CAUSALIDAD, TRANSMISIÓN DE PRECIOS Y MÁRGENES DE COMERCIALIZACIÓN EN EL MERCADO NACIONAL DE LOS PRODUCTOS PESQUEROS FRESCOS

A. Indalecio Cruz Ferreiro, Maximino Ameneiro Gómez

Departamento de Economía Aplicada II
Universidade da Coruña

ABSTRACT

En este trabajo se estudia la existencia de relaciones en el largo plazo entre los precios semanales de comercialización en el mercado nacional del gallo fresco (en origen: Vigo, mayorista: MERCASA y al consumo). Después de identificar las series, se procedió a un estudio de cointegración en el sistema formado por los tres precios, de donde se dedujo la existencia de dos relaciones de cointegración entre los mismos que ligan al precio mayorista con el precio en origen y detallista respectivamente. El estudio de causalidad corroboró la fuerte interconexión existente entre los precios. Todo lo anterior ayuda a descubrir los mecanismos de formación de los diferentes precios.

Palabras clave: Cointegración, modelo de corrección del error, causalidad, integración vertical, mercados pesqueros.

1. INTRODUCCIÓN

Los mercados de productos pesqueros cumplen, básicamente, dos funciones: una de determinación del precio a través del proceso de intercambio de mercancías y otra de distribución, que abarca todos los servicios necesarios (transformación en su caso, presentación, transporte, etc.) desde que los productos son desembarcados en los puertos, hasta que son adquiridos por los consumidores. El proceso de distribución conlleva diversas actividades de comercialización que involucran a diferentes intermediarios. La comercialización tiene un coste que se corresponde con la suma de costes añadidos al producto desde que este es subastado en lonja y un margen total que abarca la diferencia entre el precio pagado por el consumidor y el recibido por el productor. Dicho margen total se corresponde con el margen de los grupos de la Distribución Moderna, dado que compran en los puertos y venden directamente al consumidor final. El margen total puede descomponerse (para el caso de la Distribución Tradicional) en la suma de dos márgenes: un margen mayorista que es la diferencia entre el precio de los mercados centrales (MERCASA) y el precio en origen y, el margen detallista o diferencia entre el precio al consumo y el precio de MERCASA.

Los precios pesqueros han carecido de estudios que sí han disfrutado los precios agrarios, sobre todo en el mundo anglosajón, donde fueron abordadas, entre otras, cuestiones relativas a las relaciones espaciales y verticales de precios, formación de precios y márgenes, influencia de la estacionalidad sobre los precios, etc. En particular, los estudios sobre integración vertical de mercados son necesarios para entender las relaciones entre los precios, analizar los impactos en el mercado provocados por los cambios en uno de los precios, formular estrategias correctas por parte de los diferentes agentes comerciales, facilitar información con la que poder valorar la eficiencia del sistema de distribución, etc.

Hemos escogido como producto de estudio el gallo, por tratarse de un producto homogéneo lo que constituye un principio básico ineludible en los estudios sobre integración de mercados. También se trata de un producto importante a nivel económico y con una referencia de origen muy clara en el puerto del Berbés (Vigo), el más importante de Europa en cantidades de gallo fresco

desembarcadas. El estudio se realizó entre 1993 y 2001 con datos de frecuencia semanal para los tres precios (469 observaciones).

2. METODOLOGÍA

Cuando pretendemos estudiar las relaciones de cointegración para más de dos variables ($p > 2$), no basta con el estudio de todas y cada una de las posibles parejas de variables ya que podemos estar obviando el vínculo existente entre dos de esas variables y el resto de variables. El análisis de cointegración multivariante fue introducido por Johansen (1988). En dicho contraste, la hipótesis nula es la existencia de r relaciones de cointegración, siendo $0 < r < p-1$.

La existencia de cointegración entre las series de precios facilita el estudio de causalidad. Su mera existencia, permite afirmar (Granger 1988) que existe causalidad en al menos una de las direcciones. Pero además hace posible la formulación del modelo de corrección del error del que puede derivarse su estudio.

