

Transmisiones de precios en el sector lácteo: el análisis del comportamiento de los precios de exportación y el recibido por los productores.

Rossini, G., R., Vicentín, J., García Arancibia, Coronel M.

IECAL, FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS - UNIVERSIDAD NACIONAL DEL LITORAL
Trabajo realizado dentro del marco de los Proyectos PICT 2571-
Facultad de Ciencias Económicas, UNL -Moreno 2557 (3000) Santa Fe- teléfono:4585610 int 165
e-mail: grossini@fce.unl.edu.ar

RESUMEN

La transmisión de precios en la cadena láctea es de especial interés para los productores, debido a la presencia de posibles asimetrías. El objetivo del trabajo es examinar los movimientos de precios y la posible existencia de asimetrías entre el precio al productor y el precio de los principales productos exportados. Para ello, se utilizan los modelos TAR (Threshold Cointegration) y M-TAR (Momentum Threshold Cointegration), para analizar la transmisión de precios con datos mensuales de precios al productor y el precio promedio ponderado por su volumen de los productos exportados. Los resultados muestran que las empresas exportadoras pasan más rápido los aumentos de precios que las bajas, y que dicho traspaso no es instantáneo sino que lleva un período de dos meses aproximadamente.

Palabras Claves: Sector lácteo; Transmisión de precios; Modelos de cointegración no lineales

SUMMARY

Price transmission in the dairy chain has a particular interest to producers, due to the presence of possible asymmetries. The objective of this study is to examine the price movements and the possible existence of asymmetries between the producer price and the price of the main export products. To do this, we use the TAR models (Threshold Cointegration) and M-TAR (Threshold Cointegration momentum) to analyze the data transmission rates with monthly producer price and the average price weighted by volume of product exported. The results show that exporting producer price respond faster to increase.

Key words: Dairy sector; Price transmission; Cointegration threshold model

INTRODUCCIÓN

Los precios juegan un rol preponderante en la economía, guiando la distribución de los recursos en la producción de los distintos bienes. A su vez,

constituyen el mecanismo principal por el cual están vinculados los distintos niveles de la cadena productiva.

La transmisión de precios es de interés en los mercados agrícolas, particularmente en el sector lácteo, debido a la presencia de posibles asimetrías en el proceso, donde el comportamiento de los cambios de precios difiere si se incrementan o decrecen. A su vez, productores por un lado y consumidores por el otro a ambos puntos extremos de la cadena de comercialización, reclaman que los aumentos en los costos son transferidos a los precios más rápidamente que las bajas de los mismos.

El comportamiento asimétrico de precios ha sido objeto de estudio en numerosos trabajos. Por ejemplo, Peltzman (2000) analizó 282 productos, donde varios son productos agropecuarios, encontrando que la asimetría en la transmisión de precios es más una regla que excepción.

La transmisión vertical de precios a lo largo de las etapas de comercialización puede ser un indicador que describe el nivel de eficiencia en la cadena (Goodwin y Holt, 1999). Además, se ha comprobado retrasos importante en el ajuste de los precios a varios niveles de la cadena (Goodwin y Harper, 2000; Boyd y Brorsen, 1988). Estos rezagos son generalmente atribuidos a costos que generan los ajustes, o al poder de mercado en ciertos niveles de la cadena que inhiben los ajustes de manera rápida (Goodwin y Harper, 2000). El objetivo del trabajo es examinar los movimientos de precios y la posible existencia de asimetrías entre el precio que recibe el productor por la leche cruda que entrega a las industrias procesadoras y el precio ponderado de un mix de productos exportados¹.

MATERIALES Y MÉTODOS

Transmisión Asimétrica de Precios: Posibles Causas.

Distintas causas se han propuestos en la literatura para explicar las asimetrías en la transmisión de precios. En primer lugar, la existencia de poder de mercado por parte de las empresas procesadoras es una de las causas que pueden generar asimetrías. La presencia de mercados no competitivos puede generar un comportamiento asimétrico en los ajustes de precios, ya que por ejemplo una industria oligopólica puede reaccionar de manera más rápida a aumentos de precios en los insumos que disminuyen sus márgenes, que a las bajas de precios de los mismos que los aumentan (Kinnucan y Foster, 1987; McCorrisston, 2002).

