

Integración vertical y transmisión de precios en los canales de distribución de la chirla (*)

R. JIMÉNEZ TORIBIO (**)

J. J. GARCÍA DEL HOYO (**)

1. INTRODUCCIÓN

El análisis de la transmisión de precios a través de la cadena comercial tiene una indudable importancia en la actualidad. En particular, aunque los mercados europeos de productos pesqueros –en los que cada vez juegan un papel más destacado los productos importados– están siendo objeto de un análisis detallado, son aún escasos los estudios realizados sobre el mercado español en comparación con la bibliografía existente para otros productos agroalimentarios.

Centrándonos ya en el presente trabajo, el objetivo fundamental perseguido consiste en analizar la interacción existente entre mercados de productos pesqueros situados en distintos niveles de la cadena comercial. Para ello se ha considerado un producto concreto, la chirla (*Chamelea gallina*, Linnaeus, 1758), que se ha caracterizado en el pasado por la concentración de la oferta en primera venta prácticamente en una única región y, dentro de ésta, en una única lonja. Se trata de un bivalvo del que se obtienen capturas importantes en el litoral del Golfo de Cádiz, cuyas extracciones experimentaron una

(*) Los autores agradecen al Director de Mercados de Mercamadrid, D. Antonio Roldán Bonilla, y al Jefe del Servicio de Mercados Pesqueros de la Consejería de Agricultura y Pesca de la Junta de Andalucía, D. Ignacio Palacios Esteban, responsable de la gestión del sistema informático IDAPES, el haber proporcionado toda la información estadística necesaria para la realización de este trabajo. Igualmente, se agradecen los comentarios y sugerencias proporcionados por dos evaluadores anónimos.

(**) Grupo de Investigación MEMPES-AEA. Departamento de Economía General y Estadística. Universidad de Huelva.

rápida expansión durante la década de 1960, creciendo de 896 t capturadas en 1961 a 20.078 t en 1968, proceso que fue inducido por el incremento de la demanda en el mercado español. En años posteriores, por causas que aún no resultan evidentes, se produce una drástica reducción de las capturas hasta la práctica desaparición de la pesquería entre 1972-1976, con capturas marginales hasta, al menos, 1993, abasteciéndose entonces el mercado español, básicamente, por importaciones de origen italiano. En 1995 se consolida la introducción de un nuevo arte de pesca en el Golfo de Cádiz –la draga hidráulica– que ha contribuido a la expansión de las capturas hasta situarse en torno a las 5.000 t de 2001, tanto por la mejora de la calidad del producto como por el incremento de la eficiencia de las embarcaciones, penetrando nuevamente en los mercados del centro de la península (1). De hecho, en la actualidad, entre el 25 por ciento y el 30 por ciento de la chirla consumida en nuestro país es capturada en el Golfo de Cádiz, estando el resto integrado por importaciones de chirla italiana cuya cuantía oscila entre 10.000 y 15.000 t/año.

Las capturas obtenidas por las 125 embarcaciones autorizadas en la pesquería se comercializan en las lonjas de Sanlúcar de Barrameda, Punta Umbría e Isla Cristina, aunque hasta hace poco tiempo prácticamente el 80 por ciento de las subastas se realizaban en el segundo de los puertos mencionados y sólo muy recientemente se ha verificado cierta descentralización de la oferta hacia los restantes puertos. Una única lonja y un reducido grupo de compradores en la misma permiten inferir «a priori» un funcionamiento del mercado poco competitivo, siendo ésta, quizás, la principal motivación del trabajo realizado. Las capturas, una vez comercializadas en lonja son distribuidas por los compradores («exportadores») a asentistas ubicados en centros de la red MERCASA, absorbiendo Mercamadrid entre el 30 y el 40 por ciento de la producción (2). Y en estos mercados mayoristas en destino es donde el producto compite con las importaciones de chirla italiana y con otros bivalvos.

Se trata, por tanto, de un caso de estudio paradigmático. Una pesquería monoespecífica, sometida a un sistema de regulación basado en un sistema de licencias combinado con el establecimiento de «taras» diarias o límites máximos de capturas diarias por embarcación, regulación de horarios y medidas técnicas sobre las caracterís-

(1) *Un análisis de la pesquería y de la evolución del mercado puede verse en García Ordaz y García del Hoyo (1998).*

(2) *Véase García del Hoyo et al. (2000).*

ticas del arte. Estas taras se modifican –se amplían o reducen– cuando la situación del stock así lo aconseja (3). La aceptabilidad de una reducción de la tara por parte del pescador estará íntimamente ligada a la posibilidad de compensar el previsible decremento de sus ingresos mediante un alza de la cotización media en primera venta, pero ello depende de las condiciones del mercado. En una pesquería como la descrita resulta evidente que la oferta a corto plazo tiende a ser completa o perfectamente inelástica, mientras que la demanda es derivada de la del mercado minorista. Una nueva tara implicaría un desplazamiento de la curva de oferta y un nuevo precio de equilibrio en un mercado en competencia perfecta. Pero, evidentemente, este supuesto académico no suele presentarse con demasiada frecuencia. La concentración de la demanda en primera venta, la diversidad de los intermediarios comerciales y el efecto de variables exógenas a la pesquería, pueden provocar que el automatismo implícito a la Teoría no se manifieste plenamente y que, por tanto, el pescador se vea incapacitado para compensar la merma en los ingresos diarios y sea muy reacio a aceptar nuevas restricciones de capturas, induciéndole al fraude y a la ocultación de las mismas. Por esta razón, verificar la existencia de relaciones de feedback entre precios en primera venta y precios mayoristas en destino –más próximos al mercado de consumo– y el análisis del mecanismo de transmisión de precios en la cadena comercial, tiene una importancia crucial en la explicación del comportamiento del pescador ante las medidas impuestas por la administración para gestionar la pesquería y es, por ello, que constituye el objetivo del presente trabajo.

Para desarrollar este análisis, se ha estructurado el artículo del siguiente modo. En primer lugar, se expone brevemente la metodología utilizada y los fundamentos teóricos en los que se sustenta el análisis. Seguidamente, se describe la información estadística empleada y se presentan y discuten los resultados obtenidos. Finalmente, se detallan las principales conclusiones derivadas de este trabajo.

2. COINTEGRACIÓN Y ANÁLISIS DE MERCADOS PESQUEROS

En los últimos años las aplicaciones de la teoría de la cointegración al análisis de mercados pesqueros están siguiendo un ritmo crecien-

(3) De hecho, entre 1996 y 2003 las taras diarias para las embarcaciones de draga hidráulica han pasado de 400 kg/día, a 300 kg/día (Orden CAP de 24/6/1996), a 250 kg/día (Orden CAP 3/7/2000) y 150 kg/día. (Orden CAP de 20/2/2002 y Orden CAP 24/9/02).

te. En contraste con la escasez de artículos existente antes de la década de los 90, en la última década el número de artículos y trabajos de investigación sobre mercados de productos pesqueros se ha incrementado considerablemente (4). Una parte importante de estos artículos han sido elaborados por investigadores de la Norwegian School of Economics and Business Administration (5), que han desarrollado sus estudios fundamentalmente en el contexto europeo, dedicando especial atención a los mercados de bacalao y salmón. Son también destacables las aportaciones realizadas para los mercados de túnidos y de otras especies de carácter local (6). Más recientemente se han desarrollado aplicaciones en otros centros dedicados a la investigación económica pesquera como CEMARE (Portsmouth), IREPA (Salerno), LEN-Corrail (Nantes) o la Universidad de Vigo (7).

Con el fin de determinar la interacción entre los distintos eslabones de la cadena comercial, Sanjuán y Gil (2001b), citando a su vez a Goodwin y Schroeder (1991), establecen las condiciones necesarias para que se produzca una perfecta integración entre dos mercados separados verticalmente. En palabras de Sanjuán y Gil (2001b), «en un conjunto de k mercados, se requiere el cumplimiento de dos condiciones: en primer lugar, todas las parejas de precios deberían estar cointegradas, debiendo haber $k-1$ vectores de cointegración; y, en segundo lugar, todas las parejas de precios deben cumplir la condición de paridad», es decir, los cambios en los precios han de ser proporcionales.

En definitiva, la relación que se analiza cuando se estudian relaciones entre precios situados en eslabones diferentes de la cadena de valor viene representada mediante la expresión (8):

$$P_{1,t} = \alpha P_{2,t}^{\beta} e^{\varepsilon_t} \quad [1]$$

Expresando en logaritmos la ecuación [1], obtenemos:

$$\ln P_{1,t} = \mu + \beta \ln P_{2,t} + \varepsilon_t \quad [2]$$

(4) Esta evolución también ha ocurrido en el caso de los mercados agrarios. En este sentido, a nivel de España, se han realizado estudios muy interesantes, tales como Angulo y Gil (1995), Martín et al. (1995), Gil et al. (1996), Sanjuán (1998), Sanjuán y Gil (2001a, 2001b) y Boshnjaku et al. (2003), entre otros.

(5) Véanse, por ejemplo, Gordon et al. (1993), Gordon y Hannesson (1996), Asche et al. (1997, 1999, 2002), entre otros.

(6) Por ejemplo, Bose y McIlgorm (1996) y Ling (2003).

(7) Prueba de ello son los trabajos de Garza Gil et al. (1999), Guillotreau (2003), Hartmann et al. (2000) o Jaffry et al. (2000), entre otros.

