

## TRANSMISIÓN VERTICAL DE PRECIOS EN EL MERCADO DE PRODUCTOS PESQUEROS: EL CASO DE LA MERLUZA EUROPEA EN PUERTOS DE GALICIA<sup>1</sup>

MARÍA DOLORES GARZA GIL / LUCY AMIGO DOBAÑO  
Universidad de Vigo

RECIBIDO: 21 de marzo de 2012 / ACEPTADO: 31 de julio de 2012

---

**Resumen:** Los mercados pesqueros de primera venta en Galicia ocupan un lugar destacado en la red comercial, siendo la merluza europea (*Merluccius merluccius*) una de las especies más representativas. Por lo tanto, puede resultar de especial interés analizar para este caso las relaciones comerciales entre los agentes participantes en los canales de distribución y el mecanismo de formación de precios de los productos pesqueros. En este trabajo pretenden caracterizarse las relaciones de precios a lo largo de la cadena de distribución de la merluza europea en fresco en el mercado español, centrándolo en el eslabón lonjas-mayoristas. La aplicación de metodología econométrica nos permite obtener resultados significativos y poner de manifiesto las relaciones de precios a corto y largo plazo.

**Palabras clave:** Análisis de mercados / Transmisión de precios / Productos pesqueros / Merluza europea.

### **Vertical Price Transmission in the Fish Products Market: The Case of European Hake in Galician Ports**

**Abstract:** Galicia's first sale markets play an important role in the distribution chain, and the European hake (*merluccius merluccius*) is one of the most representative species. Therefore, it would be especially interesting for the case in hand to analyse the trade relations between the agents that participate in the distribution chains and the mechanism for forming the prices of fish products. In this paper we aim to characterise price transmissions along the distribution chain of fresh European hake in the Spanish market, focusing on the link between the first-sale markets and wholesalers. The application of econometric methodology will enable us to obtain significant results and reveal long and short-term price transmissions.

**Keywords:** Market analysis / Price transmission / Fish products / European hake.

---

## 1. INTRODUCCIÓN

La demanda internacional de productos de la pesca se ha incrementado notablemente en las últimas décadas por el constante aumento de la población mundial y la evolución al alza del consumo per cápita en determinadas zonas de la economía mundial (FAO, 2010). Además, se ha beneficiado de la creciente liberalización de los intercambios mundiales y de los procesos de integración económica.

En el caso de los productos pesqueros existen, además, dos factores adicionales que han contribuido a potenciar esa tendencia en el período citado: los efectos de la ampliación de la jurisdicción pesquera hasta las 200 millas náuticas desde el año 1977 por parte de la mayoría de los países ribereños y el espectacular desa-

---

<sup>1</sup> Este estudio se ha beneficiado de la ayuda financiera concedida por el Ministerio de Ciencia e Innovación (ECO2009-10324), la Xunta de Galicia y el FEDER (CN 2011/020).

rollo de la acuicultura, sobre todo desde el año 1990. La ampliación de la jurisdicción marítima ha beneficiado fundamentalmente a los países en vías de desarrollo, facilitando un mayor acceso de su población al consumo de productos de origen marino. Por otra parte, el intenso crecimiento de la producción de cultivo ha contribuido al incremento del comercio internacional por su grado de especialización en determinadas especies.

En el caso concreto de los mercados de productos pesqueros en fresco, la comercialización tiene determinados rasgos propios, entre los que destaca el alto grado de incertidumbre asociado tanto a la cantidad como a la calidad del producto comercializado, que repercute directamente en el precio. También es importante el grado de estacionariedad de la oferta y, en menor medida, la estacionariedad de la demanda. Además, el carácter perecedero del producto hace necesaria su venta rápida, y ello es determinante en la evolución de los precios y de los márgenes comerciales del pescado para los agentes implicados en la comercialización. Dado que los precios constituyen el principal mecanismo de relación entre los diferentes eslabones de la cadena de comercialización, el análisis de la transmisión vertical de los precios cobra especial relevancia al permitir analizar el peso de cada eslabón en el conjunto de la cadena de distribución y, así, intentar dar respuesta a la baja rentabilidad económica que experimenta el sector en las últimas décadas.

El análisis de transmisión de precios en el sector agroalimentario ha sido objeto de atención en la literatura económica reciente, tratando de dar respuesta a la creciente preocupación por parte de economistas y *policy makers* por la cuantía y velocidad con la que las variaciones de precios se transmiten entre los distintos eslabones de la cadena hasta llegar al consumidor final. En el caso concreto de los mercados de productos de la pesca, aportaciones relevantes en este campo son los trabajos de Gordon, Salvanes y Atkins (1993); Gordon y Hannesson (1996); Asche, Salvanes y Steen (1997); Asche *et al.* (2002); o Ling (2003), centrados básicamente en el contexto europeo y para mercados de salmón, bacalao y túnidos. Por su parte, en el caso de los mercados pesqueros nacionales, y hasta donde nosotros conocemos, únicamente los trabajos de Garza, Otero y Surís (1999); Jiménez-Toribio y García del Hoyo (2006); Cruz y Ameneiro (2007); García, Arteché y Murillas (2009); o Guillén (2010), abordan el análisis de integración vertical de precios para distintos productos pesqueros y acuícolas.

Hemos escogido como producto de estudio la merluza en fresco, y en particular la merluza europea, por ser uno de los productos pesqueros de mayor valor comercial y consumo a nivel estatal (MAPA, 2009; MAAMA, 2011; European Commission, 2007). La merluza europea (*Merluccius merluccius*) es una especie catalogada dentro del grupo de especies demersales, que se distribuye en una gran área comprendida entre la costa de Marruecos y el mar del Norte, así como en el Mediterráneo y el mar Negro (Áreas 27, 34 y 37 de la FAO).

Al igual que ocurre en la mayoría de los productos pesqueros en fresco, el proceso de comercialización de la merluza fresca está conformado por una serie de agentes participantes que aportan valor al producto hasta llegar al consumidor final. Se trata de una estructura compleja y dinámica que comienza con la fase de

extracción. Según la FAO (2011), las capturas de merluza europea se situaron en el período 2000-2009 entre las 57.914 y las 93.927 toneladas en el área antes mencionada, representando los desembarcos en puertos de Galicia entre un 25% y un 30% en los últimos años (tabla 2). Otros países productores en el Atlántico NE que destacan son Francia y Reino Unido.

