

Transmisión de precios en la cadena comercial de la pesca costera gallega. El caso del pulpo

LUCY AMIGO DOBAÑO (*)

M.^a DOLORES GARZA GIL (*)

MANUEL VARELA LAFUENTE (*)

1. INTRODUCCIÓN

La actividad pesquera en Galicia tiene cierta significación económica, observable tanto por la magnitud de la producción (2,2 por ciento del PIB gallego) y del empleo (20.800 empleos directos en el sector extractivo) como por el peso relativo de la pesca gallega en el sector pesquero español (40,0 por ciento del número de barcos, 52,3 por ciento del número de empleos, 62,9 por ciento del valor desembarcado), e incluso a escala europea (5,9 por ciento, 10,6 por ciento, 14,6 por ciento, en los mismos conceptos respectivamente, Fundación Caixa Galicia, 2008). En este conjunto, la pesca costera o de artes menores tiene un espacio particular, sobre todo por el número de empleos, su distribución a lo largo de todo el litoral de la Comunidad Autónoma para explotar recursos cercanos, y la significación social que ello representa. En este marco, el presente trabajo se orienta precisamente al segmento de la pesca costera en Galicia, caracterizado por la pequeña dimensión de las unidades de decisión, recursos financieros escasos, dificultades en el acceso a nuevas tecnologías, estructura de costes muy rígida, y fuerte dependencia en particular de los costes de combustible. La búsqueda de alternativas de gestión adecuadas para las micro y pequeñas empresas de producción y comercialización resulta fundamental en este contexto.

(*) *Departamento de Economía Aplicada. Facultad de CC.EE. y Empresariales. Universidad de Vigo.*

- Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros, n.º 222, 2009 (49-72).

En paralelo, el regulador debe afrontar la elección de sistemas e instrumentos de regulación que aseguren la sostenibilidad y el rendimiento de las pesquerías a medio y largo plazo. La gestión de estas pesquerías es compleja dado el gran número de concurrentes, la alternancia de artes y la existencia de diferentes especies objetivo para la flota (Freire y García-Allut, 2000).

Nuestro interés se centra especialmente en la comercialización. En este aspecto, la cadena de valor del pescado fresco está conformada por una serie de agentes participantes que aportan valor al producto hasta llegar al consumidor. Se trata de una estructura compleja y dinámica que comienza con la fase de extracción y en la que intervienen importadores, mayoristas en origen y destino y empresas logísticas, entre otras, hasta culminar con la puesta a disposición del producto a los consumidores. Entre ellos, los Mercas constituyen una pieza muy importante en la cadena de valor. Se trata de intermediarios que operan desde los puestos de los mercados centrales y reexpiden el producto hacia otros mayoristas en otras poblaciones o bien hacia los detallistas (pescaderías, supermercados, etc). Los Mercas aglutinan a los principales operadores en destino y canalizan aproximadamente el 60 por ciento del producto comercializado.

En la flota de bajura en particular, el sector productor tiene una escasa participación en la actividad comercial, limitándose su papel casi exclusivamente a la colocación de su mercancía en lonja a espera de la subasta, lo cual facilita las operaciones del eslabón siguiente en la cadena de comercialización, los mayoristas en destino.

En el año 2004 Galicia contaba con una flota de artes menores de 4.826 embarcaciones –según el Registro General de Buques de Galicia–, de las que 1.561 estaban autorizadas por un permiso de explotación (permex) para la extracción de pulpo (*Octopus vulgaris*) mediante el uso de nasas (arte tradicional de pesca en Galicia para esta especie, descrita por Arnáiz y Coo, 1977, 1990).

Dado que aproximadamente el 33 por ciento de las embarcaciones de la flota de pesca gallega de artes menores tiene esta especie como objetivo, entendemos que ello justifica que seleccionemos la pesquería de pulpo como centro de nuestro análisis. En concreto, esta flota declara unas capturas medias de 2.500 t y un valor total de los desembarques de 13 millones de euros anuales, aproximadamente. Emplea directamente en torno a 4.000 personas. Por otra parte, su presencia en las operaciones comerciales es perfectamente equiparable a lo dicho sobre la flota de bajura en general.

En este contexto, este trabajo tiene como objetivo principal analizar en el caso de la especie escogida, el pulpo, si existe o no una relación de equilibrio a largo plazo entre los precios de los dos niveles iniciales de la cadena de distribución comercial –en origen y mayorista– lo cual permitirá analizar la representatividad de estos eslabones de la cadena de comercialización, explicar los liderazgos y los márgenes de comercialización y, de alguna manera, plantear estrategias orientadas al mantenimiento y desarrollo de esta actividad. Adicionalmente, relacionaremos el objetivo principal con otro complementario y más genérico, para reflexionar sobre condiciones e instrumentos necesarios para una gestión adecuada que garantice la conservación del recurso y la sostenibilidad económica.

Para conseguir los objetivos propuestos, el trabajo se estructura de la siguiente manera. En la segunda sección se presentan los datos utilizados y se señalan algunos de sus rasgos básicos en la muestra considerada. A continuación, en la tercera sección planteamos la metodología basada en el análisis de cointegración, siguiendo a Johansen (1988 y 1991) y, realizando seguidamente, a partir de un Modelo de Corrección del Error (MCE), el análisis de causalidad. La sección cuarta se dedicará a la presentación de resultados. Finalmente, en la sección 5 se expondrán las principales conclusiones y reflexiones.

2. CASO DE ESTUDIO

La base de datos empleada en el estudio está constituida por datos temporales de periodicidad mensual de la especie pulpo (*Octopus vulgaris*) entre enero del año 1998 y diciembre del año 2004. En particular, disponemos de las series temporales de precios y cantidades comercializadas del pulpo para los siete puertos más representativos en Galicia para esta especie (1) –Bueu, Burela, Cangas, Cariño, Fisterra, Lira-Carnota y Ribeira– los cuales conformarán lo que se denominará a lo largo del trabajo como «Lonjas de la Muestra». A nivel de mayoristas consideraremos la serie de Mercamadrid, al constituir el centro más representativo de distribución de la pesquería del pulpo de Galicia en la red nacional MERCASA (2), garantizándose

(1) Según datos de la Xunta de Galicia, estas lonjas subastaron en torno al 74 por ciento del pulpo capturado por la flota artesanal gallega en dicho período. El resto de la producción se repartía entre las treinta y dos lonjas restantes.

