

# Cointegración y simetrías en precios. El caso del dulce de leche en Santa Fe y Rosario

**E. D. Guiguet**

*Profesor Titular en el Departamento de  
Economía, Facultad de Ciencias Económicas  
de la UNL.*

**G. Rossini**

*Profesor Asociado (Becario posdoctoral  
CONICET) en el Departamento de Economía,  
Facultad de Ciencias Económicas de la UNL.*

## Resumen

Este estudio tiene como objetivo evaluar la forma en que están cointegrados los precios minoristas de un producto típico argentino como es el dulce de leche, y el de su insumo básico, la leche cruda, en los mercados de Santa Fe y Rosario en el período 1996-2005, y la simetría en su ajuste de corto plazo. Se utiliza un análisis de cointegración no lineal con los modelos TAR y MTAR. Los resultados confirman la existencia de cointegración en ambas ciudades, y asimetría en los ajustes en el corto plazo en Santa Fe. Además que la transmisión de los cambios de precios es más rápida cuando los márgenes de comercialización disminuyen que cuando se incrementan.

## Abstract

The objective of this study is to quantitatively evaluate retailers and producers prices cointegration of a typical Argentine dairy product: caramel jam in Santa Fe and Rosario city markets for the period 1996-2005. A non linear cointegration approach is used with the TAR and MTAR models. A cointegrated relationship between both prices is found in both markets. As the short-term dynamics of the variables can only be applied to Santa Fe, the results suggest that producer prices adjust to correct deviations in the long-run equilibrium. Another conclusion is that price transmission is faster when marketing margins shrink than when they increase.

## Palabras Clave - Key Words

- dulce de leche
- márgenes
- cointegración no lineal
- ajustes
- causalidad
- caramel jam
- margins
- non linear cointegration
- adjustments
- causality

## Introducción

El dulce de leche es uno de los productos lácteos típicos de Argentina, que se obtiene por concentración mediante calor, a presión normal o reducida, de leche fluida y/o reconstituida, con el agregado de azúcar blanco y aditivos permitidos (Código Alimentario Argentino). Se produce dulce de leche clásico, light o dietético, repostero, heladero, y kosher.

Históricamente menos del 3% de la leche producida en el país tenía este destino, aunque esa situación ha cambiado, llegando en el 2004 a absorber casi el 9%. La mayor parte se consume en el mercado interno, con un máximo de 3 kilogramos por habitante por año, cifra que cayó drásticamente en este quinquenio, repuntando en el 2004 hasta llegar a unos 2,71 kg/hab/año.

Las exportaciones han sido erráticas, aunque mostraron una mayor consolidación en los últimos años. En la década del '90 representaban un promedio del 1% de la producción nacional de dulce de leche, siendo MERCOSUR el destino más importante. Por diferentes razones, incluyendo el esfuerzo de promoción del producto en el exterior, esta situación ha cambiado, observándose que en la primera mitad de 2002 un país como Siria compró el 40% de los embarques, y Estados Unidos algo más del 20% (Schaller 2005).

En el proceso de elaboración del mismo el principal insumo es la leche cruda, estimándose que por cada kilogramo se requieren alrededor de 1,8 litros de leche.

Cinco de las mayores industrias elaboradoras de dulce de leche del país —SanCor, San Ignacio, Milkaut, Williner y Nestlé— se ubican en la cuenca central santafesina. Por otra parte, en la provincia,

los mayores centros de consumo son Rosario, con cerca de un millón de habitantes, y Santa Fe, con alrededor de trescientos cincuenta mil habitantes.

Como en el caso de otros lácteos, no es demasiado lo que se conoce con relación al comportamiento de los márgenes de precios entre el nivel minorista y los precios pagados a los productores por el insumo básico, la leche cruda.<sup>(1)</sup> Las dificultades derivan tanto de la escasez como de la confiabilidad de los datos que se encuentran (Gutman y otros, 2003; Depetris, 2003).

Es así que en épocas de caídas de precios y crisis sectoriales, como las verificadas hacia fines de los '90 y comienzos del nuevo milenio, muchos cuestionamientos de los productores apuntaron hacia la industria alegando asimetrías en los comportamientos de precios, más precisamente que las bajas en los precios minoristas se transmiten muy rápidamente al productor por medio de la reducción del precio de la materia prima, mientras que los incrementos no tienen el mismo efecto ni celeridad.