La merluza europea es un producto particularmente apreciado por los consumidores españoles de forma que, siendo la producción propia insuficiente, se recurre también a la importación de producto similar o equivalente procedente de los restantes Estados comunitarios productores y de otros países extracomunitarios (sobre todo, Chile, Argentina y Sudáfrica) que se comercializa en los mercados centrales bajo la denominación común de merluza (Guillén, 2008), aun tratándose de especies distintas. En este último caso, el producto llega a los mercados españoles como producto fresco por vía aérea.

El sector productor gallego tiene una escasa participación en la actividad comercial, limitándose su papel casi exclusivamente a la colocación de la mercancía en lonja para la subasta, lo cual facilita las operaciones del eslabón siguiente en la cadena de comercialización: los mayoristas. El nivel mayorista, personalizado en los *mercás* –principales operadores en destino que canalizan aproximadamente un 60% del producto comercializado– constituye una pieza muy importante en la cadena de valor. Los *mercás* son intermediarios que operan desde los puestos de los mercados centrales y que reexpiden el producto hacia otros mayoristas en otras poblaciones o bien hacia los minoristas o detallistas (pescaderías, supermercados, etcétera), quienes culminan el proceso con la puesta a disposición del producto a los consumidores.

En este contexto, este trabajo tiene como objetivo principal analizar, para este producto, la existencia o no de 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–. Ello 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. Así, se podrán extraer reflexiones de interés sobre la estructura de transmisión de precios entre el eslabón de los productores y el nivel mayorista.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. Tras esta introducción, en la sección 2 se presentan los datos utilizados y se señalan algunos de los rasgos básicos de la muestra considerada. A continuación, en sección 3 planteamos la metodología basada en el análisis de cointegración y en el análisis de causalidad. La sección 4 se dedicará a la presentación de resultados. Finalmente, en la sección 5 se expondrán las principales conclusiones y reflexiones.

## 2. CASO DE ESTUDIO

En relación con el nivel en origen, se ha seleccionado la región representativa por lo que respecta al volumen de desembarcos de esta especie. Según el ICES

(2009) y la Consellería de Pesca ([pescadegalicia.com](http://pescadegalicia.com)), las lonjas gallegas canalizan el 72% de los desembarcos de merluza europea fresca en el conjunto estatal por término medio entre los años 2006 y 2010, mientras que el 28% restante se reparte entre el resto de las regiones del Norte español.

La base de datos empleada en el estudio está constituida por datos temporales de periodicidad mensual de merluza europea entre enero de 2006 y septiembre de 2010. En particular, disponemos de las series temporales de precios y cantidades comercializadas para los 35 puertos de Galicia para esta especie. A nivel de mayoristas consideraremos la serie de Mercamadrid por constituir el centro más representativo de distribución de la pesquería de merluza en la red nacional Mercasa<sup>2</sup>, garantizándose así la homogeneidad del bien. Los datos han sido obtenidos de la Consellería de Pesca de Galicia y de Mercamadrid, respectivamente.

Dado que el objetivo de este trabajo es el análisis del comportamiento del mercado de la merluza, la primera fase del estudio se ha dedicado al análisis de esa pesquería en la fase extractiva y considerando las capturas desembarcadas. En la tabla 1 se recogen las lonjas más representativas en el desembarco de la merluza en el período 2006-2010. Se observa un alto grado de atomización de la producción, al constatarse que aproximadamente cinco lonjas de las 35 existentes absorben casi el 95% de la merluza fresca desembarcada.

**Tabla 1.-** Lonjas de mayor representación en ventas de merluza europea en Galicia

Distribución por lonjas de las ventas de merluza (%)									
2006		2007		2008		2009		2010	
Lonja	(%)	Lonja	(%)	Lonja	(%)	Lonja	(%)	Lonja	(%)
A Coruña	31,52	A Coruña	30,09	A Coruña	29,68	A Coruña	27,68	A Coruña	29,19
Celeiro	28,33	Celeiro	25,32	Celeiro	25,73	Celeiro	26,79	Celeiro	26,66
Burela	16,76	Burela	17,2	Burela	15,77	Burela	15,6	Burela	15,56
Ribeira	12,00	Ribeira	15,27	Ribeira	15,20	Ribeira	15,33	Ribeira	12,81
Vigo	7,17	Vigo	7,57	Vigo	8,34	Vigo	9,94	Vigo	11,93
Otros	4,22	Otros	4,55	Otros	5,28	Otros	4,66	Otros	3,84
TOTAL	100,00	TOTAL	100,00	TOTAL	100,00	TOTAL	100,00	TOTAL	100,00

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de las 35 lonjas de Galicia. Consellería de Pesca e Asuntos Marítimos.

En la tabla 2 se refleja una síntesis de la producción anual en los últimos cinco años. Se observa un incremento en las capturas desembarcadas y también en el valor de la producción –en términos nominales y reales– hasta el año 2009. No obstante, hay que destacar que el incremento en el valor de la producción de los pescadores es debido a la evolución de las capturas y no al nivel de precios, ya que estos han experimentado descensos considerables en los últimos años en términos reales.

<sup>2</sup> Mercamadrid canaliza una cifra importante de las capturas de merluza comercializada en las lonjas, absorbiendo la práctica totalidad de la merluza vendida en los mercados centrales. Es en este eslabón de la cadena donde la merluza de origen gallego compite con la merluza procedente de otras comunidades autónomas y también con el producto importado. En particular, del total de merluza comercializada en Mercamadrid, cerca del 42% procede de Galicia.

