

COMPORTAMIENTO DE PRECIOS DE LECHE FLUIDA AL PRODUCTOR Y MINORISTA EN LAS CIUDADES DE SANTA FE Y ROSARIO

GUIGUET, Edith; ROSSINI, Gustavo (*ex-aequo*)

Docentes Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Económicas, UNL
Moreno 2557, 3000 Santa Fe
E-mail: eguiguet@fce.unl.edu.ar, grossini@fce.unl.edu.ar

Resumen

Este estudio tiene como objetivo evaluar la evolución mensual de la relación entre precios pagados por la leche fluida a nivel productor y los precios minoristas que los consumidores han pagado en las ciudades de Santa Fe y Rosario para el período 1996-2004. En ambos casos se contrastan dos hipótesis: 1) que los precios al productor y minoristas están cointegrados no linealmente; y 2) que los ajustes en el corto plazo que mantienen la relación de equilibrio son simétricos. La metodología utilizada es un análisis de cointegración no lineal con los modelos TAR y M-TAR. Se observa primeramente que el comportamiento a nivel minorista difiere entre ciudades a partir de 1998 y hasta comienzos de 2001, en que los precios de Rosario están por debajo de los de Santa Fe, revirtiéndose la situación a partir de entonces. Los resultados permiten confirmar la existencia de cointegración en la ciudad de Rosario, pero no así en la de Santa Fe, con la bondad de los ajustes dependiendo de los criterios de selección de modelos. Por lo tanto, el análisis de los ajustes en el corto plazo sólo se realiza para Rosario, encontrándose que cuando se producen desviaciones en la relación de equilibrio de largo plazo, el precio al productor es el encargado de ajustar y reestablecerlo. Además, que la transmisión de los cambios de precios es más rápida cuando los márgenes de comercialización disminuyen que cuando se incrementan. Persisten dudas sobre algunos de los resultados, incluyéndose recomendaciones para el futuro.

Palabras Claves:

leche fluida, margen productor-minorista, modelo de cointegración.

PRODUCER - RETAILER'S PRICE VARIATIONS IN SANTA FE AND ROSARIO MARKETS

Summary

The objective of this study is to evaluate the monthly evolution of producer's -retailer's prices for fluid milk in Santa Fe and Rosario city for the period 1996-2004. The hypothesis are: 1) that producer's and retailer's prices are non linearly cointegrated; and 2) with symmetric adjustments. The methodology used is a non linear cointegration approach with TAR and M-TAR models. Firstly it is observed that retailer's prices for fluid milk are higher in Santa Fe between 1998 and 2001, and lower up to 2004. A cointegrated relationship between both prices is found in Rosario but not in Santa Fe, with the goodness of fit depending on the model's selection criteria. As the short-term dynamics of the variables can only be applied to Rosario, 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. Several questions still remain about other results which require further investigation in the future.

Key Words:

fluid milk, producer-retailer margin, cointegration model.

Introducción

Uno de los problemas más serios para la coordinación sectorial y la toma de decisiones de política económica en la lechería argentina ha sido y continúa siendo la insuficiencia de información, en particular sobre el comportamiento de precios y márgenes a diferentes niveles de la cadena (Gutman, Guiguet y Lavarello 2003, Depetris 2003).

Ello es motivo recurrente de conflictos entre productores e industriales, que se agravan en los periodos de crisis, y que muestra las percepciones encontradas de las partes. Los productores alegan que se transmiten rápidamente las bajas de los precios pero no así los incrementos, siendo ellos los que finalmente absorben las pérdidas, situación refutada por la industria.

Además, los intentos de estudiar la problemática se han encontrado con serias limitaciones en la cantidad y confiabilidad de los datos disponibles. En los lácteos, y dada la ausencia de otras fuentes, Rossini (2004) ha analizado las variaciones de márgenes a nivel productor, mayorista y minorista con datos de precios promedios para todo el país oficialmente publicados, los que mantienen algunos cuestionamientos metodológicos acerca de su representatividad.