El modelo de corrección podemos plantearlo de la siguiente forma:

$$\begin{pmatrix} \Delta LP1_t \\ \Delta LP2_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \begin{pmatrix} \phi_{i,11} & \phi_{i,12} \\ \phi_{i,21} & \phi_{i,22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta LP1_{t-i} \\ \Delta LP2_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} LP1_{t-k} \\ LP2_{t-k} \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{51} \begin{pmatrix} \gamma_{1i} \\ \gamma_{2i} \end{pmatrix} SD_i + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (1)$$

donde la matriz $(\mu_1 \ \mu_2)'$ es una matriz de constantes y SD_i es un conjunto de *dummies* estacionales.

Los coeficientes del corto plazo ϕ_{ij} , reflejan los cambios a corto plazo que son consecuencia de cambios previos en los mercados y no tienen un efecto permanente sobre los niveles de las series. Estos van a ser los responsables de la causalidad del corto plazo.

Los coeficientes de las relaciones de cointegración (β_i), caracterizan las relaciones al largo plazo entre los niveles de las variables. La relación de cointegración significa que los dos precios tienen la misma tendencia estocástica (la misma senda en el largo plazo) que se cancela con la combinación lineal que aparece en la citada relación.

Los coeficientes α_i , indican la velocidad de reestablecimiento del equilibrio una vez que éste se ha perdido. La existencia de cointegración nos informa sobre el equilibrio a largo plazo entre las variables, pero no dice nada sobre el tipo de ajuste que se produce ante una pérdida del mismo (si éste es rápido o lento), información que sí proporcionan los α_i . Coeficientes α_i significativamente distintos de cero, serán indicativos de causalidad a largo plazo entre las variables.

Los estadísticos del test de Wald para contrastes de causalidad en modelos VAR cointegrados no tienen una distribución estándar. Mosconi y Giannini (1992) proponen un contraste aplicable en modelos VAR cointegrados. Estos autores realizan el estudio de causalidad a partir de la representación del VAR cointegrado en forma de Modelo de Corrección del Error:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \varepsilon_t$$

con $Z_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix}$, siendo las dimensiones de Y_t y X_t p_1 y $p_2 = p - p_1$ respectivamente. En este sistema diremos que Y no causa en el sentido de Granger a X si y sólo si se cumplen las condiciones:

$$1) U' \Gamma V = 0 \quad 2) U' \Pi U \perp = 0 \quad (2)$$

siendo $U = \begin{pmatrix} 0 \\ I_{p_2} \end{pmatrix}$, $U \perp = \begin{pmatrix} I_{p_1} \\ 0 \end{pmatrix}$ y $V = I_{(k-1)} \otimes U \perp$, con dimensiones $p \times p_2$, $p \times p_1$ y $p(k-1) \times p_1(k-1)$ respectivamente.

3. ESTIMACIÓN

Dada la estacionalidad que presentan las series, hemos empleado el Método de Franses (1990 y 1991) adaptado al caso semanal por Cáceres (1996). Los resultados confirman para todas las series la existencia de una raíz unitaria con una componente estacional determinista que puede captarse mediante *dummies* estacionales. La presencia de raíces unitarias en las series ha sido confirmada utilizando el contraste Dickey Fuller Aumentado.

Dadas las características de nuestras series y la finalidad de estudio, los criterios a seguir a la hora de especificar el modelo son Schwarz y Hannan-Quinn. Como resultado del correspondiente estudio, hemos adoptado $k = 4$ como número óptimo de retardos.

Los resultados de los test de la traza y del máximo autovalor (tabla 1) se deriva la existencia de dos relaciones de cointegración.

Tabla 1. Test de cointegración

p-r	r	λ_{TRAZA}	p-valor	λ_{max}	p-valor
3	0	98.12	[0.000]**	59.85	[0.000]**
2	1	38.28	[0.000]**	30.83	[0.000]**
1	2	7.44	[0.107]	7.44	[0.107]

Del proceso de identificación, hemos derivado las relaciones:

$$\begin{aligned} \text{RC}_1: & \text{LPGS1} - \text{LPGS2} + 0.41 \\ \text{RC}_2: & -\text{LPGS3} + (0.55)\text{LPGS2} + 3.50 \end{aligned}$$

El análisis de la causalidad en modelos VAR cointegrados, se realiza a partir del estudio bivalente de las series. Los estudios de cointegración bivariantes arrojan, básicamente, los mismos resultados que los mencionados para el estudio multivariante.

