

# **ANÁLISIS DE LAS RELACIONES VERTICALES EN LOS CANALES DE DISTRIBUCIÓN DEL BESUGO**

García del Hoyo, Juan José (hoyo@uhu.es)  
Jiménez Toribio, Ramón (toribio@uhu.es)  
González Galán, María Dolores (gonzalez@uhu.es)

MEMPES, Universidad de Huelva

## **RESUMEN**

En este trabajo, mediante el uso de técnicas econométricas, se ha pretendido determinar el grado de interacción entre dos mercados de distinto nivel en relación con el voraz o besugo de la pinta (*Pagellus Bogaraveo*). Como mercado de primera venta en origen se ha seleccionado la lonja de contratación pesquera situada en Tarifa (Cádiz) y, como mercado mayorista en destino, Mercamadrid (mercado central perteneciente a la red MERCASA). Aunque la lonja considerada posee una reducida dimensión, se ha de destacar su importancia en relación con la comercialización del besugo dado que los desembarcos de esta especie efectuados en Tarifa representan aproximadamente el 80% de la producción nacional. Por otro lado, el principal mercado de destino de estos desembarcos es Mercamadrid.

La metodología utilizada en este trabajo ha consistido en la realización de contrastes de raíces unitarias, contrastes de cointegración y formulación de modelos de corrección de error junto con VAR adecuados a los fines propuestos, mediante los que se ha podido determinar la relación existente a largo plazo. Asimismo se han testeado las relaciones de causalidad existentes.

*Palabras clave:* causalidad de Granger, cointegración, modelos VAR, mercados pesqueros.

## 1. INTRODUCCIÓN

El objetivo fundamental del presente trabajo consiste en analizar la interacción existente entre mercados de productos pesqueros situados en distintos niveles de la cadena comercial. Para ello se ha considerado un producto concreto, el voraz o besugo de la pinta (*Pagellus bogaraveo*) caracterizado por una elevada concentración de la oferta en primera venta en una única lonja o mercado en origen y por alcanzar elevadas cotizaciones en el mercado nacional, no sólo por su progresiva escasez debida a la sobreexplotación sino por haberse convertido en un producto característico de ciertas celebraciones en determinadas zonas del centro de España.

Como mercado de primera venta se ha seleccionado la lonja de contratación pesquera de Tarifa (Cádiz), cuyas subastas desde 1990 prácticamente representan en 80% de los desembarcos de este producto en los puertos españoles, y como mercado representativo de la demanda derivada al por mayor Mercamadrid, donde se comercializa la mayor parte del voraz que se consume en España.

Algunos procedimientos basados en la Teoría de la Cointegración han permitido establecer resultados concretos acerca de las relaciones verticales entre mercados, de forma que en el caso de que dos mercados estén cointegrados podemos afirmar que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre sus precios o que sus precios fluctúan de forma conjunta. No obstante, en el corto plazo pueden existir desviaciones respecto a la situación de equilibrio. Para estudiar la posible relación de cointegración se ha utilizado el método bietápico de Engle y Granger (1987) como el procedimiento de Johansen (1988), si bien en este último caso los resultados no han sido satisfactorios y han evidenciado una elevada sensibilidad al periodo muestral considerado.

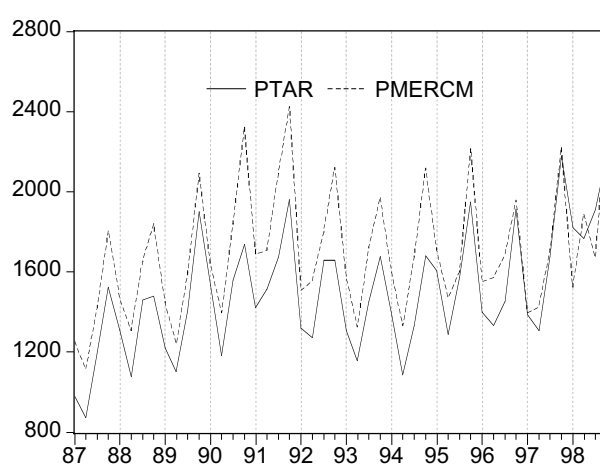
Asimismo, se ha investigado la relación de causalidad entre los precios de ambos mercados mediante la utilización tanto del test de causalidad convencional de Granger como de modelos de corrección de error y del concepto de cointegración.

Para la realización de este estudio, se han empleado datos no desestacionalizados de periodicidad trimestral para el periodo 1987:1-1998:4. Las series de precios mayoristas han sido proporcionadas por Mercamadrid y las series de precios en primera venta, por la lonja del puerto en cuestión y la Dirección General de Pesca de la Junta de Andalucía (véase Figura 1).

