



Revista Galega de Economía

ISSN: 1132-2799

[mcarmen.guisan@gmail.com](mailto:mcarmen.guisan@gmail.com)

Universidade de Santiago de Compostela  
España

Garza Gil, María Dolores; Amigo Dobaño, Lucy

Transmisión vertical de prezos no mercado de produtos pesqueiros. O caso da pescada europea en  
portos de Galicia

Revista Galega de Economía, vol. 22, núm. 2, diciembre, 2013, pp. 79-98

Universidade de Santiago de Compostela

Santiago de Compostela, España

Dispoñible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=39129564004>

- Como citar este documento
- Número completo
- Máis artigo
- Revista Home en [redalyc.org](http://redalyc.org)

[redalyc.org](http://redalyc.org)

Sistema de Información Científica

Rede de Revistas Científicas de América Latina, Caribe, España e Portugal

Proxecto sen ánimo de lucro Académico, desenvolvido por iniciativa Acceso Aberto

## TRANSMISIÓN VERTICAL DE PREZOS NO MERCADO DE PRODUTOS PESQUEIROS: O CASO DA PESCADA EUROPEA EN PORTOS DE GALICIA<sup>1</sup>

MARÍA DOLORES GARZA GIL / LUCY AMIGO DOBAÑO  
Universidade de Vigo

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

---

**Resumo:** Os mercados pesqueiros de primeira venda en Galicia ocupan un lugar destacado na rede comercial, sendo a pescada europea (*Merluccius merluccius*) unha das especies máis representativas. Polo tanto, pode resultar de especial interese analizar para este caso as relacións comerciais entre os axentes participantes nas canles de distribución e o mecanismo de formación de prezos dos produtos pesqueiros. Neste traballo pretenden caracterizarse as relacións de prezos ao longo da cadea de distribución da pescada europea en fresco no mercado español, centrándoo no elo lonxas-almacenistas. A aplicación de metodoloxía econométrica permítenos obter resultados significativos e poñer de manifesto as relacións de prezos no curto e no longo prazo.

**Palabras clave:** Análise de mercados / Transmisión de prezos / Produtos pesqueiros / Pescada 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

A demanda internacional de produtos da pesca incrementouse notablemente nas últimas décadas polo constante aumento da poboación mundial e pola evolución á alza do consumo *per cápita* en determinadas zonas da economía mundial (FAO, 2010). Ademais, beneficiouse da crecente liberalización dos intercambios mundiais e dos procesos de integración económica.

No caso dos produtos pesqueiros existen, ademais, dous factores adicionais que contribuíron a potenciar esa tendencia no período citado: os efectos da ampliación da xurisdición pesqueira ata as 200 millas náuticas desde o ano 1977 por parte da maioría dos países ribeiráns e o espectacular desenvolvemento da acui-

---

<sup>1</sup> Este estudo beneficiouse da axuda financeira concedida polo Ministerio de Ciencia e Innovación (ECO2009-10324), pola Xunta de Galicia e polo FEDER (CN 2011/020).

cultura, sobre todo desde o ano 1990. A ampliación da xurisdición marítima beneficiou fundamentalmente aos países en vías de desenvolvemento, facilitando un maior acceso da súa poboación ao consumo de produtos de orixe mariña. Por outra parte, o intenso crecemento da produción de cultivo contribuíu ao incremento do comercio internacional polo seu grao de especialización en determinadas especies.

No caso concreto dos mercados de produtos pesqueiros en fresco, a comercialización ten determinados trazos propios, entre os que destaca o alto grao de incerteza asociado tanto á cantidade como á calidade do produto comercializado, o cal repercute directamente no prezo. Tamén é importante o grao de estacionariedade da oferta e, en menor medida, a estacionariedade da demanda. Ademais, o carácter perecedeiro do produto fai necesaria a súa venda rápida, e iso é determinante na evolución dos prezos e das marxes comerciais do peixe para os axentes implicados na comercialización. Dado que os prezos constitúen o principal mecanismo de relación entre os diferentes elos da cadea de comercialización, a análise da transmisión vertical dos prezos cobra especial relevancia ao permitir analizar o peso de cada elo no conxunto da cadea de distribución e, con iso, intentar darlle resposta á baixa rendibilidade económica que experimenta o sector nas últimas décadas.

A análise de transmisión de prezos no sector agroalimentario foi obxecto de atención na literatura económica recente, tratando de darlle resposta á crecente preocupación por parte de economistas e *policy makers* pola contía e velocidade coa que as variacións de prezos se transmiten entre os distintos elos da cadea ata chegar ao consumidor final. No caso concreto dos mercados de produtos da pesca, achegas relevantes neste campo son os traballos de Gordon, Salvanes e Atkins (1993); Gordon e Hannesson (1996); Asche, Salvanes e Ssteen (1997); Asche *et al.* (2002); ou Ling (2003), centrados basicamente no contexto europeo e para mercados de salmón, bacallau e túnidos. Pola súa parte, no caso dos mercados pesqueiros nacionais, e ata onde nós coñecemos, unicamente os traballos de Garza, Otero e Surís (1999); Jiménez-Toribio e García del Hoyo (2006); Cruz e Ameñeiro (2007), García, Arteche e Murillas (2009); ou Guillén (2010), abordan a análise de integración vertical de prezos para distintos produtos pesqueiros e acuícolas.

Escollemos como produto de estudo a pescada en fresco, e en particular a pescada europea, por ser un dos produtos pesqueiros de maior valor comercial e consumo a nivel estatal (MAPA, 2009; MAAMA, 2011; European Commission, 2007). A pescada europea (*Merluccius merluccius*) é una especie catalogada dentro do grupo de especies demersais, que se distribúe nunha grande área comprendida entre a costa de Marrocos e o mar do Norte, así como no Mediterráneo e no mar Negro (Áreas 27, 34 e 37 da FAO).