En la provincia de Santa Fe los dos mayores centros de consumo son las ciudades de Rosario (908.000 habitantes) y Santa Fe (349.000).

Si bien ambas tienen características diferentes, se encuentran a similares distancias de las zonas productoras primaria e industrial, lo que permite hacer el supuesto de igualdad en el costo de transporte y precio promedio pagado al productor en la principal cuenca lechera del país.

Este estudio tiene como objetivo evaluar la evolución mensual de la relación entre precios pagados por la leche fluida a nivel productor y los precios minoristas que los consumidores han pagado en las ciudades de Santa Fe y Rosario para el período 1996-2004.

En ambos casos se contrastarán dos hipótesis: 1) que los precios al productor y minoristas están cointegrados no linealmente en ambas ciudades; y 2) que los ajustes en el corto plazo que mantienen la relación de equilibrio en el largo plazo son simétricos, o sea que las variaciones se transmiten de la misma manera al productor cuando los precios al consumidor suben que cuando bajan.

Materiales y Métodos

Este estudio utiliza un análisis de cointegración según las propuestas de Enders y Granger (1998), aplicado por González y otros (2002, 2004) en pescado, Abdulai (2002) en carne de cerdo y para algunos los productos lácteos por Rossini (2004)¹.

La posibilidad de cointegración se basa en que variables no estacionarias puedan tener una relación de equilibrio y moverse juntas en el largo plazo. Como primer paso, 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. Si las variables están integradas de orden uno, la relación en el largo plazo se especifica como $PP_t = \beta_1 + \beta_2 PC_t + u_t$, (1), donde PP_t son los precios recibidos por los productores de leche y PC_t son los precios de la leche fresca pagados por los

consumidores. PP_t se toma como variable dependiente por ser la materia prima una demanda derivada de la demanda final del consumidor. 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.

Luego se determina si las variables están cointegradas de manera no lineal, según la especificación TAR (Threshold Autoregressive Model) o M-TAR (Momentum Threshold Autoregressive Model). 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

¹ Por razones de espacio, para mayor detalle de la metodología se remite a los autores citados y a Rossini G (2004) para su aplicación al sector lácteo.

Aikaike (AIC) y Criterio Bayesiano de Schwartz (SBC)). Si la hipótesis de cointegración es aceptada, luego es posible probar si el ajuste es simétrico ($\alpha_1 = -\alpha_2$), usando la distribución F.

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.

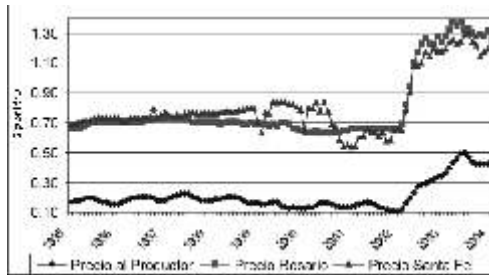
Datos

En la aplicación del modelo descrito se utilizarán datos de precios al productor por

litro de leche correspondiente a la serie mensual recopilada por la Dirección de Lechería del Ministerio de la Producción de Santa Fe entre agosto de 1996 y febrero de 2004. Para los precios minoristas se utilizarán promedios mensuales de precios de leche fluida en sachet de un litro de primeras y segundas marcas obtenidos de encuestas realizadas entre un grupo de supermercados ubicados en el radio céntrico (entre boulevares) de las ciudades de Santa Fe y Rosario por el Instituto Provincial de Estadísticas y Censos (IPEC) para el mismo período. Las variables a utilizar por el modelo detallado precedentemente serán expresadas en forma logarítmica.

Resultados y Discusión

Figura 1: Evolución de Precios Minoristas de la Leche Fresca y al Productor .



Fuente: elaboración propia con datos de MAGIC e IPEC.

El comportamiento de precios al productor y precios minorista de la leche fluida en las ciudades de Rosario y Santa Fe entre 1996 y 2004 muestra diferencias importantes (Figura 1).