Siguiendo a Franses (1998), se ha decidido trabajar con la transformación logarítmica de los precios en base a las siguientes razones: en primer lugar, se consigue reducir el impacto de los puntos raros (outliers); en segundo lugar, se hace la varianza de la serie

estable en el tiempo (transformación de Box-Cox); y, finalmente, desde un punto de vista económico, si junto con los logaritmos se toman las primeras diferencias de las variables, entonces obtenemos la tasa de variación o crecimiento de la serie.

El resto del artículo se estructura de la siguiente forma. En el apartado 2 se determina el orden de integración de las series. En el apartado 3 se aplica el método de cointegración con el fin de detectar una relación a largo plazo que relacione el precio del voraz en lonja con su precio en el mercado mayorista. A continuación, se analiza la relación de causalidad entre ambas series de precios en el apartado 4. Finalmente, el artículo concluye en el apartado 5 resaltando las principales conclusiones del análisis.



**Figura 1.** Evolución de las series de precios.

## 2. TESTS DE RAÍCES UNITARIAS

Desde el artículo de Nelson y Plosser (1982), se ha detectado en numerosas ocasiones la presencia de diferentes tipos de no estacionariedad en las series temporales relacionadas con la economía. Hasta la década de los 90, sólo se han estudiado las raíces unitarias en la frecuencia cero (Fuller, 1976; Dickey y Fuller, 1981; Engle y Granger, 1987). Osborn et al. (1988), Engle et al. (1989), Hylleberg et al. (1990) y Osborn (1990) han mostrado como series temporales estacionales de tipo económico pueden también presentar raíces unitarias estacionales. Detectar las raíces unitarias estacionales es importante, dado que si no se tuvieran en cuenta, las estimaciones mínimo cuadráticas ordinarias de la ecuación de cointegración serían inconsistentes (Engle et al., 1989).

Para verificar la existencia de raíces unitarias estacionales se han empleado el test de Osborn (1990) y el test propuesto por Hylleberg et al. (1990) (a partir de ahora lo denominaremos HEGY). Asimismo, se ha comprobado la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero mediante el test de Dickey y Fuller Ampliado (Dickey y Fuller, 1981) (a partir de ahora, se llamará ADF).

## 2.1. TEST DE OSBORN

Osborn (1990) plantea un contraste para verificar la hipótesis nula de que la serie es integrada de orden uno tanto en la parte regular como en la parte estacional de la serie, es decir,  $I(1,1)$ . Esto implica que si la hipótesis nula es aceptada, la serie tendrá que ser sometida a una diferenciación tanto en la parte regular como en la parte estacional para ser transformada en estacionaria. Para realizar el contraste Osborn propone la siguiente regresión auxiliar:

$$\Delta\Delta_4 X_t = \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \beta_1 \Delta_4 X_{t-1} + \beta_2 \Delta_1 X_{t-4} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta_1 \Delta_4 X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

donde  $D_{qt}$  son variables ficticias que toman siempre el valor cero salvo en el trimestre  $q$  en el que toman valores iguales a uno. Para realizar el contraste se llevan a cabo contrastes de significación individuales de tipo  $t$  para el caso de una raíz unitaria regular,  $\alpha_1=0$ , y una raíz unitaria estacional,  $\alpha_2=0$ , así como un contraste conjunto de tipo  $F$  de la hipótesis  $\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=\alpha_1=\alpha_2=0$ . Osborn et al. (1988) proponen una regresión y estadísticos similares a los aquí usados.

Por otro lado, se ha de señalar que el mayor problema del test de Osborn es que no verifica la existencia de todas las posibles raíces unitarias de un proceso estacional. En cambio, el test HEGY no presenta este problema.

En la tabla 1, se muestran los resultados obtenidos tras la aplicación del contraste de Osborn sobre las series de precios analizadas. Los valores críticos proceden de Osborn (1990).

Según este test, la serie de precios en primera venta es  $I(1,0)$ , mientras que los precios en el mercado mayorista resultan ser  $I(1,1)$ . No obstante, se ha de ser cauto en relación con la interpretación de los resultados debido a que los valores críticos usados han sido

generados mediante simulación de Montecarlo para una muestra de 136 observaciones, muestra bastante mayor que la utilizada en este artículo.

**Tabla 1.** Contraste de Osborn.

Variable	$\Delta_1$	$\Delta_2$	$\Delta_1 = \Delta_2 = \Delta_3 = \Delta_4 =$ $= \Delta_1 = \Delta_2 = 0$	p (nº retardos)
LPTAR	-2,5748	-5,3551**	9,6853**	0
LPMERCM	-1,8592	-2,4220	2,7785	1

LPTAR y LPMERCM son los precios en lonja y en el mercado mayorista en logaritmos.