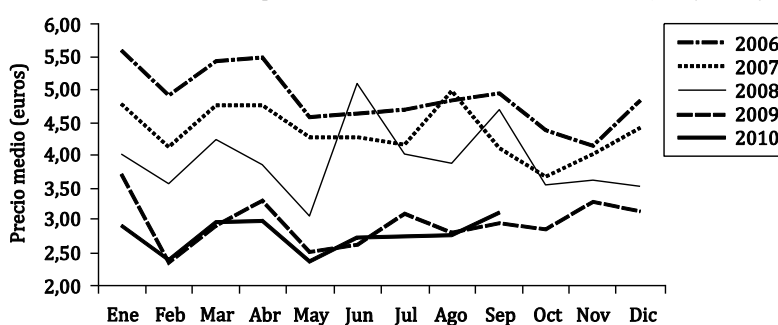
**Tabla 2.-** Producción de merluza europea

Variable	2006	2007	2008	2009	2010*
Producción anual (t)	21.257,60	21.857,11	26.438,96	29.858,68	16.624,66
Valor producción (miles €/nominales)	91.834,79	90.298,93	98.267,82	88.113,82	45.724,47
Valor producción (miles €/Base = 2001)	78.310,67	73.968,26	79.541,49	70.686,53	35.821,18
TAV producción (Base = 2001)	3,34	-5,55	7,53	-11,13	-
Precio medio (€)	4,32	4,13	3,72	2,95	2,75
Precio medio (€), (Base = 2001)	3,68	3,38	3,01	2,37	2,15
TAV precio (Base = 2001)	-4,42	-8,15	-10,95	-21,26	-

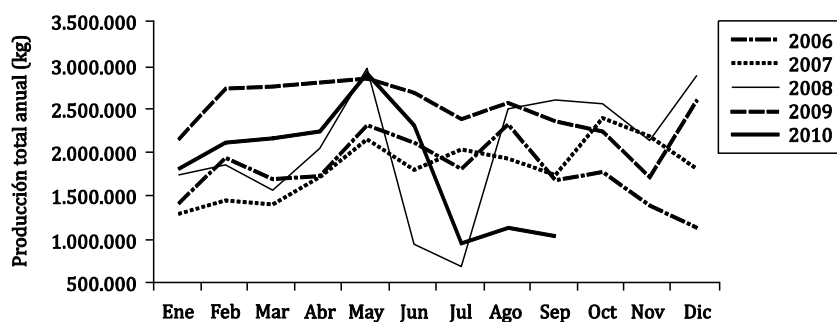
NOTA: \*Datos medios acumulados en el período comprendido entre enero y septiembre de 2010.

FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos de las 35 lonjas de Galicia. Consellería de Pesca e Asuntos Marítimos.

El incremento en las capturas desembarcadas en los últimos años se traduce en un descenso en la tendencia de precios, siguiendo el comportamiento habitual del mercado. En los gráficos 1 y 2 se muestra la tendencia de precios y el comportamiento de las cantidades comercializadas a nivel agregado en el eslabón de las lonjas.

**Gráfico 1.-** Series de precios de merluza a nivel de las lonjas (euros)

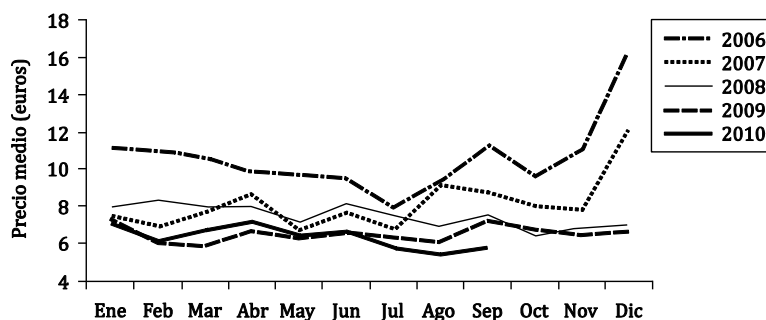
FUENTE: Elaboración propia y Consellería de Pesca e Asuntos Marítimos.

**Gráfico 2.-** Cantidades comercializadas en las lonjas

FUENTE: Elaboración propia y Consellería de Pesca e Asuntos Marítimos.

Basándonos en ello y con el objeto de obtener información sobre el proceso de transmisión de precios en los eslabones de la cadena de producción-distribución, trabajaremos con la media de precios de la merluza para las lonjas, y a continuación compararemos ese comportamiento con el relativo al nivel mayorista, considerando los precios de Mercamadrid. El resumen del patrón de comportamiento en el canal mayorista puede observarse en el gráfico 3. Esta serie refleja la tendencia decreciente que ha caracterizado a los precios de la merluza durante los últimos años, al igual que se constata al nivel de precios en las lonjas (gráfico 1). Este gráfico muestra 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 eslabones.

**Gráfico 3.-** Serie de precios de la merluza a nivel mayorista (euros)



FUENTE: Elaboración propia y Mercamadrid.

Es especialmente destacable el comportamiento del margen entre ambos eslabones. Los precios en el nivel mayorista son muy superiores, como es habitual, al de las lonjas. La tabla 3 resume los precios medios anuales a nivel de lonjas y a nivel mayorista, constatándose unos niveles en torno a los 3,57 euros/kg para el nivel de las lonjas frente a los 7,83 euros/kg para el nivel mayorista. También cabe resaltar que en ambos eslabones se experimenta un descenso en el nivel de precios a lo largo del período muestral, tendencia que discurre en la misma línea por lo que respecta a los precios mínimos y máximos. Por su parte, el comportamiento de la desviación típica revela que las variaciones han sido mayores en la serie del nivel mayorista y, además, que esta se ha mantenido por encima de la de las lonjas en todo el período muestral, poniendo de manifiesto una menor representatividad de la media muestral de la serie de precios del nivel mayorista con respecto a la media de precios en las lonjas.

A continuación formularemos los modelos econométricos de tipo serie temporal, que se centran en particular en metodologías de cointegración con el objeto de profundizar sobre la vinculación existente entre los niveles de precios de la merluza en estos dos eslabones de la cadena de comercialización.

**Tabla 3.-** Estadísticos descriptivos de precios medios anuales a nivel de lonjas y a nivel mayorista

Años	Lonjas muestra				Mercamadrid			
	Media	Mínimo	Máximo	Desv. típ.	Media	Mínimo	Máximo	Desv. típ.
2006	4,32	4,14	5,60	0,33	10,66	7,1	12,88	0,61
2007	4,13	3,67	4,97	0,32	8,14	6,7	12,15	0,89
2008	3,72	3,08	5,08	0,28	7,47	6,4	8,26	0,50
2009	2,95	2,37	3,71	0,28	6,52	5,84	7,29	0,33
2010	2,75	2,39	3,12	0,19	6,38	5,39	7,15	0,47
TOTALES MUESTRA	3,57	3,13	4,49	0,28	7,83	6,28	9,54	0,56

FUENTES: Elaboración propia, Consellería de Pesca e Asuntos Marítimos y Mercamadrid.