(8) Véase Guillotreau (2003) o Asche et al. (2002).

donde P_{1t} y P_{2t} son precios, ε_t es una perturbación aleatoria ruido blanco, μ representa un término constante que recoge las diferencias entre los precios en niveles (i.e., el logaritmo de un coeficiente de proporcionalidad, α), β proporciona la elasticidad de transmisión de los precios por el canal de comercialización (i.e., el incremento o decremento que experimenta el precio del eslabón de la cadena de valor que se considera variable dependiente ante un cambio de un 1 por ciento en el precio del mercado establecido como variable independiente). Si $\beta=1$, los precios del mercado situado en una posición más avanzada de la cadena de comercialización serían los del mercado del otro nivel de la cadena más una comisión constante. En el caso de que esto ocurra, se podría afirmar que la transmisión de la información a través de la cadena de valor se produce completamente y sin distorsiones. Además, basándose en la teoría de la demanda derivada (9), se podría establecer que los agentes en cada nivel a lo largo de la cadena de valor están respondiendo a los mismos precios relativos, es decir, los márgenes entre los mercados de los dos eslabones de la cadena son constantes.

Con respecto a las metodologías utilizadas en el análisis de cointegración, en la mayor parte de las aplicaciones empíricas realizadas se suelen emplear el método bietápico de Engle-Granger (Engle y Granger, 1987) o el procedimiento de máxima verosimilitud de Johansen (Johansen, 1988 y Johansen y Juselius, 1990). El enfoque bietápico de Engle-Granger, a pesar de su simplicidad, presenta varios inconvenientes, especialmente si se trabaja en un contexto multivariante. Siguiendo a Suriñach Caralt *et al.* (1995), dos de los problemas que se deben destacar son la determinación de la exogeneidad o endogeneidad de las variables de la relación de cointegración y la imposibilidad de contrastar hipótesis sobre los parámetros estimados en la relación de cointegración.

En este trabajo se ha optado por utilizar el procedimiento de Johansen, debido, entre otras razones, a que permite realizar contrastes de hipótesis sobre la/s relación/es de cointegración del modelo. El procedimiento de Johansen se basa en un modelo de corrección de error. Suponiendo que P_t sea un vector que contenga k precios entre los cuales se desea analizar si existen o no una o varias relaciones de cointegración, el modelo se podría escribir del siguiente modo:

$$\Delta P_t = \mu + \Phi D_t + \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta P_{t-i} + \Pi P_{t-n} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad [3]$$

(9) Véase Asche *et al.* (2002).

donde $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$, para $i = 1, \dots, n-1$, $\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_n$, I es una matriz unidad de orden k , D_t es un vector de variables ficticias (estacionales, etc.) y, por último, μ es un vector de constantes. Así, Π es la solución de equilibrio a largo plazo de la ecuación [3], es decir, la matriz Π o matriz de impactos recoge las posibles relaciones de cointegración. El número de relaciones de cointegración viene dado por el rango de la matriz Π para cuya determinación existen dos contrastes equivalentes desde un punto de vista asintótico: el contraste del valor propio máximo y el contraste de la traza.

Asimismo, se debe destacar que el procedimiento de Johansen permite contrastar hipótesis sobre los coeficientes α y β , usando tests basados en la razón de verosimilitudes (Johansen y Juselius, 1990, 1992, 1994). En concreto, en el caso bivalente habría dos series de precios en el vector P_t . En el caso de que las dos series de precios estén cointegradas, el rango de $\Pi = \alpha\beta'$ es igual a 1 y α y β son vectores de dimensión 2×1 , recogiendo β las r relaciones de cointegración y representando los parámetros de α la velocidad del ajuste de las variables dependientes hacia el equilibrio a largo plazo recogido en el término $\beta'P_{t-n}$. En este caso, si se contrasta la restricción $\beta' = (1, 1)'$, se estaría realizando un test de proporcionalidad entre los precios de dos eslabones de la cadena de comercialización (segunda condición para una integración perfecta entre dos mercados).

Por otro lado, para estudiar la causalidad en el sentido de Granger en un modelo vectorial de corrección de error (VECM) con dos variables, se ha procedido siguiendo a Masih y Masih (1996, 1997) y Granger *et al.* (2000) (10). Desarrollando la ecuación [3], se obtiene el siguiente VECM:

$$\begin{aligned} \Delta P_{1,t} &= \mu_1 + \sum_{i=1}^{11} \phi_{1i} D_{1i} + \delta_1 (P_{1,t-1} - \gamma P_{2,t-1}) + \sum_{i=1}^{n-1} \alpha_{1i} \Delta P_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{n-1} \alpha_{2i} \Delta P_{2,t-i} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta P_{2,t} &= \mu_2 + \sum_{i=1}^{11} \phi_{2i} D_{2i} + \delta_2 (P_{1,t-1} - \gamma P_{2,t-1}) + \sum_{i=1}^{n-1} \beta_{1i} \Delta P_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{n-1} \beta_{2i} \Delta P_{2,t-i} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad [4]$$

siendo $P_{1,t}$ y $P_{2,t}$ precios. La hipótesis nula de que $P_{1,t}$ no es causada en el sentido de Granger por $P_{2,t}$ se puede expresar utilizando las siguientes restricciones sobre los parámetros del modelo [4]: $\alpha_{2,1} = \alpha_{2,2} = \dots = \alpha_{2,n-1} = 0$ y $\delta_1 = 0$. Las dos restricciones del contraste se denominan en la literatura

(10) Con respecto al análisis de causalidad, se ha de destacar que si dos variables $I(1)$ están cointegradas, existe al menos causalidad en el sentido de Granger en al menos una dirección (Granger, 1988). Por lo tanto, los tests habituales de causalidad de Granger (1969) no son válidos puesto que nos pueden llevar a concluir erróneamente que no existe una relación de causalidad entre las dos variables cointegradas, siendo esto imposible.

contrastes de causalidad a corto plazo y contrastes de causalidad a largo plazo (11), respectivamente. Por lo tanto, el contraste sobre la significación de los parámetros de la matriz Γ_1 da una indicación de los efectos causales a corto plazo entre las variables, mientras que los contrastes de significación sobre los parámetros del vector α indican efectos causales a largo plazo (Masih y Masih, 1996, 1997). En relación a la interpretación de los resultados, tal y como señala Sanjuán y Gil (2001a), una relación de causalidad bidireccional implica que cada mercado emplea información del otro durante el proceso de formación de precios, mientras que una causalidad unidireccional indica un liderazgo de un mercado sobre los otros.

Finalmente, para completar el estudio de la relación a corto plazo entre los precios, se utilizan las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de las varianzas de los errores de predicción, siguiendo a Masih y Masih (1996, 1997). Con estas dos técnicas econométricas, junto con los contrastes de Wald de significación conjunta de los retardos de cada variable explicativa en el modelo vectorial de corrección de error (VECM), comentados anteriormente, se pretende obtener una idea de cómo se ajustan los precios en el corto plazo hasta alcanzar la relación de equilibrio y el sentido de la relación de causalidad a corto plazo entre ellos.

3. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS

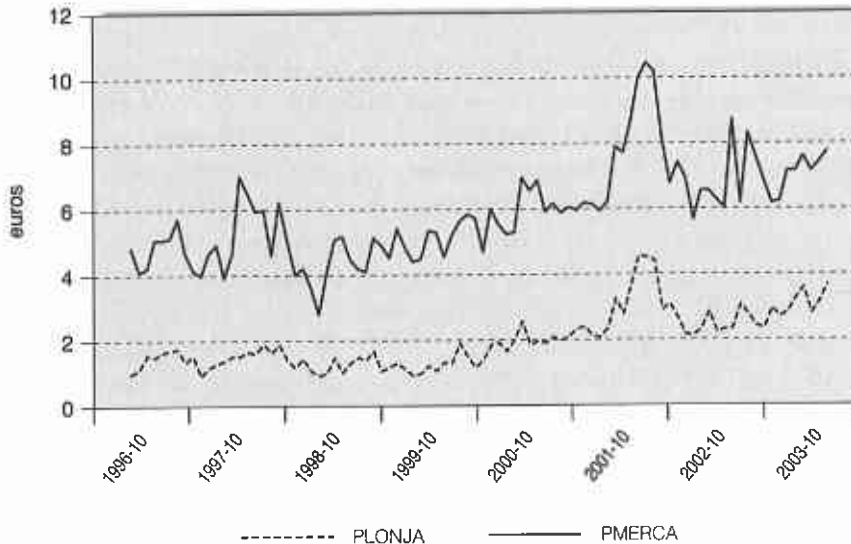
Los canales de distribución de los productos pesqueros en España se caracterizan por su complejidad, debido al gran número de figuras comerciales diferentes y a la existencia de canales alternativos para un mismo producto (Varela Lafuente *et al.*, 1997, p. 101). La cadena de distribución de la chirla no es una excepción, pero el circuito más frecuente es aquel en el que, tras su adquisición en lonja por los mayoristas en origen o «exportadores» de las capturas obtenidas por los pescadores, los lotes son remitidos a asentistas de la red MERCASA o mayoristas en destino que, a su vez, venden partidas a detallistas y minoristas (García del Hoyo *et al.*, 2000, p. 104). Aunque lo lógico hubiese sido analizar relaciones entre todos los eslabones de la cadena de comercialización, ésta resulta ser una tarea prácticamente imposible de llevar a cabo debido a la inexistencia de series estadísticas para mercados minoristas, por lo que nuestro trabajo se limita

(11) Para una definición formal del concepto de causalidad a largo plazo, véase Hall y Milne (1994). A nivel empírico dicho concepto se encuentra implementado en Dawson y Tiffin (1998) y Tiffin y Dawson (1996, 2000).