\*\* Estadístico significativo al 1%. \* Estadístico significativo al 5%, pero no al 1%.

## 2.2. TEST HEGY

Hylleberg et al. (1990) proponen un contraste para detectar la presencia de raíces unitarias tanto en la frecuencia cero como en las frecuencias estacionales. El test HEGY verifica la hipótesis nula  $I(0,1)$  frente a las alternativas  $I(1,0)$  e  $I(0,0)$ .

Para desarrollar el presente contraste debemos partir de la factorización del operador diferencia estacional para datos trimestrales,  $\Delta_4$ . Este operador diferencia se puede factorizar obteniendo cuatro raíces, de las cuales dos son reales, 1 y -1, y dos imaginarias,  $i$  y  $-i$ :

$$\Delta_4 = (1 - L^4) = (1 - L)(1 + L)(1 - iL)(1 + iL) \quad (2)$$

donde el primer término,  $(1-L)$ , corresponde a la raíz en la frecuencia cero y los tres restantes a las raíces estacionales. Por lo tanto, la aplicación del filtro  $\Delta_4$  sólo estará plenamente justificada cuando la serie contenga cuatro raíces unitarias: una en la frecuencia cero y otra en cada una de las frecuencias estacionales. En caso contrario se incurrirá en sobrediferenciación.

El contraste de raíces unitarias estacionales para datos trimestrales es equivalente a contrastar la significatividad de los parámetros de la siguiente regresión auxiliar:

$$\varphi(L)y_{4,t} = \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} + \pi_4 y_{3,t-2} + \varepsilon_t \quad (3)$$

en la que  $\varphi(L)$  es una función polinómica que incluye un número suficiente de retardos para que  $\varepsilon_t$  sea ruido blanco,  $\mu_t$  puede incluir los componentes deterministas (constante,

tendencia o variables ficticias estacionales) y donde  $y_{1,t}=S_1(L)y_t=(1+L+L^2+L^3)y_t$ ,  $y_{2,t}=S_2(L)y_t=-(1-L+L^2-L^3)y_t$ ,  $y_{3,t}=S_3(L)y_t=-(1-L^2)y_t$  e  $y_{4,t}=-_4y_t=(1-L^4)y_t$ .  $S_1(L)$  es un filtro estacional que elimina las raíces unitarias en todas las frecuencias estacionales (i.e.  $\omega=1/2$  y  $1/4$ ), mientras que  $S_2(L)$  y  $S_3(L)$  eliminan las raíces unitarias en las frecuencias estacionales  $\omega=1/2$  y  $\omega=1/4$ , respectivamente. Los coeficientes  $\pi_i$  no serán significativos (o iguales a cero) cuando exista la correspondiente raíz unitaria. Por tanto, la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero en  $y_t$  implica aceptar la hipótesis nula de que  $\pi_1$  es igual a cero. Del mismo modo, aceptar que  $\pi_2=0$  implica una raíz unitaria estacional -1, es decir, una raíz unitaria en la frecuencia bianual. Finalmente, si  $\pi_3$  y  $\pi_4$  son iguales a cero, una raíz unitaria  $\pm i$  existe, o sea, la serie temporal presenta una raíz unitaria en la frecuencia anual. De esta manera, el rechazo de las hipótesis nula del contraste sobre  $\pi_2$  y del contraste conjunto sobre  $\pi_3$  y  $\pi_4$  implica la ausencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales. HEGY propone estadísticos basados en la  $t$  de Student para  $\pi_1=0$  y  $\pi_2=0$  y un estadístico basado en la  $F$  de Snedecor para  $\pi_3=\pi_4=0$ , que se denotan por  $t_1$ ,  $t_2$  y  $F_{34}$  respectivamente. Los valores críticos correspondientes a estos contrastes están disponible en HEGY (1990). Se han incluido en las regresiones auxiliares variables ficticias estacionales debido a que hay indicios de significación en al menos alguna de estas variables. Beaulieu y Miron (1993) prefieren incluir siempre variables ficticias estacionales por el sesgo que supondría su exclusión cuando fueran relevantes.

La tabla 2 presenta el valor de los estadísticos del contraste HEGY. Comparando estos estadísticos con los correspondientes valores críticos, se deduce que existe en ambas series únicamente una raíz unitaria en la frecuencia cero, mientras que no hay raíces unitarias ni en la frecuencia bianual ni en la anual. Por tanto, esto nos conduce a pensar que los efectos estacionales son exclusivamente de carácter determinista, es decir, los factores estacionales permanecen constantes a lo largo del tiempo y son predecibles. En definitiva, según el test HEGY ambas series son  $I(1,0)$ .