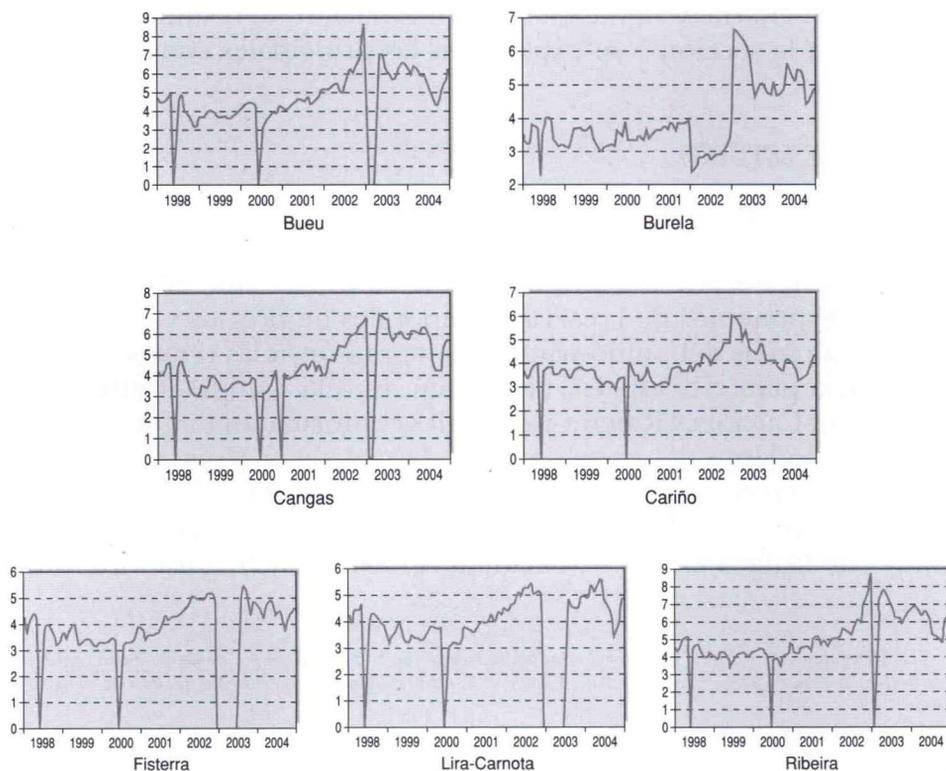
(2) Mercamadrid absorbe una cifra importante de las capturas de pulpo de Galicia comercializado en las lonjas y, en todo caso, la práctica totalidad del pulpo gallego vendido en Mercados Centrales. Al mismo tiempo, especial hincapié cabe realizar en el hecho de que será en este eslabón de la cadena donde el pulpo de origen gallego entra a competir frente a otros orígenes de pulpo nacional y también frente a las importaciones.

así la homogeneidad del bien. Los datos han sido obtenidos de la XUNTA DE GALICIA y MERCAMADRID, respectivamente.

Siendo el objetivo último de este trabajo un análisis sobre el comportamiento de mercado del pulpo en Galicia, la primera fase del estudio se ha dedicado al análisis tendencial de dicha pesquería. Atendiendo al calendario de extracción del recurso y a su accesibilidad estacional, en el caso de la flota de pulpo se detectan máximos de actividad en primavera y otoño, y mínimos en verano. Este análisis desagregado de lonjas permite constatar un comportamiento con una estructura de tendencia semejante entre las diferentes lonjas de Galicia (gráficos 1 y 2). En el gráfico 3 se recoge el comportamiento de las cantidades comercializadas a nivel agregado en origen y el nivel mayorista.

Gráfico 1

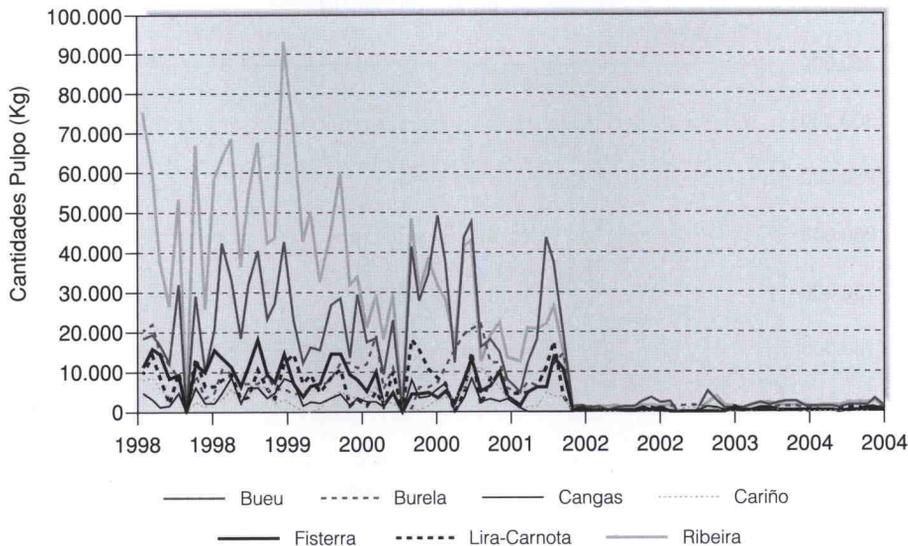
Series de precios del pulpo en lonjas de Galicia
(euros)



Fuente: elaboración propia.

Gráfico 2

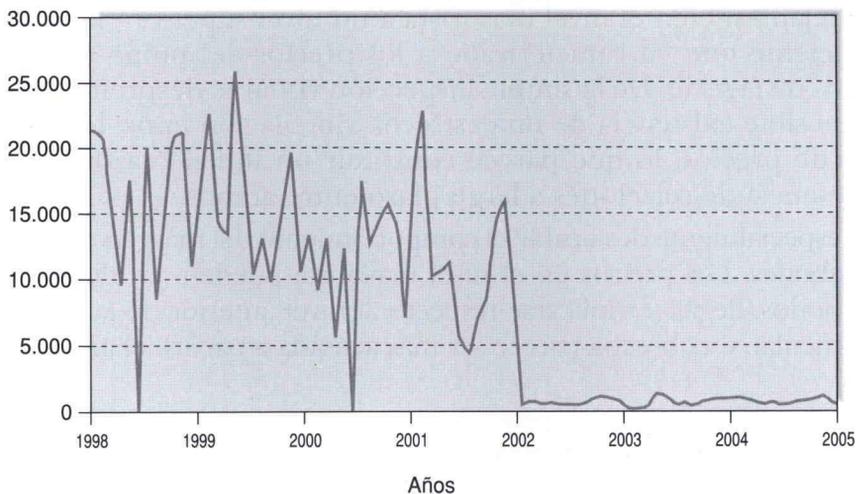
Cantidades comercializadas en Lonjas de la Muestra



Fuente: elaboración propia.

Gráfico 3A

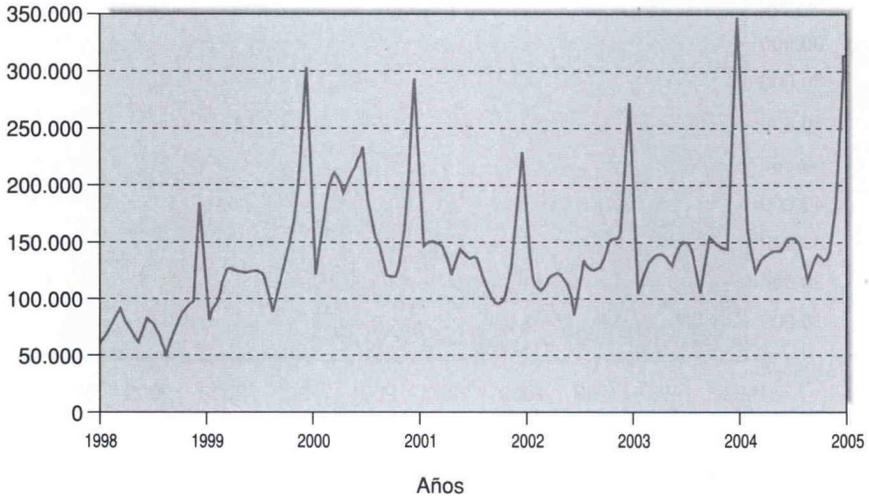
Cantidades comercializadas en las Lonjas de la Muestra



Fuente: elaboración propia.