al análisis de la relación vertical entre el mercado en primera venta (lonja) y el mercado mayorista en destino (merca). Como mercado en primera venta se ha seleccionado la lonja de Punta Umbría y como mercado mayorista Mercamadrid. Esta elección no es arbitraria. En Punta Umbría se subastan entre el 50 y el 60 por ciento de toda la chirla extraída de los caladeros españoles, mientras que en Mercamadrid se comercializa entre el 30 y el 35 por ciento de toda la chirla –nacional e importada– comercializada a través de la Red MERCASA. Nuestro objetivo, por tanto, será determinar la posible existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre los precios de la chirla en lonja y en el mercado mayorista, y el sentido de la relación de causalidad entre ambas series. La muestra considerada se extiende desde octubre de 1996 a marzo de 2004; es decir, se considera sólo la situación en la que el uso de la draga hidráulica se generaliza en la pesquería, dado que ello provoca una transformación significativa no sólo en el sector extractivo, sino también en el mercado. El gráfico 1 muestra la relación entre los precios de la chirla española en la lonja pesquera y en el mercado mayorista durante el período considerado. Para analizar la relación anteriormente comentada, ha sido necesario recopilar datos de precios de la chirla

Gráfico 1

**Precio de la chirla española en lonja (PLONJA)
y en el mercado mayorista (PMERCA)**



Fuente: Elaboración propia.

española en el mercado mayorista (PMERCA) y precios de la chirla comercializada en lonja (PLONJA). Los precios del mercado mayorista han sido proporcionados por Mercamadrid (mercado perteneciente a la red MERCASA), mientras que los precios en lonja proceden de la Dirección General de Pesca de la Consejería de Agricultura y Pesca de la Junta de Andalucía.

Los datos utilizados son de periodicidad mensual y no están ajustados estacionalmente. Se ha optado por trabajar con los datos expresados en logaritmos, por lo que las nuevas variables transformadas se denotan, respectivamente, como LPLONJA y LPMERCA. Debe realizarse un breve comentario con respecto a la agregación temporal de los datos. Estos mercados funcionan diariamente y, en consecuencia, deberían generarse series de precios y cantidades de periodicidad diaria. Sin embargo, ello no es así, sino que sólo muy recientemente Mercamadrid ha comenzado a facilitar dichas series, mientras que las estadísticas de pesca subastada siguen confeccionándose con periodicidad mensual. Por esta razón, los resultados obtenidos hubieran sido probablemente más clarificadores si se hubiesen utilizado datos diarios en lugar de datos mensuales (12).

Los resultados (13) y su discusión se presentan seguidamente. En primer lugar, se muestran y comentan los resultados de los contrastes realizados para determinar si las series de precios son o no estacionarias. A continuación, se realiza un análisis de las relaciones de equilibrio a largo y corto plazo, así como un estudio de causalidad.

3.1. Contrastes para verificar la estacionariedad de las series de precios

Para estudiar el orden de integración de las series de precios se han utilizado los contrastes de integrabilidad estacional propuestos por Beaulieu-Miron y Franses (BMF) y Osborn, Chui, Smith y Birchenhall (OCSB) (14) y los contrastes de raíces unitarias DF-GLS (Elliot

(12) Además, utilizar series diarias implicaría la existencia de múltiples lagunas en las mismas, sobre todo en los datos de Mercamadrid.

(13) Se han utilizado cuatro programas econométricos: *EViews*, *PcGive*, *MALCOLM* (Mosconi, 1998) y *CATS* (Hansen y Juselius, 2000).

(14) Para una descripción de los contrastes de integrabilidad estacional BMF y OCSB, véase Ghysels y Osborn (2001). Como contraste de integrabilidad estacional se empleó el test BMF porque permite estudiar la presencia de cada una de las raíces unitarias del operador diferencia estacional: $\Delta_{12}=(1-L)^{12}$. No obstante, también se ha realizado el test OCSB teniendo en cuenta la comparativa realizada por Rodrigues y Osborn (1999) entre tests de raíces unitarias estacionales aplicables a datos de periodicidad mensual. En general, según Rodrigues y Osborn (1999), el test OCSB es preferible al BMF en términos de tamaño y potencia. Sin embargo, también se ha de comentar que el test OCSB puede imponer restricciones no válidas y, por otro lado, no permite verificar la existencia de todas las posibles raíces unitarias de un proceso estacional. En consecuencia, teniendo en cuenta las ventajas e inconvenientes de los dos contrastes y su carácter complementario, se han implementado ambos.

et al., 1996) y Ng-Perron (Ng y Perron, 2001) (15). Con el objeto de determinar si la estacionalidad presente en estas series de periodicidad mensual es determinista o estocástica, se han realizado los tests OCSB y BMF, siguiendo a Osborn *et al.* (1999). En el cuadro 1 se presentan los resultados correspondientes al test OCSB, mientras que en el cuadro 2 se muestran los obtenidos tras la aplicación del contraste BMF. En el contraste OCSB el estadístico $F_{1,2}$ nos indica que se rechaza la H_0 de que las dos series de precios son $I(1, 1)$, lo cual significa que las series no necesitan ser diferenciadas ni en su parte regular ni en su parte estacional para convertirlas en estacionarias. Frente a esta hipótesis nula, habría dos hipótesis alternativas, H_1 : a) la serie es $I(1, 0)$, lo que implicaría que la serie tiene únicamente una raíz unitaria en su parte regular y no presenta estacionalidad estocástica o, b) la serie es $I(0, 1)$, lo que significaría que la serie tendría que ser diferenciada una vez solamente en su parte estacional para ser convertida en estacionaria. En nuestro caso, observando el cuadro 1, se llega a la conclusión de que ambas series son $I(1, 0)$. Tal y como se ha comentado anteriormente, ello querría decir que la estacionalidad es de carácter determinista; es decir, que bastaría con introducir variables ficticias estacionales en nuestro modelo, las cuales ejercerían un papel importante en la modelización de la estacionalidad de las series consideradas.

Por otro lado, el test OCSB no considera como hipótesis alternativa, H_1 , la posibilidad de que las series sean $I(0, 0)$, es decir, sean estacionarias. Para contrastar la hipótesis nula de que la serie temporal sea $I(0, 1)$, se empleará el test BMF. Esta hipótesis nula implica que todas las $\pi_i=0$, $i=1, \dots, 12$. Para contrastar esta hipótesis se utiliza el estadístico $F_{\pi_1 \cap \dots \cap \pi_{12}}$. La hipótesis alternativa, H_1 , consiste en que en la serie temporal existe/n alguna/s de las raíces unitarias a nivel individual. En nuestro caso de estudio, tras observar los resultados mostrados en el cuadro 2, se concluye que las series no son $I(0, 1)$ para un nivel de significación del 1 por ciento. Osborn *et al.* (1999, p. 35), citando a Dickey (1993), señalan que «las implicaciones de comportamiento de los modelos pueden no ser claras cuando sólo alguna/s

(15) Aunque no se incluyen por falta de espacio, también se han realizado los contrastes ADF y KPSS, obteniéndose que las dos series de precios analizadas son $I(1)$. Asimismo, se ha realizado el contraste de raíces unitarias en presencia de cambio estructural de Zivot y Andrews, obteniendo la misma conclusión. Dichos resultados se pueden proporcionar a petición del lector. Se ha decidido incluir los contrastes de raíces unitarias DF-GLS y Ng-Perron en lugar del test ADF porque son mejores en cuanto a potencia y tamaño. Por otro lado, los contrastes ADF y KPSS fueron utilizados por las siguientes razones: a) son los contrastes más empleados en las aplicaciones empíricas, lo cual va a permitir comparar los resultados con los de otros estudios; b) están implementados en la mayoría de paquetes econométricos de uso generalizado.

Cuadro 1

TEST OSBORN, CHUI, SMITH Y BIRCHENHALL (OCSB)

Estadístico	LPMERCA	LPLONJA
β_1	-1,8700	0,0536
β_2	-6,7627**	-7,2830**
$F_{1,2}$	30,6503**	28,9998**
Número de retardos	6	12
J-B	0,0271	0,0022
L-B(1)	0,3314	2,5306
L-B(12)	9,6423	11,721
L-B(24)	15,870	18,971

Notas: Los valores críticos se encuentran en Rodríguez y Osborn (1997). Al 5 por ciento y al 1 por ciento de nivel de significación, respectivamente, éstos son -2,10 y -2,78 para el contraste sobre β_1 , -5,67 y -6,37 para el contraste sobre β_2 , y 18,34 y 22,93 para $F_{1,2}$.

* Estadístico significativo al 5%. (***) Estadístico significativo al 1%.

Número máximo de retardos = 14.

El número de retardos ha sido seleccionado utilizando el criterio general a específico (Hall, 1994).

Cuadro 2

CONTRASTE DE BEAULIEU-MIRON Y FRANCES (BMF)

Estadístico	LPMERCA	LPLONJA
π_1	-2,0773	-2,7964
π_2	-2,0882	-2,1846
$\pi_3 \cap \pi_4$	2,9356	3,4239
$\pi_5 \cap \pi_6$	10,8024***	6,3106**
$\pi_7 \cap \pi_8$	5,4810*	3,0535
$\pi_9 \cap \pi_{10}$	9,5509***	3,7013
$\pi_{11} \cap \pi_{12}$	3,7239	1,9540
$\pi_3 \cap \dots \cap \pi_{12}$	18,0326***	7,2564***
$\pi_2 \cap \dots \cap \pi_{12}$	19,1182***	7,4260***
$\pi_1 \cap \dots \cap \pi_{12}$	17,8048***	7,7364***
J-B	2,0866	1,3860
L-B(1)	0,0570	0,0434
L-B(12)	4,0539	11,864
L-B(24)	14,701	19,919
Tendencia	1,8662*	2,5441**
$D_1 \dots D_{11}$	3,6272***	4,3456***
Número de retardos	0	12

Notas: La regresión auxiliar contiene una constante, una tendencia lineal y variables ficticias estacionales.