Al comparar los resultados con el test de Osborn se observa que existe una cierta ambigüedad en el orden de integración de la serie LPMERCM. Mientras que el test HEGY afirma que esta serie es  $I(1,0)$ , el test de Osborn nos conduce a una serie  $I(1,1)$ . Sin embargo, debido a la mayor fiabilidad de los valores críticos del contraste HEGY nos hemos decantado por los resultados obtenidos con este segundo test.

**Tabla 2.** Contraste HEGY de raíces unitarias estacionales.

Estadísticos	Variables			
	LPTAR(1)	LPTAR(2)	LPMERCM(1)	LPMERCM(2)
$\pi_1$	1,4227	2,1792	0,7460	1,0935
$\pi_2$	-2,7530*	-2,8119*	-3,6821**	-3,7073**
$\pi_3\_ \pi_4$	15,4565***	16,3798***	16,7336***	16,2637***
J-B	1,7638	2,0699	2,1081	1,8567
B-G(1)	0,0152	0,000226	0,0018	0,0037
B-G(4)	0,4876	0,1231	0,5132	0,4650
B-G(8)	2,2128	2,0587	9,4002	9,7064
B-G(12)	10,8289	12,7311	13,8335	13,8924
D <sub>1</sub> ...D <sub>3</sub>	9,9147***	10,4872***	12,5701***	12,2182***

LPTAR y LPMERCM son los precios en lonja y en el mercado mayorista en logaritmos.

(1) La regresión auxiliar contiene variables ficticias estacionales y constante. (2) Regresión auxiliar con variables ficticias estacionales, constante y tendencia.

No ha sido necesario incluir retardos adicionales en las regresiones auxiliares. Por tanto,  $\_L=1$ .

J-B: Contraste de normalidad de Jarque-Bera. B-G(i): Contraste de autocorrelación de Breusch-Godfrey hasta el retardo i-ésimo. D<sub>1</sub>...D<sub>3</sub>: Contraste de tipo F de significatividad de las variables ficticias estacionales.

\*\*\* Estadístico significativo al 1%. \*\* Estadístico significativo al 5%, pero no al 1%. \* Estadístico significativo al 10%, pero no al 5% ni al 1%.

### 2.3. TEST ADF

A continuación, se ha realizado el contraste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) para confirmar la existencia de este tipo de raíces unitarias.

Entre los numerosos contrastes de raíces unitarias existentes, en el presente trabajo se ha utilizado el test ADF (Dickey y Fuller, 1981), que es uno de los contrastes de raíces unitarias más utilizados en la práctica. Para ello, se parte de la estimación de la siguiente ecuación:

$$\Delta X_t = \mu_t + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde  $X_t$  es la serie para la cual se va a determinar el orden de integración,  $\_t$  puede incluir los componentes deterministas (constante o tendencia),  $\_t$  es una perturbación ruido blanco y  $p$  es el número de retardos de la variable dependiente incluidos en la regresión para asegurarse que los residuos no están correlacionados.

La hipótesis nula a contrastar es  $H_0: \_ = 0$  frente a  $H_1: \_ < 0$ . Bajo la hipótesis nula, el estadístico  $t$  no sigue una distribución  $t$  de Student, ni incluso asintóticamente. En

cambio, la distribución límite del estadístico t es una función de procesos brownianos o de Wiener.

En consecuencia, los valores críticos del contraste no pueden ser tomados a partir de una distribución t de Student. Si se empleasen para obtener los valores críticos las tablas de la t de Student se rechazaría con demasiada frecuencia la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria. Por tanto, deberemos utilizar como valores críticos los publicados en Fuller (1976), Dickey y Fuller (1981) y MacKinnon(1991). La aceptación de la hipótesis nula supone aceptar que la serie es I(1) frente a la alternativa de que es I(0). Mediante la diferenciación sucesiva de las series, estos tests pueden aplicarse secuencialmente para determinar el grado de integración de las series.

Debido a la baja potencia de estos tests cuando se introducen componentes deterministas en las regresiones auxiliares no significativos, Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990) proponen un procedimiento para detectar la presencia de raíces unitarias cuando la forma de proceso es desconocida.

**Tabla 3.** Contraste ADF.

Variable	LPTAR	LPMERCM
$\Delta X_t = \mu + \beta t + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$		
$H_0: \_ = 0$	-1.70211	-2.20369
$H_0: \_ = 0$ dado que $\_ = 0$	1.59297	2.45449
$\Delta X_t = \mu + \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$		
$H_0: \_ = 0$	-0.87464	-2.18933
$H_0: \_ = 0$ dado que $\_ = 0$	1.12675	2.69070
$\Delta X_t = \alpha X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$		
$H_0: \_ = 0$	1.21170	0.71124

\* Estadístico significativo al 5%.