Para verificar si esas alegaciones efectivamente se dan en la realidad, es necesario investigar el comportamiento en los diversos subproductos. Tomando en este caso el dulce de leche, el presente estudio tiene como objetivo evaluar cuantitativamente cómo variaron los precios al consumidor en las ciudades de Santa Fe y Rosario y los precios promedios pagados al productor por la materia prima. En ambos casos se contrastarán dos hipótesis: 1) que los precios al productor y minoristas están co-integrados no linealmente; y 2) que los ajustes en las transmisiones de precios son simétricos.

En la sección siguiente ofreceremos una breve

(1) El término margen en este trabajo refiere solamente a la diferencia entre los dos niveles de precios, sin tener otro tipo de connotación como comúnmente se encuentra en la literatura económica.

revisión de las características esenciales de los modelos de cointegración y la metodología a utilizarse. Luego se detallarán los resultados, las conclusiones y recomendaciones.

## La cointegración de precios

El concepto de cointegración es usado para capturar la idea de que variables no estacionarias pueden tener una relación de equilibrio y en consecuencia moverse juntas en el largo plazo (Engle y Granger, 1987). Sistemas en los cuales las variables están cointegradas pueden ser caracterizados por un modelo de corrección de errores, que permite describir cómo las variables económicas elegidas se ajustan ante variaciones que modifican la relación de equilibrio. Básicamente se puede concebir al modelo de corrección de errores como un proceso de ajuste por el cual se mantiene el equilibrio en el largo plazo.

La idea de cointegración y el correspondiente modelo de corrección de errores presuponen que el ajuste para mantener el equilibrio es lineal y simétrico. Sin embargo, algunos estudios han observado que en los cambios de precios a través de la cadena de producción y comercialización de ciertos productos agropecuarios, los aumentos se transmiten en forma más completa y rápida que las disminuciones (Bernard y Willet, 1996; von Cramon-Taubadel, 1998; Abdulai, 2002).

Enders y Granger (1998) introducen algunas modificaciones a la metodología desarrollada por Engle y Granger, dejando de lado el supuesto de que el ajuste hacia el equilibrio en el largo plazo es lineal y simétrico. Como primer paso, en esta metodología se prueban las variables por su orden de integración, mediante el uso de las pruebas de raíces unitarias propuestas por Dickey-Fuller o Phillips-Perron. Luego, si las variables tienen el mismo nivel de integración, la relación en el largo plazo es estimada de la siguiente forma

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

donde  $PP_t$  son los precios recibidos por los productores de leche y  $PC_t$  son los precios del producto elaborado que pagan los consumidores.  $PP_t$  se toma como variable dependiente por ser la materia prima una demanda derivada de la demanda final del consumidor, según lo afirma la teoría económica.<sup>(2)</sup> Cuando las variables son logarítmicas, los parámetros estimados en esta relación de equilibrio pueden ser interpretados como las elasticidades de transmisión entre los precios al productor con respecto a los precios pagados por los consumidores.

Con el propósito de determinar si las variables están cointegradas de manera no lineal, Enders y Granger (1998) proponen separar los errores de la relación de equilibrio en el largo plazo de la siguiente manera

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

Los autores llaman a esta especificación Threshold Autoregressive Model (TAR). La condición suficiente para que el modelo sea estacionario es que los coeficientes estimados de  $\rho$  estén entre  $-2 < (\rho_1, \rho_2) < 0$ . De esta manera, el proceso de ajuste puede ser expresado como

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

donde  $I_t$  es igual a

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

Para verificar si el modelo es adecuado las pruebas a realizarse incluyen la autocorrelación de los residuos (el test de Ljung-Box), los criterios de selección de modelos (Criterio de Información de Aikake (AIC) y Criterio Bayesiano de Schwartz (SBC)).

(2) No obstante, en el uso de esta metodología no deberían cambiar los resultados si se invierte la relación.

