

GESTIÓN DE RIESGOS DE PRECIOS EN LECHERÍA: RELACIÓN ENTRE EL PRECIO INTERNACIONAL DE LA LECHE EN POLVO Y EL PRECIO DOMÉSTICO AL PRODUCTOR ARGENTINO 2009-2015

Agustín PURCIARIELLO

*Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA), Alsina 1407, 6to piso - C1088AAK - Ciudad Autónoma de Buenos Aires, República Argentina.
apurciariello@gmail.com*

Miguel FUSCO

*Centro de Investigación en Métodos Cuantitativos Aplicados a la Economía y la Gestión (CMA), Instituto de Investigaciones en Administración, Contabilidad y Métodos Cuantitativos para la Gestión (LADCOM), Universidad de Buenos Aires, Asociación Argentina de Consorcios Regionales de Experimentación Agrícola (AACREA), Av. Córdoba 2122 - 1120AAQ - Ciudad Autónoma de Buenos Aires, República Argentina.
mfusco@crea.org.ar*

Resumen

Recibido: 04/2017

Aceptado: 08/2017

Palabras clave

Precio al productor, Precio internacional LPE, Cointegración, Transmisión de precios, Riesgo-precio

El precio internacional de la leche en polvo entera (LPE) es relevante en la determinación del precio al productor doméstico, dado que influye en la capacidad de pago de la industria. Es esperable que esta influencia del mercado internacional en la determinación de los precios internos sea creciente a futuro, asociado a un mayor coeficiente de exportación y mayor volatilidad de los precios de exportación. En el presente trabajo se procedió a probar la existencia de una relación de largo plazo entre las series de precio internacional de la LPE y precio al productor, e intentar inferir el coeficiente de transmisión de precios. Asimismo, se procedió a verificar la simetría en el ajuste del precio al productor según si el precio internacional se mueve al alza o a la baja. Se encontró que ambas series están cointegradas y que el ajuste del precio al productor es simétrico.

Copyright: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

ISSN: 2250-687X - ISSN (En línea): 2250-6861

PRICE-RISK MANAGEMENT IN DAIRY: RELATIONSHIP BETWEEN THE WHOLE POWDER MILK'S INTERNATIONAL PRICE AND DOMESTIC PRICE TO ARGENTINE PRODUCER 2009-2015

Agustín PURCIARIELLO

*Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria (INTA), Alsina 1407, 6to piso - C1088AAK - Ciudad Autónoma de Buenos Aires, República Argentina.
apurciariello@gmail.com*

Miguel FUSCO

*Centro de Investigación en Métodos Cuantitativos Aplicados a la Economía y la Gestión (CMA), Instituto de Investigaciones en Administración, Contabilidad y Métodos Cuantitativos para la Gestión (LADCOM), Universidad de Buenos Aires, Asociación Argentina de Consorcios Regionales de Experimentación Agrícola (AACREA), Av. Córdoba 2122 - 1120AAQ - Ciudad Autónoma de Buenos Aires, República Argentina.
mfusco@crea.org.ar*

Abstract

KEYWORDS

Price to producer, WPM international price, Cointegration, Price transmission, Price-risk

Whole Powder Milk's (WPM) international price is relevant in price to the local producer determination because it influences payment capacity of industry. It is expectable that this influence of international market on price to producer determination will increase in the future, associated with a larger export coefficient and larger export prices volatility. In the present paper it was attempted to probe the existence of a long run relationship between WPM international price and price to producer series, and to infer the price transmission coefficient. Additionally, it was attempted to verify the symmetry in price to producer adjustment according to international price moves up or down. It was found that both series are cointegrated and that price to producer adjustment is symmetric.

Copyright: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

ISSN: 2250-687X - ISSN (En línea): 2250-6861

INTRODUCCIÓN

Argentina es un participante relevante en el sector lácteo mundial. Según datos de la Subsecretaría de Lechería para el año 2013, Argentina ocupa el decimocuarto lugar en materia de producción de leche cruda, siendo el segundo productor en América Latina luego de Brasil. A su vez, nuestro país es también un actor significativo en el comercio exterior de productos lácteos, con volúmenes promedio exportados en los últimos cinco años por 370.000 toneladas a un valor promedio de U\$S 1.400 millones al año (Subsecretaría de Lechería). En ciertos productos Argentina lidera las ventas globales, como por ejemplo leche en polvo entera (LPE), donde usualmente es segundo exportador mundial detrás de Nueva Zelanda¹. Por su parte, las importaciones realizadas por Argentina son insignificantes en relación a sus exportaciones, sumando alrededor de 9.000 toneladas.

La exposición del sector lechero argentino a las fluctuaciones del mercado internacional ha sido creciente en las últimas décadas. El coeficiente de exportación² ha pasado de ser casi nulo en la década de 1980 a exhibir valores superiores al 20% (Observatorio de la Cadena Láctea Argentina, OCLA), esperándose niveles más altos a futuro. A esto hay que agregar que en los últimos años se observa un aumento marcado en la volatilidad de los precios internacionales de los productos lácteos.

Los factores mencionados impactan en la volatilidad de las fluctuaciones del mercado internacional hacia el mercado doméstico, en especial en lo referente al precio abonado al productor local. Ello representa importantes desafíos en términos de gestión del riesgo precio, dado que es esperable que la influencia que el mercado internacional ejerce sobre el precio al productor doméstico se acentúe en un futuro.

En este marco, resulta relevante estimar el coeficiente que refleje en cuánto varía el precio al productor local cuando varían los precios internacionales, a los fines de conocer la magnitud de dicho impacto, y de facilitar la estimación de cuánto puede modificarse el precio al productor bajo distintos escenarios de precios internacionales.

En el capítulo 1 se analiza la evolución reciente y potencial de las variables que determinan la influencia del mercado internacional en el precio al productor local. En el capítulo 2 se estimará el coeficiente de *pass-through* entre el precio internacional de la LPE y el precio al productor doméstico utilizando econometría de series de tiempo, en particular la metodología de cointegración de Johansen (1995). En el capítulo 3 se presentan algunos elementos de utilidad a

¹ La caída en la producción del año 2016, asociada principalmente a las inundaciones, generó una menor oferta exportable que relegó a la Argentina al sexto lugar en exportación de LPE (Fuente: Trademap).