Ao igual que ocorre na maioría dos produtos pesqueiros en fresco, o proceso de comercialización da pescada fresca está conformado por unha serie de axentes participantes que lle achegan valor ao produto ata chegar ao consumidor final. Trátase dunha estrutura complexa e dinámica que comeza coa fase de extracción.

Segundo a FAO (2011), as capturas de pescada europea sitúanse no período 2000-2009 entre as 57.914 e as 93.927 toneladas na área antes mencionada, representando os desembarques en portos de Galicia entre un 25% e un 30% nos últimos anos (táboa 2). Outros países produtores no Atlántico NE que destacan son Francia e Reino Unido.

A pescada europea é un produto particularmente apreciado polos consumidores españois de forma que, sendo a produción propia insuficiente, tamén se recorre á importación de produto similar ou equivalente procedente dos restantes Estados comunitarios produtores e doutros países extracomunitarios (sobre todo, Chile, Arxentina e Sudáfrica) que se comercializa nos mercados centrais baixo a denominación común de pescada (Guillén, 2008), aínda tratándose de especies distintas. Neste último caso, o produto chega aos mercados españois como produto fresco por vía aérea.

O sector produtor galego ten unha escasa participación na actividade comercial, limitándose o seu papel case exclusivamente á colocación da mercadoría en lonxa para a poxa, o cal facilita as operacións do elo seguinte na cadea de comercialización: os almacenistas. O nivel almacenista, personalizado nos *mercás* –principais operadores en destino que canalizan aproximadamente un 60% do produto comercializado– constitúe unha peza moi importante na cadea de valor. Os *mercás* son intermediarios que operan desde os postos dos mercados centrais, e que reexpiden o produto cara a outros almacenistas noutras poboacións ou ben cara aos comerciantes polo miúdo ou retalistas (peixerías, supermercados, etcétera), quen culminan o proceso coa posta a disposición do produto aos consumidores.

Neste contexto, este traballo ten como obxectivo principal analizar, para este produto, a existencia ou non dunha relación de equilibrio no longo prazo entre os prezos dos dous niveis iniciais da cadea de distribución comercial –en orixe e almacenista–. Isto permitirá analizar a representatividade destes elos da cadea de comercialización, explicar os liderados e as marxes de comercialización e, dalgunha maneira, formular estratexias orientadas ao mantemento e ao desenvolvemento desta actividade. Así, poderán extraerse reflexións de interese sobre a estrutura de transmisión de prezos entre o elo dos produtores e o nivel almacenista.

O traballo estrutúrase da seguinte maneira. Despois desta introdución, na sección 2 preséntanse os datos utilizados e sinálanse algúns dos trazos básicos da mostra considerada. A continuación, na sección 3 formulamos a metodoloxía baseada na análise de cointegración e na análise de causalidade. A sección 4 dedícase á presentación de resultados. Finalmente, na sección 5 expoñeranse as principais conclusións e reflexións.

## 2. CASO DE ESTUDO

En relación co nivel en orixe, seleccionouse a rexión representativa polo que respecta ao volume de desembarcos desta especie. Segundo o ICES (2009) e a

Consellería de Pesca ([pescadegalicia.com](http://pescadegalicia.com)), as lonxas galegas canalizan o 72% dos desembarcos de pescada europea fresca no conxunto estatal por termo medio entre os anos 2006 e 2010, mentres que o 28% restante se reparte entre o resto das rexións do Norte español.

A base de datos empregada no estudo está constituída por datos temporais de periodicidade mensual de pescada europea entre xaneiro de 2006 e setembro de 2010. En particular, dispoñemos das series temporais de prezos e de cantidades comercializadas para os 35 portos de Galicia para esta especie. A nivel de almacénistas consideraremos a serie de Mercamadrid por constituír o centro máis representativo de distribución da pesqueira de pescada na rede nacional Mercasa<sup>2</sup>, garantíndose así a homoxeneidade do ben. Os datos foron obtidos da Consellería de Pesca de Galicia e de Mercamadrid, respectivamente.

Dado que o obxectivo deste traballo é a análise do comportamento do mercado da pescada, a primeira fase do estudo dedicouse á análise desa pesqueira na fase extractiva e considerando as capturas desembarcadas. Na táboa 1 recóllense as lonxas máis representativas no desembarco de pescada no período 2006-2010. Obsérvase un alto grao de atomización da produción, ao constatarase que aproximadamente cinco lonxas das 35 existentes absorben case o 95% da pescada fresca desembarcada.

**Táboa 1.-** Lonxas de maior representación en vendas de pescada europea en Galicia

Distribución por lonxas das vendas de pescada (%)									
2006		2007		2008		2009		2010	
Lonxa	(%)	Lonxa	(%)	Lonxa	(%)	Lonxa	(%)	Lonxa	(%)
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
Outros	4,22	Outros	4,55	Outros	5,28	Outros	4,66	Outros	3,84
TOTAL	100,00	TOTAL	100,00	TOTAL	100,00	TOTAL	100,00	TOTAL	100,00

FONTE: Elaboración propia a partir dos datos das 35 lonxas de Galicia. Consellería de Pesca e Asuntos Marítimos.

Na táboa 2 reflíctese unha síntese da produción anual nos últimos cinco anos. Obsérvase un incremento nas capturas desembarcadas e tamén no valor da produción –en termos nominais e reais– ata o ano 2009. Non obstante, cómpre destacar que o incremento no valor da produción dos pescadores é debido á evolución das capturas e non ao nivel de prezos, xa que estes experimentaron descensos considerables nos últimos anos en termos reais.

<sup>2</sup> Mercamadrid canaliza unha cifra importante das capturas de pescada comercializada nas lonxas, absorbendo a práctica totalidade da pescada vendida nos mercados centrais. É neste elo da cadea onde pescada de orixe galega compite coa pescada procedente doutras comunidades autónomas e tamén co produto importado. En particular, do total de pescada comercializada en Mercamadrid, preto dun 42% procede de Galicia.