### 3. ANÁLISIS METODOLÓGICO

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 bivariable a largo plazo entre los logaritmos de los precios de comercialización de la merluza en el nivel origen y en 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, a la vez que los precios de los 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<sup>3</sup>.

A partir de la teoría de cointegración introducida por Engle y Granger (1987), se pretende detectar y modelizar, en caso de aceptar esa hipótesis de integración, el equilibrio a largo plazo entre las series de precios de la merluza en puertos y en el mercado central. En este trabajo, siguiendo la práctica habitual en la mayor parte de la literatura existente, emplearemos el contraste de cointegración entera mediante los métodos de Engle y Granger (1987) y Johansen (1988). Una posibilidad interesante que se propone para trabajos futuros será el análisis de las relaciones entre todos los niveles de la cadena de comercialización –también minoristas–, y además mediante la consideración tanto de métodos de cointegración

<sup>3</sup> El concepto de cointegración fue introducido por Granger (1981) para estudiar las relaciones de largo plazo existentes entre dos variables. En este sentido, por lo tanto, se establece que bajo determinados contextos dos variables económicas pueden diverger a corto plazo, aunque a largo plazo las fuerzas económicas conducirán a ambas hacia la convergencia.

entera como fraccional, según Cheung y Lai (1993) y Hassler, Mármol y Velasco (2006), como una flexibilización de los supuestos iniciales, en línea con el análisis realizado por García, Arteché y Murillas (2009).

Desde este escenario, este enfoque de cointegración se aplica a nivel bivariante y va a permitir detectar –en caso de existir– las conexiones estables a largo plazo entre los precios de la merluza en lonja y en Mercamadrid. A este respecto, va a emplearse la metodología desarrollada por Johansen (1988, 1991) y 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:

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

donde  $Y_t$  es un vector columna  $m \times 1$  de variables;  $\mu$  es un vector  $m \times 1$  de términos constantes;  $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$  y  $\Pi$  son matrices de parámetros de orden  $m \times m$ ;  $\Delta$  es el operador de primeras diferencias;  $k$  es el número de retardos; y  $\varepsilon_t$  es 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  $\Pi Y_{t-k}$  sea integrable de orden cero, dado que el resto de los términos se encuentran expresados en primeras diferencias. Ello implica que la matriz  $\Pi$  –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  $\alpha$  denota una matriz de ajuste que indica la velocidad de ajuste hacia la situación de equilibrio a largo plazo, mientras que  $\beta$  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<sup>4</sup>. Además, para el contraste

<sup>4</sup> Estos estadísticos no siguen una distribución estándar; sin embargo, Osterwald-Lenum (1992) tabuló los valores críticos apropiados.



de restricciones lineales se emplea el test de la razón de verosimilitudes construido por Johansen y Juselius (1990)<sup>5</sup>.

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 las siguientes:

$$\Delta PMLON_t = \alpha_1 + b_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^m c_{1i} \Delta PMLON_{t-i} + \sum_{j=1}^n d_{1j} \Delta PMMAY_{t-j} + e_{1t} \quad (3)$$

$$\Delta PMLON_t = \alpha_2 + b_2 z_{t-1} + \sum_{i=1}^n c_{2i} \Delta PMLON_{t-i} + \sum_{j=1}^m d_{2j} \Delta PMMAY_{t-j} + e_{2t} \quad (4)$$

donde  $PMLON$  es el precio de la merluza en las lonjas de la muestra;  $PMMAY$  es el precio de la merluza a nivel mayorista –Mercamadrid–;  $\alpha_1, b_1, c_{1i}, d_{1j}, \alpha_2, b_2, c_{2i}$  y  $d_{2j}$  son los parámetros a estimar; y  $z_{t-1}$  es el término de corrección de error retardado un período, obtenido como:

$$z_t = PMLON_t - a - b \cdot PMMAY_t \quad (5)$$

donde  $e_{1t}$  y  $e_{2t}$  son 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 que 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 reestablece 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 al menos en 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.

### 3.1. ORDEN DE INTEGRACIÓN DE LAS SERIES

En el ámbito de la metodología de cointegración se hace preciso abordar 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 resultados lo más sólidos y concluyentes posibles. Específicamente, se ha realizado el

<sup>5</sup> 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.

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); el de Phillips-Perron (PP), propuesto por Phillips y Perron (1988)<sup>6</sup>; el test de Ng y Perron (2001); y finalmente, 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).

Las tablas 4 y 5 contienen, respectivamente, los resultados de los contrastes DFA y PP, en los que el orden óptimo de retardos incluidos en la ecuación autorregresiva del procedimiento DFA ha sido elegida de acuerdo con los criterios de información de Akaike y Schwarz. Por su parte, el número óptimo de retardos en el cálculo del test PP lo fue teniendo en cuenta lo establecido con el criterio de Newey-West.

**Tabla 4.- Test de Dickey-Fuller**

Variable	Niveles			Primeras diferencias		
	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	$\tau$
PMLON	-1,460	-2,616	0,879	-7,857*	-8,224*	-7,640*
PMMAY	-1,084	-1,254	-0,476	-4,865*	-5,549*	-5,774*

NOTAS: Las series de datos utilizadas en este contraste están expresadas en términos logarítmicos.  $\tau_{\mu}$ ,  $\tau_{\tau}$  y  $\tau$  son el test de Dickey-Fuller con constante, con constante y tendencia, y sin constante, respectivamente. \*Significativos al 1% y \*\*significativos al 5%, respectivamente. Valores críticos tomados de MacKinnon (1991).

FUENTE: Elaboración propia.

**Tabla 5.- Test de Phillips-Perron**

Variable	Niveles			Primeras diferencias		
	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$
PMLON	-2,241	-3,921	0,493	-7,970*	-7,592*	-7,9855*
PMMAY	-1,793	-1,812	-0,093	-4,659*	-4,463*	-4,7984*

NOTAS: Las series de datos utilizadas en este contraste están expresadas en términos logarítmicos.  $Z(t_{\alpha})$ ,  $Z(t_{\alpha})$  y  $Z(t_{\alpha})$  son el test de Phillips-Perron con constante, con constante y tendencia, y sin constante, respectivamente. \*Significativos al 1% y \*\*significativos al 5%, respectivamente. Valores críticos tomados de MacKinnon (1991).