Gráfico 3B

Cantidades comercializadas en Mercamadrid



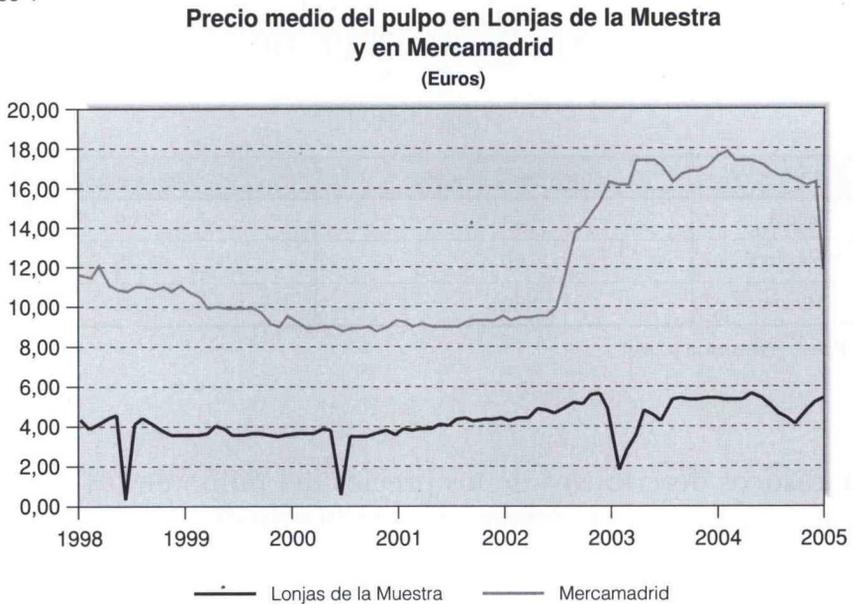
Fuente: elaboración propia.

En base a ello trabajaremos con la media de precios de pulpo para las lonjas (Lonjas de la Muestra) y a continuación compararemos dicho comportamiento con el relativo al nivel mayorista, considerando los precios de Mercamadrid. El resumen de estos patrones de comportamiento se puede observar en el gráfico 4. Ambas series reflejan –si bien el nivel mayorista a un nivel superior– la tendencia creciente que ha caracterizado a los precios del pulpo durante los años de la serie. De la simple inspección visual se desprende también la posible existencia de una estrecha vinculación entre los dos niveles de precios, lo que parece constituir un indicio razonable de la presencia de relaciones a largo plazo entre ambos.

Es especialmente destacable el comportamiento del margen entre ambos eslabones. Los precios en el nivel mayorista pueden, en determinados períodos, llegar a triplicarse respecto al nivel anterior de la cadena. En particular, esta brecha parece ser más acusada a partir del año 2002 (3).

(3) En el 2002, año de la entrada del euro, con efectos constatados de incremento de precios en muchos productos, a nivel mayorista y minorista fundamentalmente, es también el año de la catástrofe del «Prestige» (noviembre) que tuvo lugar en la costa gallega. No obstante, esta pesquería fue de las que más rápido se recuperó tras la «veda forzosa» aplicada tras el desastre ambiental, alcanzando niveles de precios similares a los de años anteriores.

Gráfico 4



Fuente: elaboración propia.

Cuadro 1

PRECIOS MEDIOS ANUALES (EUROS)

Años	Lonjas de la muestra	Mercamadrid
1998	3,71	11,12
1999	3,61	9,89
2000	3,34	8,97
2001	4,08	9,18
2002	4,85	11,89
2003	4,46	16,88
2004	5,01	16,45

Fuente: elaboración propia.

El cuadro 1 resume los precios medios anuales a nivel de lonjas en Galicia (Lonjas de la Muestra) y a nivel mayorista con los precios de Mercamadrid y el cuadro 2 presenta una síntesis de algunos

Cuadro 2

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS SERIES DE PRECIOS DEL PULPO
(EUROS)
(1998: 01-2004:12)

	Lonjas de la muestra	Mercamadrid
Media	4,24	12,04
Máximo	5,60	17,78
Mínimo	1,82	8,80

Fuente: elaboración propia.

estadísticos descriptivos de los precios del pulpo en los eslabones de la cadena de comercialización en la muestra analizada en este trabajo.

En síntesis, la media de precios es muy superior, como es habitual, en los precios del pulpo para el nivel mayorista que en lonjas. A su vez, el análisis pormenorizado de dichas series, pone de manifiesto caídas de precios muy significativas, así como ascensos notables en el nivel lonjas, si bien la variabilidad se constata de mayor grado en el nivel mayorista, lo que pone de manifiesto su mayor variabilidad.

A continuación plantearemos los modelos econométricos de tipo serie temporal y, en particular, centrados en metodologías de cointegración, con el objeto de profundizar sobre la vinculación existente entre los niveles de precios del pulpo en estos dos eslabones de la cadena de comercialización.

3. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

Las principales herramientas metodológicas que utilizaremos en este trabajo serán el Modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) y el modelo de Corrección de Error (MCE). Así, en primer lugar, se plantea el análisis de la posible relación bivalente a largo plazo entre los logaritmos de los precios de comercialización del pulpo en Galicia en el nivel origen y el nivel mayorista. Seguidamente, la atención se centra en la detección de causalidades a partir del MCE. La aplicación de la teoría de cointegración parte de considerar que dos series $I(1)$ están cointegradas cuando existe una combinación lineal de ambas que es estacionaria, al tiempo que

los precios de mercados integrados deben seguir pautas de comportamiento encuadradas bajo una relación de equilibrio a largo plazo. Y dado que desde la perspectiva econométrica la estacionariedad es equivalente a equilibrio a largo plazo, se puede extraer la equiparación entre el concepto económico de integración de mercados y el concepto estadístico de cointegración entre las series de precios. Desde esta perspectiva, el análisis de cointegración entre precios resulta fundamental en los análisis de integración de mercados.

En este sentido, en la última década han sido numerosos los trabajos que emplean la metodología de cointegración al análisis de mercados pesqueros. Aportaciones relevantes en este campo son los trabajos de Gordon *et al.* (1993), Gordon y Hannesson (1996), Asche *et al.* (1997) y Ling (2003), entre otros, centrados básicamente en el contexto europeo y para mercados de salmón, bacalao y túnidos. Por su parte, en el caso particular de España, destacan entre otros, los trabajos de Garza Gil *et al.* (1999), Jiménez-Toribio *et al.* (2006) y Cruz y Ameneiro (2007).

En el ámbito del presente estudio, la teoría de cointegración introducida por Engle y Granger (1987) (4) se utilizará para contrastar de forma empírica la validez de la hipótesis de integración entre los precios de la pesquería del pulpo en Galicia, considerando como eslabones de la cadena de comercialización el nivel de las lonjas y el nivel mayorista.