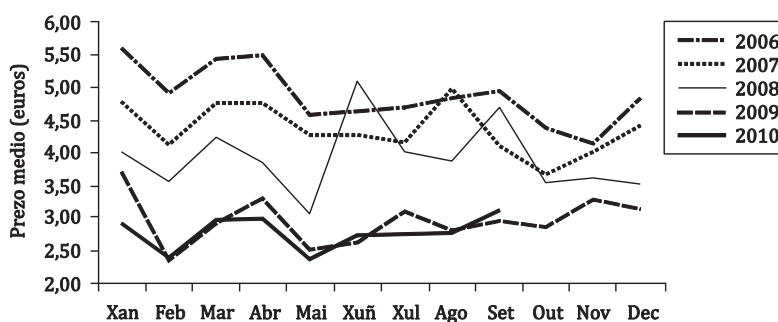
**Táboa 2.-** Produción de pescada europea

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

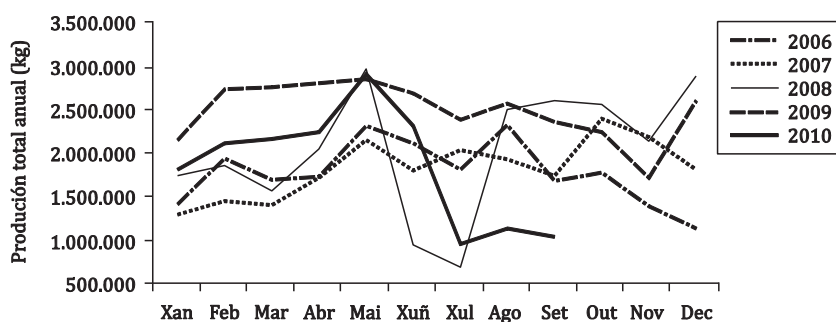
NOTA: \*Datos medios acumulados no período comprendido entre xaneiro e setembro de 2010.

FONTE: Elaboración propia a partir dos datos das 35 lonxas de Galicia. Consellería de Pesca e Asuntos Marítimos.

O incremento nas capturas desembarcadas nos últimos anos tradúcese nun descenso na tendencia de prezos, seguindo o comportamento habitual do mercado. Nas gráficas 1 e 2 móstrase a tendencia de prezos e o comportamento das cantidades comercializadas a nivel agregado no elo das lonxas.

**Gráfica 1.-** Series de prezos da pescada no nivel das lonxas (euros)

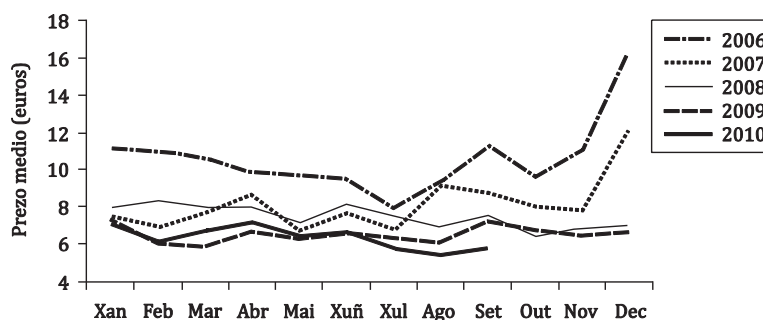
FONTE: Elaboración propia e Consellería de Pesca e Asuntos Marítimos.

**Gráfica 2.-** Cantidades comercializadas nas lonxas

FONTE: Elaboración propia e Consellería de Pesca e Asuntos Marítimos.

Baseándonos niso e co obxecto de obter información sobre o proceso de transmisión de prezos nos elos da cadea de produción-distribución, traballaremos coa media de prezos da pescada para as lonxas, e a continuación compararemos ese comportamento co relativo ao nivel almacenista, considerando os prezos de Mercamadrid. O resumo do patrón de comportamento na canle almacenista pode observarse na gráfica 3. Esta serie reflicte a tendencia decrecente que caracterizou aos prezos da pescada durante os últimos anos, ao igual que se constata no nivel de prezos en lonxas (gráfica 1). Esta gráfica mostra a posible existencia dunha estreita vinculación entre os dous niveis de prezos, o que parece constituír un indicio razoable da presenza de relacións no longo prazo entrambos os dous elos.

**Gráfica 3.-** Serie de prezos da pescada no nivel almacenista (euros)



FONTE: Elaboración propia e Mercamadrid.

É especialmente destacable o comportamento da marxe entrambos os elos. Os prezos no nivel almacenista son moi superiores, como é habitual, do que nas lonxas. A táboa 3 resume os prezos medios anuais a nivel de lonxas e a nivel almacenista, constatándose uns niveis en torno aos 3,57 euros/kg para o nivel das lonxas, fronte aos 7,83 euros/kg para o nivel almacenista. Tamén cómpre resaltar que nos dous elos se experimenta un descenso no nivel de prezos ao longo do período mostral, tendencia que discorre na mesma liña polo que respecta aos prezos mínimos e máximos. Pola súa parte, o comportamento da desviación típica revela que as variacións foron maiores na serie do nivel almacenista e, ademais, que esta se mantivo por riba da de lonxas en todo o período mostral, poñendo de manifesto unha menor representatividade da media mostral da serie de prezos do nivel almacenista con respecto á media de prezos nas lonxas.

A continuación formularemos os modelos econométricos de tipo serie temporal, que se centran en particular en metodoloxías de cointegración co obxecto de profundar sobre a vinculación existente entre os niveis de prezos da pescada nestes dous elos da cadea de comercialización.

**Táboa 3.-** Estatísticos descritivos de prezos medios anuais no nivel de lonxas e no nivel almacenista

Anos	Lonxas mostra				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
TOTAIS MOSTRA	3,57	3,13	4,49	0,28	7,83	6,28	9,54	0,56

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

### 3. ANÁLISE METODOLÓXICA

As principais ferramentas metodolóxicas que utilizaremos neste traballo serán o Modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) e o Modelo de Corrección de Erro (MCE). Así, en primeiro lugar, fórmulase a análise da posible relación bivariante no longo prazo entre os logaritmos dos prezos de comercialización da pescada no nivel orixe e no nivel almacenista. Seguidamente, a atención céntrase na detección de causalidades a partir do MCE.

