

Integración Horizontal de los Mercados de Merluza y Rape

E. Martin^{1,*} e I. del Valle²

¹ Departamento de Economía Financiera II, E. U. de Estudios Empresariales de Donostia, Universidad del País Vasco / Euskal Herriko Unibertsitatea, Plaza de Oñati, 1 20018, Donostia – San Sebastián

² Departamento de Economía Aplicada V, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad del País Vasco / Euskal Herriko Unibertsitatea, Avda. Lehendakari Agirre, 83 48015, Bilbao

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar si las dos principales especies de la Pesquería del Gran Sol (rape y merluza) constituyen el único mercado horizontalmente integrado en el espacio de los productos. Se utiliza un enfoque de cointegración basado en datos mensuales de precios de primera venta para el periodo 2003-2010. Los principales resultados evidencian que los mercados de ambas especies están cointegrados y por lo tanto, constituyen un mercado único. No existe causalidad bidireccional y la merluza es la especie líder.

Palabras clave: Cointegración, modelo de corrección de error, causalidad, pesquería Gran Sol.

Abstract

Horizontal Integration of Hake and Monkfish Markets

The aim of this paper is to analyze whether the two main species of the fishery of the Grand Sole (monkfish and hake) constitute a horizontally integrated single market in the products' space. A cointegration approach is used based on monthly price data of first sale for the period 2003-2010. The main results show that the markets of both species are cointegrated and therefore, constitute a single market. There is no bidirectional causality and hake is the leading species.

Key words: Cointegration, error correction model, causality, Grand Sole fishery.

Introducción

La merluza y el rape son las principales especies objetivo de la flota del Gran Sol, aportando un elevado porcentaje tanto en las capturas como en el valor. La flota del Gran

Sol está constituida por 175 buques, de los cuales el 75% están vinculados a puertos gallegos, mientras que el 25% proceden del País Vasco. Se trata de barcos que operan a media distancia, con mareas que duran un promedio de 14 días. En el caso de Galicia¹,

* Autor para correspondencia: eneko.martin@ehu.eus

<http://dx.doi.org/10.12706/itea.2016.019>

1. Las capturas de merluza representan el 14,7% del total desembarcado y las del rape el 2,9% para el periodo de estudio, respectivamente. Además, la merluza representa un 24,2% del total de pescado fresco consumido en España y es la variedad más consumida, por un 4,3% del rape (2009). Por lo que los resultados avalan que la merluza es la especie líder.

merluza y rape suponen un 35% del importe total de los ingresos totales en lonja para el periodo estudiado (2003-2010) (CMRM, 2011). Además, son especies muy valoradas en España suponiendo un 31% del gasto total de pescado fresco consumido en los hogares para el año 2009 (MARM, 2010).

Con el fin de analizar el grado de interrelación existente entre los mercados de merluza y rape en este artículo se utiliza el concepto de integración horizontal en el espacio del producto (Asche *et al.*, 2004), definido a partir del concepto econométrico de cointegración (Engle y Granger, 1987; Johansen, 1988). Frente a metodologías alternativas, tales como el análisis de demanda, el enfoque de cointegración tiene la gran ventaja de que tan solo se necesita disponer de series de precios para abordar las distintas dimensiones de la definición empírica de los mercados, entre las que cabe destacar su grado de integración, las potenciales relaciones de liderazgo entre los productos o el grado de sustituibilidad entre los bienes concernidos.

Dos mercados están perfectamente integrados si ambos están cointegrados entre sí, es decir, si existe 1 relación de cointegración y si a partir del contraste de proporcionalidad se cumple la Ley del Precio Único (i.e. precios relativos constantes) (Asche *et al.* 2004; Nielsen, 2005). En las circunstancias descritas (i.e. Cointegración y Ley del Precio Único) merluza y rape se comportarán como sustitutivos perfectos y constituirán un mercado perfectamente integrado. Por su parte, si aún estando cointegrados, no se satisface la Ley del Precio Único, dichos mercados estarían parcialmente integrados, lo que significa que se produce una transmisión incompleta de las variaciones de un precio sobre el otro, provocando desviaciones respecto al precio de equilibrio, sobre todo a corto plazo. En este segundo supuesto, al no poder verificar el cumplimiento de la Ley del Precio Único los mercados de merluza y rape serían sustituti-

vos imperfectos. Finalmente, en caso de que no haya relación de cointegración, las series de precios no estarán cointegradas, lo que implica que los mercados de merluza y rape no estarían integrados y que los bienes serían independientes. Asimismo, la cointegración es condición necesaria y suficiente de causalidad. La causalidad bidireccional implica que cada mercado emplea información del otro durante el proceso de formación de precios y ausencia de liderazgo, mientras que la evidencia de causalidad unidireccional implica la existencia de liderazgo de uno de los mercados (Sanjuán y Gil, 2001).

En este trabajo se presta especial atención a la estacionalidad. Ciertamente, los precios de la pesca en general, y de las especies analizadas en particular, tienen un marcado carácter estacional. En la pesca el patrón estacional puede originarse por la estacionalidad de la oferta, de la demanda o por una combinación de ambas (Tomek y Robinson, 1990; Rebollo *et al.*, 2006). La estacionalidad de oferta se origina por los patrones migratorios de las especies, las variaciones climáticas, sus características biológicas, así como por los mecanismos de regulación asociados a las especies en cuestión (total admisible de capturas, vedas, planes de recuperación, etc.) (Varela y Surís, 2001), mientras que la estacionalidad de demanda está fundamentalmente vinculada con determinados patrones de consumo que conciernen a especies puntuales. El hecho de que las series de precios de la pesca tengan un marcado carácter estacional tiene implicaciones metodológicas relevantes en relación al tratamiento y modelización de las series. En este trabajo se valorará la adopción de técnicas alternativas para el tratamiento de la estacionalidad tales como el procedimiento ARIMA X12 o (en el caso del que el ajuste proporcionado no fuera óptimo) el enfoque de raíces unitarias estacionales (Hylleberg *et al.*, 1990; Franses, 1990; Beaulieu y Miron, 1993; Cáceres, 1996).

Entre las aplicaciones de la teoría de la cointegración a los mercados pesqueros destacan, entre otros, las aportaciones de Asche *et al.* (1999, 2004, 2007), Jiménez-Toribio y García del Hoyo (2006), Cruz y Ameneiro (2007) y Nielsen *et al.* (2009). El presente artículo se diferencia de ellos y, en este sentido, aporta a la literatura en dos cuestiones fundamentales. En primer lugar, es el primer trabajo en el que se analiza la dimensión empírica de los mercados merluza y rape. En segundo lugar, ofrece un proceso de desestacionalización alternativo basado en la prueba de bondad de ajuste estacional.