LPGS1/LPGS2

La condición de no-causalidad de largo plazo entre las variables (segunda condición en (2)), supone la anulación del correspondiente coeficiente α en el sistema (1). Así, la aceptación de $\alpha_1 = 0$, supondría que el precio mayorista no causaría en el largo plazo al precio en origen. De la misma forma, la aceptación de $\alpha_2 = 0$, conllevaría que el precio en origen no causaría en el largo plazo al precio mayorista.

De los resultados de los contrastes de largo plazo en el sistema (1) [tabla 2], se deduce que los precios en origen no causan en el largo plazo a los precios mayoristas mientras que los precios mayoristas sí causan a los precios en origen

Tabla 2: Resultados de los tests de causalidad en el modelo de corrección del error (1)

$H_0:$	$\chi^2(1)$
$\alpha_1 = 0$	13.45 [0.000]**
$\alpha_2 = 0$	0.51 [0.474]

La no causalidad en el corto plazo (primera condición en (2)) no se cumple en ninguno de los casos, por lo que existirá causalidad de Granger en ambas direcciones. La diferencia está en que mientras P1 sólo causa a P2 en el corto plazo, P2 causa a P1 desde las dos fuentes de causalidad posibles: la del corto plazo y la del largo plazo.

LPGS2/LPGS3

La no anulación de los coeficientes α que se deriva de ambos contrastes, conlleva la causalidad mutua del largo plazo entre el precio mayorista y el detallista (tabla 3)

Tabla 3: Resultados de los test de causalidad en el modelo de corrección del error (1)

$H_0:$	$\chi^2(1)$
$\alpha_1 = 0$	8.137 [0.004]**
$\alpha_2 = 0$	3.874 [0.049]*

Del incumplimiento en los dos sentidos de la primera condición de no causalidad de Mosconi y Giannini se deduce la existencia de causalidad mutua en el corto plazo.

4. CONCLUSIONES

Aún teniendo en cuenta que las conclusiones son necesariamente parciales dado que sólo se ha estudiado un producto, lo primero que se destaca es que los precios de la comercialización de los productos pesqueros parecen comportarse de una manera diferenciada respecto a otros productos agroalimentarios: las relaciones son más fuertes, el número de relaciones de cointegración es el máximo posible (dos) y se produce causalidad de Granger en todos los casos y en todas las direcciones. Este comportamiento parece tener relación con la afirmación hecha por Ward (1982) para los productos agrarios, en el sentido de que los vínculos entre los precios de los diferentes niveles de comercialización van a ser mayores cuanto menor sea el grado de transformación requerida y menor el grado de perdurabilidad de los productos. En la comercialización de los productos pesqueros frescos se cumplen las dos condiciones: son productos muy perecederos y el grado de transformación requerido en el proceso es muy pequeño.

Cuando el sistema de estudio está formado por muchos precios, aún utilizando el mismo método de estudio, no tiene porque encontrarse resultados consistentes al comparar los modelos multivariantes con los bivariantes, dado que los primeros incorporan la interacción conjunta de todos los precios, favoreciendo, en ocasiones, el surgimiento de relaciones no detectadas por los modelos bivariantes. Este no es precisamente nuestro caso, donde los resultados del modelo multivariante y los obtenidos a partir de los modelos bivariantes, son casi coincidentes. La consecuencia del fuerte vínculo existente entre los precios es que el modelo multivariante no ofrece relaciones a largo plazo nuevas respecto a las encontradas en los modelos bivariantes.

El análisis de causalidad ha corroborado la fuerte interconexión existente entre los precios y al mismo tiempo nos ha permitido matizarla. Aunque en ningún caso se puede rechazar la causalidad de Granger (se produce en todos los casos y en todas las direcciones), el análisis bivalente nos permite clarificar los diferentes casos. Mientras el precio mayorista y detallista se causan mutuamente y ambos causan al precio en origen, en el corto y en el largo plazo, éste sólo consigue causar en el corto plazo a los precios mayorista y detallista. Por otra parte, este resultado es coherente con el que se obtiene de la identificación de las relaciones de cointegración (coeficientes α) o de la aplicación del Modelo de Corrección del Error.