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

Algunas modificaciones pueden ser introducidas en las ecuaciones (3) y (4). La ecuación (3) asume que el valor de equilibrio es  $\mu_t = 0$ , pero los valores de atracción al equilibrio podrían ser distintos a cero. Por ello, Chan (1993) propone una modificación para encontrar el valor consistente del valor crítico de equilibrio. Este método es basado en la minimización de la suma de los residuos al cuadrado del modelo con mejor ajuste. Una segunda modificación es que valores rezagados de  $\Delta\mu_{t-1}$  se pueden agregar a la ecuación (3) si los residuos presentan niveles significantes de correlación. Los criterios de selección tales como AIC y SBC así como el test de Ljung-Box deberían ser usados para determinar los rezagos apropiados. Una tercera modificación es cambiar el modelo de ajuste, el cual es diferente al de la ecuación (4). Esta alternativa puede ser expresada de la siguiente manera

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (5)$$

Enders y Granger (1998) sugieren que esta espe-

cificación es importante cuando el ajuste asimétrico tiene una tendencia que es mayor en una dirección que en la otra. Este modelo es llamado Momentum Threshold Autoregressive Model (M-TAR).

Si  $|\rho_1| < |\rho_2|$  este modelo exhibe relativamente una mayor caída para valores negativos de  $\Delta\mu_{t-1}$  que para los valores positivos de  $\Delta\mu_{t-1}$ , por lo cual los incrementos tienden a persistir, pero las bajas tienden a revertir rápidamente hacia el valor de equilibrio.

La prueba estadística de la hipótesis nula ( $\rho_1 = \rho_2 = 0$ ) para el modelo TAR la denominamos  $\Phi_U$  y para el M-TAR  $\Phi_U^*$ . Esta prueba nos permite examinar si las variables están cointegradas. Las distribuciones de  $\Phi_U$  y  $\Phi_U^*$  dependen del número de observaciones, número de rezagos en  $\Delta\mu_{t-1}$  y el tipo de elementos incluidos en la relación de cointegración. Enders y Granger (1998) tabulan los valores críticos para ambos valores. Si la hipótesis de cointegración es aceptada, luego es posible probar si el ajuste es asimétrico ( $\rho_1 = \rho_2$ ), usando la distribución F.

Habiendo encontrado que el ajuste es asimétrico, un modelo de corrección de errores con el valor crítico consistentemente estimado puede ser usado para investigar la dinámica de los precios en el corto plazo. El modelo de corrección de errores con ajustes asimétricos puede ser representado de la siguiente forma

$$\Delta PC_t = \phi_{11}Z\_Pos_{t-1} + \phi_{12}Z\_Neg_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_{11,i}\Delta PC_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{12,i}\Delta PP_{t-i} + v_{1,t}$$

$$\Delta PP_t = \phi_{21}Z\_Pos_{t-1} + \phi_{22}Z\_Neg_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_{21,i}\Delta PC_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{22,i}\Delta PP_{t-i} + v_{2,t}$$

donde  $k$  es la cantidad de valores de rezagos en las variables,  $Z\_Pos$  y  $Z\_Neg$  son los términos de corrección de errores, los cuales representan los ajustes ante desviaciones positivas y negativas de los márgenes de comercialización. Estos valores pueden ser estimados como

$$Z\_Pos_{t-1} = I_t (PP_t - \beta_0 - \beta_1 PC_t)$$

$$Z\_Neg_{t-1} = (1 - I_t) (PP_t - \beta_0 - \beta_1 PC_t)$$

donde  $l_t$  es el valor encontrado por el método de Chan. Criterios de selección tales como AIC y SBC deben ser usados para elegir el mejor modelo.

### Metodología

Para este estudio se aplicará el modelo de cointegración no lineal propuesto por Enders y Gran-

ger (1998), explicado precedentemente. Las hipótesis a contrastar son:

1. Los precios al productor de la leche cruda y minoristas del dulce de leche están cointegrados no linealmente tanto en Rosario como en Santa Fe
2. Los ajustes en las transmisiones de precios son simétricos

En la aplicación del modelo descrito se utilizan datos de precios al productor por litro de leche cruda correspondiente a la serie mensual recopilada por la Dirección de Lechería del Ministerio de la Producción de Santa Fe entre agosto de 1996 y mayo de 2005 sobre un relevamiento de empresas que industrializan el 80 % de la producción provincial.