² Ratio litros de leche exportados / litros de leche producidos.

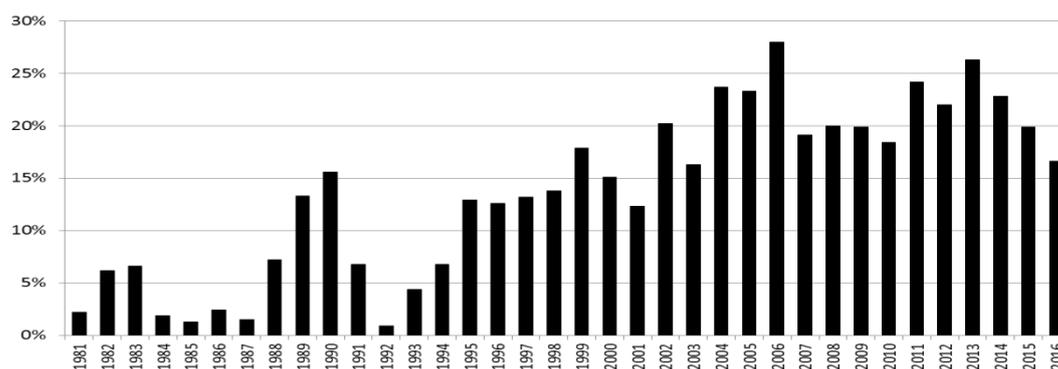
la hora de ayudar a prever la evolución potencial del precio al productor en función de los movimientos del mercado internacional.

1. MERCADO LOCAL E INTERNACIONAL Y PRECIO AL PRODUCTOR

Uno de los indicadores que marca el nivel de exposición del mercado doméstico a lo que ocurre en el mercado internacional es el coeficiente de exportación. Un aumento en este indicador generaría que en promedio una proporción creciente de los ingresos de la industria elaboradora dependa del mercado externo, repercutiendo en la capacidad de pago al productor local.

Si se observa la serie de tiempo de la figura 1, se puede notar que las exportaciones durante la década de 1980 y principios de la década de 1990 representaban una proporción baja respecto a la producción total (alrededor del 5% en promedio), pero luego a partir del año 1995 el coeficiente de exportación toma un sendero creciente.

Figura 1. Ratio litros exportados / litros producidos (en %). Período 1981-2016



Fuente: Elaboración propia en base a OCLA.

El factor principal que explica este aumento en el coeficiente es la entrada en vigencia del Mercosur, lo cual representó la posibilidad de vender a Brasil (importador neto de productos lácteos) sin aranceles y bajo la protección del arancel externo común. Otros factores que facilitaron el aumento de las exportaciones fueron las reformas macroeconómicas, que alentaron el cambio tecnológico y la entrada de firmas multinacionales de orientación exportadora, a través de adquisiciones y alianzas con firmas locales (Mateos, 2006).

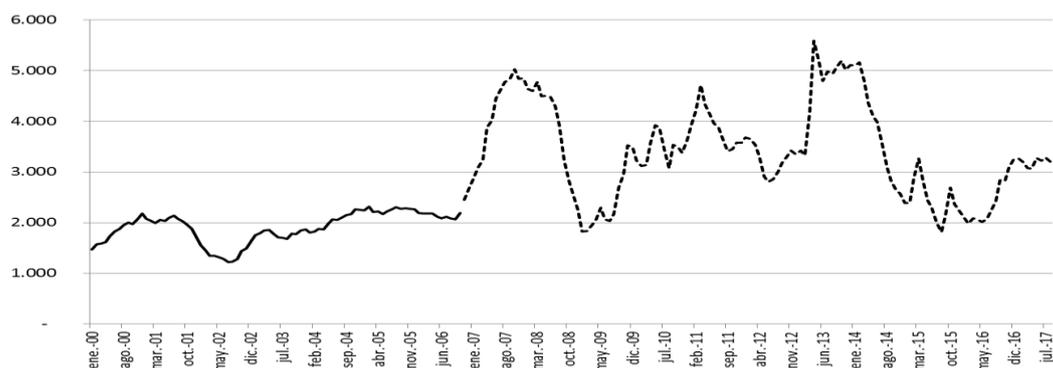
Es de esperarse que el coeficiente de exportación sea creciente en el futuro dado que en el marco de un mercado interno relativamente bien abastecido³, los aumentos en la producción de leche

³ En el año 2016 el consumo interno fue de 201 litros equivalentes por habitante por año, un número relativamente alto respecto al resto del mundo, y que está por encima de los 150 litros que recomienda la Organización Mundial de la Salud (Fuente: OCLA).

cruda deberán destinarse en su mayor parte al mercado externo. Ello hace prever una mayor exposición de la cadena láctea al mercado internacional en el mediano plazo, lo cual es un factor que impacta en la formación del precio pagado al productor.

Un segundo factor que impacta en el precio abonado al productor es el precio internacional de los productos lácteos, cuya influencia se ve amplificada a medida que aumenta el coeficiente de exportación. Una buena aproximación para dar cuenta de la influencia de los precios internacionales es mirar la evolución del precio de la LPE. Esto es así porque mirando el promedio de los últimos cinco años, la LPE (contando descremada, variante de menor importancia relativa) representa cerca del 50% del total exportado tanto en toneladas como en divisas. Además, los precios internacionales de los quesos, segundo producto en importancia mirado en divisas, ajustan siguiendo el sendero del precio de la LPE con un rezago de dos a tres meses (Depetris et al, 2013).

Figura 2. Evolución del precio internacional de la LPE, Oceanía (US\$/ton.). Período 01/2000-07/2017



Fuente: Elaboración propia en base a US Department of Agriculture (USDA).