En concreto, este enfoque se aplica a nivel bivalente y va a permitir detectar, caso de existir, las conexiones estables a largo plazo entre los precios del pulpo en lonja y en Mercamadrid. A este respecto, se va a emplear la metodología desarrollada por Johansen (1988 y 1991) y por Johansen y Juselius (1990) que constituye un procedimiento de cointegración basado en la estimación de un sistema de ecuaciones simultáneas. Esta aproximación emplea técnicas de máxima verosimilitud y se basa en la representación de un modelo VAR no restringido de orden k compuesto por m variables bajo la forma de un mecanismo de corrección de error (MCE) vectorial con errores gaussianos del siguiente tipo:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad [1]$$

(4) El concepto de cointegración fue introducido por Granger (1981) para estudiar las relaciones de largo plazo existentes entre dos variables. En este sentido, por tanto, se establece que bajo determinados contextos dos variables económicas pueden divergir en el corto plazo, aunque, a largo plazo, las fuerzas económicas conducirán a ambas hacia la convergencia.

siendo Y_t un vector columna $m \times 1$ de variables, μ un vector $m \times 1$ de términos constantes, $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$ y Π matrices de parámetros de orden $m \times m$, Δ el operador de primeras diferencias, k el número de retardos y ϵ_t un vector $m \times 1$ de perturbaciones aleatorias independientes e idénticamente distribuidas según una normal.

Tal y como apuntan Suriñach *et al.* (1995), para que la ecuación [1] esté equilibrada es necesario que el término ΓY_{t-k} sea integrable de orden cero, dado que el resto de términos se encuentran expresados en primeras diferencias. Esto implica que la matriz Π , denominada matriz de impactos, recoge las relaciones de cointegración entre las variables del vector Y_t y que su rango r , también conocido como rango de cointegración, es igual al número de vectores de cointegración linealmente independientes existentes entre las variables integrantes del sistema. De hecho, el contraste de Johansen se centra en la determinación del rango de esta matriz. En caso de existir cointegración, la matriz de impactos puede ser reformulada como el producto de dos matrices de dimensión $m \times r$ y de rango completo:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad [2]$$

donde α denota una matriz de ajuste, indicativa de la velocidad de ajuste hacia la situación de equilibrio a largo plazo, y β es la matriz de vectores de cointegración. Para determinar el número de vectores de cointegración significativos se utilizan los contrastes del estadístico de la traza y del valor propio máximo, basados ambos en el principio de la razón de verosimilitudes (5). Además, para la contrastación de restricciones lineales se emplea el test de la razón de verosimilitudes construido por Johansen y Juselius (1990) (6).

Asimismo, el MCE característico de este enfoque puede ser de gran utilidad para analizar el proceso de ajuste dinámico a corto plazo entre las variables implicadas. En el ámbito de este estudio, las ecuaciones integrantes del MCE son:

$$\text{APPLOM}_t = \alpha_1 + b_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^m c_{1i} \text{APPLOM}_{t-i} + \sum_{j=1}^n d_{1j} \Delta \text{PPMM}_{t-j} + e_{1t} \quad [3]$$

$$\text{APPMM}_t = \alpha_2 + b_2 z_{t-2} + \sum_{i=1}^m c_{2i} \text{APPLOM}_{t-i} + \sum_{j=1}^m d_{2j} \Delta \text{PPMM}_{t-j} + e_{2t} \quad [4]$$

(5) Estos estadísticos no siguen una distribución estándar, sin embargo Osterwald-Lenum (1992), ha tabulado los valores críticos apropiados.

(6) El estadístico de este contraste se distribuye asintóticamente según una chi-cuadrado con $r-s$ grados de libertad, siendo r el número de vectores de cointegración y s el número de restricciones impuestas.

siendo PPLOM el precio del pulpo en las lonjas de la muestra, PPMM el precio del pulpo en Mercamadrid, α_1 , b_1 , c_{11} , d_{1j} , α_2 , b_2 , c_{2i} , d_{2j} los parámetros a estimar; z_{t-1} el término de corrección de error retardado un período, obtenido como:

$$z_t = \text{PPLOM}_t - \alpha - b \cdot \text{PPMM}_t \quad [5]$$

siendo e_{1t} y e_{2t} los residuos de cada una de las ecuaciones.

El principal rasgo distintivo de las expresiones anteriores es la inclusión de un término de corrección de error, directamente derivado de la relación de cointegración detectada, que recoge las desviaciones temporales de la situación de equilibrio a largo plazo y provoca la aparición de un MCE en virtud del cual en cada período se corrige una proporción del desequilibrio observado en el anterior hasta que finalmente se restablece la relación estable a largo plazo.

Por otro lado, el MCE también se revela como un dispositivo adecuado para investigar la existencia de relaciones de causalidad en el sentido de Granger. Dado que Granger (1988) demuestra que en presencia de cointegración debe haber causalidad en al menos una dirección, la presencia de causalidad puede ser contrastada en el marco de un MCE por medio de la significatividad estadística del coeficiente vinculado al término corrector de error.

4. ANÁLISIS EMPÍRICO. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Este epígrafe recoge los resultados derivados de aplicación de la metodología de cointegración al mercado del pulpo en Galicia. En el ámbito de este planteamiento, se abordaron previamente algunas cuestiones necesarias en el análisis y modelización de series temporales. En concreto, hay que determinar el orden de integración de las series individuales. Para ello, se van a aplicar diferentes tipos de contrastes con el objeto de llegar a unos resultados lo más sólidos y concluyentes posibles. Específicamente, se realizó el análisis de estacionariedad basado en el cálculo de los contrastes de raíces unitarias mediante los tests de Dickey-Fuller aumentado (ADF), construido por Dickey y Fuller (1979), y Phillips-Perron (P-P), propuesto por Phillips y Perron (1988) (7), el test Ng y Perron (2001) y, finalmen-

(7) Con el objeto de determinar con precisión el número de raíces unitarias, se han realizado los contrastes DFA y PP siguiendo la estrategia secuencial de Pantula sobre los niveles y las primeras diferencias de las series de los precios del pulpo en la media de las lonjas y en Mercamadrid. En el análisis de estacionariedad se ha seguido el procedimiento de Dickey y Pantula (1987), consistente en identificar el número de raíces unitarias regulares contrastando la hipótesis nula de la existencia de un proceso $I(1)$ contra uno $I(0)$ y en caso de que se acepte esta hipótesis, se continúa secuencialmente contrastando un $I(2)$ respecto a un $I(1)$ y así sucesivamente hasta que se rechace la hipótesis nula. Debido a que en este segundo test se rechaza la hipótesis nula se detiene el proceso secuencial para las series consideradas.

te, el test de estacionariedad KPSS, diseñado por Kwiatkowski *et al.* (1992) sobre las series consideradas. El contraste de raíces unitarias estacionales empleado en este trabajo será el propuesto por Beaulieu y Miron (1993) y Franses (1991).