J-B: Contraste de normalidad de Jarque-Bera.

L-B (i): Contraste de Ljung-Box para el análisis de la autocorrelación de los residuos hasta el retardo i-ésimo.

$D_1 \dots D_{11}$: Contraste de Wald para analizar la significación de las variables ficticias estacionales.

Tendencia: Contraste de significación individual de la tendencia lineal determinista.

Los valores críticos proceden de Franses (1991) y Franses y Hobijn (1997). * Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. *** Significativo al 1%. Número máximo de retardos = 14. Para determinar el número de retardos se ha utilizado el criterio general a específico (Hall, 1994).

del conjunto completo de las 11 raíces unitarias estacionales está/n presente/s y tales modelos se usan raramente en la práctica». Además, se ha de añadir que según el estadístico $F_{\pi_2 \cap \dots \cap \pi_{12}}$ no todas las raíces unitarias estacionales están presentes en las series de precios consideradas. Por tanto, las hipótesis alternativas a considerar son que las series sean $I(0, 0)$ ó $I(1, 0)$. Al no poderse rechazar que el estadístico π_1 de las dos series de precios sea igual a cero, se llega a la conclusión de que ambas son $I(1, 0)$. En resumen, las series analizadas presentan únicamente una raíz unitaria en la frecuencia cero, es decir, son $I(1, 0)$ (16).

Tras determinar que la estacionalidad de las series es determinista y con el fin de completar el análisis del orden de integración de las series, se han llevado a cabo los contrastes DF-GLS y Ng-Perron sobre las series de precios en niveles. Los cuadros 3 y 4 recogen los resultados correspondientes a la realización de estos contrastes sobre las series de precios en niveles.

Cuadro 3

CONTRASTE DF-GLS SOBRE LAS SERIES EN NIVELES

Variable	Constante, sin tendencia	Constante, tendencia
LPLONJA	0,3838 (retardo = 12)	-1,5906 (retardo = 11)
LPMERCA	-0,4536 (retardo = 12)	-1,4266 (retardo = 11)

Notas: Los valores críticos proceden de Elliot *et al.* (1996).

* Estadístico significativo al 10%. ** Estadístico significativo al 5%. *** Estadístico significativo al 1%.

Número máximo de retardos = 14.

El criterio modificado de Akaike (MAIC) (Ng y Perron, 2001) se ha utilizado para la selección del número de retardos de la regresión auxiliar.

Teniendo en cuenta los resultados de los cuadros 3 y 4, se puede afirmar que las series LPMERCA y LPLONJA son $I(1)$, es decir, han de ser diferenciadas una vez para convertirlas en estacionarias, lo cual añade una mayor evidencia a los resultados obtenidos con los contrastes de raíces unitarias estacionales.

(16) En Ghysels *et al.* (1994) se muestra que los tests de Dickey-Fuller son válidos para contrastar la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero, incluso aunque haya raíces unitarias en algunas de las frecuencias estacionales, con la única condición de que se incluya un número apropiado de retardos en la regresión auxiliar. De esta forma, se muestra el carácter complementario de los tests de raíces unitarias y los contrastes de integrabilidad estacional. Aunque estos autores consideran datos de periodicidad trimestral, los resultados obtenidos se podrían extender a datos mensuales.

Cuadro 4

CONTRASTES DE NG-PERRON SOBRE LAS SERIES EN NIVELES

Variable	MZA		MZt		MSB		MPT	
	Constante, sin tendencia	Constante, tendencia	Constante, sin tendencia	Constante, tendencia	Constante, sin tendencia	Constante, tendencia	Constante, sin tendencia	Constante, tendencia
LPLONJA	0,8747 (retardo=12)	-5,2960 (retardo=11)	0,5927 (retardo=12)	-1,6152 (retardo=11)	0,6776 (retardo=12)	0,3050 (retardo=11)	34,9818 (retardo=12)	17,1641 (retardo=11)
LPMECMA	-0,4868 (retardo=12)	-3,7777 (retardo=11)	-0,2681 (retardo=12)	-1,3703 (retardo=11)	0,5507 (retardo=12)	0,3627 (retardo=11)	19,7366 (retardo=12)	24,0639 (retardo=11)

Notas: Los valores críticos proceden de Ng y Perron (2001).

* Estadístico significativo al 10%. ** Estadístico significativo al 5%. *** Estadístico significativo al 1%.

Número máximo de retardos = 14.

El criterio modificado de Akaike (MAIC) (Ng y Perron, 2001) se ha utilizado para la selección del retardo de truncamiento.

3.2. Análisis de las relaciones verticales a largo plazo

Tras concluir que las series son $I(1)$ y que la estacionalidad es de carácter determinista, se ha procedido a realizar el análisis de cointegración. Para ello, se ha considerado la inclusión de una constante no restringida (17) y de variables ficticias estacionales centradas como componentes deterministas del modelo. El número de retardos a incluir en el modelo ha sido seleccionado de acuerdo con el criterio de información de Akaike. Considerando 14 como número máximo de retardos, se ha obtenido que el modelo debe incluir 2 retardos (18). Asimismo, se ha comprobado que el modelo no presenta ningún problema de carácter estadístico antes de determinar el número de relaciones de cointegración. El cuadro 5 muestra los resultados correspondientes a la evaluación del modelo. En él se presentan los siguientes contrastes sobre los residuos del modelo: no existencia de correlación serial (F_{AR} , frente a correlación serial de 6º orden); no existencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) (F_{ARCH} , frente a heterocedasticidad condicional autorregresiva de 6º orden); un contraste χ^2_{nd} de normalidad; y, finalmente, dos contrastes de heterocedasticidad (F_{hetero} : considera los

(17) Una constante no restringida da lugar a un modelo en el que las variables $I(1)$ presentan tendencias lineales y en los vectores de cointegración aparece una constante distinta de cero. Sin embargo, tal y como señalan Harris y Sollis (2003, p. 133), «se supone que la constante en los vectores de cointegración se cancela por la constante en el modelo a corto plazo, dejando sólo una constante en el modelo a corto plazo».

(18) Los resultados correspondientes a la selección del número de retardos del modelo de acuerdo con el criterio de información de Akaike se pueden proporcionar a petición del lector, no pudiéndose presentar en el artículo por la falta de espacio.

cuadrados de los regresores; $F_{\text{hetero-X}}$: considera los cuadrados y los productos cruzados de los regresores) (19). Los resultados obtenidos en el cuadro 5 indican que se puede considerar que el modelo está correctamente especificado.

Cuadro 5

DIAGNÓSTICO DEL MODELO (N.º DE RETARDOS = 2)

Contrastes univariantes

Estadístico	LPLONJA	LPMERCA
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-6}$ (6,66)	0,7333	0,8539
Normalidad: χ^2_{nd} (2)	0,4188	0,5077
ARCH: $F_{ARCH\ 1-6}$ (6,60)	1,1736	0,4280
Heterocedasticidad: F_{hetero} (8,63)	0,4439	0,4894
Heterocedasticidad: $F_{\text{hetero-X}}$ (14,57)	0,4106	0,5026

Contrastes multivariantes

Estadístico	LPLONJA-LPMERCA
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-6}$ (24,118)	0,6451
Normalidad: χ^2_{nd} (4)	0,6190
Heterocedasticidad: F_{hetero} (24,177)	0,3410
Heterocedasticidad: $F_{\text{hetero-X}}$ (42,163)	0,3860

* Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. ***Significativo al 1%.

Una vez verificada la correcta especificación del modelo, se han determinado el número de vectores de cointegración mediante los contrastes sobre el rango de cointegración. El cuadro 6 muestra los resultados obtenidos. Tanto el contraste de la traza como el del máximo valor propio nos llevan a concluir que existe una relación de cointegración para un nivel de significación del 1 por ciento. Por otro lado, las raíces características (módulo) del modelo son [0,968; 0,317; 0,271; 0,065]. Al estar una de las raíces bastante próxima a la unidad y al ser las otras claramente menores que uno, la elección de un vector de cointegración parece adecuada (20).

(19) Para obtener más detalles sobre los contrastes utilizados para evaluar la buena especificación del modelo, véase Doornik y Hendry (2001, pp. 164-170).

(20) Una vez que se ha determinado que existe una relación de cointegración, se ha realizado un diagnóstico del VECM imponiendo como restricción la existencia de una relación de cointegración. Los resultados obtenidos muestran que no existe ningún problema de mala especificación del modelo. Igualmente, se ha verificado la estabilidad del modelo, no habiendo ningún problema tampoco. Por la falta de espacio, estos resultados no se han podido incluir en el artículo, aunque pueden ser proporcionados a petición del lector.

Cuadro 6

CONTRASTE SOBRE EL RANGO DE COINTEGRACIÓN

Contrastes de la traza (λ_{traza})

H_0	H_1	Estadístico	VC (90%)	VC (95%)	VC (99%)
$r = 0$	$r \geq 1$	28,4149***	13,33	15,41	20,04
$r \leq 1$	$r = 2$	1,2876	2,69	3,76	6,65

Contrastes del máximo valor propio (λ_{max})

H_0	H_1	Estadístico	VC (90%)	VC (95%)	VC (99%)
$r = 0$	$r = 1$	27,1273***	12,07	14,07	18,63
$r \leq 1$	$r = 2$	1,2876	2,69	3,76	6,65

Nota: Los valores críticos proceden de Osterwald-Lenum (1992).

* Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. *** Significativo al 1%.

A continuación, se ha estimado la relación de cointegración obtenida como:

$$LPLONJA_t - 1,869 LPMERCA_t = \varepsilon_t \quad [5]$$

Adicionalmente hemos realizado contrastes de exclusión, cuyos resultados se muestran en el cuadro 7, verificándose que los coeficientes de la relación de cointegración son significativamente distintos de cero.

Cuadro 7

TESTS DE EXCLUSIÓN

Variable	Estadísticos LR
LPLONJA	22,9242***
LPMERCA	25,7836***

* Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. *** Significativo al 1%.

Por otro lado, se ha realizado un contraste para estudiar la proporcionalidad de los precios de la relación de cointegración (segunda condición para una integración perfecta de los mercados) (Goodwin y Schroeder, 1991; Sanjuán y Gil, 2001b). El contraste consiste básicamente en imponer la restricción de que los parámetros que acompañan a LPLONJA y a LPMERCA toman los valores 1 y -1, respectivamente. Tras realizar el test, se determina que el valor del estadístico

co LR es igual a 20,5005. Teniendo en cuenta que el estadístico LR sigue asintóticamente una distribución χ^2 con un número de grados de libertad igual al número de restricciones, se rechaza la hipótesis nula de proporcionalidad de los precios para un nivel de significación del 1 por ciento. Con estos resultados se puede concluir que se produce una transmisión imperfecta de la información entre los eslabones productor y mayorista de la cadena de comercialización de la chirla, dado que un incremento de un 1 por ciento en el precio del mercado mayorista resulta en un aumento de un 1,869 por ciento del precio en lonja (21).

Con respecto al análisis de causalidad a largo plazo, los resultados de los contrastes se presentan en el cuadro 8. La conclusión que se puede extraer es que existe causalidad bidireccional a largo plazo entre los precios en lonja y los precios del mercado mayorista. No obstante, teniendo en cuenta los niveles de significación de rechazo de las hipótesis nulas, se podría decir que la relación de causalidad de los precios en lonja hacia los precios en el mercado mayorista es más fuerte que la relación en sentido contrario.

Cuadro 8

TESTS DE CAUSALIDAD A LARGO PLAZO

Variable dependiente	Estadísticos LR de MCE[ε] _{t-1}
Δ LPLONJA	2,9051*
Δ LPMERCA	17,6497***

* Significativo al 10%. ** Significativo al 5%. *** Significativo al 1%.

3.2.3. Análisis de las relaciones verticales a corto plazo

Analizando la causalidad en el corto plazo, los resultados de los contrastes de Wald realizados sobre las variables retardadas del VECM se muestran en el cuadro 9. La finalidad de estos contrastes es determinar el sentido de la causalidad de Granger entre las variables en el corto plazo. En nuestro caso, se concluye que no existen relaciones causales a corto plazo entre ambos precios.

En el gráfico 2 se presentan los resultados de la descomposición de la varianza del error de predicción (VEP) del VECM junto con los

(21) Téngase en cuenta que, al estar las variables expresadas en logaritmos, los parámetros de la relación de cointegración (5) representan elasticidades.

Cuadro 9

TESTS DE CAUSALIDAD A CORTO PLAZO

Variable dependiente	Estadísticos de Wald	
	Δ LPLONJA	Δ LPMERCA
Δ LPLONJA	-	0,0005
Δ LPMERCA	0,7168	-

* Estadístico significativo al 10%. ** Estadístico significativo al 5%. *** Estadístico significativo al 1%.

intervalos de confianza asintóticos considerando un nivel de significación del 5 por ciento. Este procedimiento permite determinar la importancia de las relaciones causales entre las variables del modelo mediante la partición de la varianza del error de predicción de una cierta variable en proporciones imputables a innovaciones o shocks de cada variable del sistema, incluyendo ella misma. Se ha considerado un horizonte de predicción de 24 meses. A continuación, se describen las interrelaciones más relevantes halladas tras la realización de la VEP. Asimismo, aunque se han considerado todas las posibles ordenaciones causales para realizar la descomposición de Cholesky, se presentan únicamente los resultados de la cadena causal LPLONJA-LPMERCA al no existir diferencias significativas con respecto a los resultados obtenidos con la otra ordenación causal.

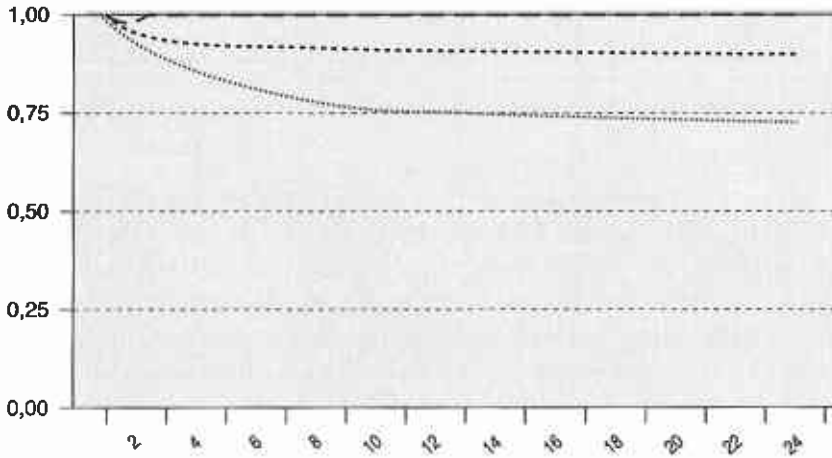
La primera idea a señalar es la notable contribución de las innovaciones del precio en lonja a la explicación de la VEP del precio en el mercado mayorista. En el caso del precio en el mercado mayorista, conforme avanza el horizonte temporal, la contribución del precio en lonja asciende a 76,7536 por ciento a los 24 meses. Asimismo, en el vigésimo cuarto mes, también las innovaciones en el precio del mercado mayorista explican en cierta medida la VEP del precio de la lonja. En particular, la contribución del precio del mercado mayorista en dicho mes asciende a 8,9230 por ciento. Teniendo en cuenta los resultados que acabamos de comentar presentados en el gráfico 2, se observa que en el corto plazo los precios en lonja afectan en gran medida a los precios del mercado mayorista. Por el contrario, los precios del mercado mayorista no influyen de forma determinante en los precios de la lonja.

Las funciones de impulso-respuesta nos proporcionan una idea de cuál es el efecto o respuesta que provoca un cambio o impulso en el período t de otra variable (o de la misma variable) sobre otra variable en el período t y sucesivos (en cuanto a su magnitud, duración y dirección), permaneciendo el resto de las variables del sistema constantes.

Gráfico 2a

Descomposición de la varianza de los errores de predicción.

FEV OF LPLONJA DUE TO LPLONJA
Size = 5%

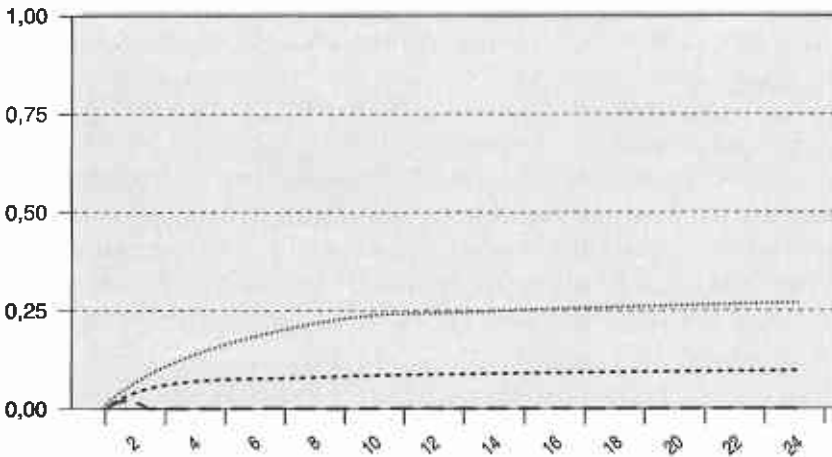


Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2b

Descomposición de la varianza de los errores de predicción.

FEV OF LPLONJA DUE TO LMERCA
Size = 5%

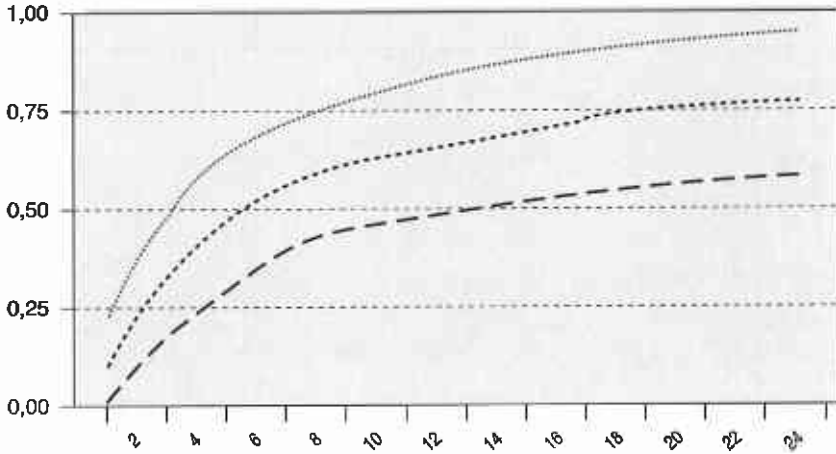


Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2c

Descomposición de la varianza de los errores de predicción.