Observando la evolución del precio internacional de la LPE mercado Oceanía⁴ exhibida en la figura 2, se pueden extraer algunas conclusiones. Entre el año 2000 y fines de 2006 (línea sólida) se verifica una relativa estabilidad en el precio internacional de la LPE, mientras que a partir del año 2007 (línea punteada) se observan marcadas oscilaciones en dicha variable. Por otra parte, el precio promedio en este segundo período es superior respecto al primero. En el cuadro 1 se muestran estadísticas descriptivas asociadas a lo mencionado en este párrafo.

⁴ Mercado que se toma usualmente como referencia para ese producto, esto se debe a que Nueva Zelanda es el primer exportador.

Cuadro 1. Estadísticas descriptivas sobre la serie de precio internacional de la LPE.

Período	Precio promedio (U\$S)	Desvío estándar (U\$S)	DE/promedio
2000-2006	1.926	310	16,1%
2007-2017	3.425	955	27,9%

Fuente: Elaboración propia en base a US Department of Agriculture (USDA).

Si se adopta el supuesto de que el precio “efectivo” que percibe la industria es igual a la suma del precio en el mercado interno y el precio en el mercado externo ponderada por la participación de las ventas en cada mercado, se tiene:

$$P^{EI} = \alpha * P^{ME} + (1 - \alpha) * P^{MI} \quad (1)$$

Donde,

- α : proporción que se vende en el mercado externo (coeficiente de exportación)
- $1 - \alpha$: proporción que se vende en el mercado interno, con $0 < \alpha < 1$
- P^{EI} : precio “efectivo” recibido por la industria
- P^{MI} : precio que carga el industrial en el mercado interno
- P^{ME} : precio de exportación que enfrenta el industrial

Cuando aumenta el valor de α , el precio efectivo que percibe la industria depende en mayor medida de las exportaciones, siendo el mismo también afectado por el nivel de los precios internacionales y su volatilidad en el mercado externo. Todos esos factores resultan de gran interés para el productor local debido a que el precio que recibirá por su leche cruda depende en gran medida de la capacidad de pago de la industria, la cual se ve particularmente afectada por la volatilidad de los precios internacionales (dado el nivel de éstos y el coeficiente de exportación). Dicha volatilidad luego se transmitiría al precio al productor, representando un desafío para la gestión del riesgo-precio.

En este marco, en el siguiente capítulo se estimará cuál es la magnitud de la transmisión de precios entre el precio internacional de la LPE y el precio al productor local mediante la metodología de cointegración de Johansen (1995).

2. RELACIÓN (*PASS-THROUGH*) ENTRE PRECIO INTERNACIONAL DE LA LPE Y PRECIO AL PRODUCTOR

En el presente capítulo se procederá a verificar y cuantificar la relación de equilibrio de largo plazo entre el precio internacional de la LPE y el precio doméstico abonado al productor

mediante la metodología de cointegración de Johansen (1995)⁵. El período abarcado es desde noviembre de 2009 hasta octubre de 2015 (un total de 72 observaciones). Los datos tanto del precio internacional de la LPE como del precio al productor primario local fueron obtenidos del Ministerio de Agroindustria de la Nación. Las estimaciones econométricas se realizaron con el *software Eviews 9*.

El primer paso consiste en verificar el orden de integración de las variables escogidas. Para ello se realizó la prueba de raíz unitaria de Dickey y Fuller “aumentado”, y la prueba de Phillips-Perrón. Los resultados se exhiben en el cuadro 2.

Cuadro 2. Resultados de las pruebas de raíz unitaria de las variables del modelo

		Precio al Productor	Precio Internacional
Phillips-Perrón	En Nivel (<i>p-value</i>)	0,4033	0,7950
	1° Diferencia (<i>p-value</i>)	0,0003	0,0000
ADF	En Nivel (<i>p-value</i>)	0,0697	0,8541
	1° Diferencia (<i>p-value</i>)	0,0004	0,0000
Orden de Integración		I(1)	I(1)

Fuente: Elaboración propia.

La hipótesis nula de ambas pruebas es la existencia de raíz unitaria. Se observa que las variables precio al productor primario y precio internacional de la LPE son integradas de orden 1, es decir, siguen una caminata aleatoria en su versión en niveles, pero se vuelven estacionarias al diferenciarlas una vez.

Para seleccionar los componentes determinísticos a incluir que se solicitan en las pruebas, se siguió el criterio estadístico, y se testeó la presencia de una constante y de una tendencia lineal. Ambos componentes dieron estadísticamente significativos para las dos series, por lo que fueron incluidos en las pruebas. En el caso del *test* ADF, los *p-values* eran muy similares si los *lags* se escogían por el criterio de Schwarz o por el criterio de Akaike.

Pasada esta primera verificación, el segundo paso consiste en generar un modelo VAR (*Vector Autoregressive model*) con las variables en niveles. Se trabaja sobre un modelo VAR no restringido. Hasta tanto se establezca el orden de causalidad, se tratarán a ambas variables como simétricas. El VAR en niveles, de orden 4, tiene la siguiente forma:

$$PP_t = \alpha_1 + \beta_1 * PP_{t-1} + \dots + \beta_4 * PP_{t-4} + \beta_5 * PI_{t-1} + \dots + \beta_8 * PI_{t-4} + \phi_1 * D + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

$$PI_t = \alpha_2 + \gamma_1 * PP_{t-1} + \dots + \gamma_4 * PP_{t-4} + \gamma_5 * PI_{t-1} + \dots + \gamma_8 * PI_{t-4} + \phi_2 * D + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

⁵ Algunos antecedentes de esta estimación para el caso argentino son Depetris et al (2011), Vicentin Masaro y Coronel (2013), y Rossini et al (2013).

Donde,

PP: precio interno al productor tambero por litro de leche cruda (en dólares por litro).

PI: precio internacional de la LPE (en dólares por tonelada).

D: set de variables dummy estacionales centradas mensuales (11 en total).

$\varepsilon_{1,2t}$: términos de error que son compuestos de los shocks del VAR estructural.