FUENTE: Elaboración propia.

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 lo tanto, que las series de pre-

<sup>6</sup> Con 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 de la merluza en la media de las lonjas y en la media de Mercamadrid. En el análisis de estacionariedad se ha seguido el procedimiento de Dickey y Pantula (1987), que consiste en identificar el número de raíces unitarias regulares contrastando la hipótesis nula de la existencia de un proceso  $I(1)$  contra un  $I(0)$ , y en el caso de que se acepte esta hipótesis se continúa secuencialmente contrastando un  $I(2)$  con respecto a un  $I(1)$ , y así sucesivamente hasta que se rechace la hipótesis nula. Dado que en este segundo test se rechaza la hipótesis nula, se detiene el proceso secuencial para las series consideradas.

cios de la merluza 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, esos 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 las lonjas como en Mercamadrid, resultados que también son corroborados por el test de Ng-Perron (tabla 6). Este resultado, junto con el obtenido sobre el margen con la aplicación del test KPSS (tabla 7), refuerza la idea de que el diferencial entre la serie de precios en la 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 de la merluza durante el período muestral considerado.

**Tabla 6.- Test de Ng-Perron**

Variable	$MZ_{\alpha}^{GLS}_{\tau}$	$MZ_{\tau}^{GLS}$	$MSB^{GLS}$	$MP_{\tau}^{GLS}$
<i>PMLON</i>	-1,39	0,92	0,68	50,12
<i>PMMAY</i>	5,61	1,59	0,42	6,26

NOTAS: Las series de datos utilizadas en este contraste están expresadas en términos logarítmicos. 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).

FUENTE: Elaboración propia.

**Tabla 7.- Test KPSS**

Variable	$\eta_{\tau}$	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$	$\eta_{\mu}$
	$n = 0$	$n = 0$	$n = 1$	$n = 1$	$n = 2$	$n = 2$
<i>PMLON</i>	1,674*	0,058	1,478*	0,049	1,095*	0,047
<i>PMMAY</i>	5,170*	1,659*	2,742*	0,815*	1,774*	0,566*
<i>MARGEN</i>	0,306	0,132	0,251	0,129	0,203	0,109

NOTAS: Las series de datos utilizadas en este contraste están expresadas en términos logarítmicos.  $n$  representa el retardo de truncamiento;  $\eta_{\tau}$  representa el estadístico de contraste correspondiente a una especificación que simplemente incluye una constante; y  $\eta_{\mu}$  es el asociado a una especificación que presenta constante y tendencia lineal. (\*) implica que la hipótesis nula de estacionariedad se rechaza al 1% y (\*\*) que esa hipótesis es rechazada a un 5%, respectivamente. Valores críticos tomados de Kwiatkowski *et al.* (1992).

FUENTE: Elaboración propia.

A continuación, en la tabla 8 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 y otra en la frecuencia 3/12. No obstante, el valor del estadístico  $\pi_{3/12} \dots \pi_{12}$  rechaza la existencia de los pares de raíces unitarias complejas conjugadas. Para la serie de precios en Mercamadrid solo se evidencia la presencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero, no presentando raíces unitarias en ninguna de las frecuencias estacionales.

#### 4. ANÁLISIS EMPÍRICO

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 con base en los criterios de Akaike y de Schwarz. Por lo que respecta a la introducción de componentes deterministas en el sistema, se ha optado por una de las especificaciones más usuales, que consiste en la inclusión de un término constante tanto en el proceso VAR como en la ecuación de cointegración. Los residuos del correspondiente VAR(4) (tabla 9) ponen de manifiesto la ausencia de autocorrelación y de heterocedasticidad y la no ausencia de normalidad.

**Tabla 8.-** Contrastes de Beaulieu-Miron y de Franses

Estadístico	PPLM	PPMM
$\pi_1$	-2,6072	-1,7255
$\pi_2$	-2,9919*	-1,9963*
$\pi_3 \cap \pi_4$	3,9115	4,9398*
$\pi_5 \cap \pi_6$	5,3561*	5,4136*
$\pi_7 \cap \pi_8$	6,9721*	7,7891*
$\pi_9 \cap \pi_{10}$	3,4871*	5,9164*
$\pi_{11} \cap \pi_{12}$	3,8636*	3,1920*
$\pi_3 \cap \dots \cap \pi_{12}$	3,0982*	6,8815*
J-B	2,1274	0,7624
L-B(1)	0,0689	0,0756
L-B(12)	1,87072	2,010
L-B(24)	5,21334	7,2589
Tendencia	3,1432*	2,0451*
$D_1 \dots D_{11}$	4,7189*	1,979*

NOTAS: La regresión auxiliar contiene una constante, una tendencia lineal y variables ficticias estacionales.  
\*Significativo al 5% y \*\*significativo al 10%. N° 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;  $D_1 \dots D_{11}$  es el contraste de Wald para analizar la significación de las variables ficticias estacionales.

FUENTE: Elaboración propia.

**Tabla 9.-** Contrastes multivariantes sobre el modelo VAR(4)

Test	Estadístico
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-1}$	1,7959
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-12}$	1,0991
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-24}$	1,0105
Normalidad: $\chi^2_{nl}(4)$	0,2692
Heterocedasticidad: $F_{het}$	0,9196
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-1}$	1,7959
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-12}$	1,0991
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-24}$	1,0105

NOTA: \*Significativo al 5% y \*\*significativo al 10%. Número máximo de retardos = 12.

FUENTE: Elaboración propia.

Una vez determinado el rango de cointegración, la tabla 10 recoge los resultados del test de cointegración de Johansen, para contrastar y estimar las posibles conexiones estables a largo plazo existentes en los precios de la merluza en el nivel de las 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<sup>7</sup>. 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%, 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 de la merluza en el nivel mayorista y de lonjas se mueven conjuntamente a largo plazo, aunque a corto plazo puedan producirse distorsiones de naturaleza transitoria a la situación de equilibrio.

**Tabla 10.-** Contrastes de cointegración de Johansen

Hipótesis	Sin <i>dummies</i>			Con <i>dummies</i>		
	$\lambda$ -traza	$\lambda$ -max	p-valor (95%)	$\lambda$ -traza	$\lambda$ -max	p-valor (95%)
$H_0: r = 0; H_1: r \geq 1$	15,478	14,422	0,000*	15,392	13,904	0,000*
$H_0: r \leq 1; H_1: r = 2$	1,092	0,015	0,109	0,979	0,013	0,202

NOTAS: Hipótesis nula: el número de vectores de cointegración es igual a cero o a uno. Número de retardos seleccionados: 4. \*Significativo al 95%.