Los cuadros 3 y 4, respectivamente, contienen los resultados de los contrastes DFA y PP, en las cuales, el orden óptimo de retardos incluidos en la ecuación autorregresiva del procedimiento DFA ha sido elegido en base a los criterios de información de Akaike y de Schwarz. Por su parte, el número óptimo de retardos en el cálculo del test PP lo ha sido teniendo en consideración lo establecido con el criterio de Newey-West.

De la interpretación de los tests realizados en este trabajo, se puede extraer que la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria no puede ser rechazada a los niveles de significación convencionales, evidenciándose por tanto que las series de precios del pulpo en las lonjas de la muestra y en el canal Mercamadrid son procesos integrables de orden uno. Por su parte, al considerar las series en diferencias, dichos contrastes apuntan a la estacionariedad de las series.

En síntesis, podemos afirmar que, con independencia de la especificación y del número de retardos considerados, la hipótesis nula de estacionariedad es rechazada, tanto en los precios en lonjas como en Mercamadrid, resultados que también son corroborados por el test de Ng-Perron (cuadro 5). Este resultado, junto al obtenido sobre el margen con la aplicación del test KPSS (cuadro 6), refuerza la idea de que el diferencial entre la serie de precios en lonja y en Mercamadrid es una variable estacionaria, lo cual podría estar apuntando a un considerable nivel de integración en los precios de ambos niveles de la cadena de distribución del pulpo durante el período muestral considerado.

Cuadro 3

TEST DICKEY-FULLER

Variable	Niveles			Primeras diferencias		
	τ_{μ}	τ_{τ}	τ	τ_{μ}	τ_{τ}	τ
PPLOM	-1,603	-3,106	0,243	-8,459 (*)	-8,421 (*)	-8,480 (*)
PPMM	-1,182	-1,277	-0,264	-4,631 (*)	-4,444*	-4,704 (*)

(i) Las series de datos utilizadas en este contraste están expresadas en términos logarítmicos.

(ii) τ_{μ} , τ_{τ} y τ : Test de Dickey-Fuller con constante, constante y tendencia, y sin constante, respectivamente. (*) significativos al 1 por ciento y (**) significativos al 5 por ciento respectivamente. Valores críticos tomados de MacKinnon (1991).

Cuadro 4

TEST PHILLIPS-PERRON

Variable	Niveles			Primeras diferencias		
	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$
PPLOM	-1,543	-3,165	0,440	-8,706 (*)	-8,672 (*)	-8,715 (*)
PPMM	-1,082	-1,550	-0,076	-4,589 (*)	-4,393 (*)	-4,664 (*)

(iii) Las series de datos utilizadas en este contraste están expresadas en términos logarítmicos.
 (iv) $Z(t_{\alpha})$, $Z(t_{\alpha})$ y $Z(t_{\alpha})$: Test de Phillips-Perron con constante, constante y tendencia, y sin constante, respectivamente. (*) significativos al 1 por ciento y (**) significativos al 5 por ciento respectivamente. Valores críticos tomados de MacKinnon (1991).

Cuadro 5

TEST DE NG-PERRON

Variable	$MZ_{\alpha}^{GLS}_{\tau}$	MZ_{τ}^{GLS}	MSB^{GLS}	MP_{τ}^{GLS}
PPLOM	-1,36	0,83	0,56	51,08
PPMM	5,13	1,65	0,36	6,82

(v) Las series de datos utilizadas en este contraste están expresadas en términos logarítmicos.
 (vi) Número máximo de retardos 12. Para determinar el retardo de truncamiento se ha utilizado el Criterio de Información de Akaike Modificado (MAIC) (Ng y Perron, 2001).

Cuadro 6

TEST KPSS

Variable	η_{τ}	η_{μ}	η_{τ}	η_{μ}	η_{τ}	η_{μ}
	n=0	n=0	n=1	n=1	n=2	n=2
PPLOM	1,376 (*)	0,049	1,177 (*)	0,048	1,064 (*)	0,049
PPMM	5,213 (*)	1,552 (*)	2,631 (*)	0,802 (*)	1,769 (*)	0,546 (*)
MARGEN	0,314	0,102	0,264	0,118	0,234	0,098

(vii) Las series de datos utilizadas en este contraste están expresadas en términos logarítmicos.
 (viii) n representa el retardo de truncamiento. η_{τ} representa el estadístico del contraste correspondiente a una especificación que simplemente incluye una constante y η_{μ} el asociado a una especificación que presenta constante y tendencia lineal. (*) implica que la hipótesis nula de estacionariedad se rechaza al 1 por ciento y (**) que dicha hipótesis es rechazada a un 5 por ciento respectivamente. Valores críticos tomados de Kwiatkowski *et al.* (1992).

A continuación, en el cuadro 7 se presentan los resultados del contraste de raíces unitarias estacionales propuesto por Beaulieu-Miron y Franses. Los resultados confirman, para la serie de precio medio de

lonjas, la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero, otra en la frecuencia $3/12$ y $5/12$. No obstante, el valor del estadístico $\pi_3 \cap \dots \cap \pi_{12}$ rechaza la existencia de los pares de raíces unitarias complejas conjugadas. Para la serie de precios en Mercamadrid sólo se evidencia la presencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero, no presentando raíces unitarias en ninguna de las frecuencias estacionales.

Cuadro 7

CONTRASTES DE BEAULIEU-MIRON Y FRANSES

Estadístico	PPLOM	PPMM
π_1	-2.7077	-1.7056
π_2	-2.9889 (*)	-1.8964 (*)
$\pi_3 \cap \pi_4$	3.8915	4.9691 (*)
$\pi_5 \cap \pi_6$	3.986	3.1166 (*)
$\pi_7 \cap \pi_8$	6.9621 (*)	7.8791 (*)
$\pi_9 \cap \pi_{10}$	3.4772 (*)	5.9365 (*)
$\pi_{11} \cap \pi_{12}$	3.7646 (*)	3.1812 (*)
$\pi_3 \cap \dots \cap \pi_{12}$	3.0827 (*)	6.9813 (*)
J-B	2.1274	0.7624
L-B(1)	0.0643	0.0742
L-B(12)	1.88073	2.012
L-B(24)	5.1333	7.2611
Tendencia	3.1235 (*)	2.0352 (*)
D1...D11	4.7272 (*)	1.989 (*)

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

(*) Significativo al 5 por ciento. (**) Significativos al 10 por ciento. Nº máximo de retardos = 12.

Para determinar el número de retardos, se ha utilizado el criterio general a específico (Hall, 1994).

J-B es el contraste de normalidad de Jarque-Bera.

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

Tendencia es el contraste de significación individual de la tendencia lineal determinista.

D1...D12 es el Contraste de Wald para analizar la significación de las variables ficticias estacionales.

Dentro del enfoque de cointegración de Johansen, con el propósito de construir un modelo bien especificado, el número óptimo de retardos del esquema VAR característico de esta aproximación ha sido elegido en base a los criterios de Akaike y de Schwarz. En lo concerniente a la introducción de componentes deterministas en el sistema se ha optado por una de las especificaciones más usuales, consistente en la inclusión de un término constante tanto en el proceso VAR como en la ecuación de cointegración. Los residuos del corres-

pondiente VAR(4), cuadro 8, ponen de manifiesto la ausencia de autocorrelación y de heterocedasticidad y la no ausencia de normalidad.