Material y métodos

Enfoque metodológico

Frente a un modelo estático, en el cual se asumen ajustes instantáneos entre los precios, en este trabajo se utiliza un modelo teórico dinámico mediante el cual los mercados disponen de tiempo para ajustar sus precios a los cambios. Dentro del marco analítico de Vectores Autorregresivos (VAR) que incluyen un término de corrección de error (VCE), y haciendo uso de las metodologías de Cointegración de Engle-Granger y Johansen, se analiza si los precios tienen una trayectoria común en el largo plazo.

El modelo teórico estático de referencia en la literatura sobre la integración de mercados (Asche *et al.*, 2002; Guillotreau, 2003) se resume en la ecuación (1):

$$\ln P_{mt} = \alpha + \beta \ln P_{rt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde $\ln P_m$ es el logaritmo del precio de la merluza y $\ln P_r$ el logaritmo del precio del rape, ε_t es una perturbación aleatoria ruido blanco, α representa el logaritmo del coeficiente de proporcionalidad y β es la elasticidad de transmisión, que sufre el incremento o disminución del precio que se considera

variable dependiente (P_m) ante un cambio de un 1% en el precio del mercado establecido como variable independiente (P_r). Mientras que en el caso de un análisis de integración horizontal espacial α capturaría los costes de transporte (Stigler, 1969) en nuestro caso, α reflejaría las diferencias de calidad (Stigler y Sherwin, 1985).

El enfoque estático parte del supuesto de ajustes instantáneos en los precios. Sin embargo, diversos factores justifican la existencia de ciertos retrasos en la respuesta de los precios, tales como el tiempo requerido por los mercados para ajustarse a la nueva información y a los cambios en las condiciones de oferta y demanda (Goodwin y Schroeder, 1991) o incluso la posibilidad de almacenamiento para algunos productos. Teniendo en cuenta que los mercados requieren cierto tiempo para ajustar sus precios a las condiciones cambiantes de equilibrio, una extensión directa del enfoque anterior consiste en la especificación de modelos dinámicos. Desde esta perspectiva, el concepto de transmisión de precios se amplía para considerar tanto el tiempo y la velocidad de ajuste requeridas por los mercados para ajustarse a los cambios experimentados en un determinado mercado, como la magnitud relativa de la respuesta (incremento o disminución) del precio de cada mercado (Dahlgran y Blank, 1992). La introducción de ajustes dinámicos entre los precios ha sido abordada mediante diversos enfoques: el concepto de causalidad en el sentido de Granger (Adamowicz *et al.*, 1984) donde se puede decir si existe una relación de causalidad unidireccional o bidireccional entre dos mercados, o la utilización de modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) donde todos los precios incluidos en el sistema se consideran como endógenos, es decir, cada precio viene explicado por su propio pasado y por el del resto de precios del sistema.

En este trabajo en el enfoque de cointegración se emplea el método bietápico de Engle-Granger (Engle y Granger, 1987) y el procedi-

miento de máxima verosimilitud de Johansen (Johansen, 1988; Johansen y Juselius, 1990). Este último se basa en el modelo de corrección de error (VCE), que a diferencia del VAR, se caracteriza por contener variables cointegradas, es decir, variables que guardan una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas, y pese a que dichas variables tengan fluctuaciones en el corto plazo, con el paso del tiempo retornarán a dicho equilibrio. La condición necesaria para que exista una relación de cointegración es que ambas variables sean integradas del

$$\Delta P_t = \mu + \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i \Delta P_{t-1} + \Pi P_{t-n} + u_t; t = 1, \dots, T \quad (2)$$

donde Γ_i = Matrices de orden 2x2 de coeficientes a estimar ($i = 1, \dots, n-1$) y Π = Matriz 2x2 de coeficientes a largo plazo. Así, Π es la solución de equilibrio a largo plazo de la ecuación (2), es decir, la matriz Π o matriz de impactos recoge la posible relación de cointegración. En el caso de que las dos variables estén cointegradas, el rango de $\Pi = \alpha\beta'$ es igual a 1 y α y β son vectores de dimensión 2x1, recogiendo β las r relaciones de cointegración y representando los parámetros de α la velocidad del ajuste de las variables dependientes hacia el equilibrio a largo plazo recogido en el término βP_{t-n} . Por otro lado, imponiendo la restricción de que el vector de

mismo orden. Además, cuando dos variables están cointegradas la relación de equilibrio a largo plazo que vincula a ambas variables es estacionaria, es decir, dos variables integradas pueden moverse y evolucionar de manera similar y la distancia entre ellas puede ser estacionaria (Granger, 2004).

Por lo tanto, suponiendo que P_t sea un vector que contenga 2 series de precios entre las cuales se desea analizar si existe o no una relación de cointegración, el modelo se puede escribir del siguiente modo:

cointegración sea $\beta = (1, -1)$ se obtiene el test de proporcionalidad entre los precios de las dos variables estudiadas.

Del mismo modo, se estudia la causalidad en el sentido de Granger, ajustada por el procedimiento de Toda y Yamamoto (1995). Estos autores proponen un procedimiento que requiere la estimación de un VAR aumentado, garantizando la distribución asintótica del estadístico de Wald (distribución asintótica: χ^2), puesto que el contraste es robusto a las propiedades de integración y cointegración.

Se utiliza un VAR bivalente ($m+dmax$) compuesto por P_m y P_r :

$$\begin{aligned} \Delta P_{m,t} &= \mu_m + \sum_{i=1}^m \alpha_{mi} \Delta P_{m,t-i} + \sum_{i=m+1}^{m+dmax} \alpha_{mi} \Delta P_{m,t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{ri} \Delta P_{r,t-i} + \sum_{i=m+1}^{m+dmax} \alpha_{ri} \Delta P_{r,t-i} + u_{mt} \\ (3) \quad \Delta P_{r,t} &= \mu_r + \sum_{i=1}^m \beta_{ri} \Delta P_{r,t-i} + \sum_{i=m+1}^{m+dmax} \beta_{ri} \Delta P_{r,t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{mi} \Delta P_{m,t-i} + \sum_{i=m+1}^{m+dmax} \beta_{mi} \Delta P_{m,t-i} + u_{rt} \end{aligned}$$

donde $P_{m,t}$ y $P_{r,t}$ son las dos variables entre las que se desea determinar la relación de cau-

salidad; μ_m , α_{mi} , α_{ri} , μ_r , β_{ri} y β_{mi} y son los parámetros del modelo; $dmax$ es el máximo or-

den de integración factible; por último, μ_{mt} y μ_{rt} son los residuos ruido blanco. La hipótesis nula de no causalidad entre $P_{m,t}$ y $P_{r,t}$ se expresa como $H_0: \alpha_{ri}, \forall i = 1, 2, \dots, m$. Y la hipótesis nula de no causalidad entre $P_{r,t}$ y $P_{m,t}$ es $H_0: \beta_{mi}, \forall i = 1, 2, \dots, m$.