FUENTE: Elaboración propia.

Siguiendo a Sanjuán y Gil (2001), se contrasta la integración perfecta de los mercados (tabla 11). Los resultados correspondientes a los contrastes de proporcionalidad rechazan la hipótesis nula de proporcionalidad de los precios para un nivel de significación del 1% entre los precios del mercado mayorista y la lonja, lo que indica una transmisión imperfecta de precios.

**Tabla 11.-** Contraste de proporcionalidad

Relación	Estadístico LR
$PMMAY/PMLON$	10,94**

NOTA: \*Significativo al 5% y \*\*significativo al 1%.

FUENTE: Elaboración propia.

<sup>7</sup> Previamente, teniendo en cuenta que la evolución gráfica de la serie de precios muestra una notable disminución a partir del año 2008, ello induce a pensar en la posibilidad de ruptura estructural en este horizonte temporal. Con el fin de contrastar empíricamente este cambio estructural, se ha aplicado el 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% no se rechaza la hipótesis de ausencia de cambio estructural.

Por su parte, en la tabla 12 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación de cointegración<sup>8</sup> 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 lo tanto, los resultados obtenidos indican que un aumento de un 1% en el precio de la merluza en el mercado mayorista implicaría un incremento de un 1,86% en el precio de lonja. Estos resultados indican que no se produce una transmisión de información completamente 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 lo tanto, la información se transmite con distorsiones.

**Tabla 12.-** Relaciones verticales a largo plazo

Relación de cointegración	
$\log(PMLON_t) = 1,861 \log(PMMAY_t) = U_t$	
Tests de exclusión	
Variable	Estadístico LR
Log (PMLON)	19,49**
Log (PMMAY)	20,96**
NOTA: *Significativo al 5% y **significativo al 1%.	

FUENTE: Elaboración propia.

Con el objeto de analizar la relación de causalidad a largo plazo entre ambos eslabones, se realizaron los tests de exogeneidad débil (tabla 13). Los resultados permiten afirmar que existe causalidad bidireccional a largo plazo entre los precios de estos dos segmentos de la cadena de distribución de la merluza, lo que 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, 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 a largo plazo.

**Tabla 13.-** Test de causalidad a largo plazo

Variable dependiente	Estadístico LR de MCE ( $U_{t-1}$ )
$\Delta\log(PMLON)$	2,83*
$\Delta\log(PMMAY)$	14,26**
NOTA: *Significativo al 5% y **significativo al 1%.	

FUENTE: Elaboración propia.

<sup>8</sup> 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.

Por su parte, el análisis de las relaciones verticales a corto plazo a través del contraste de Wald sobre las variables retardadas del VECM (tabla 14) 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 muestra y la agregación temporal de los datos, teniendo en consideración que el mercado funciona diariamente.

**Tabla 14.-** Modelo de corrección de error. Test de causalidad a corto plazo

Variable dependiente	Estadístico de Wald	
	$\Delta\text{Log}(PMLON)$	$\Delta\text{Log}(PMMAY)$
$\Delta\text{Log}(PMLON)$	-	0,008
$\Delta\text{Log}(PMMAY)$	0,491	-

NOTA: \*Significativo al 5% y \*\*significativo al 1%.

FUENTE: Elaboración propia.

No obstante, y con el objeto de analizar la importancia de las relaciones causales, se realizó la descomposición de la varianza del error de predicción y de las funciones impulso-respuesta de las variables consideradas, como se puede ver en las tablas 15 y 16<sup>9</sup>. De este análisis se han obtenido resultados coherentes con el estudio previo de causalidad y en línea con los alcanzados por Jiménez y García del Hoyo (2005) sobre los canales de distribución de la chirla en el golfo de Cádiz, que confirman que a corto plazo los precios de la merluza en lonjas 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. Una posible explicación puede encontrarse en que la red Mercasa está perdiendo cuota de mercado con respecto a otros agentes de distribución como son las grandes superficies y los importadores mayoristas (MAPA, 2009).

En particular, de las posibles ordenaciones causales obtenidas para la descomposición de Choleski, se obtuvieron dos cadenas causales de las que se puede extraer la conclusión de que existe una importante contribución de las modificaciones del precio en lonja a la explicación de la varianza de error de predicción del precio en el mercado mayorista. Así, 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 hasta el 69,01%, si se considera la ordenación causal (PMMAY)-(PMLON), y hasta el 81,92%, en el caso de la ordenación causal alternativa. Por su parte, las modificaciones 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 ese mes se cifra en un 18,32%, en el caso de que se establezca como ordenación causal (PMMAY)-(PMLON), y en un 0,46%, si se considera la ordenación causal en sentido contrario.

<sup>9</sup> Las funciones de impulso-respuesta no se anexan al trabajo por limitaciones de espacio, pero están a disposición del lector interesado.

**Tabla 15.-** Descomposición de la varianza de los errores de predicción 1, 3, 6, 9, 12 meses hacia adelante. Relación de mayoristas y lonjas

Serie de precios de la merluza en lonjas					
Período	Desv. tip.	Ordenación causal (PMMAY)-(PMLON)		Ordenación causal (PMLON)-(PMMAY)	
		Porcentaje explicado		Porcentaje explicado	
		PMLON	PMMAY	PMLON	PMMAY
1	0,14	82,15	17,85	100,00	0,00
3	0,24	79,99	20,01	99,73	0,27
6	0,31	81,79	18,21	99,58	0,42
9	0,45	80,96	19,04	99,63	0,37
12	0,58	81,68	18,32	99,54	0,46

FUENTE: Elaboración propia.

**Tabla 16.-** Descomposición de la varianza de los errores de predicción 1, 3, 6, 9, 12 meses hacia adelante. Relación de mayoristas y lonjas

Serie de precios de la merluza en el nivel mayorista					
Período	Desv. tip.	Ordenación causal (PMMAY)-(PMLON)		Ordenación causal (PMLON)-(PMMAY)	
		Porcentaje explicado		Porcentaje explicado	
		PMLON	PMMAY	PMLON	PMMAY
1	0,12	0,00	100,00	17,95	82,05
3	0,26	42,22	57,78	48,89	51,11
6	0,45	54,58	45,42	69,22	30,78
9	0,58	65,05	34,95	78,61	21,39
12	0,71	69,01	30,99	81,92	18,08

FUENTE: Elaboración propia.