Cuadro 8

CONTRASTES MULTIVARIANTES SOBRE EL MODELO VAR(4)

Test	Estadístico
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-1}$	1,7985
Autocorrelación: F_{AR1-12}	1,0988
Autocorrelación: F_{AR1-24}	1,0102
Normalidad: $\chi^2_{nd}\ (4)$	0,2439
Heterocedasticidad: F_{het}	0,9246

(*) Significativo al 5 por ciento.

(**) Significativo al 10 por ciento.

Número máximo de retardos = 12.

Una vez determinado el rango de cointegración, el cuadro 9 contiene los resultados del test de cointegración de Johansen, para contrastar y estimar las posibles conexiones estables a largo plazo existentes en los precios del pulpo en el nivel lonjas y en el canal Mercamadrid. Con el objeto de dotar de mayor robustez a los resultados del modelo, se han introducido *dummies* de intervención en los valores atípicos, considerando como tales las observaciones con errores superiores a tres desviaciones (8). De los resultados de los tests de la traza y del máximo autovalor se deriva la existencia de una relación de cointegración para un nivel de significación del 5 por ciento, siendo ambas estimaciones robustas, lo que nos lleva a mostrar únicamente los resultados del modelo con intervención por su mayor significatividad. Esta evidencia implica que los precios del pulpo en nivel mayorista y de lonjas se mueven conjuntamente en el largo plazo, aunque en el corto plazo puedan producirse distorsiones de naturaleza transitoria de la situación de equilibrio.

(8) Previamente, teniendo en cuenta que la evolución gráfica de la serie de precios en el nivel mayorista exhibe un estable crecimiento hasta finales del año 2002, mostrando a partir de entonces un mayor crecimiento sostenido, ello induce a pensar en la posibilidad de ruptura estructural en este horizonte temporal. Con el fin de contrastar empíricamente este cambio estructural, se procedió a la aplicación del test de Chow mediante la especificación de un modelo restringido considerando una única regresión para el total de la muestra, y un modelo no restringido donde se permite que las ordenadas en el origen y las pendientes sean distintas en los dos subperíodos de la muestra. Los resultados de las sumas de cuadrados de residuos nos llevan a afirmar que, a un nivel de significación del 5 por ciento no se rechaza la hipótesis de ausencia de cambio estructural.

Siguiendo a Sanjuán y Gil (2001) se contrasta la integración perfecta de los mercados (cuadro 10). Los resultados correspondientes a los contrastes de proporcionalidad rechazan la hipótesis nula de proporcionalidad de los precios para un nivel de significación del 1 por ciento entre los precios del mercado mayorista y la lonja, lo que indica una transmisión imperfecta de precios.

Cuadro 9

CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

Hipótesis	Sin dummies			Con dummies		
	λ -traza	λ -max	p-valor (95%)	λ -traza	λ -max	p-valor (95%)
$H_0: r=0; H_1: r \geq 1$	15,579	14,510	0,000 (*)	15,420	14,011	0,000 (*)
$H_0: r \leq 1; H_1: r=2$	1,087	0,013	0,110	0,987	0,012	0,200

Hipótesis Nula: el número de vectores de cointegración es igual a cero o uno.
Número de retardos seleccionados=4. (*) Significativo al 95 por ciento.

Cuadro 10

CONTRASTE DE PROPORCIONALIDAD

Relación	Estadístico R
PPMM/PPLOM	10,97 (**)

(*) Significativo al 5 por ciento. (**) Significativo al 1 por ciento.

Por su parte, el cuadro 11 contiene los resultados de la estimación de la ecuación de cointegración (9) y aspectos referidos a las ecuaciones del MCE construido en el ámbito del enfoque de Johansen para el VAR y los resultados de los contrastes de exclusión, en los que se verifica que los coeficientes de la relación de cointegración son significativamente distintos de cero. Teniendo en cuenta que las variables están expresadas en logaritmos, los parámetros de la relación de cointegración representan elasticidades y, por tanto, los resultados obtenidos indican que un aumento de un 1 por ciento en el precio del pulpo en el mercado mayorista implicaría un incremento de un 1,82 por ciento en el precio de lonja. Estos resultados indican, por tanto, que no se produce una transmisión de información completa-

(9) El cálculo de las raíces del polinomio característico del modelo VAR confirma la estacionariedad de la relación de cointegración, al estar todas ellas dentro del círculo unidad.

mente y sin distorsiones entre ambos eslabones de la cadena, sino que, por el contrario, los márgenes entre los dos niveles no son constantes y, por tanto, la información se transmite con distorsiones.

Con el objeto de analizar la relación de causalidad en el largo plazo entre ambos eslabones, se realizaron los tests de exogeneidad débil (cuadro 12). Los resultados permiten afirmar que existe causalidad bidireccional a largo plazo entre los precios de estos dos segmentos de la cadena de distribución del pulpo, lo cual pone de manifiesto que ambos niveles de precios se ven influenciados por el comportamiento de los precios del otro nivel de la cadena de comercialización. Sin embargo, cabe matizar que, atendiendo a la significatividad de los estadísticos, se puede concluir que es más fuerte la relación de causalidad de los precios en el nivel lonja hacia los precios en el nivel mayorista que la relación en sentido contrario en el largo plazo.

Cuadro 11

RELACIONES VERTICALES A LARGO PLAZO

Relación de cointegración	
$\log(\text{PPLOM}_t) - 1,821 \log(\text{PPMM}_t) = U_t$	
Tests de exclusión	
Variable	Estadístico LR
Log(PPLOM)	19,56 (**)
Log(PPMM)	21,78 (**)

(*) Significativo al 5 por ciento. (**) Significativo al 1 por ciento.

Cuadro 12

CONTRASTE DE CAUSALIDAD A LARGO PLAZO

Variable dependiente	Estadístico LR de MCE (U_{t-1})
$\Delta \text{Log}(\text{PPLOM})$	2,79 (*)
$\Delta \text{Log}(\text{PPMM})$	14,58 (**)

(*) Significativo al 5 por ciento. (**) Significativo al 1 por ciento.

Por su parte, el análisis de las relaciones verticales en el corto plazo a través del contraste de Wald sobre las variables retardadas del VECM (cuadro 13) evidencia la no existencia de relaciones causales a corto plazo entre los precios de ambos eslabones de la cadena de comercialización, resultado que puede estar ocasionado por la limitada mues-

tra y la agregación temporal de los datos, teniendo en consideración que el mercado funciona diariamente. Sin embargo, y con el objeto de analizar la importancia de las relaciones causales, se procedió a la realización de la descomposición de la varianza del error de predicción y de las funciones impulso-respuesta de las variables consideradas (cuadros 14 y 15) (10). De este análisis se extrajeron resultados coherentes con el estudio previo de causalidad y en línea con los obtenidos por Jiménez y García del Hoyo (2005) sobre los canales de distribución de la chirla en el Golfo de Cádiz, y vienen a confirmar que en el corto plazo los precios del pulpo en lonjas de Galicia afectan a los precios en el nivel mayorista de forma notoria, mientras que los precios en el nivel mayorista apenas influyen en la determinación del precio en el nivel lonja. En particular, de las posibles ordenaciones causales obtenidas para la descomposición de Choleski, se obtuvieron dos cadenas causales de las cuales se permite extraer la reflexión de una importante contribución de las innovaciones del precio en lonja a la explicación de la varianza de error de predicción del precio en el mercado mayorista. De tal manera que, en el duodécimo mes en el caso del precio en el mercado mayorista, conforme avanza el horizonte temporal, la influencia del precio en lonja asciende a 68,98 por ciento, si se considera la ordenación causal (PPMM)-(PPLOM) y 82,87 por ciento, en el caso de la ordenación causal alternativa. Por su parte, las innovaciones en el precio del mercado mayorista explican también, en cierta medida, la varianza del error de predicción del precio de la lonja. Así, la contribución del precio del mercado mayorista en dicho mes se cifra en 17,48 por ciento, en el caso de que se establezca como ordenación causal (PPMM)-(PPLOM) y en un 0,43 por ciento si se considera la ordenación causal en sentido contrario.