Para poder aplicar el *test* de cointegración de Johansen, el siguiente paso es comprobar que los residuos del VAR son ruido blanco. Para ello es necesario verificar la ausencia de correlación serial en los residuos, normalidad en la distribución de los residuos, y finalmente ausencia de heterocedasticidad en la varianza de los mismos.

Comenzando con el *test* de normalidad de los residuos, en el cuadro 3 se exhiben los resultados de las tres pruebas que ofrece el *Eviews*.

Cuadro 3. Pruebas de normalidad de la distribución de los residuos

<i>Test</i>	<i>P-Value</i>	Decisión Estadística
Cholesky	0,0521	No rechazar Ho
Sq. Root Correlation	0,0560	No rechazar Ho
Sq. Root of Covar.	0,0754	No rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

La hipótesis nula es de existencia de normalidad multivariada, y como se refleja en el cuadro, en todos los casos no hay elementos para rechazar dicha hipótesis, con un nivel de significatividad del 5%⁶. Las pruebas son la versión multivariada del *test* de normalidad de los residuos de Jarque-Bera, el cual compara el tercer y cuarto momento de los residuos con el tercer y cuarto momento de la distribución normal de probabilidad.

Ahora corresponde verificar la ausencia de correlación serial en los residuos. Para ello se realiza el *test* LM de correlación serial, cuya hipótesis nula es que no hay autocorrelación hasta el rezago “h”, que en este caso son 12 rezagos (por tratarse de datos mensuales). Para conseguir la ausencia de correlación serial en los residuos se incluyó un *set* de 11 variables estacionales centradas⁷, para

⁶ A lo largo del trabajo se utilizará ese nivel de significatividad.

⁷ Las *dummies* son centradas para que no afecten la media y la varianza de las variables en niveles al mismo tiempo. Las *dummies* centradas desplazan la media sin perturbar a la tendencia.

reflejar la estacionalidad de la producción de leche, y por ende de los precios⁸. Como se observa en el cuadro 4, no se rechaza la hipótesis nula para los doce *lags*.

Cuadro 4. Prueba LM de correlación serial de los residuos

N° <i>Lags</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Estadístico LM	3,24	6	9,13	7,96	4,09	3,13	4,12	0,83	6,6	1,84	6,14	4,16
<i>P-value</i>	0,52	0,2	0,06	0,09	0,39	0,54	0,39	0,93	0,16	0,76	0,19	0,38

Fuente: Elaboración propia.

El tercer y último requisito para poder utilizar correctamente el *test* de Johansen es verificar la ausencia de heterocedasticidad en la varianza de los residuos, siendo ésta la hipótesis nula. El *test* consiste en regresar cada producto cruzado de los residuos contra el producto cruzado de los regresores, y testear la significatividad conjunta de la regresión. La opción de “sin términos cruzados” usa únicamente el nivel y el cuadrado de los regresores originales. En el cuadro 5 se observa que no se rechaza la hipótesis nula, y por ende que el modelo está bien especificado.

Cuadro 5. Prueba de heterocedasticidad de los residuos sin términos cruzados

Chi-cuadrado	Grados libertad	<i>P-value</i>
87,11	81	0,3013

Fuente: Elaboración propia.

Cumplidos estos tres pasos, se puede proceder a efectuar el *test* de cointegración de Johansen (1995). El mismo indicará si las variables escogidas están o no cointegradas, y el número de ecuaciones de cointegración. Respecto a esto último, si incluimos “n” variables endógenas, las cuales deben tener raíz unitaria, puede haber desde ninguna hasta “n-1” relaciones de cointegración (Universidad Autónoma de Madrid, 2004). En este caso, dado que se incorporaron dos variables endógenas, precio internacional de la LPE y precio al productor, se podrán tener cero o a lo sumo una relación de cointegración⁹.

⁸ El pico productivo es en los meses de septiembre/octubre, posteriormente en el verano empieza un período de baja producción, para luego emprender el ascenso.

⁹ Si existieran tantas relaciones de cointegración como variables endógenas, podría estar ocurriendo que las variables en realidad eran estacionarias, o que el modelo está mal especificado.

En las especificaciones del *test* de cointegración, el principal requerimiento es explicitar qué suposición se quiere hacer respecto de la tendencia determinística. Si se asume que no hay una tendencia determinística en las series de tiempo escogidas, las variantes a escoger son:

- 1) No hay tendencia e intercepto en la ecuación de cointegración ni en el VAR.
- 2) Hay intercepto (pero no tendencia) en la ecuación de cointegración y no hay intercepto en el VAR.

Si se permite que haya tendencia determinística en las series, las variantes son:

- 3) Hay intercepto (pero no tendencia) en la ecuación de cointegración y en el modelo VAR.
- 4) Hay intercepto y tendencia en la ecuación de cointegración, y no hay intercepto en el VAR.

Si se permite una tendencia determinística cuadrática en los datos, el modelo a elegir es:

- 5) Hay intercepto y tendencia en la ecuación de cointegración, y hay intercepto en el VAR.

Si se quiere consolidar los cinco sets de supuestos recién mencionados, sería posible conformar un sexto modelo.

Dado que al principio de este capítulo se mencionó que ambas series presentaban una tendencia determinística, entonces se debe elegir entre los modelos 3) y 4). Se debe usar el modelo 3 si se intuye que las tendencias de las series son estocásticas, mientras que el modelo 4 debe utilizarse si se cree que alguna de las series son estacionarias en tendencia. Una tendencia estocástica es aleatoria y cambia con el tiempo. Dado que los precios que están reflejados en las series seleccionadas pueden presentar períodos de suba y períodos a la baja, entonces es lógico pensar que exhiben tendencia estocástica (Carmona, 2010). Es por esto que se elige el modelo 3 al especificar el *test* de Johansen. Por otra parte, debe restarse un *lag* al VAR original debido a que el *test* de cointegración está en diferencias.

Una vez hechas estas especificaciones, se procede a ejecutar la prueba de Johansen, la cual descansa en dos tipos de *test*: el de traza y el *maximum eigenvalue*. En el cuadro 6 se exhiben los resultados para ambos criterios.