Para los precios minoristas del dulce de leche se utilizan promedios mensuales (envases de ½ kg) obtenidos de encuestas realizadas entre una mues-

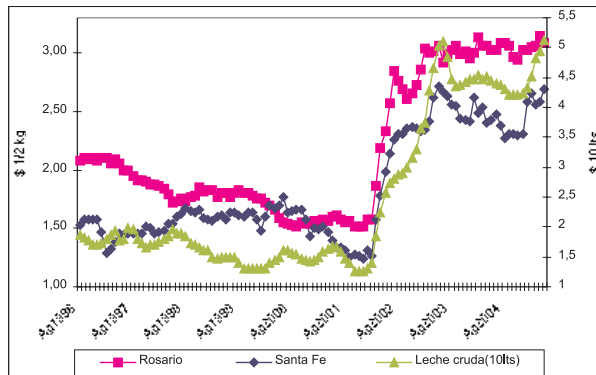
tra de supermercados de las ciudades de Santa Fe y Rosario por el Instituto Provincial de Estadísticas y Censos (IPEC) para el mismo período. Estos datos son los que se utilizan en la confección del Índice Autoponderado de Precios Mensuales.

Las variables a utilizar por el modelo detallado precedentemente serán expresadas en forma logarítmica.

## Resultados y discusión

Un análisis visual del comportamiento de precios al productor y precios minorista del dulce de leche en las ciudades de Rosario y Santa Fe entre 1996 y 2005 muestra diferencias importantes, como se aprecia en la Gráfica 1.

**Gráfica 1.** Evolución de precios minoristas del dulce de leche en Santa Fe y Rosario y de la leche cruda al productor.



Fuente: elaboración propia con datos de MAGIC e IPEC.

En casi todo el período analizado el precio del dulce de leche en Rosario se ha mantenido por encima del de Santa Fe, excepto por unos pocos meses entre abril y diciembre de 2000. Tanto la tendencia como las variaciones a simple vista no aparecen muy similares, como tampoco lo hace el precio de la materia prima al productor. En la búsqueda del comportamiento comencemos por explorar cómo han estado cointegrados

los precios productor-minorista en cada uno de los casos.

### Prueba del orden de integración de las variables

La primera prueba realizada ha sido la de Dickey-Fuller con el propósito de establecer si las variables poseen raíz unitaria y así determinar su orden de integración.

**Cuadro 1.** Prueba de raíces unitarias.

	Rezagos	Valor Estimado	Valor Estimado en Diferencias	Valor Crítico de Tabla
Precios al Productor	1	-0,52	-4,42	-2,89
Dulce de Leche Rosario	7	-0,63	-4,01	-2,89
Dulce de Leche Santa Fe	2	-0,82	-5,11	-2,89

1. Los rezagos fueron determinados de acuerdo con el criterio de selección AIC.

2. Test de Dickey-Fuller: se incluyó una constante pero no una variable de tendencia.

Sobre la base de los valores precedentes podemos concluir que cada una de las variables presentan raíz unitaria. Además, los precios de la leche al consumidor en ambas ciudades y al productor son estacionarios en su primera diferencia, por lo que tienen integración de orden 1.

### Relación en el largo plazo

Siguiendo la metodología propuesta, las relaciones de equilibrio en el largo plazo son estimadas por mínimos cuadrados ordinarios (los valores entre paréntesis corresponden al valor estimado del estadístico t).

#### Dulce de Leche Santa Fe

$$PP_t = -2,57 + 1,83 PC_t + \hat{\mu}_t$$

(-56,61)    (25,31)

#### Dulce de Leche Rosario

$$PP_t = -2,80 + 1,73 PC_t + \hat{\mu}_t$$

(-69,23)    (33,87)

Los coeficientes estimados de la variable  $PC_t$  para cada caso representan las elasticidades de transmisión en el largo plazo de los precios al consumidor con respecto a los precios al productor ya que las variables están expresadas en su forma logarítmica. Para Santa Fe indica que cuando el precio en góndola que pagan los consumidores

disminuye en un 10%, el precio pagado por la leche a los productores se reduce en una proporción mayor, del 18,30 %. Rosario presenta una elasticidad de transmisión similar a la de Santa Fe, con una respuesta del 17,3% de cambio en los precios recibidos por los productores ante una variación en el mismo sentido del 10% en el precio del dulce de leche a los consumidores. Para aumentos de precios al consumidor, la interpretación es similar respetando el mismo sentido de aumento en la materia prima.

En una primera instancia esta elasticidad parece demasiado alta, pero probablemente pueda justificarse si se toma en cuenta que la mayoría de las empresas productoras de dulce de leche, demandantes de la materia prima, son multiproductos. Por lo tanto, las transmisiones de precios al productor pueden tener "ruidos" derivados de las estrategias empresariales que priorizan los objetivos de ganancias para la empresa en el conjunto y no por producto.