FEV OF LPMERCA DUE TO LPLONJA
Size = 5%

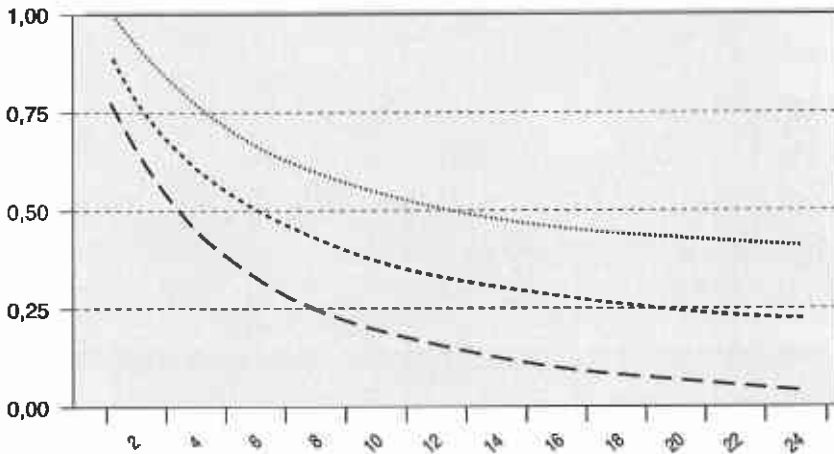


Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2d

Descomposición de la varianza de los errores de predicción.

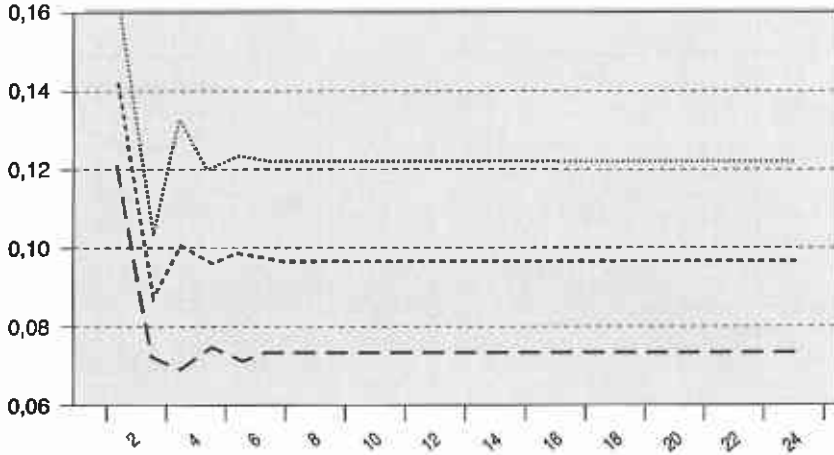
FEV OF LPMERCA DUE TO LPMERCA
Size = 5%



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3a

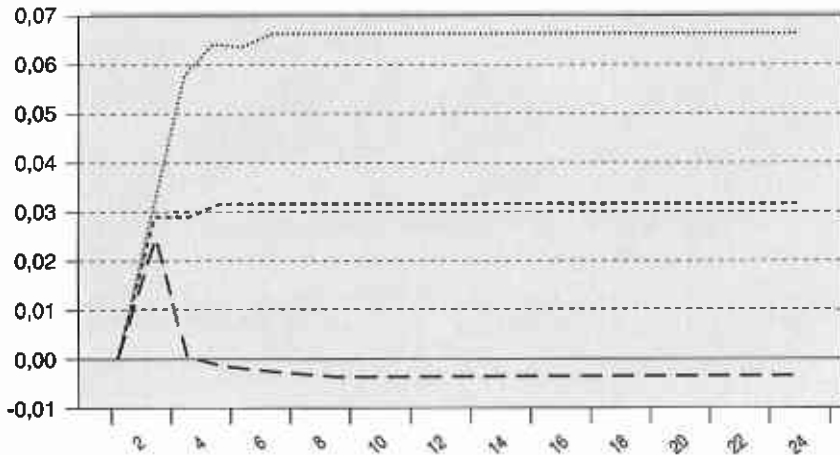
Funciones de impulso-respuesta
RESP. OF LPLONJA TO LPLONJA
Size = 5%



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3b

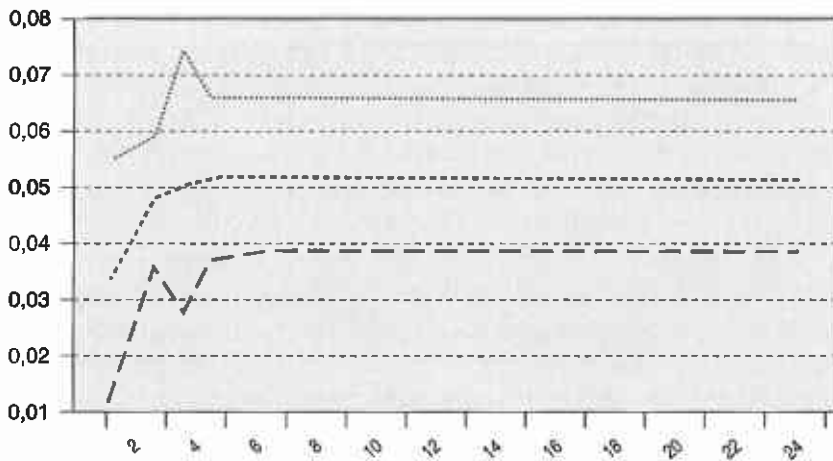
Funciones de impulso-respuesta
RESP. OF LPLONJA TO LPMERCA
Size = 5%



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3c

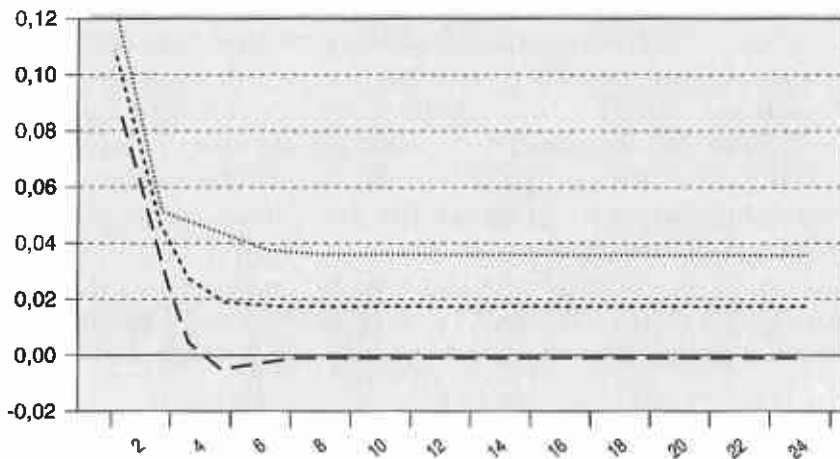
Funciones de Impulso-respuesta
RESP. OF LPMERCA TO LPLONJA
Size = 5%



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3d

Funciones de Impulso-respuesta
RESP. OF LPMERCA TO LPMERCA
Size = 5%



Fuente: Elaboración propia.

De la misma forma que ocurría anteriormente con el análisis de la VEP, es necesario establecer previamente cuál es el orden de la causalidad contemporánea del modelo. Como afirma Noguera Méndez (1996, p. 209) la cadena causal seleccionada no tiene por qué coincidir con la que se derivaría de las relaciones de causalidad en el sentido de Granger. En este caso, al igual que anteriormente en la VEP, adoptaremos la siguiente ordenación causal: LPLONJA-LPMERCA. Aunque existen ciertas diferencias entre las funciones de impulso-respuesta generadas para las dos ordenaciones causales alternativas posibles, no existen diferencias significativas entre los resultados obtenidos con cada una de ellas. En el gráfico 3 se observan las funciones de impulso-respuesta estimadas junto con los intervalos de confianza asintóticos, considerando un nivel de significación del 5 por ciento para el modelo formado por los precios en lonja y en el mercado mayorista. Para interpretar esta figura, téngase en cuenta que el período 1 se corresponde con el período en el cual se ha producido el shock, o sea, con el período contemporáneo. Tras calcular las funciones de impulso-respuesta para los veinticuatro primeros meses, se observa que al aumentar el período temporal que las separa del momento en que se produce el shock, las respuestas tienden a aproximarse a la posición de equilibrio (22).

Ante un shock en el precio en la lonja (LPLONJA), la evolución de las respuestas de los precios en este Mercado en Origen y el mercado mayorista (LPMERCA) es bastante diferente a corto plazo (tres o cuatro meses). Mientras que el efecto sobre el precio de la lonja provoca una evolución oscilante de ajuste hacia el nuevo equilibrio, en el caso del Mercado Central se produce un ajuste gradual con tasas de variación progresivamente decrecientes (gráfico 3), alcanzando un nuevo equilibrio tras cuatro o cinco períodos. Esta diversidad en el comportamiento de las respuestas de los precios de los dos mercados ante un shock en el precio en lonja nos conduce a pensar que el mecanismo de formación de precios sea algo más complejo que lo que cabría esperar en un principio. En la determinación de los precios en lonja influyen decisivamente las fluctuaciones en la oferta (capturas), mientras que en el Mercado Central es posible que las fluctuaciones se amortigüen a través de la interacción con otros productos, ya sea chirla italiana u otros bivalvos que pudieran comportarse como complementarios o sustitutivos de la chirla española (23).

(22) La posición de equilibrio en un VECM se puede encontrar bastante alejada de cero, a diferencia de lo que ocurre en los modelos VAR estacionarios.