Hasta casi finales de 1998 los precios minoristas en ambas ciudades tuvieron un comportamiento similar, tanto en sus niveles como en sus variaciones. A partir de entonces se diferencia un período, hasta comienzos de 2001, en que los precios de Rosario estuvieron por debajo de los de Santa Fe. Coincide con la situación de sobreoferta de productos lácteos y caída pronunciada de precios, con recesión y disminución de la demanda interna y externa por la devaluación de Brasil. A partir de 2001 los precios en Rosario pasan a estar por encima de los de Santa Fe. Comencemos por explorar cómo han estado cointegrados.

1 - La prueba de Dickey-Fuller permite concluir que cada una de las variables presentan raíz unitaria. Los valores estimados por este

test para los precios al productor, precio de leche fresca en Rosario y precio de la leche fresca en Santa Fe son -0,59, -0,36 y -0,62 en niveles y -4,30, -8,07 y -3,59 en su primera diferencia respectivamente. Comparando los valores estimados con el valor crítico de -2,89, concluimos que las series tienen integración de orden 1.

2. 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).

Leche Fresca Santa Fe

$$PP_t = -1,30 - 1,43 PC_t + \mu_t$$

(-8,57) (-12,25)

Leche Fresca Rosario

$$PP_t = -1,33 - 1,47 PC_t + \mu_t$$

(-3,44) (-17,33)

Los coeficientes estimados de la variable PC_i 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 están expresadas en su forma logarítmica. De esta manera, para Santa Fe indica que cuando el precio en góndola que pagan los consumidores aumenta (disminuye) en un 10%, el precio a los productores aumenta (disminuye) en un 14,74 %. Rosario presenta una elasticidad de transmisión similar a la de Santa Fe, con una respuesta del 14,30% de incremento en los precios recibidos por los productores ante un aumento del 10% en el precio de la leche fresca a los consumidores.

Como hipótesis explicativa podría pensarse que dado que el precio a los productores no depende solamente de la leche fresca, sino del mix de productos que elabora la industria, el carácter de bien esencial de la leche fresca podría llevar a la industria en determinados periodos a no trasladar la totalidad de los aumentos al consumidor, pero hacerlo en otros productos lácteos. Por el contrario, dada una baja en el precio minorista, el impacto es mayor a nivel de precio al productor.

3. Test de Cointegración. En el caso del modelo TAR, los coeficientes son negativos

para ambas ciudades, lo que indican convergencia hacia el equilibrio. Comparando los valores estimados del estadístico Φ , 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%, pero no así los de Santa Fe.

Dado que los precios están cointegrados en Rosario, se puede examinar la hipótesis nula de que los ajustes son simétricos ($\rho_1 = \rho_2$) usando la distribución F. El valor estimado para esta ciudad indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los ajustes son simétricos. En el modelo M-TAR los resultados son similares, estando los precios 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. 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 (Tabla 2).

Tabla 1: Estimación de las Ecuaciones de Ajuste usando Cointegración no Lineal con un Valor Crítico de Equilibrio igual a Cero.

| Ciudad | ρ_1 | ρ_2 | AIC | BIC | Φ o Φ^{*3} | $\rho_1 = \rho_2^4$ | $^5Q(4)$ | Q(8) |
|---------------------|-------------------------------|-------------------------------|---------|---------|----------------------|---------------------|----------|------|
| <i>Modelo TAR</i> | | | | | | | | |
| Santa Fe | -0,09 (-1,30) ¹ | -0,12 (-1,84) ² | -30,58 | -25,58 | 2,55 | 0,07 (0,79) | 0,54 | 0,78 |
| Rosario | -0,15 (-2,36) | -0,08 (-1,56) | -151,20 | -143,73 | 3,97 | 0,67 (0,41) | 0,84 | 0,99 |
| <i>Modelo M-TAR</i> | | | | | | | | |
| Santa Fe | -0,15 (-2,16) | -0,07 (-1,05) | -30,22 | -25,23 | 2,89 | 0,70 (0,402) | 0,69 | 0,88 |
| Rosario | -0,12 (-2,12) | -0,09 (-1,69) | -150,59 | -143,13 | 3,62 | 0,08 (0,768) | 0,90 | 0,99 |