Como consecuencia de todo ello, cabe pensar en un comportamiento diferenciado en el mecanismo de formación de precios en estos dos niveles de la cadena comercial. En relación con el nivel lonjas, probablemente la determinación de precios venga dada en forma mayoritaria por la oferta; en cambio, 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 ese producto en el nivel minorista, con la finalidad última de obtener una mayor amplitud de los márgenes comerciales. En todo caso, hay que comentar que los resultados obtenidos deberían ser considerados con la pertinente cautela teniendo en cuenta el tamaño muestral y la agregación temporal de datos. En trabajos futuros se pretende utilizar muestras de mayor número de años y con mayor frecuencia temporal, preferiblemente diarias, en función de la disponibilidad de la información.

## 5. CONCLUSIONES

El mercado pesquero se enfrenta en las últimas décadas a un panorama que se caracteriza por una tendencia creciente, a escala mundial, en producción y consumo per cápita de productos de origen acuícola. 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 gallegos no solo por la comercialización de una fracción significativa y creciente de las importaciones que se canalizan directamente a través de los mercados centrales (aunque no únicamente), sino también por la limitada generación de iniciativas que impliquen una mayor aportación de valor al producto en origen.

El análisis del mercado de la merluza europea es relevante en el ámbito pesquero por ser una especie objetivo y de alto valor comercial. En este escenario, el objetivo principal de este trabajo se ha centrado en el conocimiento pormenorizado de la relación existente en la estructura de comercialización lonjas-mayoristas de la merluza fresca desembarcada. Ello permite obtener un diagnóstico de la situación del mercado, lo que puede contribuir a la articulación de medidas de gestión más adecuadas para el stock y para el sector. El período muestral estudiado es el comprendido entre los años 2006 y 2010, con periodicidad mensual.

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 de la merluza 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 en el nivel mayorista. A su vez, los resultados del contraste de causalidad a largo plazo evidencian la existencia de una determinación simultánea del precio en ambos mercados. Ello permite afirmar que variaciones en el precio en cualquiera de los dos niveles de la cadena de comercialización considerados implicaría variaciones en el precio del otro eslabón. Es decir, el precio en origen y el precio mayorista se causan mutuamente, no constatándose, por lo tanto, el liderazgo de un mercado sobre el 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 esta línea, y con el objetivo de conseguir un mercado más eficiente para los pescadores, se podría pensar en la implementación de asociaciones de pescadores dotadas de un adecuado sistema de gestión que permitiesen la colocación directa del producto al mercado minorista –sin intervención de los mayoristas–, permitiendo incrementar así su margen de comercialización y, por lo tanto, de rentabilidad del sector.

En el plano de la relación de precios a corto plazo, el análisis realizado nos lleva a afirmar que no existe interrelación entre los niveles de precios de ambos eslabones. Este resultado, no obstante, podría estar sesgado y ser debido a la propia naturaleza de la muestra analizada. Esto es lo que corrobora 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. Los resultados de estos últimos permitieron poner de manifiesto que a corto plazo los precios de la merluza en lonjas 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 resumen, tanto a corto como a largo plazo, la relación de causalidad de precios en origen es más fuerte hacia el precio mayorista que en sentido inverso. Ello indica la existencia de transmisión de precios entre el mercado en origen y el mercado mayorista, y que cualquier incremento en el tope del precio en lonjas (subida del listón a la hora de realizar la subasta) se traduce en un incremento del precio en los mercados centrales. Por el contrario, una disminución del precio en lonjas (bajada del listón en la subasta) se traslada también al precio del mayorista. Por otro lado, el hecho de que la transmisión del mercado en origen al mayorista sea imperfecta indica que los mayoristas solo transmiten parcialmente a los detallistas las variaciones de precios en origen. Este resultado se puede explicar por el incremento de la participación de otros agentes distribuidores e, incluso, importadores suministrando producto al consumidor final.

La existencia de una conexión estable entre ambos eslabones de la cadena de comercialización de la merluza pone de manifiesto la posibilidad de implementar medidas que refuercen el poder de mercado y, por lo 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 como son la calidad y la frescura. Por ello, y de cara a equilibrar el poder de mercado, fortaleciendo el poder de los pescadores y su nivel de renta, se podrían aplicar medidas de gestión encaminadas a añadir valor al producto en origen o bien en otra dirección, y a analizar la posibilidad de cambiar el mecanismo de subasta (cuestión esta última que no parece estar en la agenda de los *policy makers* europeos).

Las medidas de regulación a través de la reducción en el sistema de capturas (y el consiguiente incremento de precios), tal y como se está proponiendo en el seno de la Comisión Europea, posibilitarían una actuación estratégica más equilibrada para todos los agentes implicados en el proceso de comercialización-distribución de la merluza a medio y largo plazo. La regulación ha de hacer compatible, en todo caso, la actividad pesquera con la conservación de las poblaciones de peces y con el equilibrio de los ecosistemas a medio y largo plazo.