El número de retardos incluidos en las regresiones auxiliares ha sido 4. El criterio empleado para estudiar la autocorrelación de los residuos ha sido el test de Breusch-Godfrey.

Los resultados obtenidos tras la realización de los tests ADF nos sirven para verificar que efectivamente existe una raíz unitaria en la frecuencia cero. Por otro lado, hemos de añadir que se ha verificado (aunque no se adjuntan los resultados) si las series presentan dos raíces en la parte regular del modelo siendo el resultado negativo.



### 3. RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN

En este trabajo, el análisis de cointegración se aplica en un marco bivalente y va a permitir detectar, en caso de existir, las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los precios en lonja y en el mercado mayorista del voraz o besugo de la pinta. Para ello se va a usar el método bietápico de Engle-Granger. Otro procedimiento alternativo sería el procedimiento de máxima verosimilitud de Johansen. A pesar de ser, como afirma Gonzalo (1994), la mejor metodología a efectos prácticos de los considerados en dicho trabajo, se ha optado por no incluirlo al haber obtenido resultados incongruentes al variar el periodo muestral lo que atribuimos fundamentalmente a las fuertes fluctuaciones experimentadas durante el año 1998 en la oferta a causa de la sobreexplotación del caladero provocando grandes oscilaciones tanto en los precios de primera venta como en destino.

Dos series no estacionarias se dice que están cointegradas si existe una combinación lineal de ellas cuyos residuos sí resultan ser estacionarios. Para un ámbito bivalente, Engle y Granger (1987) proponen estimar, en primer lugar, la relación de cointegración por MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) una vez que se ha verificado que las dos variables presentan el mismo orden de integración. Esta relación viene dada por la siguiente regresión

$$x_t = \alpha + \beta y_t + z_t \quad (5)$$

A continuación, se ha de realizar un test de cointegración sobre los residuos ( $z_t$ ) de la relación (5) con el fin de comprobar que los residuos presentan un orden de integración inferior al de las variables estudiadas. Para ello se puede emplear cualquier contraste de raíces unitarias, por ejemplo, el test ADF. No obstante, se ha de tener en cuenta que los valores críticos no coinciden con los utilizados en el test ADF convencional. Los valores críticos para el contraste de cointegración están tabulados en MacKinnon (1991). Finalmente, se ha de estimar el MCE (Modelo de Corrección de Error) introduciendo los residuos de la relación de cointegración estimada retardados un periodo ( $z_{t-1}$ ) como variable independiente en ambas ecuaciones. Para obtener el MCE, se deberá estimar la ecuación

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{p_1} \phi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^{p_2} \omega_j \Delta x_{t-j} + \gamma z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

De esta manera, se habrá analizado tanto la relación a largo plazo existente entre las dos variables mediante la relación de cointegración como la dinámica en el corto plazo mediante el MCE. En nuestro caso particular, tanto LPMERCM como LPTAR presentan únicamente una raíz unitaria en su parte regular. Por tanto, los residuos de la relación de cointegración deberán ser  $I(0)$  para de esta forma poder afirmar que efectivamente existe una relación a largo plazo entre ambas series de precios. De esta forma, se ha procedido a estimar una regresión que relacione a las dos series de precios obteniendo<sup>1</sup>

$$\begin{aligned} \text{LPMERCM} &= 1,5490 + 0,8055 \text{ LPTAR} \\ &\quad (3,5485) \quad (13,4598) \\ R^2 &= 0,7975 \end{aligned} \quad (7)$$

A continuación, se ha procedido a realizar el test de cointegración ADF. Se ha incluido en la regresión auxiliar del contraste, por un lado, una constante sólo y, por otro lado, una constante y una tendencia. En el primer caso, el valor del estadístico ha sido igual a -0,5185 y, en el segundo caso, -1,3777. Al comparar los valores de los estadísticos con los correspondientes valores críticos (MacKinnon, 1991), se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración en ambos casos.

**Tabla 4.** Estimaciones del MCE de  $\text{LPMERCM}_t$ .

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t
Constante	0,1463	0,0364	4,0223*
D <sub>1</sub>	-0,2258	0,0490	-4,6091*
D <sub>2</sub>	-0,2488	0,0695	-3,5779*
D <sub>3</sub>	-0,1117	0,0406	-2,7488*
Z <sub>t-1</sub>	-0,2962	0,153890	-1,9249*
$\text{LPMERCM}_{t-1}$	-0,5136	0,1536	-3,3439*
$\text{LPTAR}_t$	0,6045	0,1019	5,9332*
$\text{LPTAR}_{t-1}$	0,2431	0,1546	1,5726*
R <sup>2</sup> =0.9429    R <sup>2</sup> (ajust.)=0.9324    DW=2.057552    F=89.609465*			
B-G(1)=0,1943    B-G(4)=0,8158    B-G(8)=4,4008    B-G(12)=5,8965			
J-B=3,0302			

\* Estadístico significativo al 10%.