### Test de cointegración

Los modelos TAR y M-TAR son estimados con el propósito de determinar si los precios están cointegrados de manera no lineal en el largo plazo. Un modelo sin ningún rezago es estimado para el caso de Santa Fe y con dos rezagos en para Rosario (Cuadro 2).

**Cuadro 2.** Estimación de las ecuaciones de ajuste usando cointegración no lineal con un valor crítico de equilibrio igual a cero.

Ciudad	$\rho_1$	$\rho_2$	AIC	BIC	$\Phi_0$ $\Phi^{*3}$	$\rho_1 = \rho_2$	Q(4) <sup>5</sup>	Q(8)
<b>Modelo TAR</b>								
Santa Fe	-0,1508 (-2,41) <sup>1</sup>	-0,0501 (-0,91) <sup>2</sup>	-54,36	-49,06	3,33	1,46 (0,22)	0,8170	0,9257
Rosario	-0,1133 (-1,88)	-0,1307 (-2,38)	-121,61	-111,07	4,36	0,049 (0,82)	0,1233	0,2806
<b>Modelo M-TAR</b>								
Santa Fe	-0,0733 (-1,17)	-0,1098 (-1,99)	-53,07	-47,76	2,66	0,19 (0,66)	0,8446	0,9318
Rosario	-0,1281 (-2,32)	-0,1166 (-1,95)	-121,58	-111,04	4,35	0,02 (0,88)	0,1238	0,2800

1. Los números en esta columna indican el t estadístico de la hipótesis nula  $\rho_1=0$

2. Los números en esta columna indican el t estadístico de la hipótesis nula  $\rho_2=0$

3. Valores muestrales de  $\Phi$  y  $\Phi^*$  de los modelos TAR y M-TAR respectivamente

4. Valores del estadístico F correspondiente a la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales, con el valor de probabilidad p entre paréntesis

5. Q(p) es el nivel de significancia estadística de que las correlaciones de los residuos son iguales a cero

En el caso del modelo TAR, los coeficientes son negativos para ambas ciudades, lo que indica convergencia hacia el equilibrio. Comparando los valores estimados del estadístico F, con los valores críticos de 3.95 y 3.18 al nivel de significancia del 5% y 10%, se puede concluir que los precios en Rosario están cointegrados al nivel del 5%, mientras que los de Santa Fe lo están al nivel del 10% de significancia. Dado que los precios están cointegrados, se puede examinar la hipótesis nula de que los ajustes son simétricos ( $\rho_1 = \rho_2$ ) usando la distribución F. Los valores estimados para las dos ciudades indican que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los ajustes son simétricos.

En el modelo M-TAR los valores críticos de tabla del estadístico F\* son 2,83 y 3,60 al 10% y 5% de significancia estadística respectivamente, por lo cual los precios están cointegrados en

el caso de Rosario pero no en Santa Fe. Además, no hay evidencia de que los ajustes hacia el equilibrio en el largo plazo no sean simétricos en ambas ciudades.

Los dos modelos precedentes tienen como característica común que el valor de atracción al cual tienden hacia el equilibrio es igual a cero. Este supuesto es cuestionado por algunos autores (Enders y Dibooglu, 2003; González et al., 2004), sugiriendo que se debería testear por ajustes asimétricos una vez que se obtenga el valor crítico por el método de Chan. Debido a que en nuestro caso el modelo TAR tiene un mejor ajuste que el modelo M-TAR según los valores de los criterios AIC y SBC, procedemos a estimar nuevamente el modelo TAR, usando el método de Chan para estimar el valor consistente al cual el modelo tiende hacia el equilibrio. Los resultados se presentan en el cuadro 3.

**Cuadro 3.** Estimación de las ecuaciones de ajuste usando cointegración no lineal con valor crítico de equilibrio usando el método de Chan.