Segundo, asimetrías pueden ser atribuidas a la presencia de costos en los ajustes de precios y cantidades de insumos o productos. Consecuentemente, si estos costos son asimétricos respecto a la suba o bajas en los precios o precios, asimetrías en los precios pueden surgir (Bailey y Brorsen, 1989). Por último, Ward (1982) nota que los agentes económicos en posesión de bienes perecederos pueden resistir la tentación de subir precios por miedo a que los productos no se vendan y se echen a perder. Por otro lado, Kinnuncan y Foster (1987) sugieren que asimetrías pueden ser el resultado de la intervención del gobierno, indicando que la asimetría puede surgir debido a que procesadores y vendedores finales en la cadena pueden pensar que las reducciones de precios al productor pueden ser transitorias debido a que esto puede generar intervenciones del gobierno.

METODOLOGIA

Con el propósito de analizar empíricamente la posible presencia de asimetrías en la transmisión de precios, este estudio usa la metodología de cointegración no lineal propuesta por Enders y Granger (1998), la cual es una extensión del procedimiento de dos etapas propuesto por Engle y Granger (1987). Esta metodología ha sido utilizada en diferentes trabajos para analizar transmisiones de precios en distintos productos agropecuarios, tales como carne de cerdo, vegetales, carne de pescado, carne vacuna y lácteos (Von Cramon-Taubadel, Loy y Meyer, 2003, Luoma, Luoto y Taipale, 2004; Rossini, 2004).

En un primer paso se evalúa su integración, siendo una de las pruebas más comunes la propuesta por Dickey-Fuller o el test no paramétrico Phillips-Perron. Si se confirma la integración, Enders y Granger (1998) proponen la estimación de la relación en el largo plazo que se especifica como

$$PP_t = \beta_0 + \beta_1 PMix_t + \mu_t \quad (1),$$

donde PPt son los precios recibidos por los productores de leche cruda, PMixt son los precios del producto respectivo pagados por los consumidores, y μ_t son los errores. Las variables PP y PMix están expresadas en forma logarítmica, por lo que permite que los parámetros estimados en esta relación de equilibrio puedan ser interpretados como las elasticidades de transmisión en el largo plazo.

En una segunda etapa, los residuos estimados de la ecuación (1) son usados para estimar la siguiente relación

El precio del mix de productos resulta de un promedio ponderado, donde la

$$\Delta \hat{\mu}_t = \rho_1 \hat{\mu}_{t-1} + \rho_2 I_t \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{j=1}^{j-1} \gamma_j \Delta \hat{\mu}_{t-j} + \varepsilon_t$$

ponderación es el volumen exportado.

(2)

Donde la variable I (indicador) es

$$I_t = 1, \text{ si } \hat{\mu}_{t-1} \geq \tau, \text{ y } I_t = 0, \text{ si } \hat{\mu}_{t-1} < \tau \quad (3)$$

siendo τ el valor del límite (threshold). El número apropiado de rezagos a incluir en la ecuación (3) debe ser determinado por medio del test de autocorrelación de los residuos (el test de Ljung Box) y los criterios de selección de modelos, tales como el Criterio de Información de Akaike (AIC) y el Criterio Bayesiano de Schwartz (SBC). Las ecuaciones (1), (2) y (3) representan el modelo TAR (Threshold Autoregressive Model), donde la variable indicador depende de los valores de los errores estimados en el periodo t-1. El ajuste es modelado por $\rho_1 \mu_{t-1}$ si está por encima del valor umbral y $\rho_2 \mu_{t-1}$ si está por debajo del mismo. Los valores críticos para testear la hipótesis nula de $\rho_1=0$ y $\rho_2=0$ de cointegración, llamados F, están tabulados en Enders y Granger (1998). El rechazo de la hipótesis nula de no cointegración indicará que las dos series de precios están cointegradas, por lo que luego es posible testear si los ajustes son simétricos, $\rho_1=\rho_2$, usando el test F.