Finalmente, para completar el estudio de la relación a corto plazo entre las variables se emplean las funciones de impulso-respuesta, obteniendo una idea de cómo se ajustan las variables en el corto plazo hasta alcanzar la relación de equilibrio y el sentido de la relación de causalidad a corto plazo entre ellas.

Análisis estadístico

En este trabajo se utilizan precios en primera venta² de merluza (P_m) y rape (P_r) (€) de frecuencia mensual procedentes de Galicia (CMRM, 2011) deflactados con base a 2006 durante el periodo 2003-2010. Los valores medios de P_m y P_r son respectivamente 3,84 € y 5,27 €. En la Figura 1 se muestran los gráficos Box-Plot por año y por mes de ambas series. Durante la totalidad del periodo analizado $P_r > P_m$, manteniendo un comportamiento análogo en sus oscilaciones mensuales. Es decir, cuando P_r varía, el P_m varía en una proporción similar. Asimismo, se observa un comportamiento estacional tanto en mediana como en rango intercuartílico. La variabilidad de los precios en diciembre es muy grande, siendo similar para el resto de meses. Así, enero muestra precios altos pero hay algún valor bajo que indica el cambio de tendencia en los precios que se da en febrero. Por lo tanto, el mes más caro, en global, es diciembre y el más barato febrero.

Resultados y discusión

Análisis de cointegración

El análisis empírico se basa en un modelo de cointegración en cuatro etapas. En la primera etapa se aborda el análisis del componente estacional mediante los gráficos Buys-Ballot y distintos test de detección de estacionalidad. En una segunda fase se procede a la desestacionalización de ambas a partir del procedimiento ARIMA X12 y a analizar la calidad del ajuste resultante. En la tercera fase, con el fin de detectar la existencia de raíces unitarias o tendencias estocásticas en cada una de las series y como etapa previa al análisis de cointegración, se analiza la estacionariedad de las series desestacionalizadas. Finalmente, se abordará la dimensión empírica de los mercados a partir del enfoque de cointegración de Engle-Granger y Johansen.

Se han transformado las series de P_m y P_r para estabilizar sus respectivas varianzas tomando logaritmos neperianos, trabajando, en adelante, con las series transformadas (LP_m y LP_r). Como se aprecia en los gráficos de la Figura 2, la dispersión se estabiliza en un valor independiente de la media. A partir de un contraste t de existencia de tendencia determinista, para LP_r ($t = -0,06$; $P = 0,95$) y LP_m ($t = -0,21$; $P = 0,83$), se llega a la conclusión de la no existencia de tendencia determinista para ninguna de las dos series analizadas.

En la Figura 3 se ilustran los gráficos de Buys-Ballot. Las sendas estacionales se representan para ambas series y para dos trienios diferentes de la muestra. En general, P_r y P_m son mayores durante el principio y el final del año. La estructura de las líneas evoluciona de forma paralela, sin producirse excesivos cruces entre unas y otras. Por lo tanto, se puede

2. En España la venta de pescado en lonja debe hacerse mediante subasta pública, siendo el sistema tradicional en la pesca el de subasta a la baja.

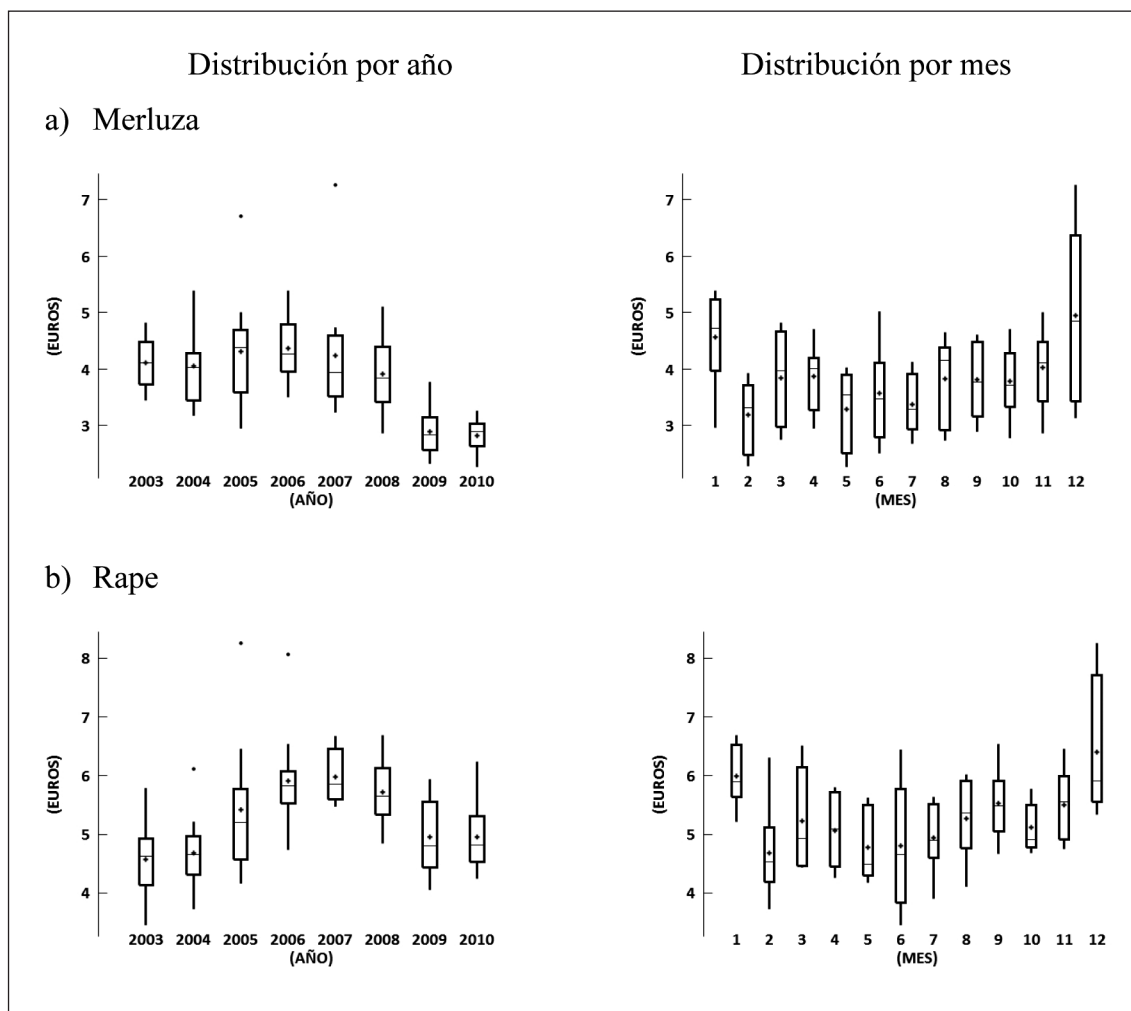


Figura 1. Gráficos Boxplot de los precios de Rape (P_r) y Merluza (P_m).
 Figure 1. Boxplot graphs of monkfish (P_r) and hake (P_m) prices.