<sup>1</sup> Como señalan Suriñach et al. (1995), “los t-estadísticos de los parámetros del vector de cointegración están sesgados y son inconsistentes. Por tanto, la inferencia sobre los parámetros estimados no se puede hacer de manera tradicional.”

Por último, se ha estimado el MCE. Para ello se han considerado un número máximo de 4 retardos en cada variable. Con el fin de obtener una estimación más parsimoniosa, el MCE inicial se ha ido reduciendo empleando para ello tanto tests de significación individual de los parámetros basados en la distribución t de Student como el criterio de información de Akaike. Además, se ha comprobado que los residuos del MCE restringido son ruido blanco. En la tabla 4, se presenta el MCE estimado, junto con un conjunto de contrastes dirigidos a analizar el comportamiento de los residuos.

#### 4. ANÁLISIS DE LA CAUSALIDAD

Además de investigar la relación de cointegración entre el precio en la lonja y el precio en el mercado mayorista del voraz, en este artículo se pretende analizar la relación de causalidad entre ambas series de precios. Sería interesante, desde nuestro punto de vista, averiguar la dirección de la relación de causalidad entre ambas variables, es decir, qué precio causa a cuál. Podría incluso darse el caso de una causalidad bidireccional entre ambos precios lo que nos conduciría a la idea de que los precios se forman simultáneamente en ambos mercados.

En un principio, para estudiar la relación de causalidad entre estas dos variables se podría pensar en utilizar el test de causalidad de Granger convencional (1969). Sin embargo, tal y como señala Owoye (1995), este tipo de tests nos puede llevar a la conclusión de que no existe una relación de causalidad entre dos variables cointegradas, lo cual no es posible en ningún caso. Por tanto, se pueden derivar conclusiones erróneas del test de causalidad de Granger convencional. A este respecto, siempre que exista una relación de cointegración entre dos variables, debe haber causalidad en el sentido de Granger en al menos una dirección (Granger, 1988).

A pesar de ello, se ha realizado el test de causalidad de Granger convecional. Para ello se ha estimado, en primer lugar, el siguiente modelo:

$$\Delta \text{LP TAR}_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^3 D_{1i} + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \text{LP TAR}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} \Delta \text{LP MERCM}_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$\Delta \text{LP MERCM}_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^3 D_{2i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta \text{LP TAR}_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{2i} \Delta \text{LP MERCM}_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

siendo  $\mu_1$ ,  $\mu_2$ ,  $\gamma_{1i}$  y  $\gamma_{2i}$  parámetros que han de ser estimados mediante MCO,  $\varepsilon_{1t}$  y  $\varepsilon_{2t}$  perturbaciones aleatorias,  $D_{1i}$  y  $D_{2i}$  variables ficticias estacionales y, m y n el número de

retardos de las distintas ecuaciones. Se introducirán un número de retardos suficiente como para garantizar que los residuos de ambas ecuaciones sean ruido blanco.

Basándonos en (8), diremos que  $LPTAR_t$  es causada en el sentido de Granger por  $LPMERCM_t$  cuando el conjunto de coeficientes  $\gamma_{1i}$ s son estadísticamente significativos. Por otro lado, basándonos en (9), diremos que  $LPMERCM_t$  es causada en el sentido de Granger por  $LPTAR_t$  cuando el conjunto de coeficientes  $\gamma_{2i}$ s son estadísticamente significativos.

Se ha de señalar que los contrastes de causalidad de Granger se realizan generalmente sobre datos estacionarios con el fin de evitar posible problemas de relaciones espurias. Por esta razón, al ser las dos series de precios  $I(1)$ , se ha optado por trabajar con las primeras diferencias de las variables.

En la tabla 5 se muestran los resultados obtenidos tras la realización del test de causalidad de Granger convencional.

**Tabla 5.** Estadísticos F para los tests de causalidad de Granger.

Regresión	Estadístico F
$\_LPMERCM$ causa a $\_LPTAR$	0,0812 (0,7770)
$\_LPTAR$ causa a $\_LPMERCM$	0,1662 (0,6855)

La hipótesis nula es ausencia de causalidad.

Las ecuaciones estimadas incluyen 1 retardo de cada variable.

Entre paréntesis aparece la probabilidad asociada.

\*, \*\*, \*\*\*, respectivamente denotan estadístico significativo al 10%, 5% y 1%.