Enders y Granger (1998) sugieren una especificación diferente de la ecuación (3), donde la variable indicador depende de los cambios previos en μ_{t-1} . En consecuencia, la función indicador puede ser especificada como

$$I_t = 1, \text{ si } \Delta \hat{\mu}_{t-1} \geq \tau, \text{ y } I_t = 0, \text{ si } \Delta \hat{\mu}_{t-1} < \tau \quad (4)$$

Las ecuaciones (1), (2) y (4) representan el modelo M-TAR (Momentum Threshold Autoregressive Model). Los ajustes son modelados por medio de r_1 Dut-1 si está por encima del valor umbral y por r_2 Dut-1 si está por debajo del umbral. Como en el modelo TAR, la hipótesis nula de no cointegración $r_1=0$ y $r_2=0$, puede ser testeada usando el estadístico F, también llamado F^* , cuyos valores críticos están tabulados en Enders y Granger (1998). Además, si la hipótesis nula de no cointegración es rechazada, luego puede ser testeada la hipótesis de ajustes simétricos, $r_1=r_2$, usando el test de la F.

Es importante notar que los modelos previos asumen que el valor del umbral (t) es conocido e igual a cero. Para estimar un valor del umbral consistente, se usa el método de Chan (1993). El método consiste en ordenar los valores de los residuos estimados de manera ascendente y excluir el 15% más alto y más bajo de estos residuos de manera que trabajamos con el restante 70%, los cuales son usados como posibles valores umbrales. El valor de los posibles umbrales que genere la suma de residuos más baja cuando estimamos la ecuación (2), usando el indicador de la función (3) es elegido como valor de atracción. El mismo procedimiento es seguido, con la diferencia de que usamos Dut-1 para el modelo M-TAR, como indica la ecuación (4). Chan (1993) ha demostrado que la búsqueda de valores umbrales potenciales que minimicen la suma de cuadrados de los residuos genera un estimador superconsistente del valor umbral.

Luego, si las variables están cointegradas, un modelo de corrección de errores puede ser usado para investigar la dinámica de los ajustes asimétricos de los precios en el corto plazo. Criterios de selección tales como AIC y SBC deben ser usados para elegir el mejor modelo con el mejor ajuste.

Los valores de los coeficientes Z_Pos y Z_Neg son los términos de corrección de errores, representando los ajustes en el corto plazo ante modificaciones en la relación de equilibrio en el largo plazo entre los precios al consumidor y al productor. La variable Z_Pos comprende los errores estimados en la relación de equilibrio en el largo plazo que son mayores al valor crítico consistentemente estimado por el método de Chan. Z_Neg abarca los valores de los errores estimados que son menores a este valor crítico. Concretamente, los valores de estos coeficientes son los que se usarán para examinar cómo son transmitidos los cambios de precios entre nivel consumidor y productor. Se utilizan para la estimación del modelo datos mensuales entre enero del 2000 y Setiembre de 2012 del precio al productor por litro en dólares sin subsidios¹ y de los precios en equivalente litro también en dólares de un mix ponderado de precios de los productos exportados. La ponderación del precio se realiza en base a la cantidad exportada. Durante el periodo 2007-2008 el productor lechero en la Provincia de Santa Fe recibió un subsidio de 10 centavos por litro de leche.