afirmar que las series de precios presentan un carácter estacional determinista.

En la Tabla 1 se realizan pruebas alternativas de estacionalidad para LP_r y LP_m . Los resultados evidencian presencia de estacionalidad estable tanto a partir de un contraste paramétrico (Test F) al 0,1% como por medio del contraste no paramétrico de Kruskal-Wallis (al 1% de significación). Se realiza un con-

traste de estacionalidad evolutiva al 5% de significación mediante el Test F, basado en un análisis de la varianza con dos factores (mes y año), en el que se contrasta la hipótesis nula de que la estacionalidad no evoluciona con el paso de los años, no evidenciando una evolución de la estacionalidad con el paso del tiempo, lo que ocasionaría que las proyecciones del ARIMA X12 fueran de mala calidad. Por último, se dispone de un contraste

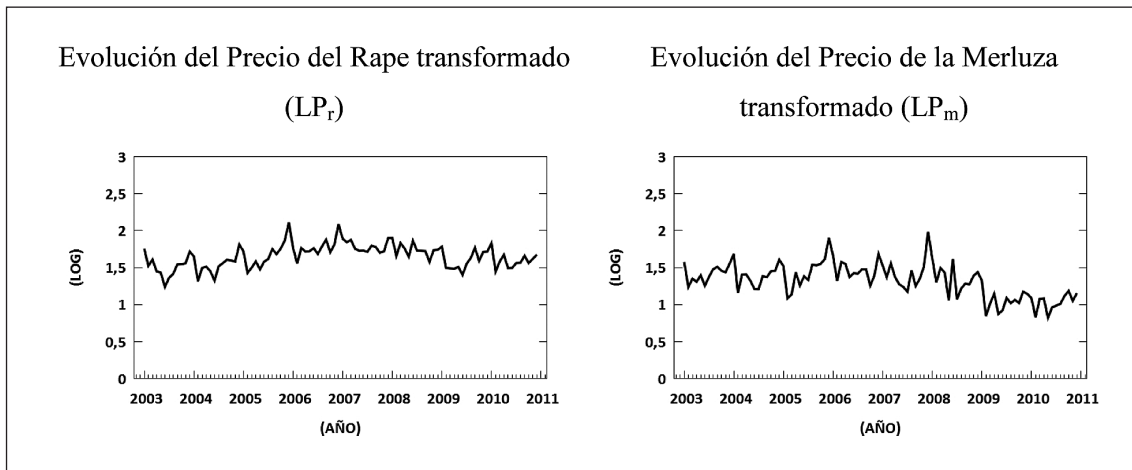


Figura 2. Series temporales del precio del rape (P_r) y la merluza (P_m).
 Figure 2. Time series of monkfish (P_r) and hake (P_m) price.

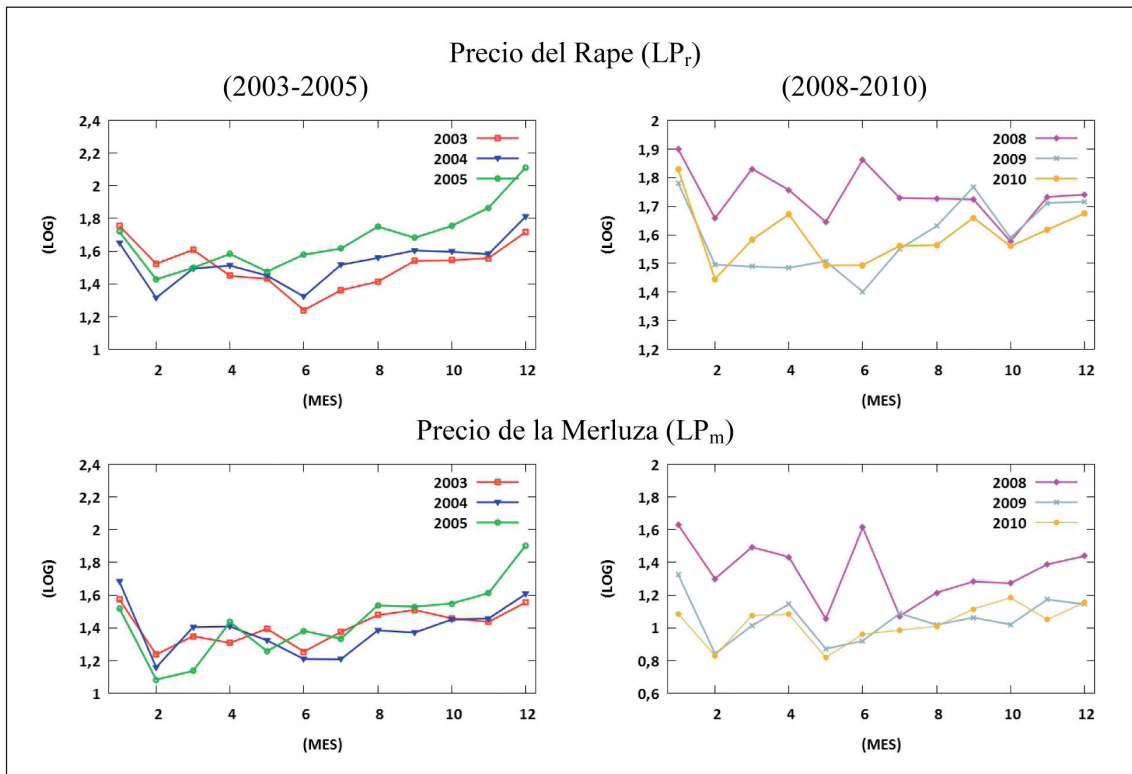


Figura 3. Gráficos "Buys-Ballot" de las series de precios del rape y la merluza.
 Figure 3. "Buys-Ballot" graphs of monkfish and hake price series.