Este resultado creemos que va a ser la norma cuando se trate de analizar integración vertical en el mercado nacional de los productos pesqueros frescos procedentes de capturas. La causalidad de Granger, que resulta una herramienta muy útil en los estudios de integración de mercados, puede resultar insuficiente a la hora de analizar la integración vertical de los mercados pesqueros. En este caso puede ser necesario profundizar en la relación, detectando las fuentes que originan la causalidad de Granger (corto plazo, largo plazo o ambas).

De todas formas, debemos diferenciar entre los productos procedentes de capturas y los procedentes de acuicultura. Los primeros pasan por subasta y es este hecho el que marca la diferencia respecto a los productos de cultivo que tienen una comercialización muy diferente de la que, en su primera fase, se encarga el acuicultor, cubriendo las diferentes demandas y/o enviando el producto a los centros de MERCASA. Esta comercialización diferente va a implicar una formación de precios para estos productos también diferente, por lo que es obvio a este respecto, que las conclusiones sobre transmisiones y márgenes entre los precios del gallo sólo serán una referencia válida para los productos procedentes de capturas.

Respecto a la transmisión de los precios que se deriva de las relaciones de cointegración puede afirmarse: la primera ($LPGS1 = LPGS2 - 0.41$) es perfecta desde el precio mayorista hacia el precio en origen lo que se traduce, en que las variaciones en el precio mayorista se transmiten a variaciones del mismo porcentaje del precio en origen, mientras que la segunda ($LPGS3 = 0.55 LPGS2 + 3.50$) es imperfecta desde el precio mayorista hacia el precio al consumo (las variaciones en el precio mayorista no se transmiten totalmente al precio detallista).

El hecho de que la transmisión entre el mercado mayorista y el de origen sea perfecta es una prueba de integración entre los mismos y parece indicar que los exportadores o mayoristas en origen están muy atentos a lo que sucede en los mercados centrales. Por otra parte, el hecho de que la transmisión del mercado mayorista al detallista sea imperfecta, significa que los detallistas sólo transmiten parcialmente a los consumidores las variaciones de los precios mayoristas, lo que en principio parece bastante sorprendente. Una posible explicación puede estar en el propio período de estudio, dado que coincide con el de la creación en los primeros años noventa y posterior desarrollo de los circuitos de la Distribución Moderna.

5. REFERENCIAS

CÁCERES, J.J. (1996): “Contraste de raíces unitarias en datos semanales”. *Estadística Española*, Vol. 38, pp. 139-159.

DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1979): “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”. *Journal of the American Statistical Association*, vol 74, nº 366, 427-430.

FRANSES, P.H. (1990): *Testing for seasonal unit roots in monthly data*. Report nº9032/A. Econometric Institute. Erasmus University. Rotterdam.

FRANSES, P.H. (1991a): “Seasonality, non-stationarity and the forecasting of monthly time series”. *International Journal of Forecasting*, 7, 199-208. North-Holland.

GRANGER, C.W.J. (1988): “Some Recent Developments in a Concept Causality”, *Journal of Econometrics* 39, 199-211.

HALL, G. y MILNE, A (1994): “The relevance of p-star analysis to UK monetary police”. *The Economic Journal* 104, 597-604.

HENDRY, D.F. y JUSELIUS, K. (2000): Explaining Cointegration Analysis. Part I. *Energy Journal*, 21, 1-42.

HENDRY, D.F. y JUSELIUS, K. (2001): Explaining Cointegration Analysis. Part II. *Katarina Juselius Home Page*.

JOHANSEN, S. (1995): Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, *Oxford University Press*, Oxford.

MOSCONI, R. y GIANNINI, C. (1992): “Non-Causality in Cointegrated Systems: Representation, Estimation and Testing”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 3, 399-417.

WARD, R.W. (1982): “Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables”. *American Journal of Agricultural Economics Association*, vol. 64, n°2, 205-212.