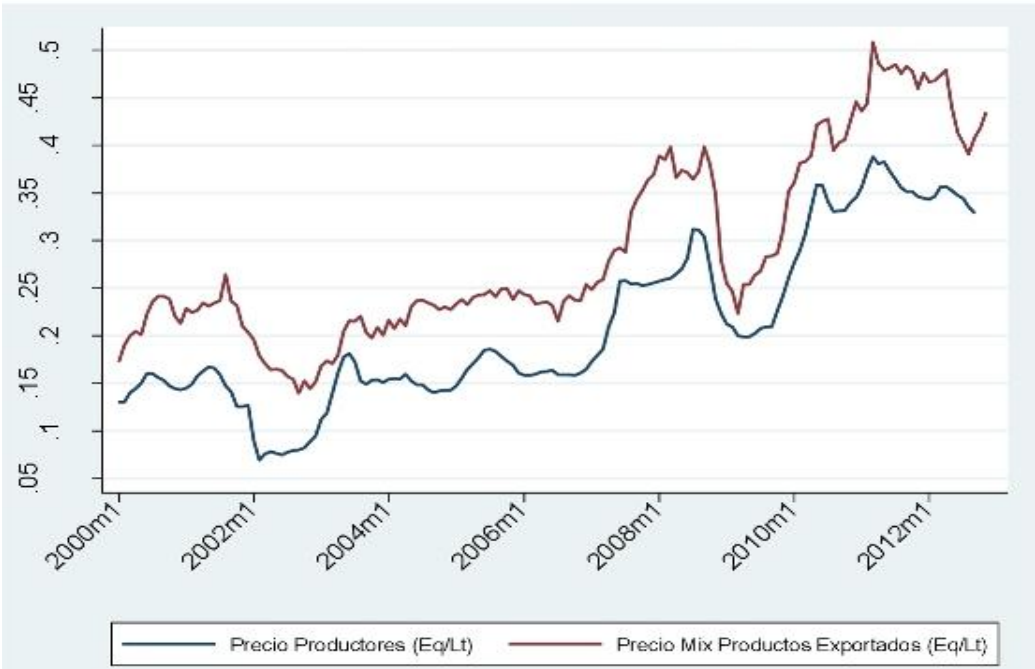
RESULTADOS

La [Tabla 1](#) presenta un resumen de las estadísticas simples de las variables usadas en el análisis de cointegración. Con un total de 156 observaciones, el precio promedio en equivalente litro del mix de productos exportados fue de 0,2891 dólares por equivalente litro de leche. El precio promedio para este período recibido por el productor fue de 0,2097 dólares por litro. En cuanto a

las variaciones medias de los precios, una mayor variabilidad se observa en el mix de productos exportados y algo menor en el precio al productor.

[Tabla 1.](#) Estadísticas Descriptivas

Variable	Obs	Promedio	Desv. Est.
Mix Productos	156	0,289	0,098
Productor	156	0,209	0,086



[Figura 1.](#) Precio Mix de Productos Exportados y Productor

A su vez, para determinar la causalidad de un precio sobre otro, se realiza el test de causalidad de Granger para determinar si los precios al productor causan los precios de exportación que reciben las empresas lácteas o si a la inversa, los precios que reciben las empresas por sus productos en el mercado internacional tienen causalidad al precio pagado a los productores ([Tabla 2](#)). Este test indica que los precios que reciben las empresas por sus productos en el mercado internacional causan o tienen efecto sobre los precios que reciben los productores.

[Tabla 2.](#) Test de Causalidad de Granger

Hipotesis Ho	Estadístico F	Valor P
Precio productor no causa Precio Mix	0,991	0,374
Precio Mix no causa Precio Productor	19,17	0,000

Los tests de raíces unitarias, Dickey-Fuller aumentado como el Phillips-Perron, muestran que las series no son estacionarias y que están integradas de orden uno ([Tabla 3](#)).

[Tabla 3.](#) Tests de Raíces Unitarias

Valores críticos al nivel del 5% entre paréntesis

Precio al productor se usa dos rezagos en los test y en el precio del mix con 2 rezagos

	Engle y Granger	TAR	M-TAR	TAR Consistente
MIX DE LACTEOS EXPORTADOS				
ρ_1^a	-0,1711 (-3,67)	-0,2240 (-3,29)	-0,1847 (3,22)	-0,1486 (-3,24)
ρ_2	-	-0,1424 (-0,55)	-0,0896 (-0,089)	-0,3867 (-3,14)
γ_1	0,1753 (2,15)	0,1803 (2,23)	0,1471 (1,81)	0,1958 (-2,42)
γ_2	-0,1753 (-0,24)	-	-	-
AIC	-344,31	-348,49	-346,38	-351,01
Φ	-	8,35	7,20	9,73
$\rho_1 = \rho_2^b$	-	0,89 (0,34)	0,95 (0,33)	3,39 (0,06)