Tras comparar los estadísticos de los contrastes con sus correspondientes valores críticos, se acepta en ambos casos la no significatividad de dichos parámetros. Por tanto, según el test de causalidad de Granger tradicional no existe causalidad entre las series de precios en ninguna dirección.

Debido a los inconvenientes que posee el contraste de causalidad de Granger tradicional al utilizarse sobre variables cointegradas, también se ha empleado el procedimiento propuesto por Granger (1988). Este procedimiento analiza la relación de causalidad mediante un MCE que incorpora la información sobre las relaciones de equilibrio a largo plazo. En nuestro caso, se deberá emplear el siguiente MCE:

$$\Delta LPTAR_t = \mu_1 + \alpha_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^3 D_{1i} + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta LPTAR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} \Delta LPMERCM_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

$$\Delta LPMERCM_t = \mu_2 + \alpha_2 z_{t-1} + \sum_{i=1}^3 D_{2i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta LPTAR_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{2i} \Delta LPMERCM_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

donde  $z_{t-1}$  son los residuos de la relación de cointegración retardados un periodo. Según Engle y Granger (1987),  $LPMERCM_t$  causa  $LPTAR_t$ , si o bien los coeficientes de las variables independientes  $LPMERCM_t$  como un conjunto ( $\_1i$ ) o el coeficiente que acompaña a  $z_{t-1}$  ( $\_1$ ) en la ecuación (10) son estadísticamente significativos. En cambio,  $LPTAR_t$  causa a  $LPMERCM_t$ , si o bien los coeficientes de las variables independientes  $LPTAR_t$  como un conjunto ( $\_2i$ ) o el coeficiente que acompaña a  $z_{t-1}$  ( $\_2$ ) en la ecuación (11) son estadísticamente significativos. De esta manera, en el MCE cuando las variables están cointegradas la causalidad puede venir generada tanto por la significatividad de los parámetros que acompañan a las variables causales como por la del coeficiente de  $z_{t-1}$ .

Estimando el MCE formado por las ecuaciones (10) y (11), podemos determinar la dirección de la causalidad entre las dos variables. Para ello, es conveniente señalar que dicha causalidad puede surgir a partir de dos fuentes: de forma directa, mediante la significación conjunta de todos los valores pasados de la variable causal contrastada con un estadístico F estándar correspondiente a un test de Wald, o de forma indirecta, a través de la significación del término de corrección de error contrastada con una t de Student. En particular, la primera vía de causalidad se denomina causalidad a corto plazo y la segunda, causalidad a largo plazo.

**Tabla 6.** Estadísticos de los contrastes de causalidad usando el MCE  
basado en una relación de cointegración.

Regresión	Estadístico F	Estadístico t
$\_LPMERCM$ causa a $\_LPTAR$	1,0143 (0,3201)	-1,4658 (0,1507)
$\_LPTAR$ causa a $\_LPMERCM$	3,2550* (0,0789)	1,7574* (0,0867)

La hipótesis nula es ausencia de causalidad.

Las ecuaciones estimadas incluyen 1 retardo de cada variable.

Entre paréntesis aparece la probabilidad asociada.

\*, \*\*, \*\*\*, respectivamente denotan estadístico significativo al 10%, 5% y 1%.

En la tabla 6, en relación con la causalidad en el corto plazo de Granger, los datos muestran que los precios en lonja causan a los precios en el mercado mayorista. No obstante, los precios en el mercado mayorista no son causa de las fluctuaciones en los precios en lonja. Por tanto, existe una relación de causalidad unidireccional entre los precios en lonja y los del mercado mayorista en el corto plazo. Los precios en lonja

parecen, por tanto, determinar las variaciones a corto plazo de los precios en el mercado mayorista.

En cuanto a la relación de causalidad en el largo plazo, en la tabla 6 se observa como sólo los precios en el mercado mayorista son función del nivel de desequilibrio en la relación de cointegración. Por tanto, el MCE ( $z_{t-1}$ ) sólo es estadísticamente significativo en la ecuación de los precios en el mercado mayorista lo cual nos indica que en el largo plazo los precios en lonja determinan los precios en el mercado mayorista.

En definitiva, se ha puesto de manifiesto la existencia de una relación de causalidad, tanto a corto como a largo plazo, entre los precios en lonja y los precios en el mercado mayorista del voraz de tal forma que los precios en Mercamadrid son determinados por los precios de la lonja de Tarifa. Sin embargo, no existe evidencia de causalidad a corto o largo plazo en la otra dirección, es decir, desde los precios de Mercamadrid a los precios de la lonja de Tarifa.