Ciudad	$\rho_1$	$\rho_2$	AIC	BIC	$\Phi^3$	$\rho_1 = \rho_2$	Q(4) <sup>5</sup>	Valor crítico	Modelo
Santa Fe	-0,2133 (-3,35) <sup>1</sup>	-0,0132 (-0,25) <sup>2</sup>	-58,75	-53,45	5,67	5,92 (0,01)	0,8025	0,1105	TAR
Rosario	-0,2234 (-3,03)	-0,1097 (-2,19)	-123,09	-109,97	6,42	1,78 (0,18)	0,2219	0,1341	TAR

1. Los números en esta columna indican el t estadístico de la hipótesis nula  $\rho_1=0$
2. Los números en esta columna indican el t estadístico de la hipótesis nula  $\rho_2=0$
3. Valores muestrales de F del modelo TAR
4. Valores del estadístico F correspondiente a la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales, con el valor de probabilidad p entre paréntesis
5. Q(p) es el nivel de significancia estadística de que las correlaciones de los residuos son iguales a cero

Los valores estimados del modelo TAR con los valores de equilibrio consistente estimados por el método de Chan indican que los precios están cointegrados en Rosario y en Santa Fe. Los modelos presentan un mejor ajuste medido por los criterios de selección de modelos.

Los valores de los coeficientes estimados en ambas ciudades indican cómo el modelo ajusta hacia el equilibrio. Los coeficientes estimados de  $\rho_1$  y  $\rho_2$  señalan que los valores positivos de  $\hat{\mu}_t$  ajustan mucho más rápido que los valores negativos de  $\hat{\mu}_t$ . La prueba sobre si los cambios entre el precio al productor y al consumidor del dulce de leche son simétricos ( $\rho_1 = \rho_2$ ), no se acepta para la ciudad de Santa Fe al 5% de significancia ( $F(2,102) = 5,92$ , con un valor de probabilidad del 0,01), pero sí se acepta en la ciudad de Rosario ( $F(2,102) = 1,78$  con un valor de probabilidad del 0,18). En síntesis, la evidencia indica movimientos asimétricos entre precios en la ciudad de Santa Fe, pero simétricos en Rosario.

**Modelo de corrección de errores**

Los modelos TAR y M-TAR sugieren que los precios del dulce de leche están cointegrados, pero

los ajustes son asimétricos solamente en la ciudad de Santa Fe. Ello justifica la estimación de un modelo no lineal de corrección de errores con el propósito de examinar las dinámicas de los ajustes de precio en el corto plazo para dicha ciudad. Los criterios de selección AIC y SBC determinan que el modelo con un rezago en la primera diferencia en ambos precios tenga el mejor ajuste.

El cuadro 4 presenta los resultados del modelo de corrección de errores. 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 (0,1105 para Santa Fe).  $Z\_Neg$  abarca los valores de los errores estimados que son menores a este valor crítico. Concretamente, los valores de estos coeficientes son los que nos permitirán examinar cómo son transmitidos los cambios de precios entre ambos precios (al productor y al consumidor) en la cadena.



**Cuadro 4.** Modelo no lineal de corrección de errores.

Santa Fe		
	$\Delta PC_t$	$\Delta PP_t$
<b>Constante</b>	-0,0073 (-1,27)	0,0116 (1,91)*
$\Delta PC_{t-1}$	0,1503 (1,46)	0,0377 (0,34)
$\Delta PP_{t-1}$	0,2643 (3,17)**	0,5798 (6,54)**
$Z\_Pos$	0,1399 (3,02)	-0,0895 (-1,31)
$Z\_Neg$	-0,0163 (-0,47)	0,0321 (0,87)
Q(4)	1,23 (0,72)	0,08 (0,99)
$R^2$	0,2146	0,38
$F_{(2,102)} = \Delta PC$	2,12 (0,15)	0,118 (0,73)
$F_{(2,102)} = \Delta PP$	10,09 (0,00)	42,89 (0,00)

1. (\*\*) y (\*) indican significancia estadística al 5 y 10% respectivamente.

2. Los números entre paréntesis son los valores del estadístico t.

3. PC = precios al consumidor, PP = precios al productor.

En Santa Fe, los valores del estadístico t en los coeficientes  $Z\_Pos$  y  $Z\_Neg$  no son significantes, salvo en el caso de  $Z\_Pos$  en la columna de los precios al consumidor del dulce de leche. Esto lleva a concluir que cuando se producen desviaciones en la relación de equilibrio en el largo plazo, el precio al consumidor es el encargado de ajustar y restablecer el equilibrio entre estos dos precios.