A aplicación da teoría de cointegración parte de considerar que dúas series  $I(1)$  están cointegradas cando existe unha combinación lineal de ambas as dúas que é estacionaria, á vez que os prezos de mercados integrados deben seguir pautas de comportamento encadradas baixo unha relación de equilibrio no longo prazo. E dado que desde a perspectiva econométrica a estacionariedade é equivalente a equilibrio no longo prazo, pode extraerse a equiparación entre o concepto económico de integración de mercados e o concepto estatístico de cointegración entre as series de prezos. Desde esta perspectiva, a análise de cointegración entre prezos resulta fundamental nas análises de integración de mercados<sup>3</sup>.

A partir da teoría de cointegración introducida por Engle e Granger (1987), pretende detectarse e modelizarse, en caso de aceptar esa hipótese de integración, o equilibrio no longo prazo entre as series de prezos da pescada en portos e no mercado central. Neste traballo, seguindo a práctica habitual na maior parte da literatura existente, empregaremos o contraste de cointegración enteira mediante os métodos de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1988). Unha posibilidade interesante que se propón para traballos futuros será a análise das relacións entre todos os niveis da cadea de comercialización –tamén retalistas–, e ademais mediante a consideración tanto de métodos de cointegración enteira como fraccional,

<sup>3</sup> O concepto de cointegración foi introducido por Granger (1981) para estudar as relacións de longo prazo existentes entre dúas variables. Neste sentido, polo tanto, establécese que baixo determinados contextos dúas variables económicas poden diverxer no curto prazo, aínda que no longo prazo as forzas económicas conducirán a ambas as dúas cara á converxencia.



segundo Cheung e Lai (1993) e Hassler, Mármol e Velasco (2006), como unha flexibilización dos supostos iniciais, en liña coa análise realizada por García, Arteche e Murillas (2009).

Desde este escenario, este enfoque de cointegración aplícase a nivel bivariante e vai permitir detectar –en caso de existir– as conexións estables no longo prazo entre os prezos da pescada en lonxa e en Mercamadrid. A este respecto, vai empregarse a metodoloxía desenvolvida por Johansen (1988, 1991) e por Johansen e Juselius (1990), que constitúe un procedemento de cointegración baseado na estimación dun sistema de ecuacións simultáneas. Esta aproximación emprega técnicas de máxima verosimilitude e baséase na representación dun modelo VAR non restrinxido de orde  $k$  composto por  $m$  variables baixo a forma dun mecanismo de corrección de erro (MCE) vectorial con erros gaussianos do seguinte tipo:

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

onde  $Y_t$  é un vector columna  $m \times 1$  de variables;  $\mu$  é un vector  $m \times 1$  de termos constantes;  $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$  e  $\Pi$  son matrices de parámetros de orde  $m \times m$ ;  $\Delta$  é o operador de primeiras diferenzas;  $k$  é o número de retardos; e  $\varepsilon_t$  é un vector  $m \times 1$  de perturbacións aleatorias independentes e identicamente distribuídas segundo unha normal.

Tal e como apuntan Suriñach *et al.* (1995), para que a ecuación (1) estea equilibrada é necesario que o termo  $\Pi Y_{t-k}$  sexa integrable de orde cero, dado que o resto de termos se atopan expresados en primeiras diferenzas. Isto implica que a matriz  $\Pi$  –denominada matriz de impactos– recolle as relacións de cointegración entre as variables do vector  $Y_t$ , e que o seu rango  $r$  –tamén coñecido como rango de cointegración– é igual ao número de vectores de cointegración linealmente independentes existentes entre as variables integrantes do sistema. De feito, o contraste de Johansen céntrase na determinación do rango desta matriz. En caso de existir cointegración, a matriz de impactos pode ser reformulada como o produto de dúas matrices de dimensión  $m \times r$  e de rango completo:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (2)$$

onde  $\alpha$  denota unha matriz de axuste que indica a velocidade de axuste cara á situación de equilibrio no longo prazo, mentres que  $\beta$  é a matriz de vectores de cointegración.

Para determinar o número de vectores de cointegración significativos utilízanse os contrastes do estatístico da traza e do valor propio máximo, baseados ambos os dous no principio da razón de verosimilitudes<sup>4</sup>. Ademais, para o contraste de

<sup>4</sup> Estes estatísticos non seguen unha distribución estándar; porén, Osterwald-Lenum (1992) tabulou os valores críticos apropiados.

restricións lineais emprégase o test da razón de verosimilitudes construído por Johansen e Juselius (1990)<sup>5</sup>.

Así mesmo, o MCE característico deste enfoque pode ser de grande utilidade para analizar o proceso de axuste dinámico no curto prazo entre as variables implicadas. No ámbito deste estudo, as ecuacións integrantes do MCE son as seguintes:

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

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

onde  $PMLON$  é o prezo da pescada nas lonxas da mostra;  $PMMAY$  é o prezo da pescada no nivel almacenista –Mercamadrid–;  $\alpha_1, b_1, c_{1i}, d_{1j}, \alpha_2, b_2, c_{2i}$  e  $d_{2j}$  son os parámetros que estimar; e  $z_{t-1}$  é o termo de corrección de erro retardado un período, obtido como:

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

onde  $e_{1t}$  e  $e_{2t}$  son os residuos de cada unha das ecuacións.

O principal trazo distintivo das expresións anteriores é a inclusión dun termo de corrección de erro, directamente derivado da relación de cointegración detectada, que recolle as desviacións temporais da situación de equilibrio no longo prazo e que provoca a aparición dun MCE en virtude do cal en cada período se corrixe unha proporción do desequilibrio observado no anterior ata que, finalmente, se reestablece a relación estable no longo prazo.