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 Φ y Φ^* de los modelos TAR y M-TAR respectivamente.
4. Valores del estadístico F correspondiente a la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales
5. Q(p) es el nivel de significancia estadística de que las correlaciones de los residuos son iguales a cero

Tabla 2: Estimación de las Ecuaciones de Ajuste usando Cointegración no lineal con Valor Crítico de Equilibrio usando el Método de Chan.

| Ciudad | 1 | 2 | AIC | BIC | 3 | 1 = 2 ⁴ | Q(4) ⁵ | Valor Critico | Modelo |
|----------|---------------------------------|---------------------------------|---------|---------|------|--------------------|-------------------|---------------|--------|
| Santa Fe | -0,1055 (-1,43) ¹ | -0,1133 (-1,72) ² | -30,51 | -25,52 | 2,52 | 0,006 (0,94) | 0,5276 | 0,039 | TAR |
| Rosario | -0,2498 (-2,68) | -0,0801 (-1,79) | -153,31 | -145,84 | 5,03 | 2,85 (0,09) | 0,7193 | 0,1267 | 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 ρ del modelo TAR.

4) Valores del estadístico F correspondiente a la hipótesis nula de que los coeficientes son iguales.

5) Q(p) es el nivel de significancia estadística de que las correlaciones de los residuos son residuos 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 pero no en Santa Fe. Los modelos presentan un mejor ajuste medido por los criterios de selección de modelos. Sin embargo, existen diferencias en los valores de los coeficientes estimados en la ciudad de Rosario, que indican cómo el modelo ajusta hacia el equilibrio. Los coeficientes estimados de ρ_1 y ρ_2 indican que los valores positivos estimados de μ , ajustan mucho más rápido que los valores negativos estimados de μ . La prueba sobre si los cambios entre el precio al productor y al consumidor de la leche fluida son simétricos ($\rho_1 = \rho_2$), se rechazan sólo en los precios de la leche en la ciudad de Rosario al 10% de significancia, pero no al 5% ($F_{(2,88)} = 2,85$, con un valor de probabilidad del 0,09).

4. Modelo de Corrección de Errores

Los modelos TAR y M-TAR sugieren que los precios de la leche fresca están cointegrados solamente en la ciudad de Rosario, por lo que se examinarán las dinámicas de los ajustes de precio en el corto plazo que mantienen la relación de equilibrio en el largo plazo. 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.

En los resultados del modelo de corrección de errores, los valores de los coeficientes Z_Pos y Z_Neg permiten examinar cómo son transmitidos los cambios de precios entre ambos precios (al productor y al consumidor) en la cadena de la leche fluida.

Los coeficientes estimados del modelo de

corrección de errores son mostrados en la tabla 3.

Los valores del estadístico t en los coeficientes Z_Pos y Z_Neg no son significantes, salvo en el caso de Z_Pos de los precios al productor.

Analizando la dinámica de cómo se reestablece el equilibrio ante un shock que modifique los precios de la leche fresca, los coeficientes de ajuste estimados indican que es el precio al productor 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 caída en el precio al consumidor, lo cual genera una desviación positiva en la relación de equilibrio en el largo plazo, los precios al productor ajustan disminuyendo y eliminando un 29 % de esa diferencia en el siguiente mes.

Contrariamente, un aumento en los precios a los consumidores, que 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 productor responden con un incremento de sólo un 5 % de esa diferencia dentro del mes siguiente, no mostrando significación estadística.

Estos resultados nos indican que las transmisiones en los cambios de precios en el corto plazo entre los precios al consumidor de la leche fresca y al productor en Rosario es más rápido 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).

Por último, el modelo también nos permite evaluar los resultados del test de causalidad (valores del F estadístico en las dos últimas filas de la Tabla 3) Φ .

Los mismos indican que son los precios recibidos por el productor ($F_{(2,89)} = 8,59$) y los mismos precios rezagados de los precios en góndola ($F_{(2,89)} = 8,49$) los que originan los cambios en los precios al consumidor de la leche fresca. No hay evidencia de que los cambios en los precios al consumidor causen significativas respuesta en los precios recibidos por los productores ($F_{(2,89)} = 0,359$).