Analizando la dinámica de cómo se restablece el equilibrio ante un shock que modifique los precios del dulce de leche en Santa Fe, los coeficientes de ajuste estimados indican que es el precio al consumidor el que corrige en el corto plazo para mantener el equilibrio que existe entre ambos precios en el largo plazo. Si se produce, por ejemplo, una suba en el precio al productor, lo cual genera una desviación positiva en la relación de equilibrio en el largo plazo, los precios al consumidor ajustan au-

mentando y eliminando un 14% de esa diferencia en el siguiente mes. Luego el modelo sigue ajustando hacia el equilibrio en los siguientes meses a través de los coeficientes de las primeras diferencias en los precios al productor y al consumidor del modelo de corrección de errores. Contrariamente, una caída en los precios al productor, lo cual amplía la diferencia entre precios, genera una desviación negativa en la relación de equilibrio y el sistema ajusta a través del coeficiente  $Z\_Neg$ . Según el valor de este coeficiente, los precios al consumidor responden con una caída de sólo un 1,6 % de esa diferencia dentro del mes siguiente.

Estos resultados nos indican que las transmisiones en los cambios de precios en el corto plazo entre los precios al consumidor del dulce de leche y al productor en Santa Fe son más rápidas cuando los márgenes de comercialización disminuyen (discrepancia positiva generada por una caída en los precios al consumidor o aumento en los precios al productor) que cuando los márgenes de comercialización se incrementan (discrepancia negativa generada por una suba en los precios al consumidor o caída en los precios al productor).

Los resultados del test de causalidad (valores del F estadístico en las dos últimas filas del cuadro 4) agregan elementos que no parecen ser totalmente coherentes con la teoría económica de la demanda derivada y requieren una mayor investigación. En efecto, indican que son los precios recibidos por el productor ( $F(2,102) = 10,09$ ) los que originan los cambios en los precios al consumidor del dulce de leche. No hay evidencia de que los cambios en los precios al consumidor causen significativas respuestas en los precios recibidos por los productores ( $F(2,89) = 0,118$ ).

## Conclusiones y recomendaciones

La percepción de los productores lecheros argentinos de que se transmiten rápidamente las

bajas pero no así los incrementos de precios minoristas a la materia prima ha sido analizada en este trabajo tomando como caso de estudio los precios del dulce de leche en supermercados de las ciudades de Santa Fe y Rosario.

Según las hipótesis planteadas, se verificó la existencia de cointegración entre las variables precio al consumidor y al productor con la bondad de los ajustes dependientes de los criterios de selección de modelos. En cambio, solamente se pudo probar ajustes simétricos entre precios minoristas y al productor en Rosario, siendo asimétricos en la ciudad de Santa Fe.

Debido a las similitudes geográficas por la localización de ambas ciudades y las condiciones políticas, tributarias, etc. por estar en la misma provincia, al igual que de distancia a las principales plantas elaboradoras de dulce de leche, resulta difícil encontrar explicación a estas diferencias, por lo que se esbozarán algunas hipótesis.

Por el lado de la demanda, el dulce de leche a nivel nacional ha demostrado ser un producto muy sensible a los cambios de ingresos de los consumidores, aunque ni para Santa Fe y Rosario se cuenta con estudios específicos. Tampoco se tienen estimaciones de elasticidades que serían muy útiles para esta interpretación. Como las zonas donde se hacen los relevamientos de precios minoristas en ambas ciudades se delimitan "entre boulevares", básicamente corresponden a puntos de venta con mayoría de clientes que residen en un radio cercano. En este caso, el poder adquisitivo de las familias del centro de Rosario es mayor que el del centro de Santa Fe, lo que podría justificar que en esta última ciudad no se condigan siempre los cambios de precios minoristas con los del productor, sobre todo cuando los márgenes disminuyen por aumentos en los precios al productor.

Por otra parte, el producto tiene sustitutos relativamente cercanos en otro tipo de dulces, mermeladas y jaleas, lo que podría inducir a los minoristas a utilizarlo en sus estrategias comerciales para atracción de clientes, con descuentos o precios

promocionales que no tienen un correlato exacto con las variaciones del costo de la materia prima.

Aunque en este caso parecería menos probable, también puede relacionarse con la estructura del sector minorista, que en Santa Fe continúa siendo básicamente de pequeñas y medianas empresas, con una sola boca de expendio de un supermercado nacional. Esto les brindaría mayor flexibilidad para realizar cambios rápidos o ajustes según la situación de demanda, y así aparecer asimetrías en las relaciones de ambos niveles de precios.