Por outro lado, o MCE tamén se revela como un dispositivo adecuado para investigar a existencia de relacións de causalidade no sentido de Granger. Dado que Granger (1988) demostra que en presenza de cointegración debe haber causalidade cando menos nunha dirección, a presenza de causalidade pode ser contrastada no marco dun MCE por medio da significatividade estatística do coeficiente vinculado ao termo corrector de erro.

### 3.1. ORDE DE INTEGRACIÓN DAS SERIES

No ámbito da metodoloxía de cointegración cómpre abordar previamente algunhas cuestións necesarias na análise e modelización de series temporais. En concreto, hai que determinar a orde de integración das series individuais. Para iso, van aplicarse diferentes tipos de contrastes co obxecto de chegar a uns resultados o máis sólidos e concluíntes posibles. Especificamente, realizouse a análise de estaciona-

<sup>5</sup> O estatístico deste contraste distribúese asintoticamente segundo unha chi-cadrado con  $r-s$  graos de liberdade, sendo  $r$  o número de vectores de cointegración e  $s$  o número de restricións impostas.

riedade baseada no cálculo dos contrastes de raíces unitarias mediante os tests de Dickey-Fuller aumentado (ADF), construído por Dickey e Fuller (1979); o de Phillips-Perron (PP), proposto por Phillips e Perron (1988)<sup>6</sup>; o test de Ng e Perron (2001); e finalmente, o test de estacionariedade KPSS, deseñado por Kwiatkowski *et al.* (1992) sobre as series consideradas. O contraste de raíces unitarias estacionais empregado neste traballo será o proposto por Beaulieu e Miron (1993) e por Franses (1991).

As táboas 4 e 5 conteñen, respectivamente, os resultados dos contrastes DFA e PP, nas que a orde óptima de retardos incluídos na ecuación autorregresiva do procedemento DFA foi elixida de acordo cos criterios de información de Akaike e Schwarz. Pola súa parte, o número óptimo de retardos no cálculo do test PP foino tendo en conta o establecido co criterio de Newey-West.

**Táboa 4.- Test de Dickey-Fuller**

Variable	Niveis			Primeiras diferenzas		
	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	$\tau$
<i>PMLON</i>	-1,460	-2,616	0,879	-7,857*	-8,224*	-7,640*
<i>PMMAY</i>	-1,084	-1,254	-0,476	-4,865*	-5,549*	-5,774*

NOTAS: As series de datos utilizadas neste contraste están expresadas en termos logarítmicos.  $\tau_{\mu}$ ,  $\tau_{\tau}$  e  $\tau$  son o test de Dickey-Fuller con constante, con constante e tendencia, e sen constante, respectivamente. \*Significativos ao 1% e \*\*Significativos ao 5%, respectivamente. Valores críticos tomados de MacKinnon (1991).

FONTE: Elaboración propia.

**Táboa 5.- Test de Phillips-Perron**

Variable	Niveis			Primeiras diferenzas		
	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$	$Z(t_{\alpha})$
<i>PMLON</i>	-2,241	-3,921	0,493	-7,970*	-7,592*	-7,9855*
<i>PMMAY</i>	-1,793	-1,812	-0,093	-4,659*	-4,463*	-4,7984*

NOTAS: As series de datos utilizadas neste contraste están expresadas en termos logarítmicos.  $Z(t_{\alpha})$ ,  $Z(t_{\alpha})$  e  $Z(t_{\alpha})$  son o test de Phillips-Perron con constante, con constante e tendencia, e sen constante, respectivamente. \*Significativos ao 1% e \*\*significativos ao 5%, respectivamente. Valores críticos tomados de MacKinnon (1991).

FONTE: Elaboración propia.

Da interpretación dos tests realizados neste traballo, pode extraerse que a hipótese nula de presenza dunha raíz unitaria non pode ser rexeitada aos niveis de signi-

6 Co obxecto de determinar con precisión o número de raíces unitarias, realizáronse os contrastes DFA e PP seguindo a estratexia secuencial de Pantula sobre os niveis e as primeiras diferenzas das series dos prezos da pescada na media das lonxas e na media de Mercamadrid. Na análise de estacionariedade seguiu o procedemento de Dickey e Pantula (1987), que consiste en identificar o número de raíces unitarias regulares contrastando a hipótese nula da existencia dun proceso  $I(1)$  contra un  $I(0)$ , e no caso de que se acepte esta hipótese se continúa secuencialmente contrastando un  $I(2)$  con respecto a un  $I(1)$ , e así sucesivamente ata que se rexeite a hipótese nula. Dado que neste segundo test se rexeita a hipótese nula, detense o proceso secuencial para as series consideradas.

ficación convencionais, evidenciándose, polo tanto, que as series de prezos da pesca nas lonxas da mostra e na canle Mercamadrid son procesos integrables de orde un. Pola súa parte, ao considerar as series en diferenzas, eses contrastes apuntan á estacionariedade das series.

En síntese, podemos afirmar que, con independencia da especificación e do número de retardos considerados, a hipótese nula de estacionariedade é rexeitada tanto nos prezos nas lonxas como en Mercamadrid, resultados que tamén son corroborados polo test de Ng-Perron (táboa 6). Este resultado, xunto co obtido sobre a marxe coa aplicación do test KPSS (táboa 7), reforza a idea de que o diferencial entre a serie de prezos na lonxa e en Mercamadrid é unha variable estacionaria, o cal podería estar apuntando a un considerable nivel de integración nos prezos de ambos os dous niveis da cadea de distribución da pesca durante o período mostral considerado.

**Táboa 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: As series de datos utilizadas neste contraste están expresadas en termos logarítmicos. Número máximo de retardos 12. Para determinar o retardo de truncamento utilizouse o criterio de información de Akaike modificado (MAIC) (Ng e Perron, 2001).

FONTE: Elaboración propia.

