC               |
| Constante         | 0,0102 (0,014)    | -0,0176 (0,0195) |
| $\Delta PC_{t-1}$ | 0,0622 (0,099)    | 0,4255* (0,137)  |
| $\Delta PP_{t-1}$ | 0,1584 (0,306)    | 0,2630 (0,421)   |
| $v_{t-1}$         | -0,3912 (0,417)   | -0,1911 (0,575)  |
| Régimen III       |                   |                  |
| Variable          | PP                | PC               |
| Constante         | 0,0129 (0,013)    | 0,0506 (0,029)   |
| $\Delta PC_{t-1}$ | -0,2136* (0,106)  | -0,4940* (0,247) |
| $\Delta PP_{t-1}$ | 0,6444* (0,283)   | 1,5390* (0,615)  |
| $v_{t-1}$         | -0,2713 (0,191)   | -0,9660* (0,412) |

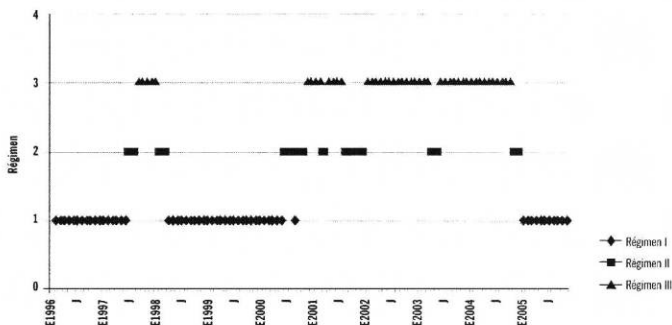
\* Significativo estadísticamente al 5 %.

Los valores entre paréntesis son las desviaciones estándares.

Una evaluación del momento y la frecuencia de cambios entre los diferentes regímenes es de gran importancia. La Figura 1 muestra los cambios entre los distintos regímenes. Es importante reconocer que el proceso de ajuste en los precios en un específico momento es único, en el sentido que depende de los valores del término de corrección de errores y de los precios rezagados en sus primeras diferencias para cada observación. Esto contrasta con los vectores autorregresivos estándares y los modelos de corrección de errores, donde la respuesta a los shocks que alteran el equilibrio son independientes del momento en el tiempo en el que se aplican. En cada punto en el tiempo (cada observación), y dependiendo del valor del término de corrección de errores, uno de

los tres regímenes caracteriza la relación entre los precios. Sobre la base de la definición del término de corrección de errores, los cuales son los residuos de la relación de cointegración, y teniendo a los precios al productor como variable dependiente, el régimen I corresponde a errores negativos grandes (en valores absolutos) por debajo del threshold más bajo, pudiéndose decir que son precios al productor por debajo de los valores de equilibrio. Por otro lado, el régimen III corresponde a valores positivos y grandes de los errores, es decir, precios al productor por encima de los valores de equilibrio. Por último, en el régimen II se encuentran los residuos que están entre ambos thresholds, o precios al productor cerca de los valores de equilibrio.

Figura 1. Momento del cambio entre los distintos regímenes.



Los regímenes I y III tienen la mayor cantidad de residuos, con 56 y 45 observaciones respectivamente, representando el 47% y 38% del total. Las observaciones raramente caen en el régimen II que tiene solo 18 observaciones con el 15% del total. Como se analizó anteriormente, el régimen I representa "precios al productor por debajo de lo normal" y se presenta entre los años 1996 y 2000 con un salto entre los años 1997 y 1998, donde se observan precios mayores o en equilibrio, pero volviendo a aparecer durante el año 2005. El régimen III, que significa precios al productor por encima de lo normal, se encuentran al final de la muestra, especialmente entre los años 2001 y 2004. También se aprecia en la figura 3 que no son usuales los saltos continuos, sino la dominancia de cierto régimen durante algunos años.

La interpretación de las relaciones entre los precios y sus dinámicas en estos dos niveles de la cadena pueden ser analizadas de mejor manera a través de las funciones de respuestas de impulso. En contraste con los modelos lineales, la respuesta a un shock en la relación de largo plazo, y los ajustes que se dan en el corto son dependientes de la historia de las series de precios. Además, las posibles asi-

metrías de las respuestas implican que el tamaño y el signo del shock influenciarán en la naturaleza de la respuesta (Goodwin y Harper, 2000). A partir de lo anterior, puede haber varias funciones de respuestas de impulso. Para este trabajo se eligieron dos observaciones, una a mediados del año 1999, más precisamente el agosto (observación 42) que representó un período de precios bajos al productor y la otra en septiembre del 2004, con precios al productor que se ubicaron por encima de la relación de equilibrio, para evaluar la respuesta a los shocks que modifican los precios a ambos niveles de la cadena cárnica.