Tabla 1. Contrastes de estacionalidad para el logaritmo del precio de rape (LP_r) y merluza (LP_m)
 Table 1. Seasonality tests for logarithm of the price of monkfish (LP_r) and hake (LP_m)

	Estacionalidad				
	Estable (Ho: Presencia)		Evolutiva (Ho: No presencia)		Identificable
	Test F	Kruskal-Wallis	Test F	Test combinado	
LP_r	18,60 ***	66,54 **	1,12 *	Presencia	
LP_m	21,68 ***	70,50 **	1,25 *	Presencia	

de presencia de estacionalidad identificable elaborado a partir de los valores de los estadísticos de los tres contrastes anteriores, el cual determina si el componente estacional ajustado es o no identificable. En ambos casos hay presencia de estacionalidad identificable. Por lo tanto, en las series del rape y la merluza hay presencia de estacionalidad estable, no hay evidencia de estacionalidad evolutiva y si hay presencia de estacionalidad identificable.

En consecuencia, una vez examinadas las dos series mediante los gráficos Buys-Ballot y los diversos contrastes de estacionalidad, se llega a la conclusión de que las series LP_r y LP_m presentan un patrón estacional relativamente estable. Por lo que se procede a su desestacionalización mediante el procedimiento ARIMA X12 y al análisis de la calidad del ajuste estacional a partir de los estadísticos M1-M11 y Q incluidos en la Tabla 2. El estadístico Q, varía entre 0 y 3, y el ajuste estacional solo es aceptable si Q es menor que 1; por tanto, cuanto más cercano a 0 esté el valor de Q, mejor es la calidad de la desestacionalización. Un estadístico M no puede evaluar la calidad del ajuste estacional por sí

solo. Si los 11 estadísticos de calidad del ajuste estacional son rechazados (son mayores que 1), el ajuste no es aceptable. Pero si algunos de los 11 estadísticos no son rechazados, es necesario recurrir al estadístico Q (promedio ponderado de los estadísticos M) que permita tomar una decisión frente a situaciones como ésta.

La mayoría de los estadísticos $M_i < 1$ ($i = 1, \dots, 11$) para ambas series. Tan solo violan dicha premisa M3 (1,185) en el caso del rape y M3 (1,073) y M5 (1,101) en el de la merluza. Además, si se valoran los estadísticos Q de aceptabilidad del ajuste, ambos son inferiores a 1. Por tanto, la calidad global del ajuste estacional es robusta para las dos series, por lo que la decisión es aceptar la desestacionalización mediante ARIMA X12³.

Tras la desestacionalización de las series de rape y merluza se procede al análisis de estacionariedad de $LP_{m,d12}$ y $LP_{r,d12}$ a partir de los contrastes ADF⁴ y LMC (Leybourne y McCabe, 1994) tanto en niveles como en primeras diferencias (d) (Tabla 3). Mientras para las series en niveles tanto el ADF como el LMC revelan que no son estacionarias, para las series en primeras diferencias con ambos

3. Para una revisión detallada de los estadísticos M y Q de bondad, véase Gallardo y Rubio (2009)

4. Se ha ajustado el número máximo de retardos a la frecuencia de los datos, partiendo de un número máximo de 15 retardos y utilizando el criterio de información modificado de Akaike (MAIC) para la elección.

Tabla 2. Estadísticos de calidad del ajuste estacional para el logaritmo del precio de rape (LP_r) y merluza (LP_m)
 Table 2. Quality statistics of seasonal adjustment for logarithm of the price of monkfish (LP_r) and hake (LP_m)

Estadístico M	LPr	LPm
M1	0,863	0,826
M2	0,499	0,624
M3	1,185	1,073
M4	0,126	0,316
M5	0,945	1,101
M6	0,526	0,361
M7	0,528	0,498
M8	0,661	0,693
M9	0,430	0,465
M10	0,717	0,770
M11	0,660	0,648
Q	0,65	0,67
Q (sin M2)	0,67	0,67
Decisión	Aceptada	Aceptada

Tabla 3. Contrastes ADF y LMC para los logaritmos de los precios desestacionalizados en niveles ($LP_{r,d12}$) y en primeras diferencias ($dLP_{r,d12}$) de rape y en niveles ($LP_{m,d12}$) y en primeras diferencias ($dLP_{m,d12}$) de merluza
 Table 3. ADF and LMC tests for logarithms of seasonally adjusted prices in levels ($LP_{r,d12}$) and first differences ($dLP_{r,d12}$) of monkfish and in levels ($LP_{m,d12}$) and in first differences ($dLP_{m,d12}$) of hake

		ADF ¹			LMC ²	
		Est. Cont ⁵	P ⁶	<i>l</i> ⁷	Est. Cont ⁵	P ⁶
$LP_{r,d12}$	(cte+trend) ³	-1,02	NS	14	9,05	**
$LP_{m,d12}$	(cte+trend) ³	-1,37	NS	9	3,34	**
$dLP_{r,d12}$	(cte) ⁴	-4,68	***	5	0,03	NS
$dLP_{m,d12}$	(cte) ⁴	-10,34	***	1	0,02	NS

¹Ho: raíz unitaria: a = 1; ²Ho: raíz unitaria: a = 0; ³Constante y tendencia; ⁴Constante; ⁵Estadístico de contraste; ⁶Significación; ⁷Retardo del ADF.

test se obtiene que ambas series son estacionarias. Siguiendo el procedimiento de Dolado *et al.* (1990)⁵, estas conclusiones son independientes a incluir o no una constante y una variable de tendencia determinista en la realización de los respectivos test. Por lo tanto, se concluye que $LP_{m,d12}$ y $LP_{r,d12}$ son $I(1)$, es decir, ambas series son estacionarias en primeras diferencias.

Seguidamente, una vez finalizado el análisis univariante de las series y previo análisis del número de relaciones de cointegración se comprueba que el modelo (2) no presente problemas estadísticos. En primer lugar, se analiza el contraste de estabilidad de CUSUM (Harvey-Collier) no rechazando la hipótesis nula de estabilidad paramétrica en ambas ecuaciones. En segundo lugar, se observa un contraste LM en cada una de las ecuaciones cuya hipótesis nula es de no autocorrelación, frente a la alternativa de autocorrelación hasta de orden 12. Hay evidencia de no autocorrelación en los residuos

de las ecuaciones del VAR para ambas ecuaciones. En tercer lugar, se realiza un contraste multivariante (Doornik-Hansen) de la hipótesis nula de normalidad donde se rechaza conjuntamente dicha hipótesis de normalidad. Y finalmente, se muestran los contrastes univariantes en los residuos de cada ecuación para detectar efectos ARCH. En este caso, se acepta la hipótesis nula concluyendo que no hay efecto ARCH para ninguna de las ecuaciones. Por consiguiente, los resultados obtenidos en la Tabla 4, pese a los problemas de normalidad, indican que el modelo está correctamente especificado. La no normalidad no afectaría a los resultados obtenidos en cuanto a consistencia y normalidad asintótica de los estimadores del VAR, siendo más relevante que el VAR cumpla con la prueba de errores no autocorrelacionados.