El test de cointegración de Johansen muestra que las variables precios están cointegradas al nivel del 5% de significancia. Con un modelo en dos rezagos seleccionado por el criterio AIC y el BIC, tenemos que el estadístico $\lambda_{\text{trace}}(0)$ y $\lambda_{\text{trace}}(0, 1)$ es 34.41 y 1.57 respectivamente. Los valores críticos de tabla al 5% para este test son de 15,41 y 3,76, por lo que las series están cointegradas. Esto significa que existe una relación de equilibrio entre ambos precios a lo largo del periodo considerado. En el caso de la metodología de Engle y Granger, el valor estimado de la relación de largo plazo es

$$P_p = -0.0533 + 1,221 P_{\text{Mix}} + \hat{u}_t$$

Siendo P_p el precio que recibe el productor por litro de leche sin subsidios y P_{Mix} el precio en equivalente litro del mix de productos exportados. Dado que los valores están expresados en elasticidades, el aumento del 1% en el precio del Mix, tienen un efecto del 1,22% sobre el precio al productor. Usando los residuos de la regresión de largo plazo, se estima el siguiente modelo

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \epsilon_t$$

En la [Tabla 4](#), usando dos rezagos para ambos modelos, tenemos que el valor del estadístico t del coeficiente r_1 es de -3,67. Comparando este valor con los valores de tabla, el test de Engle y Granger indica que los dos precios están cointegrados al nivel del 5%. Por lo tanto, se obtiene con esta metodología los mismos resultados que el test de Johansen, evidenciando relaciones de equilibrio entre ambos precios en el largo plazo.

Estimando el modelo de la forma TAR usando el valor de umbral de cambio igual a cero ($\tau = 0$), tercera columna de la Tabla 4, tenemos que el valor de los estimadores es $r_1 = -0,2240$ y $r_2 = -0,1424$ lo que sugiere convergencia. A su vez, el estimador de F es de 8,35, el cual es superior al valor crítico de 6,01 al 5% de significancia estadística (Enders y Siklos, 2001). Por lo tanto, se puede concluir que los precios están cointegrados. A su vez, estos valores sugieren una convergencia más rápida para discrepancias positivas que las negativas en el equilibrio de largo plazo. Dado este resultado de cointegración, la hipótesis nula de ajustes simétricos ($r_1 = r_2$) se prueba mediante la distribución F. El valor muestral estimado es de 0.89 con un valor de probabilidad de 0,34, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de ajustes simétricos.

La cuarta columna de la [Tabla 4](#) muestra los resultados del modelo M-TAR, también con un rezago en el modelo estimado. El valor del estimador de F es de 7,20, evidenciando que la hipótesis nula de no cointegración puede ser rechazada por la alternativa de cointegración, ya que el valor de tabla al 5% es aproximadamente 6,51. Sin embargo, se rechaza la hipótesis nula de ajustes asimétricos dado que el valor del estadístico F es de 0,95 con un valor de probabilidad de 0,33.

Usando el método de Chan (1993) para encontrar un estimador consistente del valor de cambio, como muestra la quinta columna de la [Tabla 4](#), se observa que buscando dentro del 70% de las observaciones de Dmt-1, el valor encontrado es de 0,8672. Como muestra la última columna de la [Tabla 4](#), usando el modelo TAR seleccionado por el criterio AIC, los estimadores de r_1 y r_2 evidencian convergencia y la velocidad de ajuste es mayor para discrepancias negativas que las positivas con respecto al valor umbral de 0,86. El valor muestral de F es de 9,73, lo que muestra cointegración a los valores del 5% de significancia estadística, mientras que el valor del estadístico F = 3,39, que prueba por ajustes asimétricos puede ser rechazado al 10%, pero no al 5%. En consecuencia, tenemos que los precios están cointegrados y que el mecanismo de ajuste es asimétrico.

[Tabla 4.](#) Estimadores de los Distintos Modelos

aValores del t estadístico entre paréntesis, b Valores de probabilidad

	Engle y Granger	TAR	M-TAR	TAR Consistente
MIX DE LACTEOS EXPORTADOS				
ρ_1^a	-0,1711 (-3,67)	-0,2240 (-3,29)	-0,1847 (3,22)	-0,1486 (-3,24)
ρ_2	-	-0,1424 (-0,55)	-0,0896 (-0,089)	-0,3867 (-3,14)
γ_1	0,1753 (2,15)	0,1803 (2,23)	0,1471 (1,81)	0,1958 (-2,42)
γ_2	-0,1753 (-0,24)	-	-	-
AIC	-344,31	-348,49	-346,38	-351,01
Φ	-	8,35	7,20	9,73
$\rho_1 = \rho_2^b$	-	0,89 (0,34)	0,95 (0,33)	3,39 (0,06)