Para la construcción de las funciones de respuesta de impulso se sigue el enfoque de Potter (1995), el cual define las respuestas ( $I_{t+k}$ ) en base a los datos observados ( $z_t, z_{t-1}, \dots$ ) y un shock ( $v$ ) como

$$I_{t+k}(v, Z_t, Z_{t-1}, \dots) = E[Z_{t+k} | Z = z + v, Z_{t-1} = z_{t-1}, \dots] - E[Z_{t+k} | Z = z, Z_{t-1} = z_{t-1}, \dots]$$

Es de interés notar que dado que dada la naturaleza no estacionaria de las series de precios y las



propiedades del modelo de corrección de errores en el sistema de ecuaciones, los shocks pueden generar respuestas transitorias como permanentes.

La Figura 2 muestra la respuesta de las series de precios a un shock que incremente o disminuya en un 20 % los precios al productor y al consumidor. Las primeras dos figuras ilustran la respuesta en agosto de 1999 y las otras dos últimas la respuesta a en septiembre del 2004. Estas muestran claramente como los precios al consumidor ajustan más rápidamente ante un shock que altere la relación de equilibrio entre ambos, cualquiera sea el período analizado. En el caso de un shock positivo que incremente los precios al productor, rápidamente en el mes siguiente el precio al consumidor corrige esa desviación. Una leve diferencia existe en un shock negativo que haga caer los precios al productor, donde los precios al consumidor responden pero algo más lento, tomando un mes más para ajustar el desequilibrio.

Además, en las figuras se puede apreciar la poca respuesta de los precios al productor ante cambios en los precios al consumidor. Esto podría implicar que la dirección de la causalidad en los cambios va desde el sector productivo hacia el minorista, como ha sido encontrado en otros trabajos que analizaron transmisiones de precios en productos agropecuarios (Depetris de Guiguet y Rossini, 2005, a,b,c).

## Conclusiones

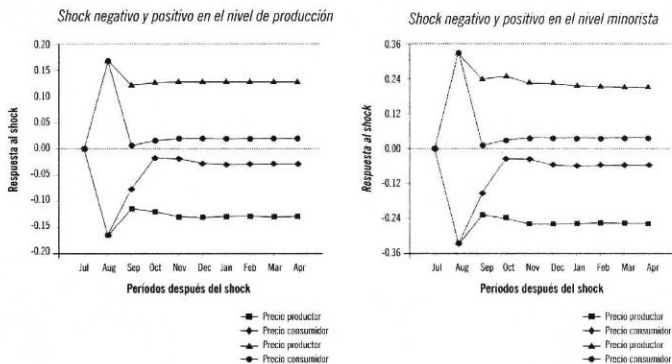
El trabajo ha analizado las transmisiones de precios entre dos niveles, productor y consumidor, en la cadena de carne vacuna. La metodología pone especial énfasis en las propiedades de las series de tiempo de los precios utilizados. Particularmente, se estimó un modelo de corrección de errores no lineal que reconoce esta naturaleza no estacionaria de los datos y permite ver si los precios entre ambos niveles se comportan de manera asimétrica

Los resultados confirman que existe una tendencia en el caso de los precios minoristas a moverse más rápidamente ante aumentos en los precios al productor que ante bajas en estos últimos. Esto es consistente con la idea de que los márgenes entre ambos precios son corregidos más rápidamente cuando disminuyen relativo a su equilibrio en el largo plazo que cuando aumentan. 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.