(23) De hecho, la oferta en lonja debe ser completamente inelástica. El pescador de chirla no puede tomar otra decisión que no sea elegir entre faenar o no faenar. No puede alternar la actividad extractiva con otra especie ni incrementar sus tasas de extracción, dado que las capturas están sujetas a «taras» diarias.

No obstante, se ha de señalar el carácter permanente de la respuesta al shock sobre ambos precios, siendo éstas significativamente distintas de cero para todo el período considerado. El hecho de que un shock en lonja provoque un cambio permanente e inmediato en el precio de Mercamadrid podría indicar cierta evidencia de causalidad a corto plazo (como parece deducirse también de la descomposición de la varianza del error de predicción y de la comparación con la FIR resultante de un shock en el precio del Mercado Central). El efecto a medio y largo plazo de un shock en el precio de la lonja provoca un cambio permanente en el precio del mercado en primera venta de mayor magnitud que el resultante en el precio de Mercamadrid, implicando una reducción de los márgenes relativos de intermediación de los asentistas y/o mayoristas en origen del Mercado Central, sin que éstos sean capaces de repercutir dichos incrementos sobre sus ventas.

Ante un shock en el precio de Mercamadrid, se produce un cambio gradual, positivo, en el precio de la lonja, de magnitud menor, a corto plazo, que el efecto causado sobre LPMERCA, alcanzando progresivamente una nueva situación de equilibrio (24), implicando, igual que antes, la no transmisión de forma proporcional del alza de precios en Mercamadrid a la Lonja. Esto provocaría un incremento de los márgenes de intermediación (relativos) durante los primeros dos períodos, reduciéndose de forma progresiva, posteriormente, dado que el efecto del shock en el precio de Mercamadrid se reduce muy rápidamente en relación al precio en la lonja, lo que, como comentamos anteriormente, puede deberse a la interacción con otros productos.

En definitiva, una variación inesperada en los precios de cualquiera de los mercados de la cadena de comercialización considerados producirían una caída del margen relativo de los mayoristas, ya sean asentistas en mercas o exportadores (mayoristas en origen).

4. CONCLUSIONES

Con este trabajo se ha pretendido investigar la relación entre diferentes mercados que forman parte de la cadena de valor de la chirila, molusco bivalvo cuya explotación económica es de gran importancia en Andalucía (25). Dada la inexistencia de series de precios en

(24) No obstante, debe señalarse que a partir del cuarto período la significación de la respuesta correspondiente es muy reducida; el intervalo de confianza de la FIR incluye al cero.

(25) De hecho, esta especie tiene mayor relevancia económica que otras de elevada cotización como la gamba o la cigala.

mercados minoristas, sólo ha sido posible analizar la relación entre los precios del mercado en primera venta (lonja) y el mercado mayorista.

Utilizando el análisis de cointegración, se ha puesto de manifiesto la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre los precios de la chirla en lonja y en el mercado mayorista. Sin embargo, la información sobre los precios se transmite con distorsiones entre los dos niveles, al no verificarse la hipótesis de proporcionalidad de los precios en la relación de cointegración. Por otro lado, los resultados de los contrastes de causalidad a largo plazo (Hall y Milne, 1994) indican que existe una determinación del precio simultánea en ambos mercados. En consecuencia, ambos mercados se ven influenciados por cambios en los precios del mercado del otro nivel de la cadena de comercialización, no pudiéndose considerar ninguno de ellos como líder. Sin embargo, teniendo en cuenta el nivel de significación con el que se rechazan las hipótesis nulas, se debe señalar que el precio en lonja parece determinar en mayor medida el precio en el mercado mayorista que en el sentido contrario (26).

Con respecto a la interacción entre los precios en el corto plazo, los contrastes realizados permiten establecer la inexistencia de relaciones causales a corto plazo entre ambos precios, lo que puede deberse a un efecto de la agregación temporal —el mercado funciona diariamente— dado que a partir de la descomposición de las varianzas de los errores de predicción, se deduce claramente que a corto plazo los precios en lonja son causa, en gran medida, de los precios del mercado mayorista, mientras que los precios del mercado mayorista no influyen de forma determinante en los precios de la lonja. Mediante el estudio de las funciones de impulso-respuesta, se concluye que los precios de ambos mercados reaccionan simultáneamente ante un shock en los precios del mercado situado en el otro eslabón de la cadena de comercialización, aunque, como se ha señalado, existen algunas diferencias en el comportamiento, lo cual pone de manifiesto diferentes niveles de transparencia y competitividad. Además, si se produjera un shock en los precios de cualquiera de los eslabones de la cadena de comercialización considerados, se produciría una caída del margen relativo de los mayoristas.

(26) Según Guillotreau (2003, p. 7), el liderazgo en precios de la lonja no significa que los ofertantes y los demandantes de este mercado establezcan los precios del mercado mayorista, sino que los shocks que afecten a la oferta o demanda en lonja afectarán a los precios del mercado mayorista. En otras palabras, las fluctuaciones que se produzcan en los precios del mercado mayorista son debidas a las variaciones de los precios del mercado líder, es decir, de la lonja.

Aunque hasta 1999 podemos suponer que se mantuvo una situación prácticamente oligopolística en la demanda en primera venta en la lonja de Punta Umbría, parece que la situación está empezando a cambiar ligeramente en la actualidad, tal y como se establece en este estudio. El pescador parece ser capaz de repercutir sobre los siguientes eslabones de la cadena el incremento de la cotización necesario para compensar la reducción de sus capturas diarias.

Pensamos que ello se debe, fundamentalmente, al impacto que están teniendo las medidas de gestión aprobadas por la Junta de Andalucía sobre la comercialización de la chirla, desagregando espacialmente la oferta en varias lonjas –lo que incrementa el número de compradores– e incrementando el número de ofertantes al haber aumentado la flota autorizada a operar con draga hidráulica, pero reduciendo la tara diaria de chirla por barco. El incremento en el número de compradores y en el número de vendedores, parece haber permitido la consecución de unos mercados más eficientes y transparentes, permitiendo incrementar los márgenes de los pescadores y, por consiguiente, reduciendo los márgenes de intermediación. Esta situación favorece la propensión de los pescadores a aceptar limitaciones en las capturas diarias, como de hecho ha sucedido (27).

Finalmente, se debe comentar que estos resultados deberían de ser considerados con cautela a causa del tamaño de la muestra y la agregación temporal de los datos. Es necesario realizar un análisis de las relaciones horizontales entre la chirla española y la italiana y de éstas con otros bivalvos. Asimismo, una línea de actuación futura sería tratar de utilizar datos de una frecuencia temporal más alta, incorporando un número mayor de observaciones, pero ello actualmente es imposible por limitaciones estadísticas.

BIBLIOGRAFÍA

- ANGULO, A. M. y GIL, J. M. (1995): «Integración vertical y transmisión de precios en el sector avícola español». *Investigaciones Agrarias: Economía*, 10(3), pp. 355-381.
- ASCHE, F.; BREMNES, H. y WESSELLS, C. R. (1999): «Product aggregation, market integration and relationships between prices: an application to world salmon markets». *American Journal of Agricultural Economics*, 81: pp. 568-581.

(27) Entre 1999 y 2002 la TARA diaria –captura máxima permitida por día de pesca– ha pasado de 300 kg a 150 kg. La mejora en los márgenes ha permitido a los pescadores compensar la reducción de capturas mediante el incremento del precio.

- ASCHE, F.; FLAATEN, O.; ISAKSEN, J. R. y VASSDAL, T. (2002): «Derived Demand and Relationships Between Prices at Different Levels in the Value Chain: A Note». *Journal of Agricultural Economics*, 53: pp. 101-107.
- ASCHE, F.; SALVANES, K. G. y STEEN, F. (1997): «Market Delineation and Demand Structure». *American Journal of Agricultural Economics*, 79. pp. 139-150.
- BOSE, S. y McILGORM, A. (1996): «Substitutability Among Species in the Japanese Tuna Market: A Cointegration Analysis». *Marine Resource Economics*, 11: pp. 143-155.
- BOSHJAKU, L.; BEN-KAABIA, M. y GIL, J. M. (2003): «Transmisión de los precios en los mercados regionales de ovino en España». *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 3(1): pp. 71-103.
- DAWSON, P. J. y TIFFIN, R. (1998): «Estimating the demand for calories in India». *American Journal of Agricultural Economics*, 80: pp. 474-481.
- DICKEY, D. A. (1993): «Discussion: Seasonal unit roots in aggregate US data». *Journal of Econometrics*, 55: pp. 329-331.
- DOORNIK, J. A. y HENDRY, D. F. (2001): *Modelling Dynamic Systems Using PcGive 10*. Volumen II. 3ª edición, Timberlake Consultants Press, Reino Unido.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J. y STOCK, J. H. (1996): «Efficient tests for an Autoregressive Unit Root». *Econometrica*, 64: pp. 813-836.
- ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing». *Econometrica*, 55: pp. 251-276.
- FRANSES, P. H. (1991): *Model selection and seasonality in time series*. Tinbergen Institute Series, 18. Erasmus University, Rotterdam.
- FRANSES, P. H. y HOBIJN, B. (1997): «Critical values for unit root tests in seasonal time series». *Journal of Applied Statistics*, 24(1): pp. 25-47.
- GARCÍA DEL HOYO, J. J.; GARCÍA ORDAZ, F. y GONZÁLEZ GALÁN, M. D. (2000): *Análisis de la comercialización de moluscos bivalvos y de la chirila suratlántica*. Mimeo.
- GARCÍA ORDAZ, F. y GARCÍA DEL HOYO, J. J. (1998): «Un modelo bioeconómico para la pesquería de chamelea gallina de la Región Suratlántica española». *Revista de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 184: pp. 183-211.
- GARZA GIL, M. D.; OTERO GIRÁLDEZ, M. S. y SURÍS REGUEIRO, J. C. (1999): «Análisis del mercado de la merluza fresca en Vigo». *Revista de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 185: pp. 179-191.
- GHYSELS, E.; LEE, H. S. y NOH, J. (1994): «Testing for unit roots in seasonal time series: some theoretical extensions and a Monte Carlo investigation». *Journal of Econometrics*, 62: pp. 415-442.
- GHYSELS, E. y OSBORN, D. R. (2001): *The Econometric Analysis of Seasonal Time Series*. Cambridge University Press.
- GIL, J. M.; CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A. y REYES, M. (1996): «Integración espacial y cointegración: una aplicación al mercado de cereales en España». *Estudios de Economía Aplicada*, 6: pp. 103-130.
- GOODWIN, B. K. y SCHROEDER, T. C. (1991): «Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets». *American Journal of Agricultural Economics*, 73(2): pp. 452-464.