**Táboa 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: As series de datos utilizadas neste contraste están expresadas en termos logarítmicos.  $n$  representa o retardo de truncamento;  $\eta_{\tau}$  representa o estatístico do contraste correspondente a unha especificación que simplemente inclúe unha constante; e  $\eta_{\mu}$  é o asociado a unha especificación que presenta constante e tendencia lineal. (\*) implica que a hipótese nula de estacionariedade se rexeita ao 1% e (\*\*) que esa hipótese é rexeitada a un 5%, respectivamente. Valores críticos tomados de Kwiatkowski *et al.* (1992).

FONTE: Elaboración propia.

A continuación, na táboa 8 preséntanse os resultados do contraste de raíces unitarias estacionais proposto por Beaulieu-Miron e Franses. Os resultados confirman, para a serie de prezo medio de lonxas, a existencia dunha raíz unitaria na frecuencia cero e outra na frecuencia 3/12. Non obstante, o valor do estatístico  $\pi_3 \cap \dots \cap \pi_{12}$  rexeita a existencia dos pares de raíces unitarias complexas conxugadas. Para a serie de prezos en Mercamadrid só se evidencia a presenza dunha raíz unitaria na frecuencia cero, non presentando raíces unitarias en ningunha das frecuencias estacionais.

#### 4. ANÁLISE EMPÍRICA

Dentro do enfoque de cointegración de Johansen, co propósito de construír un modelo ben especificado, o número óptimo de retardos do esquema VAR característico desta aproximación foi elixido con base nos criterios de Akaike e de Schwarz. Polo que respecta á introdución de compoñentes deterministas no sistema, optouse por unha das especificacións máis usuais, que consiste na inclusión dun termo constante tanto no proceso VAR como na ecuación de cointegración. Os residuos do correspondente VAR(4) (táboa 9) poñen de manifesto a ausencia de autocorrelación e de heterocedasticidade e a non ausencia de normalidade.

**Táboa 8.-** Contrastes de Beaulieu-Miron e de Franses

Estatístico	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: A regresión auxiliar contén unha constante, unha tendencia lineal e variables ficticias estacionais.  
 \*Significativo ao 5% e \*\*significativo ao 10%. Nº máximo de retardos = 12. Para determinar o número de retardos utilizouse o criterio xeral a específico (Hall, 1994). J-B é o contraste de normalidade de Jarque-Bera; L-B é o contraste de Ljung-Box para a análise da autocorrelación dos residuos ata o retardo  $i$ -ésimo; Tendencia é o contraste de significación individual da tendencia lineal determinista;  $D_1 \dots D_{11}$  é o contraste de Wald para analizar a significación das variables ficticias estacionais.

FONTE: Elaboración propia.

**Táboa 9.-** Contrastes multivariantes sobre o modelo VAR(4)

Test	Estatístico
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-1}$	1,7959
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-12}$	1,0991
Autocorrelación: $F_{AR\ 1-24}$	1,0105
Normalidade: $\chi^2_{nd}(4)$	0,2692
Heterocedasticidade: $F_{het}$	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 ao 5% e \*\*significativo ao 10%. Número máximo de retardos = 12.

FONTE: Elaboración propia.

Unha vez determinado o rango de cointegración, a táboa 10 recolle os resultados do test de cointegración de Johansen, para contrastar e estimar as posibles conexións estables no longo prazo existentes nos prezos da pesca no nivel das lonxas e na canle Mercamadrid. Co obxecto de dotar de maior robustez aos resultados do modelo, introducíronse *dummies* de intervención nos valores atípicos, considerando como tales as observacións con erros superiores a tres desviacións<sup>7</sup>. Dos resultados dos tests da traza e do máximo autovalor derívase a existencia dunha relación de cointegración para un nivel de significación do 5%, sendo ambas as dúas estimacións robustas, o que nos leva a mostrar unicamente os resultados do modelo con intervención pola súa maior significatividade. Esta evidencia implica que os prezos da pesca no nivel almacenista e de lonxas se moven conxuntamente no longo prazo, aínda que no curto prazo poidan producirse distorsións de natureza transitoria á situación de equilibrio.

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

Hipóteses	Sen <i>dummies</i>			Con <i>dummies</i>		
	$\lambda$ -traza	$\lambda$ -max	<i>p</i> -valor (95%)	$\lambda$ -traza	$\lambda$ -max	<i>p</i> -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: Hipótese nula: o número de vectores de cointegración é igual a cero ou a un. Número de retardos seleccionados: 4. \*Significativo ao 95%.

FONTE: Elaboración propia.

Seguindo a Sanjuán e Gil (2001), contrástase a integración perfecta dos mercados (táboa 11). Os resultados correspondentes aos contrastes de proporcionalidade rexeitan a hipótese nula de proporcionalidade dos prezos para un nivel de significación do 1% entre os prezos do mercado almacenista e a lonxa, o que indica unha transmisión imperfecta de prezos.

**Táboa 11.-** Contraste de proporcionalidade

Relación	Estatístico LR
<i>PMMAY/PMLON</i>	10,94**

NOTA: \*Significativo ao 5% e \*\*significativo ao 1%.

FONTE: Elaboración propia.

<sup>7</sup> Previamente, tendo en conta que a evolución gráfica da serie de prezos mostra unha notable diminución a partir do ano 2008, isto induce a pensar na posibilidade de ruptura estrutural neste horizonte temporal. Co fin de contrastar empiricamente este cambio estrutural, aplicouse o test de Chow mediante a especificación dun modelo restrinxido considerando unha única regresión para o total da mostra, e un modelo non restrinxido onde se permite que as ordenadas na orixe e as pendentes sexan distintas nos dous subperíodos da mostra. Os resultados das sumas de cadrados de residuos lévanos a afirmar que a un nivel de significación do 5% non se rexeita a hipótese de ausencia de cambio estrutural.