La Tabla 5 recoge los resultados de los contrastes de cointegración⁶ de Engle-Granger y Johansen para las series analizadas. En el contraste de Engle-Granger el estadístico tau es

Tabla 4. Contrastes de estabilidad de CUSUM, ausencia de autocorrelación, normalidad y ausencia de heterocedasticidad de los errores del vector autorregresivo (VAR(1)) para los logaritmos de los precios desestacionalizados en primeras diferencias de rape ($dLP_{r,d12}$) y merluza ($dLP_{m,d12}$)
Table 4. Tests of CUSUM stability, absence of autocorrelation, normality and absence of heteroskedasticity of vector autoregression errors (VAR (1)) for logarithms of seasonally adjusted prices in first differences of monkfish ($dLP_{r,d12}$) and hake ($dLP_{m,d12}$)

	Harvey-Collier	LMF $\chi^2(12)$	Doornik-Hansen $\chi^2(4)$	ARCH $\chi^2(12)$
Propiedad	Estabilidad	Autocorrelación	Normalidad	Heterocedasticidad
Ho	Si	No	Si	No
Ha	No	Si	No	Si
$dLP_{r,d12}$	0,448	8,56	26,79 ***	16,41
$dLP_{m,d12}$	-0,178	14,40	26,79 ***	18,89

5. Este procedimiento sigue un proceso en etapas a fin de garantizar el éxito en la elección del modelo de referencia en el mayor número de ocasiones.

6. Número máximo de 15 retardos y elección mediante MAIC.

Tabla 5. Contraste de cointegración de Engle-Granger y Johansen para los logaritmos de los precios desestacionalizados en primeras diferencias de rape ($dLP_{r,d12}$) y merluza ($dLP_{m,d12}$)
 Table 5. Cointegration test of Engle-Granger and Johansen for logarithms of seasonally adjusted prices in first differences of monkfish ($dLP_{r,d12}$) and hake ($dLP_{m,d12}$)

	Valor	Significación
Engle-Granger ¹		
Estadístico tau	-9,64	***
Johansen ²		
Estadístico de la traza		
r = 0	17,91	*
r = 1	3,62	NS
Estadístico del máximo valor propio		
r = 0	14,28	*
r = 1	3,62	NS

¹Ho: No existe cointegración; Ha: Existe cointegración. ²Ho: r = 0 (No existen vectores de cointegración); Ha: r = 1 (Existe un vector de cointegración). r = La prueba de la traza.

significativo al 1%, por lo que se acepta la existencia de cointegración. Del mismo modo, en el contraste de Johansen se aprecia la existencia de un vector de cointegración, puesto que tanto el estadístico de la traza como el del máximo valor propio son significativos al 5% para el rango 0 ($r = 0$) y no lo son para el rango 1 ($r = 1$). Por lo que ambos test avalan que las series de precios de rape y merluza están cointegradas. Por lo tanto, a la vista de los resultados, las dos especies principales de la flota del Gran Sol constituyen un mercado horizontalmente integrado. Una vez finalizado el análisis de cointegración se modelizan las series cointegradas mediante un modelo de corrección de error (VCE).

Modelo de corrección de error (VCE)

En esta sección se estima un modelo de corrección de error (VCE) para analizar la relación de largo plazo y mapa de causalidades de las series de precios de rape-merluza desestacionalizadas en primeras diferencias ($dLP_{r,d12}$ y $dLP_{m,d12}$). A partir del teorema de representación de Granger (1983) si un conjunto de variables están cointegradas, éstas pueden ser representadas mediante un modelo de corrección de error (VCE). Una vez seleccionado el número de retardos óptimo a partir del criterio bayesiano de Schwarz⁷ (en este caso es 1), se analizará los resultados de la autorregresión vectorial observando el

7. Ivanov *et al.* (2001) proponen el criterio de Schwarz como más preciso para cualquiera que sea el tamaño de la muestra en el caso del modelo de corrección de error (VCE).

término de error, o el multiplicador de corto plazo. Posteriormente se analizarán las diferencias existentes entre el corto y largo plazo, así como las relaciones de impulso-respuesta de una serie respecto a la otra y las pruebas de causalidad de Toda-Yamamoto.

En la Tabla 6, el término de corrección de error es significativo al 1% para las dos ecuaciones. En el caso del rape, el coeficiente de error indica que los cambios a corto plazo del precio de P_r tienen un impacto negativo a corto plazo en P_m , siendo el término de corrección de error menor que uno en valor absoluto. Consecuentemente,

P_r se ajusta a los shocks temporales, a una velocidad de ajuste considerablemente alta (aproximadamente dos meses). Para P_m , el coeficiente de error indica que los cambios a corto plazo en P_m tienen un impacto negativo en los cambios a corto plazo en P_r . En este caso, el valor del término de error está próximo a la unidad en valor absoluto, por lo que el ajuste es prácticamente inmediato. El R^2 de la merluza es más elevado que el del rape y los respectivos estadísticos Durbin-Watson (D-W) de las dos regresiones son cercanos a 2, por lo que se puede descartar que sean regresiones espurias⁸.

Tabla 6. Resultados del modelo de vector de corrección de error (VCE) para los logaritmos de los precios desestacionalizados en primeras diferencias de rape ($dLP_{r,d12}$) y merluza ($dLP_{m,d12}$)
 Table 6. Results of vector error correction (VEC) model for logarithms of seasonally adjusted prices in first differences of monkfish ($dLP_{r,d12}$) and hake ($dLP_{m,d12}$)

	Vector de Ajuste (α)	Vector Cointegrante (β)	R^2	Durbin-Watson
$dLP_{r,d12}$	-0,47 ***	1,00 ***	0,47	2,75
$dLP_{m,d12}$	-0,97 ***	1,08 NS	0,74	2,52

Seguidamente, se contrasta la proporcionalidad entre los parámetros β de P_r y P_m (Ho: $\beta_r = -\beta_m$), con el fin de averiguar si existe perfecta transmisión de precios entre ambos precios, es decir, se contrasta la integración perfecta entre P_r y P_m . El resultado de este contraste de proporcionalidad (35,29) rechaza la hipótesis nula al 1% de significación entre la pareja de precios, lo que indica una transmisión imperfecta de precios entre el rape y la merluza.