Dado que los precios están cointegrados, siguiendo el enfoque de Engle y Granger (1987), se puede examinar la dinámica de corto plazo mediante un modelo de corrección de errores. Los resultados del modelo de corrección de errores se presentan en la Tabla 5. En principio tenemos que los precios que reciben las empresas exportadoras no se traspasan de manera instantánea, sino que lo hacen dentro de los dos meses siguientes. Los ajustes de corto plazo representados por los coeficientes Z_{pos} y Z_{neg} no son todos significativos estadísticamente a los niveles convencionales, por lo que los precios no responden todos a las subas o bajas ante un shock que altere el equilibrio de largo plazo.

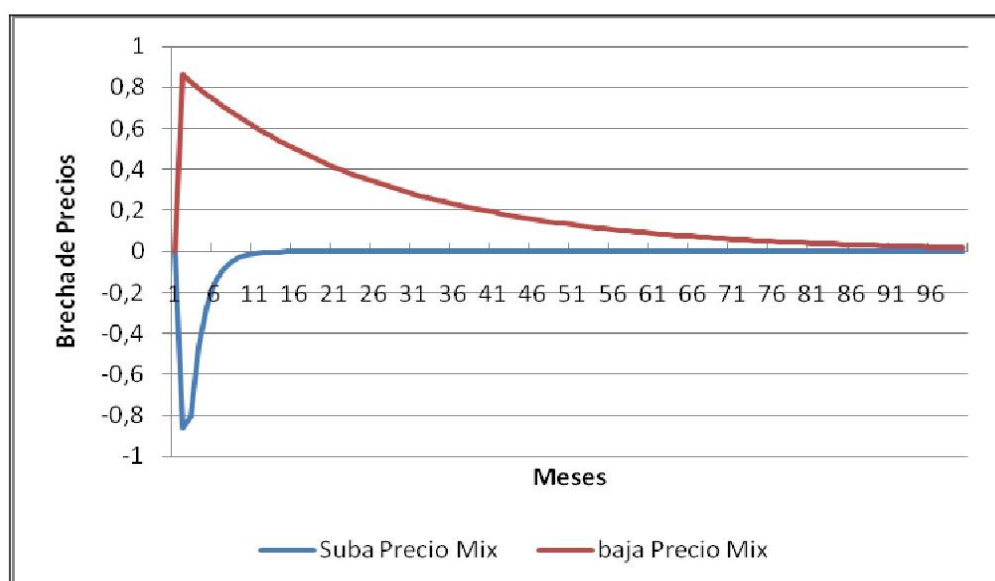
Los valores estimados sugieren que los incrementos de precios en los productos exportados son pasados más rápidamente a los productores que las bajas. Por ejemplo, los datos estimados indican que el aumento del precio del 10% en el mix exportado genera un aumento en el mismo mes del precio al productor del 1,4%. Sin embargo, como se genera una discrepancia negativa en la relación de largo plazo ante un aumento de precio en el mix, en el mes siguiente los precios al productor ajustan o descuentan en 42% de las discrepancias generadas. Este proceso de ajuste continúa hasta retornar a la situación de equilibrio de largo plazo. Contrariamente, si el precio de exportación que reciben las industrias por el mix de productos baja en un 10%, tenemos que el precio al productor también baja en el mismo mes en un 1,4%. Luego el proceso de ajuste hacia el equilibrio es mucho más lento, dado que el factor de corrección al mes siguiente es del 3,8% de la discrepancia generada por la baja en el precio internacional.

[Tabla 5](#). Resultados del Modelo de Corrección de Errores.