Desde el punto de vista metodológico, sería interesante poder contar con un análisis de factores que componen el margen de comercialización a todo el nivel de la cadena para ver si se puede arrojar más luz en este sentido. De la misma manera, una vez que se tengan suficientes observaciones, convendría reiterar el análisis por períodos, antes y después del cambio de política económica con el abandono de la convertibilidad, para verificar si los resultados actuales se mantienen, o puede haber una influencia muy fuerte de algún período en particular que prevalezca determinando las diferencias.

También ayudaría poder contar con datos semanales de evolución de precios, pero ello no es posible a nivel de precios a los productores, ya que las liquidaciones se realizan mensualmente.

Como se mencionó previamente, el hecho de que la mayoría de las empresas elaboradoras de dulce de leche son empresas multiproducto y no especializadas en uno solo, incluye la posibilidad de que los precios de uno de ellos en ciertos momentos y por diversas razones, no reflejen exactamente costo más margen. Como el precio pagado por la materia prima resulta de un promedio ponderado de los precios de los diferentes productos lácteos, una falta de integración de precios en uno de ellos, como el dulce de leche, debería estar acompañada de una estrecha integración en otros. Por ello, cuando se tenga conocimiento del comportamiento de los márgenes por productos en forma individual, convendría hacer un contraste entre todos para evaluar la situación en el conjunto.

Si bien en este estudio se tomaron precios al consumidor y al productor, una mejor comprensión de las variaciones requiere tomar también el nivel industrial mayorista. Los datos disponibles de esos precios tienen muchos problemas, lo que lamentablemente no los hace confiables a los investigadores, y su recopilación tropieza con el proble-

ma de privacidad y dificultad de recolección por la estructura sectorial.

Finalmente se recomienda profundizar el análisis sobre las causalidades de los movimientos detectados, así como la explicación de las variaciones de los márgenes de distintos productos con la utilización de otra metodología.

## Bibliografía

- Abdulai, A. "Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market". *Applied Economics*, 34, 2002, pp. 679-87.
- Bernard, J. and Willet, L. "Asymmetric Price Relationship in the U.S. Broiler Industry". *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 28, 1996, pp. 279-289
- Chan, K.S. "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimation of a Threshold Autoregressive Model". *The Annals of Statistics*. 21, 1993, pp. 520-533
- Cramon-Taubadel, S. von. "Estimating Asymmetric Price Transmission with Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market". *European Review of Agricultural Economics*, 25, 1998, pp. 1-18.
- Depetris Guiguet, E. "Dinámica del Sector Lechero Santafesino en los Últimos Años". Segundo Congreso Nacional Sobre Problemáticas Sociales Contemporáneas. Santa Fe. Versión CD, 2003.
- Gutman, G., Guiguet, E. y Rebolini, J. "Los Ciclos en el Complejo Lácteo Argentino. Análisis de Políticas Lecheras en Países Seleccionados". Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación. Buenos Aires, 2003, pág. 265
- Enders, W. and Granger, C. W. "Unit-Roots Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates". *Journal of Business and Economic Statistics*. 16 (3), 1998, pp. 304-311.
- Enders, W. and Dibooglu, S. "Long-Run Purchasing Power Parity Asymmetric Adjustments", Working paper 01-02-04, Department of Economics, Finance, and Legal Studies, Culverhouse College of Commerce and Business Administration, The University of Alabama, 2003.
- Engle, R. and Granger, C.W. "Cointegration and Error Correction: Re-presentation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55, (2), 1987, pp. 251-276.
- González F., Guillotreau, P. and Le Grel, L. "The Transmission of Price Variability along the French Cod Value Chain", XIVth EAFE Conference, Faro, March, 2002, pp. 25-27.
- González F., Guillotreau, P., Le Grel, L. and Simioni, M. "Asymmetry of Price Transmission within the French Value Chain of Seafood Products", Institut National de la Recherche Agronomique (INRA), 2004.
- Rossini, G. "Price Transmission in the Argentine Dairy Sector: An Application of the Threshold Cointegration Approach". Unpublished Paper. Columbia, MO: Department of Agricultural Economics, University of Missouri, 2003.
- Santa Fe. Instituto Provincial de Estadísticas y Censos (IPEC). Datos de Precios de Productos Lácteos. 1996-2004.
- Santa Fe. Ministerio de la Producción. Dirección de Lechería. Datos de Precios de Leche Cruda Pagados al Productor. 1996-2004.
- Schaller, A. *Análisis de la Cadena de Lácteos: Dulce de Leche*. SAGPYA. Dirección de Industria Alimentaria. Buenos Aires, 2005.