Pola súa parte, na táboa 12 preséntanse os resultados da estimación da ecuación de cointegración<sup>8</sup> e aspectos referidos ás ecuacións do MCE construído no ámbito do enfoque de Johansen para o VAR e os resultados dos contrastes de exclusión, nos que se verifica que os coeficientes da relación de cointegración son significativamente distintos de cero. Tendo en conta que as variables están expresadas en logaritmos, os parámetros da relación de cointegración representan elasticidades e, polo tanto, os resultados obtidos indican que un aumento dun 1% no prezo da pescada no mercado almacenista implicaría un incremento dun 1,86% no prezo de lonxa. Estes resultados indican que non se produce unha transmisión de información completamente e sen distorsións entrambos os dous elos da cadea, senón que, pola contra, as marxes entre os dos niveis non son constantes e, polo tanto, a información transmítese con distorsións.

**Táboa 12.-** Relacións verticais no longo prazo

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

FONTE: Elaboración propia.

Co obxecto de analizar a relación de causalidade no longo prazo entre os dous elos, realizáronse os tests de esoxeneidade débil (táboa 13). Os resultados permiten afirmar que existe causalidade bidireccional no longo prazo entre os prezos destes dous segmentos da cadea de distribución da pescada, o que pon de manifesto que ambos os dous niveis de prezos se vén influenciados polo comportamento dos prezos do outro nivel da cadea de comercialización. Porén, atendendo á significatividade dos estatísticos, pode concluírse que é máis forte a relación de causalidade dos prezos no nivel lonxa cara aos prezos no nivel almacenista que a relación en sentido contrario no longo prazo.

**Táboa 13.-** Test de causalidade no longo prazo

Variable dependente	Estatístico LR de MCE ( $U_{t-1}$ )
$\Delta \text{Log}(PMLON)$	2,83*
$\Delta \text{Log}(PMMAY)$	14,26**
NOTA: *Significativo ao 5% e **significativo ao 1%.	

FONTE: Elaboración propia.

<sup>8</sup> O cálculo das raíces do polinomio característico do modelo VAR confirma a estacionariedade da relación de cointegración, ao estar todas elas dentro do círculo unidade.

Pola súa parte, a análise das relacións verticais no curto prazo a través do contraste de Wald sobre as variables retardadas do VECM (táboa 14) evidencia a non existencia de relacións causais no curto prazo entre os prezos de ambos os dous elos da cadea de comercialización, resultado que pode estar ocasionado pola limitada mostra e pola agregación temporal dos datos, tendo en consideración que o mercado funciona diariamente.

**Táboa 14.-** Modelo de corrección de erro. Test de causalidade no curto prazo

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

NOTA: \*Significativo ao 5% e \*\*significativo ao 1%.

FONTE: Elaboración propia.

Non obstante, e co obxecto de analizar a importancia das relacións causais, realizouse a descomposición da varianza do erro de predición e das funcións impulso-resposta das variables consideradas, como se pode ver nas táboas 15 e 16<sup>9</sup>. Desta análise obtivéronse resultados coherentes co estudo previo de causalidade e en liña cos alcanzados por Jiménez e García del Hoyo (2005) sobre as canles de distribución da chirla no golfo de Cádiz, que confirman que no curto prazo os prezos da pescada en lonxas afectan aos prezos no nivel almacenista de forma notoria, mentres que os prezos no nivel almacenista apenas inflúen na determinación do prezo no nivel lonxa. Unha posible explicación pode atoparse en que a rede Mercasa está perdendo cota de mercado con respecto a outros axentes de distribución como son as grandes superficies e os importadores almacenistas (MAPA, 2009).

En particular, das posibles ordenacións causais obtidas para a descomposición de Choleski, obtivéronse dúas cadeas causais das que se pode extraer a conclusión de que existe unha importante contribución das modificacións do prezo en lonxa á explicación da varianza de erro de predición do prezo no mercado almacenista. Así, no duodécimo mes no caso do prezo no mercado almacenista, conforme avanza o horizonte temporal, a influencia do prezo en lonxa ascende ata o 69,01%, se se considera a ordenación causal  $(PMMAY)-(PMLON)$ , e ata o 81,92%, no caso da ordenación causal alternativa. Pola súa parte, as modificacións no prezo do mercado almacenista explican tamén en certa medida a varianza do erro de predición do prezo da lonxa. Así, a contribución do prezo do mercado almacenista nese mes cífrase nun 18,32%, no caso de que se estableza como ordenación causal  $(PMMAY)-(PMLON)$ , e nun 0,46%, se se considera a ordenación causal en sentido contrario.

<sup>9</sup> As funcións de impulso-resposta non se anexan ao traballo por limitacións de espazo, pero están a disposición do lector interesado.



**Táboa 15.-** Descomposición da varianza dos erros de predición 1, 3, 6, 9, 12 meses cara adiante. Relación de almacenistas e lonxas

Serie de prezos da pescada en lonxas					
Período	Desv. típ.	Ordenación causal (PMMAY)-(PMLON)		Ordenación causal (PMLON)-(PMMAY)	
		Porcentaxe explicada		Porcentaxe explicada	
		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

FONTE: Elaboración propia.

**Táboa 16.-** Descomposición da varianza dos erros de predición 1, 3, 6, 9, 12 meses cara adiante. Relación de almacenistas e lonxas

Serie de prezos da pescada no nivel almacenista					
Período	Desv. típ.	Ordenación causal (PMMAY)-(PMLON)		Ordenación causal (PMLON)-(PMMAY)	
		Porcentaxe explicada		Porcentaxe explicada	
		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

FONTE: Elaboración propia.

Como consecuencia de todo iso, cómpre pensar nun comportamento diferenciado no mecanismo de formación de prezos nestes dous niveis da cadea comercial. En relación co nivel lonxas, probablemente a determinación de prezos veña dada en forma maioritaria pola oferta; en cambio, o nivel almacenista podería estar condicionado non só pola evolución das cantidades comercializadas e prezos en lonxas, senón tamén polo comportamento nos prezos doutros produtos substitutivos e mesmo complementarios, así como polo comportamento dese produto no nivel retalista, coa finalidade última de obter unha maior amplitude das marxes comerciais. En todo caso, cómpre comentar que os resultados obtidos deberían ser considerados coa pertinente cautela tendo en consideración o tamaño mostral e a agregación temporal de datos. En traballos futuros preténdese utilizar mostras de maior número de anos e con maior frecuencia temporal, preferiblemente diarias, en función da dispoñibilidade da información.