	$\Delta P_{\text{Productor}} /$	ΔP_{Mix}
Constante	-.0005 (-0.14)	.0036 (0.96)
$\Delta P_{\text{Productor}} (t-1)$.6245 (7.6)	.31488 (4.13)
$\Delta P_{\text{mix}}(t)$.1386 (1.65)	
$\Delta P_{\text{mix}} (t-1)$.0834 (0.69)	-.18260 (-2.25)
$Z_{\text{pos}}(t-1)$	-.0379 (-1.02)	.1526 (4.45)
$Z_{\text{neg}}(t-1)$.4197 (5.12)	-.0209 (-0.26)
F-Estadístico	9.02 (0.00)	19.85 (0.00)

Valores del t estadístico entre paréntesis

La [Figura 2](#) muestra como la diferencia de precios ajusta ante cambios positivos y negativos en el precio del mix. En caso de un aumento en el precio internacional del mix de productos exportados, el margen más rápidamente que ante una baja.



[Figura 2.](#) Ajustes Asimétricos en Precios al Productor ante Cambios en los Precios de Exportación

CONCLUSIONES

El objetivo del trabajo fue examinar los movimientos de precios y la posible existencia de asimetrías entre el precio al productor y el precio de los principales productos exportados.

Dada las características especiales de los datos de series de tiempo, se ha estimado un modelo de cointegración no lineal que reconoce la naturaleza de no estacionariedad de los precios y que, a su vez, ha permitido analizar respuestas asimétricas en los mismos.

En general, los resultados encontrados indican que existe una transmisión de

precios que beneficia al productor en caso de que los precios internacionales aumenten, ya que las subas son pasadas a los productores de manera más rápida y completa que las bajas en los precios internacionales del mix de productos.

Estos resultados tienen implicancias directas sobre la producción primaria y los precios que reciben los productores. Por lo tanto, ante buenos precios de los productos lácteos en el mercado internacional, sería conveniente que se incentive la venta de los mismos hacia estos mercados dado que tiene un efecto positivo directo sobre el precio a nivel de la producción primaria, y descomprime la oferta de productos a nivel de los mercados domésticos.

BIBLIOGRAFIA

- 1 BOYD, M. & BRORSEN, B. 1988. Price asymmetry in the U.S. pork marketing channel. North Central J. of Agric. Economics 10: 103-109.
- 2 CHAN, K. 1993. Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. The Annals of Statistics 21: 520-533
- 3 CRAMON-TAUBADEL, S. 1998. Estimating asymmetric price transmission with error correction representation: an application to the German pork market. Europ. Rev. of Agric. Economics 25: 1-18
- 4 ENDERS, W. & C. GRANGER 1998. Unit root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. J. of Bus. and Econ. Statistics. 16:304-312.
- 5 ENDERS, W. & P. SIKLOS 2001. Cointegration and threshold adjustment. J. of Business and Econ. Stat. 19: 166-176.
- 6 ENGLE, R. F. & C. GRANGER 1987. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. Econometrica 55: 251-76.
- 7 GOODWIN, B., & D. HARPERT 2000. Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the U.S. pork, J. Agric. and Applied Econon. 32:543-553.
- 8 GOODWIN, B., & HOLT, M. 1999. Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. beef sector, Am. J. of Agric. Economics 81:630-637.
- 9 HAHN, W. 1990. Price transmission asymmetry in sector in pork and beef markets, The J. of Agric. Econ. Research. 42: 21-30
- 10 KINNUCAN, H. & O. FORKER. 1987 Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. Am. J. of Agric. Economics. 69:307-328.
- 11 LUOMA, A., J. LUOTO. & M. TAIPALE 2004. Threshold cointegration and asymmetric price transmission in finnish beef and pork markets. Pellervo Economic Research Institute, Working Papers No. 70. 30 p.
- 12 McCORRISTON, S. 2002. Why should imperfect competition matter to agricultural economists?, Europ. Rev. of Agric. Economics. 29: 349-371.
- 13 PELTZMAN, S. 2000. Prices rise faster than they fall. J. of Polit. Econ. 108: 466-502.

14 ROSSINI, G. 2004. Price transmission in the argentine dairy sector: an application of the threshold cointegration approach". Anales de la XXXV Reunión de la Asociación Argentina de Economía Agraria. Mar del Plata, Noviembre

15 VON CRAMON-TAUBEDAL, S., J. LOY & J. MEYER 2003. The impact of data aggregation on the measurement of vertical price transmission: Evidence from German food prices. Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Montreal, Canada, July 27-30.

16 WARD, R. 1982. Asymmetric in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables. Amer. J. of Agric. Econ. 62: 205-212.