Como consecuencia de ello, cabe pensar en un comportamiento diferenciado en el mecanismo de formación de precios en estos dos niveles de la cadena comercial. En lo referente al nivel lonjas, probablemente la determinación de precios venga dada en forma mayoritaria por la oferta mientras que, el nivel mayorista podría estar condicionado no solo por la evolución de las cantidades comercializadas y precios en lonjas, sino también por el comportamiento en los precios de otros productos sustitutivos e incluso complementarios, así como por el comportamiento de dicho producto en el nivel minorista, con la finalidad última de obtener una mayor amplitud de los márgenes comerciales.

(10) Las funciones de Impulso-Respuesta no se anexan al trabajo por limitaciones de espacio pero están a disposición del lector interesado.

Cuadro 13

MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR. TESTS DE CAUSALIDAD A CORTO PLAZO

Variable dependiente	Estadístico Wald	
	$\Delta\text{Log}(\text{PPLOM})$	$\Delta\text{Log}(\text{PPMM})$
$\Delta\text{Log}(\text{PPLOM})$	–	0,007
$\Delta\text{Log}(\text{PPMM})$	0,489	–

(*) Significativo al 5 por ciento. (**) Significativo al 1 por ciento.

Cuadro 14

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LOS ERRORES DE PREDICCIÓN 1,3,6,9,12 MESES
HACIA ADELANTE. RELACIÓN DE MAYORISTA Y LONJAS DE GALICIA
Serie de precios de pulpo en lonjas de la muestra

Período	Desviación típica	Ordenación causal (PPMM)-(PPLOM)		Ordenación causal (PPLOM)-(PPMM)	
		Porcentaje explicado		Porcentaje explicado	
		PPLOM	PPMM	PPLOM	PPMM
1	0,15	81,59	18,61	100,00	0,000
3	0,22	78,36	20,53	99,94	0,29
6	0,32	81,98	17,76	98,66	0,41
9	0,42	79,51	18,54	98,78	0,39
12	0,54	82,43	17,48	99,01	0,43

Cuadro 15

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DE LOS ERRORES DE PREDICCIÓN 1,3,6,9,12 MESES
HACIA ADELANTE. RELACIÓN DE MAYORISTA Y LONJAS DE GALICIA
Serie de precios del pulpo en el nivel mayorista

Período	Desviación típica	Ordenación causal (PPMM)-(PPLOM)		Ordenación causal (PPLOM)-(PPMM)	
		Porcentaje explicado		Porcentaje explicado	
		PPLOM	PPMM	PPLOM	PPMM
1	0,11	0,00	100,00	18,56	79,74
3	0,24	41,02	79,83	49,09	46,17
6	0,44	56,52	48,79	69,41	23,08
9	0,59	63,58	41,15	78,69	12,65
12	0,69	68,98	34,89	82,87	12,92

5. CONCLUSIONES

El mercado pesquero se enfrenta en las últimas décadas a un panorama caracterizado por una tendencia creciente del consumo per cápita, de manera que los productos de origen marino tienen un peso mayor en la solución al equilibrio alimentario en un contexto de crecimiento de la población a nivel mundial (FAO, 2008). Estos hechos, unidos al proceso de liberalización de los intercambios comerciales mundiales han contribuido a generar nuevas condiciones en los mercados en origen de los puertos españoles, no sólo por la comercialización de una fracción significativa y creciente de las importaciones que se canalizan directamente a través de los mercados centrales, sino también por la limitada generación de iniciativas que impliquen un mayor aporte de valor al producto en origen.

El análisis del mercado de productos de la pesca costera gallega es de interés para todos los agentes implicados, y en especial para las empresas de producción y comercialización que participan en el mismo. En este escenario, el conocimiento pormenorizado de la estructura de comercialización lonjas-mayoristas resulta especialmente relevante para la búsqueda de medidas de gestión adecuadas en el sector.

El objetivo central del presente trabajo se ha desarrollado seleccionando como pesquería piloto la basada en la explotación de poblaciones de pulpo con pequeñas embarcaciones que emplean nasas como arte de captura, teniendo en consideración la importancia económica y social que esta representa para Galicia. El período muestral estudiado es el comprendido entre los años 1998 y 2004, con periodicidad mensual. En particular, se ha analizado la relación existente entre los eslabones lonjas y mayoristas de estos mercados con el objeto de conocer la situación de los mercados en origen.

Con tal fin, y en sintonía con la corriente de literatura desarrollada en este campo, se ha optado por emplear la metodología de cointegración. En particular, los resultados obtenidos permiten afirmar que la media de precios del pulpo es muy superior en el nivel mayorista, como es habitual. La aplicación de la metodología de Johansen ha puesto de manifiesto la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre los precios en el nivel lonjas y el nivel mayorista –medido a través de Mercamadrid–. Los resultados del contraste de causalidad a largo plazo evidencian la existencia de una determinación simultánea del precio en ambos mercados, lo cual permite afirmar que variaciones en el precio en cualquiera de los dos niveles de la cadena de comercialización considerados conllevaría variaciones

en el precio del otro eslabón, no constatándose por lo tanto el liderazgo de un mercado sobre otro. Sin embargo, teniendo en cuenta los niveles de significación en el planteamiento de hipótesis, se puede concluir que es más fuerte la relación de causalidad de los precios en el nivel lonja hacia los precios en el nivel mayorista que la relación en sentido contrario.

En el plano de la relación de precios en el corto plazo, el análisis realizado nos lleva a afirmar que no existe interrelación entre los niveles de precios de ambos eslabones, resultado que puede estar sesgado y ser debido a la propia naturaleza de la muestra analizada, ya que la interpretación derivada del análisis de la relación de causalidad a corto plazo, así como la descomposición de la varianza del error de predicción y las funciones impulso respuesta, permitieron poner de manifiesto que en el corto plazo, los precios del pulpo en lonjas de Galicia afectan a los precios en el nivel mayorista con mayor intensidad que la relación que se produce del mercado mayorista hacia el precio en origen.