## BIBLIOGRAFÍA

- AKAIKE, H. (1969): "Statistical Predictor Identification", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21, pp. 209-217.
- AKAIKE, H. (1974): "A New Look at the Statistical Model Identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19 (6), pp. 716-723.
- ÁLVAREZ VÁZQUEZ, N. (2001): *Econometría II: análisis de modelos econométricos de series temporales*. Madrid: AC.
- ARNÁIZ, R; DE COO, A. (1977): *Artes de marisqueo usadas en la ría de Arousa*. Santiago de Compostela: Plan de Explotación Marisquero de Galicia.
- ASCHE, F.; FLAATEN, O.; ISAKSEN, J.R.; 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.; SSTEEN, F. (1997): "Market Delineation and Demand Structure", *American Journal of Agricultural Economics*, 79, pp. 139-150.
- BEAULIEU, J.J.; MIRON, J.A (1993): "Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data", *Journal of Econometrics*, 55, pp. 305-328.
- CHEUNG, Y.W.; LAI, K.S. (1993): "A Fraccional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11 (1), pp. 103-112.
- CRUZ, A.I.; AMENEIRO, M. (2007): "Transmisión vertical de precios en el mercado nacional de los productos pesqueros frescos", *Revista de Economía Aplicada*, 15 (44), pp. 85-107.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- DICKEY, D.A.; PANTULA, S.G. (1987): "Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 5 (4), pp. 455-461.
- ENGLE, R.; GRANGER, C. (1987): "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55 (2), pp. 251-276.
- ESPAÑA. MINISTERIO DE AGRICULTURA, ALIMENTACIÓN Y MEDIO AMBIENTE (2011): *El consumo alimentario en España en el año 2011*. Madrid: MAAMA.
- ESPAÑA. MINISTERIO DE AGRICULTURA, PESCA Y ALIMENTACIÓN (2009): *La alimentación en España, 2008*. Madrid: MAPA.
- EUROPEAN COMMISSION (2007): *Identification and Segmentation of Mixed-Species Fisheries Operating in the Atlantic Iberian Peninsula Waters. (IBERMIX Project)*. (Final Report to European Commission. Directorate General for Fisheries and Maritime Affairs). (Contract Ref.: FISH/2004/03-33). Brussels: European Commission.
- FAO (2010): *El estado mundial de la pesca y la acuicultura*. Roma: FAO.
- FAO (2011): *Yearbook. Fishery and Aquaculture Statistics 2009*. Roma: FAO.
- FRANSES, P.H. (1991): *Model Selection and Seasonality in Time Series*. (Tinbergen Institute Research Series, 18). Rotterdam: Erasmus University Rotterdam.
- GARCÍA, J.; ARTECHE, J.; MURILLAS, A. (2009): "Integración vertical en el mercado del verdel en el País Vasco", *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 223, pp. 139-169.
- GARZA, M.D.; OTERO, M.S.; SURÍS, J.C. (1999): "Análisis del mercado de la merluza fresca en Vigo", *Revista de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 185, pp. 179-191.
- GORDON, D.V.; HANNESSON, R. (1996): "On Prices of Fresh and Frozen Cod Fish in European and U.S. Markets", *Marine Resource Economics*, 11 (4), pp. 223-238.
- GORDON, D.V.; SALVANES, K.G.; ATKINS, F. (1993): "A Fish Is a Fish is a Fish? Testing Market Linkages on the Paris Fish Market", *Marine Resource Economics*, 8 (4), pp. 331-343.
- GRANGER, C. (1969): "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37 (3), pp. 424-438.
- GRANGER, C. (1981): "Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, 16 (1), pp. 121-130.
- GRANGER, C. (1988): "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, 39 (1-2), pp. 199-211.
- GUILLÉN, J. (2008): *The Spanish Hake Market: Analysis of Products and Markets Relations Comparing Several Methodologies*. (PhD Theses). Barcelona: Universitat de Barcelona.
- GUILLÉN, J. (2010): "Testing for Market Power and Functioning of the Spanish Seafood Supply Chain", *Proceedings of the Fifteenth Biennial Conference of the International Institute of Fisheries Economics & Trade*, pp. 1-12. Montpellier: International Institute of Fisheries Economics and Trade (IIFET).
- HALL, A. (1994): "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection", *Journal of Business & Economic Statistics*, 12 (4), pp. 461-470.
- HASSLER, U.; MÁRMOL, F.; VELASCO, C. (2006): "Residual Log-Periodogram Inference for Long-Run Relationship", *Journal of Econometrics*, 130 (1), pp. 165-207.

- INTERNATIONAL COUNCIL FOR THE EXPLORATION OF THE SEA (2009): *Report of the Working Group on the Assessment of Hake*. (Technical Report). Copenhagen: ICES.
- JIMÉNEZ-TORIBIO, R.; 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, pp. 189-218.
- JIMÉNEZ-TORIBIO, R.; GARCÍA DEL HOYO, J.J. (2006): "Evidence of Market Price Leadership in the Spanish Red Seabream Value Chain – Implications for Fisheries Management", *Fisheries Research*, 81 (1), pp. 51-59.
- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics, Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in a Gaussian Vector Autorregressive Models", *Econometrica*, 59 (6), pp. 1551-1580.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, 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.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMITDT, P.; SHIN, Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. How Sure Are we that Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- LEE, T.H.; TSE, Y. (1996): "Cointegration Tests with Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 73 (2), pp. 401-410.
- LING, B.H. (2003): "Price Cointegration in Spatial Markets: An Application to Milkfish Markets in Taiwan", *Aquaculture Economics and Management*, 7 (1-2), pp. 85-94.
- MACKINNON, J.G. (1991): "Critical Values for Cointegration Test", en R.F. Engle y C.W.J. Granger [ed.]: *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, pp. 267-276. Oxford: Oxford University Press.
- NEWBY, W.; WEST, K. (1987): "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55 (3), pp. 703-708.
- NG, S.; 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, pp. 268-281.
- NG, S.; PERRON, P. (2001): "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69 (6), pp. 1519-1554.
- 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 (3), pp. 461-472.
- PERRON, P.; RODRÍGUEZ, G. (2003): "GLS Detrending, Efficient Unit Root Tests and Structural Change", *Journal of Econometrics*, 115 (1), pp. 1-27.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- REZITIS, A.; STAVROPOULOS, K. (2011): "Price Transmission and Volatility in the Greek Broiler Sector: A Threshold Cointegration Analysis", *Journal of Agricultural and Food Industrial Organization*, 9 (1), pp. 1-35.
- SANJUÁN, A.I.; GIL, J.M. (2001): "A Note on Tests for Market Integration in a Multivariate Non-Stationary Framework", *Journal of Agricultural Economics*, 52 (2), pp. 111-119.
- SNEDECOR, G.W.; COCHRAN, W.G. (1989): *Statistical Methods*. 8ª ed. Ames, IO: Iowa State University Press.
- SURIÑACH, J.; ARTÍS, M.; LÓPEZ, E.; SANSÓ, A. (1995): *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de cointegración*. Barcelona: Bosch.
- ZHANG, Z.; LOHR, L.; ESCALANTE, C.E.; WEITZSTEIN, M.E. (2009): "Ethanol, Corn, and Soybean Price Relations in a Volatile Vehicle-Fuels Market", *Energies*, 2 (2), pp. 320-339.