Cuadro 6. Prueba de traza y Prueba *maximum eigenvalue* (prueba de cointegración de Johansen)

Prueba	Hipótesis Nula	P- Value	Decisión Estadística
<i>Trace test</i>	No hay relaciones de Cointegración	0,0074	Rechazar Ho
	Hay como máximo una rel. de Cointegración	0,1166	No rechazar Ho
<i>Maximun Eigenvalue test</i>	No hay relaciones de Cointegración	0,0111	Rechazar Ho
	Hay como máximo una rel. de Cointegración	0,1166	No rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

Bajo ambos criterios se comprueba que existe una relación de cointegración entre el precio internacional de la LPE y el precio al productor doméstico. Para llegar a esta conclusión, Johansen plantea un modelo de corrección de errores vectorial (VECM, por sus siglas en inglés):

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \tau * \Delta Y_{t-1} + \sigma * D + \varepsilon_t \tag{4}$$

En donde Y_t es el vector de variables no estacionarias, y el orden de la matriz de coeficientes Π constituye el número de relaciones de cointegración (que como se acaba de ver, en este caso es una). Dicha matriz se puede descomponer en el producto de dos vectores: el vector α , que contiene a los coeficientes de ajuste del modelo, y el vector β , que contiene los coeficientes de la relación de equilibrio de largo plazo. En los modelos VEC, una proporción del desequilibrio de un período (interpretado como un alejamiento de la senda de equilibrio a largo plazo asociado a β) es corregido gradualmente a través de ajustes parciales en el corto plazo asociados a α . Un rasgo principal de las variables cointegradas es que sus trayectorias temporales están influidas por el grado de desviación respecto al equilibrio de largo plazo, es decir, la magnitud del movimiento de al menos alguna de las variables responderá a la dimensión del desequilibrio. Los valores del vector α y del vector β se vislumbran en el cuadro 7.

Cuadro 7. Vector de coeficientes de equilibrio de largo plazo β , y vector de coeficientes de ajuste de corto plazo α

Coeficientes β		Coeficientes α	
Precio al Productor	Precio Internacional	Δ (PP)	Δ (PI)
1,000000	-0,0000245	-0,161014	1706,65

Fuente: Elaboración propia.

El hecho de que los signos asociados al vector β sean los contrarios a los asociados al vector α constituye una prueba de la estabilidad del modelo. Vale destacar que el vector β está normalizado tal que el coeficiente asociado al precio al productor sea igual a uno. A priori parecería que el signo es incorrecto dado que lo que se espera es una relación positiva entre el precio al productor y el precio internacional de la LPE. Sin embargo, la forma en que se debe leer la ecuación es la siguiente:

$$PP_t = -0,2562 + 0,0000245 * PI_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Es decir, mediante esta relación de largo plazo se puede inferir que por cada aumento (disminución) de U\$S 1.000 del precio internacional de la leche en polvo, el precio al productor doméstico aumentaría (disminuiría) en aproximadamente 2,5 centavos de dólar¹⁰. Si se hace la conversión a litros¹¹, esto implicaría que cuando el litro de leche en el mercado internacional aumenta (disminuye) en 12 centavos de dólar, el precio al productor aumentaría (disminuiría) en 2,5 centavos de dólar.

Si se añaden los coeficientes de ajuste de corto plazo, los rezagos y las dummies, se tiene que el modelo completo es el siguiente:

$$\Delta PP_t = a_{10} - \alpha_{PI}(PP_{t-1} - \beta * PI_{t-1} - C) + \sum a_{11}(i) * \Delta PI_{t-1} + \dots + \sum a_{12}(i) * \Delta PP_{t-1} + \sum \phi_i * D + \varepsilon_{1,t} \quad (6)$$

$$\Delta PI_t = a_{10} + \alpha_{PP}(PP_{t-1} - \beta * PI_{t-1} - C) + \sum a_{21}(i) * \Delta PI_{t-1} + \dots + \sum a_{22}(i) * \Delta PP_{t-1} + \sum \phi_i * D + \varepsilon_{2,t} \quad (7)$$

A través del *software Eviews* se realizó la estimación. A continuación, se exhiben con mayor detalle los coeficientes del modelo VEC no restringido, asociados a las ecuaciones (6) y (7).

$$\Delta PP_t = 0,00022 - 0,161(PP_{t-1} - 0,0000245 * PI_{t-1} - 0,2562) + 0,679 * \Delta PP_{t-1} + \dots + 0,155 * \Delta PP_{t-3} - 0,0000049 * \Delta PI_{t-1} + \dots - 0,00000252 * \Delta PI_{t-3} + \sum \phi_i * D + \varepsilon_{1,t} \quad (8)$$

$$\Delta PI_t = 0,3705 - 1706,6(PP_{t-1} - 0,0000245 * PI_{t-1} - 0,2562) - 7020,04 * \Delta PP_{t-1} + \dots + 6265,2 * \Delta PP_{t-3} + 0,299 * \Delta PI_{t-1} + \dots + 0,00089 * \Delta PI_{t-3} + \sum \phi_i * D + \varepsilon_{2,t} \quad (9)$$

Como se refleja en las ecuaciones, el precio al productor y el precio internacional varían en respuesta a shocks estocásticos (representados por $\varepsilon_{1,t}$ y $\varepsilon_{2,t}$), y en respuesta a desviaciones del

¹⁰ Vale destacar que el precio promedio al productor durante el período analizado fue de 35 centavos de dólar.

¹¹ Se considera que un kilo de leche en polvo se elabora a partir de 8,3 litros de leche fluida.

equilibrio de largo plazo provenientes de períodos pasados. Si por ejemplo estas desviaciones son positivas ($PP_{t-1} - \beta * PI_{t-1} - C > 0$), el precio al productor va a bajar y el precio internacional va a subir (*ceteris paribus* el resto de los factores). El equilibrio de largo plazo es alcanzado cuando $PP_t = \beta * PI_t + C$, en donde el cambio esperado en ambos precios es igual a cero (Enders, 2014).