- GORDON, D. V. y HANNESSON, R. (1996): «On Prices of Fresh and Frozen Cod Fish in European and U.S. Markets». *Marine Resource Economics*, 11: pp. 223-238.
- GORDON, D. V.; SALVANES, K. G. y ATKINS, F. (1993): «A Fish Is a Fish Is a Fish? Testing for Market Linkages on the Paris Fish Market». *Marine Resource Economics*, 8: pp. 331-343.
- GRANGER, C. W. J. (1969): «Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods». *Econometrica*, 37(3): pp. 424-438.
- GRANGER, C. W. J. (1988): «Some recent developments in a concept of causality». *Journal of Econometrics*, 39: pp. 199-211.
- GRANGER, C. W. J.; HUANG, B.-N. y YANG, C.-W. (2000): «A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu». *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40: pp. 337-354.
- GUILLOTREAU, P. (ed.) (2003): *Prices and margins along the European seafood value chain*. Organisations et Stratégies Industrielles» *Les cahiers de l'Artemis*, 4.
- HALL, A. (1994): «Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection». *Journal of Business and Economic Statistics*, 12: pp. 461-470.
- HALL, S. G. y MILNE, A. (1994): «The Relevance of P-Star Analysis to UK Monetary Policy». *Economic Journal*, 104: pp. 597-604.
- HANSEN, H. y JUSELIOUS, K. (2000): *CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series*. Estima.
- HARRIS, R. y SOLLIS, R. (2003): *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. John Wiley & Sons.
- HARTMANN, J.; JAFFRY, S. y ASCHE, F. (2000): «Price relationships along the value chain: An analysis of the hake market in France». Comunicación presentada en *The Tenth Conference of the International Institute of Fisheries Economics and Trade (IIFET)*. 10-15 de julio de 2000. Corvallis, Oregón, Estados Unidos.
- JAFFRY, S.; PASCOE, S.; TAYLOR, G. y ZABALA, U. (2000): «Price interactions between salmon and wild caught fish species on the Spanish market». *Aquaculture Economics and Management*, 4, pp. 157-167.
- JOHANSEN, S. (1988): «Statistical analysis of cointegration vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. y JUSELIOUS, K. (1990): «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): pp. 169-210.
- JOHANSEN, S. y JUSELIOUS, K. (1992): «Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK». *Journal of Econometrics*, 53: pp. 211-244.
- JOHANSEN, S. y JUSELIOUS, K. (1994): «Identification of the long-run and the short-run structure: An application to the ISLM model». *Journal of Econometrics*, 63: pp. 7-36.
- LING, B.-H. (2003): «Price cointegration in spatial markets: an application to milkfish markets in Taiwan». *Aquaculture Economics and Management*, 7: pp. 85-94.

- MARTÍN, F. J.; CANO, V. J. y MURILLO, C. (1995): «Integración espacial de mercados agrarios. Un análisis de cointegración». *Investigaciones Agrarias: Economía*, 10(2): pp. 295-312.
- MASIH, A. M. M. y MASIH, R. (1997): «On the Temporal Causal Relationship Between Energy Consumption, Real Income, and Prices: Some New Evidence From Asian-Energy Dependent NICs Based on A Multivariate Cointegration/Vector Error-Correction Approach». *Journal of Policy Modeling*, 19(4): pp. 417-440.
- MASIH, R. y MASIH, A. M. M. (1996): «Macroeconomic activity dynamics and Granger causality: New evidence from a small developing economy based on a vector error-correction modelling analysis». *Economic Modelling*, 13: pp. 407-426.
- MOSCONI, R. (1998): *MALCOLM (MAXimum Likelihood COintegration analysis of Linear Models). The theory and practice of cointegration analysis in RATS*. Cafoscarina. Venecia.
- NG, S. y PERRON, P. (2001): «Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power». *Econometrica*, 69(6): pp. 1.519-1.554.
- NOGUERA MÉNDEZ, P. (1996): *Estacionalidad y Transmisión Vertical de Precios en el Sector Hortofrutícola Español*. Tesis Doctoral. Universidad de Murcia.
- OSBORN, D. R.; HERAVI, S. y BIRCHENHALL, C. R. (1999): «Seasonal unit roots and forecasts of two-digit European industrial production». *International Journal of Forecasting*, 15: pp. 27-47.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992): «A note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: pp. 461-472.
- RODRIGUES, P. M. M. y OSBORN, D. R. (1997): «Evidence on testing for unit roots in seasonal time series». *Discussion Paper 9728*, School of Economic Studies, University of Manchester.
- RODRIGUES, P. M. M. y OSBORN, D. R. (1999): «Performance of seasonal unit root tests for monthly data». *Journal of Applied Statistics*, 26(8): pp. 985-1004.
- SANJUÁN, A. I. (1998): *Integración espacial de mercados agrarios: Una propuesta metodológica aplicada a los sectores porcino y ovino en la UE*. Tesis doctoral. Universidad de Zaragoza. Departamento de Estructura, Historia y Economía Pública.
- SANJUÁN, A. I. y GIL, J. M. (2001a): «Price transmission analysis: A flexible methodological approach applied to European pork and lamb markets». *Applied Economics*, 33: pp. 123-131.
- SANJUÁN, A. I. y GIL, J. M. (2001b): «A note on tests for market integration in a multivariate non-stationary framework». *Journal of Agricultural Economics*, 52(2): pp. 111-119.
- SURIÑACH CARALT, J.; ARTÍS ORTUÑO, M.; LÓPEZ BAZO, E. y SANSÓ ROSELLÓ, A. (1995): *Análisis económico regional. Nociones básicas de la Teoría de la Cointegración*. Antoni Bosch Editor y Fundació Bosch i Gimpera. Barcelona.

- TIFFIN, R. y DAWSON, P. J. (1996): «Average earnings, minimum wages and Granger-causality in agriculture in England and Wales». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3): pp. 435-442.
- TIFFIN, R. y DAWSON, P. J. (2000): «Structural breaks, cointegration and the farm-retail price spread for lamb». *Applied Economics*, 32: pp. 1.281-1.286.
- VARELA LAFUENTE, M. M.; SURÍS REGUEIRO, J. C.; GARZA GIL, M. D.; IGLESIAS MALVIDO, C. y OTERO GIRÁLDEZ, M. (1997): *Impacto en el sector pesquero gallego de las nuevas tendencias comerciales*. Fundación Caixagalicia. Santiago de Compostela.

RESUMEN

Integración vertical y transmisión de precios en los canales de distribución de la chirla

Este trabajo pretende determinar la interacción entre mercados pesqueros situados en diferentes niveles de la cadena comercial de la chirla (*Chamellea gallina*) extraída del litoral del Golfo de Cádiz. Se han considerado series de mercados en primera venta –lonjas pesqueras– y de mercados mayoristas en destino –mercás. La metodología empleada consiste en la realización de contrastes de raíces unitarias, contrastes de cointegración y formulación de modelos vectoriales de corrección de error diseñados para analizar relaciones de causalidad entre los mercados considerados. Asimismo, se realizan algunas precisiones acerca del efecto que produce la agregación temporal en los resultados obtenidos.

Para finalizar, se establecen conclusiones acerca de la relación de los resultados obtenidos con las políticas de gestión de la pesquería y de ordenación de mercados puestas en marcha por la Junta de Andalucía, sobre todo en lo relativo a relaciones de causalidad a corto y largo plazo, a la existencia de ciertas distorsiones en la transmisión de información y a la mejora de la eficiencia de este proceso.

PALABRAS CLAVE: Cointegración, causalidad, mercados pesqueros, chirla, agregación temporal.

SUMMARY

Vertical integration and price transmission in the spanish distribution channel of the striped venus

This paper analyzes the interaction between fishing markets along the distribution channel of the striped venus (*Chamellea gallina*) coming from the Gulf of Cádiz. Prices concerning ex-vessel and wholesale markets are used. The methodology used is based on unit root tests, cointegration tests, and the formulation of vector error correction models, in order to study causality among prices. In addition, some comments are made about the effects of temporal aggregation on the results.

Finally, this study has allowed us to make some conclusions in relation to the management and market planning measures implemented by Junta de Andalucía regarding this fishery. These conclusions mainly deal with short-run and long-run causality relationships, the existence of distortions in the price transmission, and the improvement in the efficiency of this process.

KEYWORDS: Cointegration, causality, fish markets, striped venus, temporal aggregation.