## 5. CONCLUSIÓNS

O mercado pesqueiro enfróntase nas últimas décadas a un panorama que se caracteriza por unha tendencia crecente, a escala mundial, en produción e consumo *per cápita* de produtos de orixe acuícola. Estes feitos, unidos ao proceso de liberalización dos intercambios comerciais mundiais, contribuíron a xerar novas

condicións nos mercados en orixe dos portos galegos non só pola comercialización dunha fracción significativa e crecente das importacións que se canalizan directamente a través dos mercados centrais (aínda que non unicamente), senón tamén pola limitada xeración de iniciativas que impliquen unha maior achega de valor ao produto en orixe.

A análise do mercado da pescada europea é relevante no ámbito pesqueiro por ser unha especie obxectivo e de alto valor comercial. Neste escenario, o obxectivo principal deste traballo centrouse no coñecemento polo miúdo da relación existente na estrutura de comercialización lonxas-almacenistas da pescada fresca desembarcada. Isto permite obter un diagnóstico da situación do mercado, o que pode contribuír á articulación de medidas de xestión máis adecuadas para o stock e para o sector. O período mostral estudado é o comprendido entre os anos 2006 e 2010, con periodicidade mensual.

Con tal fin, e en sintonía coa corrente de literatura desenvolvida neste campo, optouse por empregar a metodoloxía de cointegración. En particular, os resultados obtidos permiten afirmar que a media de prezos da pescada é moi superior no nivel almacenista, como é habitual. A aplicación da metodoloxía de Johansen puxo de manifesto a existencia dunha relación de equilibrio no longo prazo entre os prezos no nivel lonxas e no nivel almacenista. Á súa vez, os resultados do contraste de causalidade no longo prazo evidencian a existencia dunha determinación simultánea do prezo en ambos os dous mercados. Isto permite afirmar que variacións no prezo en calquera dos dous niveis da cadea de comercialización considerados implicaría variacións no prezo do outro elo. É dicir, o prezo en orixe e o prezo almacenista cáusanse mutuamente, non constatándose, polo tanto, o liderado dun mercado sobre o outro.

Porén, tendo en conta os niveis de significación na formulación de hipóteses, pode concluírse que é máis forte a relación de causalidade dos prezos no nivel lonxa cara aos prezos no nivel almacenista que a relación en sentido contrario. Nesta liña, e co obxectivo de conseguir un mercado máis eficiente para os pescadores, podería pensarse na implementación de asociacións de pescadores dotadas dun adecuado sistema de xestión que permitisen a colocación directa do produto no mercado retalista –sen a intervención dos almacenistas–, permitindo incrementar así a súa marxe de comercialización e, polo tanto, de rendibilidade do sector.

No plano da relación de prezos no curto prazo, a análise realizada lévanos a afirmar que non existe interrelación entre os niveis de prezos de ambos os dous elos. Este resultado, non obstante, podería estar desviado e ser debido á propia natureza da mostra analizada. Isto é o que corrobora a interpretación derivada da análise da relación de causalidade no curto prazo, así como a descomposición da varianza do erro de predición e as funcións impulso-resposta. Os resultados destes últimos permitiron poñer de manifesto que no curto prazo os prezos da pescada en lonxas afectan aos prezos no nivel almacenista con maior intensidade que a relación que se produce do mercado almacenista cara ao prezo en orixe.

En resumo, tanto no curto coma no longo prazo, a relación de causalidade de prezos en orixe é máis forte cara ao prezo almacenista do que en sentido inverso. Isto indica a existencia de transmisión de prezos entre o mercado en orixe e o mercado almacenista, e que calquera incremento no tope do prezo en lonxas (subida do listón á hora de realizar a poxa) se traduce nun incremento do prezo nos mercados centrais. Pola contra, unha diminución do prezo en lonxas (baixada do listón na poxa) trasládase tamén ao prezo do almacenista. Por outro lado, o feito de que a transmisión do mercado en orixe ao almacenista sexa imperfecta indica que os almacenistas só lles transmiten parcialmente aos retalistas as variacións de prezos en orixe. Este resultado pode explicarse polo incremento da participación doutros axentes distribuidores e, mesmo, importadores subministrando produto ao consumidor final.

A existencia dunha conexión estable entrambos os dous elos da cadea de comercialización da pescada pon de manifesto a posibilidade de implementar medidas que reforcen o poder de mercado e, polo tanto, a posición dos pescadores no mecanismo de fixación de prezos. Neste sentido, é importante ter en conta que o propio proceso de fixación de prezos en lonxas a través de poxa pública á baixa non permite resaltar suficientemente características importantes do produto como son a calidade e a frescura. Por isto, e de cara a equilibrar o poder de mercado, fortalecendo o poder dos pescadores e o seu nivel de renda, poderían aplicarse medidas de xestión encamiñadas a engadirlle valor ao produto en orixe ou ben noutra dirección, e a analizar a posibilidade de cambiar o mecanismo de poxa (cuestión esta última que non parece estar na axenda dos *policy makers* europeos).

As medidas de regulación a través da redución no sistema de capturas (e o conseguinte incremento de prezos), tal e como se está propoñendo no seo da Comisión Europea, posibilitarían unha actuación estratéxica máis equilibrada para todos os axentes implicados no proceso de comercialización-distribución da pescada no medio e no longo prazo. A regulación ha de facer compatible, en todo caso, a actividade pesqueira coa conservación das poboacións de peixes e co equilibrio dos ecosistemas no medio e no longo prazo.

## 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 e 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.