Hasta aquí no se ha intentado dilucidar formalmente si alguna de las dos variables cumple el papel de endógena o explicada, y alguna cumple el papel de exógena o explicativa. Justamente esto es lo que se hará a continuación, a través de la introducción de restricciones sobre los coeficientes de la matriz de cointegración del modelo VEC. Es decir, se aplicarán restricciones sobre α y β .

Se empieza por verificar la significatividad estadística del coeficiente β , que informa la relación de equilibrio de largo plazo. En el cuadro 8 está el resultado:

Cuadro 8. Significatividad estadística del coeficiente β

Restricción	Hipótesis Nula	<i>P-Value</i>	Decisión Estadística
B (1,1) = 0	β es igual a cero	0,000074	Rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

El siguiente paso consiste en verificar si los coeficientes de ajuste asociados al vector α son o no distintos de cero. Esta prueba es muy importante debido a que, si un coeficiente es igual a cero, significa que la variable vinculada a ese coeficiente es débilmente exógena, puesto que todo el ajuste lo estaría haciendo la otra variable (Enders, 2014). En el cuadro 9 se exhiben los resultados de aplicar las mencionadas restricciones al vector α .

Cuadro 9. Significatividad estadística de los coeficientes del vector

Restricción	Hipótesis Nula	<i>P-Value</i>	Decisión Estadística
A (1,1) = 0	α asociado a PP es = 0	0,000459	Rechazar Ho
A (2,1) = 0	α asociado a PI es = 0	0,174262	No rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

Dado que el coeficiente de ajuste asociado al precio internacional de la LPE es igual a cero, debemos concluir que dicha variable es débilmente exógena, tal como se esperaba en la introducción y se refleja en los antecedentes bibliográficos. Y dado que el coeficiente de ajuste asociado al precio al productor doméstico es distinto de cero, debemos concluir que dicha

variable puede considerarse débilmente endógena. Esto es, la serie $\{PP_t\}$ hace toda la corrección en pos de eliminar cualquier desviación respecto del equilibrio de largo plazo. Dado que la serie $\{PI_t\}$ no realiza ninguna acción para corregir el error, se dice que la misma es débilmente exógena.

Ahora se procede a restringir el modelo VEC por $A(2,1) = 0$, y por $B(1,1) = 1$ a modo de normalización del vector β . La ecuación del modelo VEC no restringido (8) que considera al precio al productor como variable dependiente con las restricciones cambia ligeramente a:

$$\Delta PP_t = 0,00022 - 0,1705(PP_{t-1} - 0,0000208 * PI_{t-1} - 0,2713) + 0,676 * \Delta PP_{t-1} + \dots + 0,149 * \Delta PP_{t-3} - 0,0000046 * \Delta PI_{t-1} + \dots - 0,00000236 * \Delta PI_{t-3} + \sum \phi_i * D + \varepsilon_{1,t} \quad (10)$$

Se verifica que el coeficiente de ajuste contribuye a restaurar la relación de equilibrio de largo plazo en caso de desviaciones. La ecuación (9) pierde el término asociado a α , que vale cero, quedando en pie la estructura de *lags*, la constante y las *dummies* estacionales.

Una vez corroborado que las series están cointegradas y que el precio internacional de la LPE es débilmente exógeno, se procede a realizar una prueba de causalidad de Granger¹². Lo que interesa fundamentalmente es que los valores pasados del precio al productor no causen al precio internacional presente (Gianelli y Mednik, 2006). En el cuadro 10 se verificaría esto.

Cuadro 10. Prueba de causalidad de Granger

Hipótesis nula	Estadístico F	P-value
PP no causa a PI	3,6217	0,0613
PI no causa a PP	1,0796	0,3025

Fuente: Elaboración propia.

Con la exogeneidad débil verificada y pasado el *test* de Granger, se lograría postular la existencia de exogeneidad fuerte, lo cual brinda elementos para esbozar predicciones.

3. ELEMENTOS PARA LA GESTIÓN DEL RIESGO PRECIO

Una de las aplicaciones del modelo desarrollado en el capítulo 2 es la posibilidad de delinear cuál sería el precio potencial al productor, según distintos escenarios de precio internacional de la LPE formulados a través del coeficiente de transmisión, de esta manera facilitando ajustes en la

¹² Se trabaja con las series estacionarizadas luego de diferenciar una vez a las mismas.

toma de decisiones¹³. Dado que el mercado de Oceanía arroja valores futuros para el precio internacional de la LPE, y es esperable una cierta correlación con los precios de exportación de los industriales argentinos, eventualmente se pueden tomar los valores de dicho mercado como orientadores de lo que ocurrirá con los precios internacionales.

Otro dato que puede ser de interés a la hora de gestionar riesgos es verificar la simetría en el ajuste del precio al productor. Para ello se utiliza la metodología de cointegración no lineal (*Threshold Cointegration*) desarrollada en Enders y Granger (1998)¹⁴ para testear una posible asimetría en la transmisión de precios, desde el precio internacional leche en polvo hacia el precio doméstico. Es decir, si existe un ajuste asimétrico en el precio al productor doméstico si el precio de la leche en polvo sube, o si baja. La metodología de Enders y Granger es una extensión del procedimiento en etapas propuesto por Engle y Granger (1987).

En caso de hallarse asimetría en la transmisión de precios en una cadena, ello podría deberse a diversas causas. La primera podría ser la existencia de poder de mercado en uno de los eslabones, por ejemplo, un oligopsonio en la etapa industrial compradora de la materia prima. Una segunda causa puede ser la presencia de costos de transacción desiguales a la hora de ajustar precios al alza o a la baja. Una tercera causa identificada en la literatura es que el eslabón que es dueño de un producto perecedero (como en el caso de la leche, por ejemplo), podría querer evitar subir los precios para no correr el riesgo de que la mercadería no se venda y por consiguiente se eche a perder. Por último, la asimetría de transmisión de precios puede surgir por la creencia por parte de los eslabones concentrados de que el gobierno intervendrá en favor de los productores primarios en caso de que los mismos vean reducidos sus precios de venta (Rossini et al, 2013).