Tabla 3: Modelo no Lineal de Corrección de Errores

| Rosario | | |
|--------------------------|------------------|--------------------|
| | CP_t | PP_t |
| <i>Constante</i> | 0,0028 (0,63) | 0,0153 (2,08)** |
| | 0,3356 | -0,1126 |
| <i>PC</i> _{t-1} | (2,91)** | (-0,60) |
| | 0,1820 | 0,6199 |
| <i>PP</i> _{t-1} | (2,93)** | (6,11)** |
| | -0,0232 | -0,2915 |
| <i>Z_Pos</i> | (-0,44) | (-3,40)** |
| | -0,0223 | 0,0510 |
| <i>Z_Neg</i> | (-0,54) | (0,76) |
| | 1,23 | 0,08 |
| <i>Q(4)</i> | (0,72) | (0,99) |
| <i>R</i> ² | 0,401 | 0,479 |
| | 8,49 | 0,359 |
| $F_{(2,89)} = PC$ | (0,00) | (0,55) |
| | 8,59 | 37,43 |
| $F_{(2,89)} = PP$ | (0,00) | (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.

Conclusiones

La percepción de los productores lecheros argentinos de que se transmiten rápidamente las bajas pero no así los incrementos de precios minoristas al precio de la materia prima ha sido analizada en este trabajo tomando como caso de estudio los precios de la leche fresca en supermercados de la ciudad de Santa Fe y Rosario.

En primer lugar se pudo verificar la hipótesis de la existencia de cointegración entre las variables precio al consumidor y al productor solamente en la ciudad de Rosario, no así en Santa Fe, con la bondad de los ajustes dependientes de los criterios de selección de modelos. Este resultado llama mucho la atención y merece una profundización en su estudio para el futuro.

Los niveles de precios al consumidor en un período previo a la devaluación del 2002 y posteriores, difieren entre ciudades, para

explicar lo cual se adelantan varias hipótesis. Además se confirma que la variación a largo plazo entre ambos niveles de precios, productor y minorista, no es similar entre ambos mercados, y en este caso se hace más compleja e incierta la justificación.

El producto elegido y los datos correspondientes tienen características particulares. El precio relevado corresponde a sachet de un litro de primeras y segundas marcas en los supermercados de las zonas céntricas de ambas ciudades, "entre los boulevares". Por lo tanto, trabajamos con un producto de primera necesidad, altamente perecedero, sin posibilidad de ser almacenado por bastante tiempo, por lo que tiene requerimientos de una frecuencia muy alta en su compra (visita al supermercado diarias o casi diarias). Ello sugiere el predominio de las compras de vecinos residentes dentro de un radio bastante acotado, y que por la localización

mencionada podrían caracterizarse como de clase media y media alta, pero con menor poder adquisitivo en Santa Fe que en Rosario.

Por otra parte, también tiene sustitutos muy cercanos en sachets de marcas menos conocidas, por la facilidad con que empresas y productores pueden integrarse verticalmente en este eslabón y entrar en el mercado. En el período previo a la devaluación, con un altísimo nivel de desempleo y una sobreoferta de lácteos, habían proliferado terceras marcas de firmas conocidas y nuevas marcas de recién llegados a la industria.

Por el lado del mercado, otra característica es que los lácteos, al igual que la yerba mate, el aceite y otros productos básicos de la canasta familiar, son utilizados frecuentemente por el supermercadismo como “atracción” en las ofertas semanales. Por lo tanto, constituyen elementos de sus estrategias comerciales, a menudo ofrecidos con descuentos que no se correlacionan con la variación coyuntural del precio al productor. En la década del '90 la competencia entre las grandes cadenas nacionales e internacionales que se estaban estableciendo en Rosario podrían haber sido causante de la proliferación de este tipo de ofertas. Santa Fe, que no experimentó en ese período un cambio similar y seguían predominando los autoservicios y supermercados pequeños y medianos, podría haber mantenido mayores precios.