En los gráficos de la Figura 4 se muestran las funciones impulso-respuesta (FIR). Las FIR permiten analizar las relaciones de corto plazo entre P_r y P_m ⁹. La respuesta de P_r ante un shock en P_m muestra un efecto negativo que se agudiza en el segundo mes, para recuperarse en el tercero y caer más débilmente en el cuarto. La respuesta en meses de orden superior permanece negativa, aunque no tanto como en el segundo mes y se estabiliza a partir del sexto mes. En el caso opues-

8. Una de las características que presentan las relaciones espurias consiste en tener un coeficiente de determinación muy elevado y un estadístico de Durbin-Watson próximo a cero. Sugiriendo como buena regla para sospechar que la regresión es espuria cuando $R^2 > D-W$ (Granger y Newbold, 1974).

9. Las funciones impulso-respuesta también son utilizadas para estudiar el largo plazo por medio de la matriz de efectos de largo plazo o multiplicadores totales (Lütkepohl, 1993).

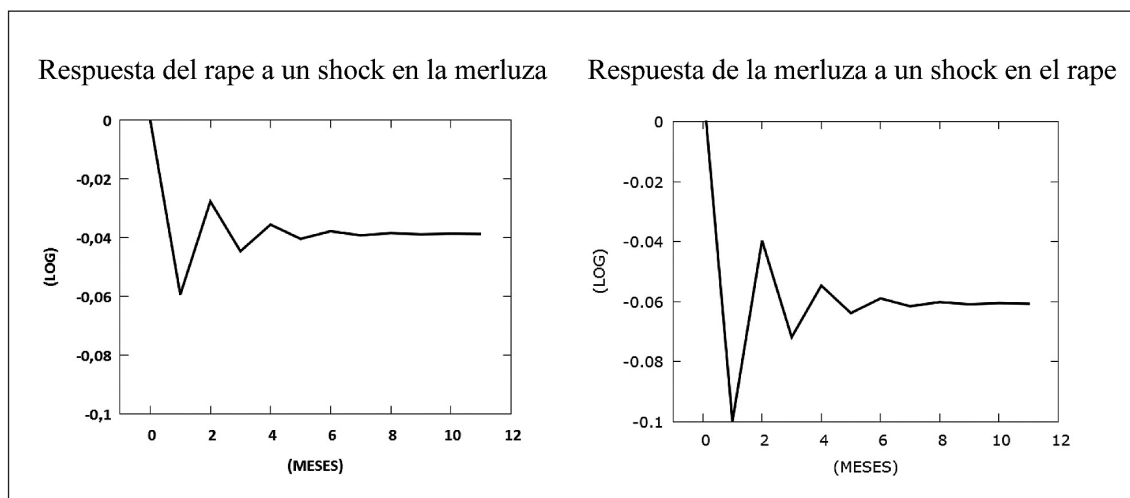


Figura 4. Gráficos FIR (función impulso respuesta) del rape y la merluza.
 Figure 4. IRF (impulse response function) graphs of monkfish and hake.

to, un impulso en P_r produce una caída en P_m , estabilizándose igualmente en el sexto mes. El patrón estacional de las capturas y su efecto en los precios pueden explicar este patrón de ajuste. Hay meses de consumo preferentes por su mayor disponibilidad, mayor productividad y su mejor calidad. En lo que respecta a las capturas del rape esos meses son abril y mayo, sin embargo, para la merluza son los meses de abril, mayo, junio y julio.

Finalmente, se obtienen los resultados de los test de causalidad de Toda-Yamamoto¹⁰ y sus respectivas direccionalidades. La prueba de causalidad evidencia que P_m causa a P_r , siendo $\chi^2 = 13,2$ (significativo al 1%). Sin embargo, no se produce una causación inversa de P_r a P_m , puesto que $\chi^2 = 3,4$ y no es significativo. La evidencia de al menos una relación de causalidad indica que ambas especies pertenecen a un mismo mercado. Además, la

no existencia de causalidad en la dirección opuesta, implica la existencia de liderazgo de precios de un mercado sobre el otro (Sanjuán y Gil, 2001). En este caso, los test de causalidad han permitido detectar una mayor influencia del precio de la merluza sobre el precio del rape. Por lo tanto, el estudio de estas relaciones señala la integración de las dos especies, indicando que el precio de la merluza es el precio líder en el mercado.

La consideración del precio de la merluza como líder en el mercado puede tener repercusiones en la elaboración de estrategias de los agentes del sector. La posibilidad de anticipar el comportamiento del precio del rape únicamente con el análisis del precio de la merluza, tiene una utilidad directa en la elaboración de estrategias de precios y en la elección de los momentos de compra-venta para obtener los mejores precios.

10. Toda y Yamamoto (1995) proponen una aproximación para evaluar la relación de causalidad independientemente del orden de integración y/o del rango de cointegración en el sistema VAR.

Conclusiones

Los diversos test de estacionariedad y cointegración evidencian que los precios del rape y merluza son $I(1)$ y están cointegrados. Este último resultado avala que los precios de ambas especies no son independientes, sino que forman parte de un mercado horizontalmente integrado en el que ambas especies compiten. Si bien a corto plazo se pueden producir desviaciones respecto al nivel de equilibrio, a largo plazo mantendrán un equilibrio. El contraste de proporcionalidad evidencia que la transmisión de precios entre rape y merluza es imperfecta, por lo que no se cumple la Ley del Precio Único y en consecuencia la transmisión de precios entre ambos mercados será imperfecta. Por consiguiente, podemos concluir que los mercados de rape y merluza están parcialmente integrados y que ambas especies se comportan como sustitutivos imperfectos.

El término de corrección de error del modelo de corrección de error es estadísticamente significativo tanto para los precios del rape como para la merluza. La aplicación de este modelo al análisis de las relaciones dinámicas entre ambas especies conduce a concluir que los signos de los parámetros del vector de cointegración coinciden en ambos casos. Un shock o aumento transitorio sobre el precio de la merluza genera fluctuaciones de signo negativo durante los 6 primeros meses en el precio del rape. De igual manera ocurre en el caso opuesto, donde un impulso en el precio del rape produce una disminución del precio de la merluza que se estabiliza igualmente en el sexto mes.