El primer paso del test de cointegración asimétrica propuesto por Enders y Granger (1998) es verificar si el orden de integración de las variables a incluir es I(1) (lo cual ya fue hecho en la sección asociada al *test* de Johansen), para luego realizar la estimación de la ecuación (11):

$$PP_t = \beta_0 + \beta_1 * PI_t + u_t \quad (11)$$

El siguiente paso es comprobar que los residuos de esa regresión sean estacionarios empleando el *test* de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentado. Los resultados se exhiben en el cuadro 11¹⁵.

¹³ Al menos en el corto-mediano plazo mientras el coeficiente de exportación no varíe sustancialmente.

¹⁴ Sistematizada paso a paso en Coronel y Vicentín Masaro (2013).

¹⁵ Mediante la ecuación (11) se eligieron valores de β_0 y β_1 que minimizan la suma de residuos al cuadrado, y también la varianza de los residuos, generando un sesgo a favor de hallar un proceso estacionario. Es por ello que se incluyen en el cuadro los valores críticos más exigentes elaborados por Engle y Granger (1987).

Cuadro 11. Prueba de raíz unitaria de los residuos de la ecuación (11)

Valor Empírico	Valores Críticos D-F	Valores Críticos E-G	Decisión Estadística
-4,466914	-1,945525	-3,67	Rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

De esta manera se comprobaría la cointegración entre las series $\{PP_t\}$ y $\{PI_t\}$. A partir de dichos residuos se plantea el modelo:

$$\Delta u_t = \rho_{(+)} * I_t * u_{t-1} + \rho_{(-)} * (1 - I_t) * u_{t-1} + \sum_p^{j-1} \gamma_j * \Delta u_{t-j} + \tau_t \quad (12)$$

Donde $I_t = \{1 \text{ si } u_{t-1} \geq v; 0 \text{ si } u_{t-1} < v\}$, siendo “v” el valor del umbral que divide los ajustes positivos de los negativos ($\rho_{(+)}$ y $\rho_{(-)}$), y τ_t una serie de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con media cero y varianza constante.

Un primer modelo con el que se va a trabajar es el *Threshold Autoregressive Model* (TAR), en el cual el umbral es igual a cero ($v=0$). El número de rezagos de la variable dependiente a incluir en la ecuación (12) será definido a través del Criterio de Información de Akaike (AIC) y el Criterio Bayesiano de Schwarz (SBC). En el cuadro 12 se observan los resultados de la regresión, en donde todos los coeficientes resultaron significativos. Los criterios AIC y SBC¹⁶ indicaron que la cantidad óptima de rezagos a incluir es dos.

Cuadro 12. Estimación del modelo TAR. Ho: los coeficientes son iguales a cero

Variable	Coefficiente	P-value	Decisión
Rho positivo	-0,9349	0,0016	rechazar Ho
Rho negativo	-0,6352	0,044	rechazar Ho
Rezago 1	1,2737	0	rechazar Ho
Rezago 2	-0,5138	0,0105	rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

El siguiente paso es chequear la restricción $\rho_{(+)} = \rho_{(-)} = 0$. Rechazar esta hipótesis nula implica que las variables están cointegradas (la hipótesis nula implica no cointegración, es decir, un *random-walk*). La restricción se testea con la prueba de Wald de restricción de coeficientes. En el cuadro 13 se exhiben los resultados.

¹⁶ En ambos criterios se busca hallar el valor mínimo.

Cuadro 13. Test de Wald de restricción de coeficientes, $H_0: \alpha_{(+)} = \alpha_{(-)} = 0$

Estadístico	Valor	P-value	Decisión
F	5,537	0,006	rechazar H_0
Chi-cuadrado	11,074	0,0039	rechazar H_0

Fuente: Elaboración propia.

En el cuadro se observa que se rechaza la hipótesis nula planteada. Sin embargo, el valor F empírico se compara contra unos valores críticos propuestos en Enders y Granger (1998). El valor crítico asociado a un nivel de significatividad del 5% para 50 observaciones es 4,73 y para 100 observaciones es 4,64. El valor empírico que surge del test F de significatividad conjunta es 5,54, por lo que se rechaza la hipótesis nula y se concluye que las variables están cointegradas.

El siguiente paso es testear la simetría del ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Para ello se plantea la hipótesis nula $\alpha_{(+)} = \alpha_{(-)}$ y la prueba se hace, como en el caso anterior, con el test de Wald de restricción de coeficientes. Los resultados se muestran en el cuadro 14.

Cuadro 14. Test de Wald de restricción de coeficientes, $H_0: \alpha_{(+)} = \alpha_{(-)}$

Estadístico	Valor	P-value	Decisión
t	-1,3136	0,1936	No rechazar H_0
F	1,7256	0,1936	No rechazar H_0
Chi-cuadrado	1,7256	0,189	No rechazar H_0

Fuente: Elaboración propia.

En este caso se puede usar el test F de significatividad conjunta directamente, es decir, no hay que comparar contra valores críticos de otras distribuciones de probabilidad. En este sentido, se verifica que se acepta la hipótesis nula, y por ende se concluye que el ajuste es simétrico. Por lo tanto, no se puede afirmar que el modelo de cointegración que explica los datos sea asimétrico.

Ahora se realizará el mismo procedimiento, pero esta vez trabajando con el *Momentum Threshold Autoregressive Model* (MTAR). El umbral sigue siendo igual a cero, lo que cambia es la variable que está sujeta a dicho umbral, quedando $I_t = \{1 \text{ si } \Delta u_{t-1} \geq v; 0 \text{ si } \Delta u_{t-1} < v\}$, con $v=0$

El modelo presenta el valor del AIC más bajo si se incluye un rezago de la variable dependiente, mientras que bajo el criterio SBC se obtiene un valor mínimo si no se incluyen rezagos. Se decidió

seguir el criterio SBC para obtener el modelo más *parsimonioso* posible, dado que la cantidad de observaciones no es demasiado grande. En el cuadro 15 se exhiben los resultados.