En síntesis, la existencia de una conexión estable a largo plazo entre ambos eslabones de la cadena de comercialización del pulpo pone de manifiesto la posibilidad de implementar medidas que refuercen el poder de mercado y, por tanto, la posición de los pescadores en el mecanismo de fijación de precios. En este sentido, es importante tener en cuenta que el propio proceso de fijación de precios en lonjas, a través de subasta pública a la baja, no permite resaltar suficientemente características importantes del producto gallego como son la calidad y la frescura. Por ello, y de cara a fortalecer el poder de los pescadores, habrían de implementarse medidas de gestión encaminadas a añadir valor al producto en origen (permitiendo con ello el incremento del nivel de renta de los pescadores), o bien, en otra dirección, favoreciendo el cambio de dimensión empresarial o el sistema de derechos de pesca, de forma que permitan un margen de actuación estratégica más amplio por parte de las empresas. La regulación ha de hacer compatible, en todo caso, la actividad pesquera con la conservación de las poblaciones y el equilibrio de los ecosistemas a medio y largo plazo. Todas estas consideraciones pueden reportar especial interés por la importancia que supone la contribución de la explotación pesquera para Galicia.

BIBLIOGRAFÍA

- AKAIKE, H. (1974): «A new look at the statistical model identification». *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19(6): 716-723.

- AKAIKE, H. (1969): «Statistical predictor identification». *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21: 203-217.
- ÁLVAREZ VÁZQUEZ, N. (2001): *Econometría II: Análisis de modelos econométricos de series temporales*, AC, Madrid.
- ARNÁIZ, R. y DE COO, A. (1977): *Artes de Marisqueo usadas en la Ría de Arousa*. Plan de explotación marisquero de Galicia.
- (1990): *Artes de Marisqueo da Ría de Arousa*. Consellería de Pesca. Marisqueo e Acuicultura. Xunta de Galicia.
- 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: 101-107.
- ASCHE, F.; SALVANES, K. G. y SSTEEN, F. (1997): «Market Delineation and Demand Structure». *American Journal of Agricultural Economics*, 79: 139-150.
- BEAULIEU, J. J. y MIRON, J. A. (1993): «Seasonal unit roots in aggregate U.S. data». *Journal of Econometrics*, 55: 305-328.
- BROWN, M. y FROSYTHE, A. B. (1974): «Robust tests for the equality of variances». *Journal of the American Statistical Association*, 69: 364-367.
- CRUZ, A. I. y AMENEIRO, M. (2007): «Transmisión vertical de precios en el mercado nacional de los productos pesqueros frescos». *Revista de Economía Aplicada*, 44, vol. XV: 85-107.
- ENGLE, R. y GRANGER, C. (1987): «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing». *Econometrica*, 55: 251-276.
- FAO (2008): *El estado mundial de la Pesca y la Acuicultura*. Roma. o <http://www.fao.org>
- 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: 25-47.
- FREIRE, J. y GARCÍA-ALLUT, A. (2000): «Socioeconomic and biological causes of management failures in European artisanal fisheries: the case of Galicia (NW Spain)». *Marine Policy*, 24: 375-384.
- FUNDACIÓN CAIXA GALICIA (2008): *A Economía Galega 2007*. Santiago de Compostela.
- GARZA, M. D.; OTERO, M. S. y SURÍS, J. C. (1999): «Análisis del mercado de la merluza fresca en Vigo». *Revista de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 185: 179-191.
- GORDON, D. V.; SALVANES, K. G. y ATKINS, F. (1993): «A fish Is a fish is a fish? Testing Market Linkages on the Paris Fish Market». *Marine Resource Economics*, 8: 331-343.
- GORDON, D. V. y HANNESSON, R. (1996): «On Prices of Fresh an Frozen Cod Fish in Euroean and US Markets». *Marine Resource Economics*, 11: 223-238.
- GRANGER, C. (1969): «Investigating causal rations by econometric models and cross-spectral methods». *Econometrica*, 37: 424-438.
- (1988): «Some recent developments in a concept of causality». *Journal of Econometrics*, 39: 199-211.

- JIMÉNEZ-TORIBIO, R. y GARCÍA DEL HOYO, J. J. (2005): «Integración vertical y transmisión de precios en los canales de distribución de la chirla». *Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 205: 189-218.
- (2006). *Evidence of market price leadership in the Spanish red seabream value chain. Implications for fisheries management*. Observatorio científico de pesquerías artesanales, Universidad de Huelva.
- JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors». *Journal of Economics, Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- (1991): «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in a Gaussian Vector Autorregressive Models». *Econometrica*, 59: 1.551-1.580.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- LEE, T. H. y TSE, Y. (1996): «Cointegration Tests with Conditional Heteroskedasticity». *Journal of Econometrics*, vol. 73 (2): 401-410.
- LING, B. H. (2003): «Price cointegration in spatial markets: an application to milkfish markets in Taiwan». *Aquaculture Economics and Management*, 7: 85-94.
- MACKINNON, J. G. (1991): «Critical values for cointegration test» in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds): *Long-run economic relationships: Readings in cointegration*. Oxford: Oxford University Press: 267-276.
- NEWKEY, W. y WEST, K. (1987): «A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix». *Econometrica*, 55: 703-708.
- NG, S. y PERRON, P. (1995): «Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag». *Journal of the American Statistical Association*, 90: 268-281.
- NG, S. y PERRO, P. (2001): «Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power». *Econometría*, 69: 1.519-1.554.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992): «A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Tour Cases». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 461-472.
- SANJUÁN, A. I. y GIL, J. M. (2001): «A note on tests for market integration in a multivariate non-stationary framework». *Journal of Agricultural Economics*, 52(2): 111-119.
- SNEDECOR, G. W. y COCHRAN, W. G. (1989): *Statistical Methods*. Eighth Edition. Iowa State University Press.
- SURINACH, J.; ARTÍS, M.; LÓPEZ, E. y SANSÓ, A. (1995): *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de cointegración*. Barcelona: Antoni Bosch.

RESUMEN

Transmisión de precios en la cadena comercial de la pesca costera gallega. El caso del pulpo

En este trabajo se pretende analizar la transmisión de precios a lo largo de la cadena de distribución de uno de los productos más significativos para la pesca costera de Galicia, el pulpo (*Octopus vulgaris*). En particular, utilizando series de precios mensuales para el período 1998-2004, se realiza un análisis de cointegración y se estudian las causalidades a corto y largo plazo en la determinación de los precios de los dos niveles de la cadena de comercialización: lonjas y mayorista. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre los precios en el origen y en el nivel mayorista y la determinación simultánea del precio en ambos mercados.

PALABRAS CLAVE: mercados pesqueros, economía de la pesca, análisis de mercados.

SUMMARY

Transmission of prices in the commercial chain of the coastal Galician fishing. The octopus's case

In the Spanish and especially in Galician context, the exploitation of fishing resources has reached a large scale, whereby the coastal fishing segment in Galicia is one of the most important. The objective of this work is to analyse the situation of the Galician coastal segment from market point of view, for which one of its most representative fisheries will be considered: the case of the Octopus (*Octopus vulgaris*). In particular, with series of monthly prices for 1998-2004 period, the causality relations and prices transmission along distribution chain using cointegration methodology are studied. The results show stable relations between first sale markets and wholesaler prices in the long term. Then, variations in one of the two chain levels will generate variations in the other one.

KEYWORDS: Fishing markets, fishing economy, market analysis.