Cuando se produjo la crisis argentina en el 2002, devino un corte de la cadena de pago, la brusca ausencia de liquidez del consumidor, y luego el aumento de precios por la devaluación. La percepción es que el efecto ingreso tuvo mayor peso en Santa Fe que en Rosario, así como la flexibilidad que permiten las empresas medianas y pequeñas de incorporar nuevas marcas y proveedores no tradicionales. Santa Fe, con menor poder adquisitivo, tuvo inclusive temporariamente el retorno de la venta directa domiciliaria de leche sin pasteurizar, y la incorporación en los supermercados de nuevas marcas a precios bastante inferiores. Los supermercados de Rosario podrían no tener la flexibilidad de hacer cambios tan rápidos, o la predisposición de adoptar ese tipo de estrategias, resultando en precios más altos. Ambas hipótesis merecen estudiarse.

Otro tipo de aproximación metodológica, como un análisis de factores que componen el

margen de comercialización también podría arrojar más luz en este sentido

La segunda hipótesis planteaba que, probada la cointegración, los precios se comportaban simétricamente, prueba que solamente pudo efectivizarse en el caso de Rosario. La evidencia estadística permitió refutar esa hipótesis solamente al 10 %, por lo que se confirma que los incrementos de precios se transmiten más lentamente que las bajas en la cadena de leche fresca.

En general, a pesar de que los resultados no fueron los esperados, en esta instancia se contó con series de precios que merecen confianza a los investigadores, tanto por su metodología de recolección como por su tratamiento posterior, aunque no corrige el problema de sustitución del consumidor entre marcas. Datos semanales de precios pagados podrían mostrar mejor las variaciones, por lo que se recomienda tenerlo en cuenta para diseños de recolección de datos con ese fin. También separar los análisis para el período previo y posterior a la devaluación, aunque por el escaso tiempo transcurrido la cantidad de observaciones podrían no ser suficientes.

Dado que el producto elegido tiene características muy particulares, convendría reiterar este tipo de análisis para conocer el comportamiento de precios de otros productos lácteos de los que se cuentan datos. 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 la leche fluida, por cualquier razón, debería estar acompañada de una estrecha integración en otros.

Si bien en este estudio se tomaron precios al consumidor y al productor, una mejor comprensión de las variaciones requieren tomar también aquellas producidas en el nivel industrial mayorista. Los datos disponibles de esos precios tienen varios problemas, lo que lamentablemente no los hace confiables a los investigadores.

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. 2002. "Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the swiss pork market". *Applied Economics*, 34: 679-87.

BERNARD, J. and L. WILLET. 1996 "Asymmetric price relationship in the U.S. broiler industry". *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 28: 279-289

CHAN, K. S. 1993. "Consistency and limiting distribution of the least squares estimation of a threshold autoregressive model". *The Annals of Statistics*, 21: 520-533

CRAMON-TAUBADEL S. von.1998. "Estimating asymmetric price transmission with error correction representation: An application to the german pork market". *European Review of Agricultural Economics*, 25: 1-18.

DEPETRIS GUIGUET E. 2003. "Dinámica del sector lechero santafesino en los últimos años". Segundo Congreso Nacional Sobre Problemáticas Sociales Contemporáneas. Santa Fe.

GUTMAN G., GUIGUET E. Y J. REBOLINI. 2003. "*Los ciclos en el complejo lácteo argentino. Análisis de políticas lecheras en países seleccionados*". Secretaría de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentación. Buenos Aires: 265 pag.

ENDERS, W and C. W. 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): 304-311.

ENGLE, R. and C.W. GRANGER (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing". *Econometrica*, 55, (2):251-276

GONZALES F, P. GUILLOTREAU, and L. LE GREL. 2002. "The transmission of price variability along the french cod value chain", *XIVth EAFE Conference*, Faro, 25-27 March.

ROSSINI G. 2004. "Transmisión de precios en el sector lácteo argentino: una aplicación del análisis de cointegración". AAEA. Mar del Plata.

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.