A partir del análisis de causalidad se concluye que ésta no se puede rechazar. Además, el mapa de causalidad obtenido permite afirmar que la dirección de la causalidad va del precio de la merluza al del rape, tanto en el corto como en el largo plazo; mientras que el precio del rape solo consigue causar a corto

plazo al de la merluza. Por lo tanto, el precio de la merluza es el precio fuerte del mercado integrado, o dicho de otra forma, la merluza es la especie líder.

Consecuentemente, un shock en el mercado de la merluza (especie líder) se transmite de forma inmediata al mercado del rape generando además respuestas muy duraderas. Sin embargo, shocks en el mercado del rape (precio débil) únicamente generan reacciones transitorias en el mercado líder. Por lo que si se produce un shock de oferta que obligue a subir el precio de la merluza, como el rape está en el mismo mercado, los consumidores responderán a esta subida sustituyendo considerablemente el consumo de merluza por el de rape. Este incremento en la demanda para el rape ejercerá una presión sobre la oferta del producto que se traducirá en un aumento del precio de esta última especie.

Agradecimientos

Los autores quieren expresar su agradecimiento a los dos evaluadores del artículo. Este estudio ha recibido ayuda financiera del Ministerio de Economía y Competitividad (Ref: ECO2013-44436-R) en el marco del Programa Estatal de I+D+i Orientada a los Retos de la Sociedad y del Gobierno Vasco (Grupo Consolidado de Investigación "*Instituciones, Regulación y Política Económica*" (Ref GIC12/171)). Todos los errores y opiniones son responsabilidad de los autores.

Bibliografía

- Adamowicz WL, Baah SO, Hawkins MH (1984). Pricing efficiency in hog markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 3: 462-477.
- Asche F, Bremnes H, Wessells CR (1999). Product aggregation, market integration and relation-

- ships between prices: an application to world salmon markets. *American Journal of Agricultural Economics* 81: 568-581.
- Asche F, Flaaten O, Isaksen JR, Vassdal T (2002). Derived demand and relationships between prices at different levels in the value chain: a note. *Journal of Agricultural Economics* 53: 101-107.
- Asche F, Gordon DV, Hannesson R (2004). Tests for market integration and the law of one price: the market for whitefish in France. *Marine Resource Economics* 19: 195-210.
- Asche F, Jaffry S, Hartmann J (2007). Price transmission and market integration: vertical and horizontal price linkages for salmon. *Applied Economics* 39 19: 2535-2545.
- Beaulieu JJ, Miron JA (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. *Journal of Econometrics*, North-Holland 55: 305-328.
- Cáceres JJ (1996). Contraste de raíces unitarias en datos semanales. *Estadística Española* 38 141: 139-159.
- CMRM (2011). Base de datos de la Consellería do Medio Rural e do Mar – Xunta de Galicia. Disponible en: <http://www.mediouralemar.xunta.es/>
- Cruz I, Ameneiro M (2007). Transmisión vertical de precios en el mercado nacional de los productos pesqueros frescos. *Revista de Economía Aplicada* 15 44: 85-107.
- Dahlgran RA, Blank SC (1992). Evaluating the integration of continuous discontinuous markets. *American Journal of Agricultural Economics* 74(2): 469-479.
- Dolado JJ, Jenkinson T, Sosvilla-Rivero S (1990). Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys* 3: 249-273.
- Engle RF, Granger CWJ (1987). Co-integration and error correction, representation, estimation and testing. *Econometrica* 55: 251-276.
- Franses PH (1990). Testing for seasonal unit roots in monthly data. *Tinbergen Institute Series* 30. Erasmus University. Rotterdam, Holanda.
- Gallardo M, Rubio H (2009). Diagnóstico de estacionalidad con X12-ARIMA. *Serie Estudios Económicos Estadísticos* 76, Banco Central de Chile.
- Goodwin BK, Schroeder TC (1991). Cointegration tests and spatial price linkages in regional cattle markets. *American Journal of Agricultural Economics* 73(2): 452-464.
- Granger CWJ (1983). Cointegrated variables and error correction models. Discussion Paper 83-13a, University of California en San Diego, EE.UU.
- Granger CWJ (2004). Time series analysis, cointegration, and applications. *American Economic Review*: 421-425.
- Granger CWJ, Newbold P (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2: 111-120.
- Guillotreau P (2003). Prices and margins along the European seafood value chain. University of Nantes, Francia.
- Hylleberg S, Engle R, Granger CWJ, Yoo B (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics* 44: 215-238.
- Ivanov V, Kilian L (2001). A practitioner's guide to lag-order selection for vector autoregressions. CEPR Discussion Paper 2685.
- Jiménez-Toribio R, García del Hoyo JJ (2006). Evidence of market price leadership in the Spanish red seabream value chain: implications for fisheries management. *Fisheries Research* 81: 51-59.
- Johansen S (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-254.
- 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): 169-210.
- Leybourne SJ, McCabe BPM (1994). A consistent test for a unit root. *Journal of Business and Economic Statistics* 12: 157-166.
- Lütkepohl H (1993). Introduction to multiple time series analysis. Ed. Springer-Verlag, Berlin, Alemania.
- MARM (2010). Base de datos del Ministerio de Medio Ambiente, y Medio Rural y Marino. Disponible en: <http://www.magrama.gob.es/es/>

- Nielsen M (2005). Price formation and market integration on the European first-hand market for whitefish. *Marine Resource Economics* 20: 185-202.
- Nielsen M, Smit J, Guillen J (2009). Market integration of fish in Europe. *Journal of Agricultural Economics* 60 (2): 367-385.
- Rebollo A, Romero J, Yagüe MJ (2006). Análisis de los márgenes comerciales de los productos frescos de alimentación en España. *Información Comercial Española* 828: 67-82.
- Sanjuán AI, Gil JM (2001). Price transmission analysis: A flexible methodological approach applied to European pork and lamb markets. *Applied Economics* 33: 123-131.
- Stigler GJ (1969). *The theory of price*. Ed. Macmillan, Londres, Reino Unido.
- Stigler GJ, Sherwin RA (1985). The extent of a market. *Journal of Law and Economics* 28: 555-585.
- Toda HY, Yamamoto T (1995). Statistical inferences in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics* 66: 225-250.
- Tomek WG, Robinson KL (1990). *Agricultural product prices*, 3th. Ed. Cornell University Press, Ithaca, EE. UU..
- Varela MM, Surís JC (2001). La percepción de los agentes económicos sobre la regulación de pesquerías. Aplicación al sector pesquero de Galicia, *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros* 190: 9-41.

(Aceptado para publicación el 4 de junio de 2015)