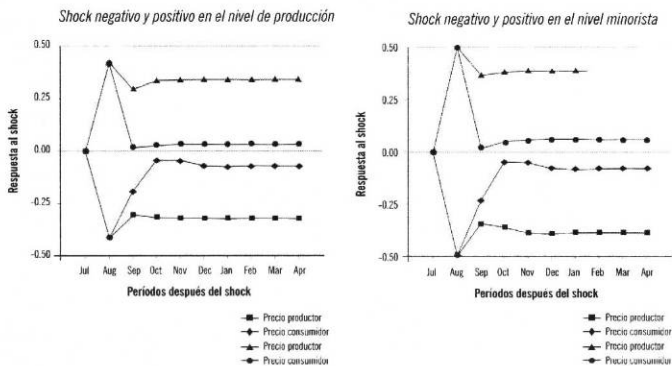
Si bien no existen trabajos similares en el sector de la carne vacuna en Argentina y siendo este trabajo un primer intento de medir empíricamente los movimientos de precios en la cadena cárnica, los resultados tenderían a aportar evidencia sobre las afirmaciones de parte de algunas entidades de productores, las que alegan que los precios al consumidor responden de manera rápida a la suba en los precios de la hacienda en pie, pero no lo hacen de la misma manera cuando se produce una baja en dichos precios.

Figura 2. Respuestas no lineales de impulso.

Respuestas no lineales de impulso (agosto 1999)



Respuestas no lineales de impulso (septiembre 2004)



## Bibliografía

- Abdulai, A. (2002) "Using Threshold Cointegration to estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market". *Applied Economics*, Nº 34, pp. 679-687.
- Aguiar, D. y J. Santana (2002) "Asymmetry in Farm to Retail Price Transmission: Evidence from Brazil", *Agribusiness*, Nº 18 (1), pp. 37-42.
- Bernard, J. and L. Willet (1996) "Asymmetric Price Relationship in the U.S. Broiler Industry". *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Nº 28, pp. 279-289.
- Bailey, D. and B. Brorsen (1989) "Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets", *Western Journal of Agricultural Economics*, Nº 14, pp. 246-252.
- Balke, N. and T.B. Fomby (1997) "Threshold Cointegration", *International Economic Review*, Nº 38, pp. 627-645.
- Cramon-Taubadel, S. von (1998) "Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork", *European Review of Agricultural Economics*, Nº 25, pp. 1-18.
- Depetris de Guiguet, E. y Rossini G. (2005, a) "Asimetrías y Variaciones de Precios en Lácteos en Santa Fe y Rosario". Presentado a la Reunión Anual de AAEA.
- Depetris de Guiguet, E. y Rossini G. (2005, b) "Comportamiento de Precios de la Leche Fresca al Minorista y al Productor en las Ciudades de Santa Fe y Rosario. Un Análisis de Cointegración." *Revista de la Facultad de Ciencias Agrarias de la Universidad Nacional de Rosario*. En Prensa.
- Depetris de Guiguet, E. y Rossini (2005, c) "Cointegración y Simetrías de Precios. El Caso del Dulce de Leche en Santa Fe y Rosario", *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Litoral*, Nº 3, pp. 11-21.
- Goodwin, B. and M. Holt (1998) "Price Transmission and Asymmetric Adjustments in the U.S. Beef Sector", *American Journal of Agricultural Economics*, Nº 81, pp. 630-637.
- Kinnucan, H. and O. Forker (1987) "Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products", *American Journal of Agricultural Economics*, Nº 69, pp. 285-292.
- Hansen, B. (1997) "Inference in TAR Models", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 2, pp. 1-14.
- Houck, J.P. (1977) "An Approach to Specifying and Estimating Non-Reversible Functions". *American Journal of Agricultural Economics*, Nº 59, pp. 570-572.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, (12), pp. 231-254.
- McCorrison, S.; C.W. Morgan, and A.J. Rayner (2001) "Price Transmission: The interaction Between Market Power and Returns to Scale," *European Review of Agricultural Economics*, Nº 28, (2), pp. 143-159.
- Obstfeld, M. and A.M. Taylor (1997) "Non-linear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustments; Heckscher's Commodity Points Revisited". *Journal Japanese and International Economics*, Nº 11, pp. 441-449.
- Peltzman, S. (2000) "Prices Rise Faster than They Fall", *Journal of Political Economy*, 108 (3), pp. 466-502.
- Rossini, G. (2004) "Transmisión de Precios en el Sector Lácteo Argentino: una Aplicación del Análisis de Cointegración". AAEA. Mar del Plata.
- Tsay, R.S. (1989) "Testing and Modeling Threshold Autorregressive Processes". *Journal of the American Statistical Association*. Nº 84, pp. 231-240.
- Ward, R. (1982): "Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Pint Prices Fruits and Vegetables". *American Journal of Agricultural Economics*, Nº 62, pp. 205-212.
- Wolfram, R. (1971): "Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities-Some New Approaches-Some Critical Notes", *American Journal of Agricultural Economics*, Nº 53, pp. 356-359.