Cuadro 15. Estimación del modelo MTAR

Variable	Coefficiente	P-value	Decisión
Rho positivo	0,4253	0,0041	rechazar Ho
Rho negativo	0,6103	0,0003	rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

Se testea en primer lugar la hipótesis nula $\rho_{(+)}=\rho_{(-)}=0$ mediante el *test* de Wald (ver cuadro 16). El valor empírico del *test* se compara con el valor crítico que surge de Enders y Granger (1998). El valor crítico para 50 observaciones y un nivel de significatividad del 5% es 5,14, y para 100 observaciones es 5,02. El valor empírico del test F es 11,7, por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración.

Cuadro 16. *Test* de Wald de restricción de coeficientes, Ho: $\rho_{(+)}=\rho_{(-)}$

Estadístico	Valor	P-value	Decisión
F	11,701	0	rechazar Ho
Chi-cuadrado	23,402	0	rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

El segundo paso es testear la hipótesis nula de $\rho_{(+)}=\rho_{(-)}$, es decir, si hay simetría en el proceso de ajuste hacia el largo plazo. En el cuadro 17 se ve que nuevamente no se rechaza la hipótesis nula, por lo que se avala nuevamente la hipótesis de simetría.

Cuadro 17. *Test* de Wald de restricción de coeficientes, Ho: $\rho_{(+)}=\rho_{(-)}$

Estadístico	Valor	P-value	Decisión
t	-0,8621	0,3917	No rechazar Ho
F	0,7432	0,3917	No rechazar Ho
Chi-cuadrado	0,7432	0,3886	No rechazar Ho

Fuente: Elaboración propia.

Por lo tanto, la transmisión de precios al productor local ante subas o bajas en el precio internacional de la LPE es simétrica.

4. CONCLUSIONES

El sector lechero en Argentina tiene una elevada exposición a los riesgos en general. Esto se da debido a que la producción se encuentra en primer lugar expuesta a factores climáticos, sanitarios y de manejo del rodeo. Pero adicionalmente se encuentra expuesto a las fluctuaciones de precios, productos de varios factores como ser poder de mercado, capacidad de negociación, escala, y el precio internacional de la LPE.

El presente trabajo de investigación tuvo como objetivo estudiar la relación (*Pass-through*) entre precio internacional de la LPE y precio al productor. Para ello se realizó un estudio utilizando la metodología de cointegración de Johansen (1995). Adicionalmente, mediante la metodología de Enders y Granger (1998) se analizó si la transmisión del precio internacional al precio al productor es simétrica cuando el precio internacional se mueve al alza o a la baja.

Del análisis realizado se comprueba la relación de largo plazo entre ambas variables, pudiéndose inferir que cuando el precio internacional de la LPE aumenta (disminuye) en U\$S 1.000, el precio al productor aumentaría (disminuiría) en promedio en 2,5 centavos de dólar. Es esperable que este coeficiente de transmisión de precios sea mayor a medida que aumenta el coeficiente de exportación. En el caso argentino, aproximadamente solo un 20% de la producción de lácteos se destina al mercado externo, aunque se estima que esa proporción será creciente a futuro. Por otro lado, se concluye que el ajuste del precio al productor es simétrico según aumente o disminuya el precio internacional de la LPE.

Entender los *fundamentals* de la determinación de los precios pagados al productor es necesario para poder gestionar los riesgos de precios y eventualmente transferirlos si existiesen mercados de coberturas.

REFERENCIAS

- Carmona, C. (2010). *Econometría de Series de Tiempo aplicada a Macroeconomía y Finanzas*. Instituto Tecnológico Autónomo de México.
- Coronel, M. y Vicentín Masaro, J. (2013). *Precios de exportación de leche en polvo entera y precios al productor: ¿transmisión simétrica o asimétrica?* XLIV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria (AAEA). San Juan.
- Depetris, E., García Arancibia, R., Rossini, G., Vicentín Masaro, J. (2011). *Competitividad del Complejo Lácteo Santafecino*. 1º Ed. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional del Litoral; Santa Fe, 385 págs.

- Depetris, E., García Arancibia, R., Rossini, G., Vicentín Masaro, J. (2013). *Retrasos en la transmisión de precios de exportación entre los principales productos lácteos santafecinos: leche en polvo entera y quesos. Revista Ciencias Económicas, año 10, vol. 2, p.p. 11-21.*
- Enders, W. y Granger, C. (1998). *Unit-Root tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. Journal of Business & Economics Statistics, Vol. 16, No. 3, pp. 304-311.*
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series. University of Alabama – Fourth edition.*
- Engle, R. y Granger, C. (1987). *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276.*
- García Arancibia, R., Rossini, G., Vicentín Masaro, J. (2013). *Transmisiones de precios en el sector lácteo: el análisis del comportamiento de los precios de exportación y el recibido por los productores. Universidad Nacional del Litoral. FAVE Ciencias Agrarias. 12; 1; 6-2013; 1-11.*
- Gianelli, D. y Mednik, M. (2006). *Un modelo de corrección de errores para el tipo de cambio real de Uruguay: 1983:I-2005:IV. Revista de Economía - Segunda Epoca Vol. XIII N° 2 - Banco Central del Uruguay - Noviembre 2006.*
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models (New York: Oxford University Press).*
- Mateos, M. (2006). *La industria láctea: heterogeneidad estructural y comportamiento tecnológico. En Guezán, G., Acuña, A., y Mateos, M. (Ed.), Estrategia y dinámica de la innovación en la industria alimentaria argentina (pp. 139-176). Buenos Aires: Astralib Cooperativa Editora, 2006.*
- Universidad Autónoma de Madrid (2004). *Curso de Predicción Económica y Empresarial. Capítulos 3 y 4. Recuperado de http://www.uam.es/docencia/predysim/predysim/principal_pred.htm*