## 5. VALORACIÓN FINAL

El principal objetivo de este trabajo ha sido determinar el grado de interacción entre dos mercados que ocupan distintos niveles de la cadena de comercialización en relación con el voraz o besugo de la pinta (*Pagellus Bogaraveo*). La metodología empleada ha consistido en la realización de varios contrastes de raíces unitarias y en la aplicación del procedimiento bietápico de Engle-Granger para determinar la relación de cointegración entre las dos series de precios y un MCE que describa la dinámica en el corto plazo. Finalmente, se ha analizado la relación de causalidad existente entre los precios de ambos mercados.

Los resultados obtenidos nos conducen a unas algo sorprendentes conclusiones. En el mercado en destino, Mercamadrid, donde la producción nacional concurre con importaciones crecientemente significativas de Portugal y Marruecos, debería formarse el precio final del voraz, pero, sin embargo, el mercado en origen muy lejos de reflejar inmediatamente las fluctuaciones del mercado central, es el que marca la dinámica de los precios en el nivel superior de la cadena comercial. Este resultado difiere enormemente con lo que se observa en otras producciones pesqueras en las que sí es cierto que los mercados en origen se encuentran completamente dominados por los agentes intermediarios dependientes de los asentistas de mercados centrales. El hecho

de que la propia cofradía de pescadores de Tarifa comercialice gran parte del voraz subastado en la lonja permite eliminar la problemática figura del “exportador”, mayorista en origen, facilitando repercutir en los precios en destino las consecuencias de las fluctuaciones en capturas derivadas de la incertidumbre asociada a la propia actividad pesquera, que en este caso se ve muy condicionada por las condiciones atmosféricas.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Beaulieu, J.J. y Miron, J.A., (1993), “Seasonal unit roots in aggregate U.S. data”, *Journal of Econometrics*, **55**, 305-328

Dickey, D.A. y Fuller, W.A., (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, **49**, 1057-1072.

Dolado, J.J., Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S., (1990), "Cointegration and unit roots", *Journal of Economic Surveys*, **4**, 249-273.

Enders, W., (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons.

Enders, W. (1996), *Rats handbook for econometric time series*, John Wiley & Sons.

Engle, R.F. y Granger, C.W.J., (1987), "Cointegration and error correction representation, estimation and testing", *Econometrica*, **55**, 251-276. También en Engle, R.F. y Granger, C.W.J. editores (1991).

Engle, R.F., Granger, C.W.J. y Hallman, J.J., (1989), "Merging short- and long-run forecasts. An application of seasonal cointegration to monthly electricity sales forecasting", *Journal of Econometrics*, **40**, 45-62.

Engle, R.F. y Granger, C.W.J., editores, (1991), *Long-run economic relationships. Readings in cointegration*, Oxford University Press.

Franses,, P.H., (1991), *Model selection and seasonality in time series*, Tinbergen Institute Series, nº 18, Erasmus University, Rotterdam.

Franses, P.H., (1998), *Time series models for business and economic forecasting*, Cambridge University Press.

Fuller, W.A., (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons.

Gil, J.M., Clemente, J., Montañés, A. y Reyes, M., (1996), "Integración espacial y cointegración: una aplicación al mercado de cereales en España", *Estudios de Economía Aplicada*, **6**, 103-130.

Glasure, Y.U. y Lee, A.-R., (1997), "Cointegration, error-correction, and the relationship between GDP and energy: The case of South Korea and Singapore", *Resource and Energy Economics*, **20**, 17-25.

Gonzalo, J., (1994), "Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships", *Journal of Econometrics*, **60**, 203-233.

Granger, C.W.J., (1988), "Some recent developments in a concept of causality", *Journal of Econometrics*, **39**, 199-211.

Harris, R., (1995), *Cointegration analysis in econometric modelling*, Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.

Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. y Yoo, B.S., (1990), "Seasonal integration and co-integration", *Journal of Econometrics*, **44**, 215-238.

Johansen, S., (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 231-254.

Lütkepohl, H., (1993), *Introduction to multiple time series analysis*, Second Edition, Ed. Springer-Verlag. Berlin.



- MacKinnon, J., (1991), "Critical values for cointegration tests", en Engle, R.F. y Granger, C.W.J. editores (1991).
- Martín, F.J., Cano, V.J. y Murillo, C., (1995), "Integración espacial de mercados agrarios. Un análisis de cointegración", *Investigación Agraria: Economía*, **10**, 295-312.
- Muscatelli, V.A. y Hurn, S., (1992), "Cointegration and dynamic time series models", *Journal of Economic Surveys*, **6** (1), 1-43.
- Nelson, C.R. y Plosser, C.I., (1982), "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, **10**, 139-162.
- Osborn, D.R., Chui, A.P.L., Smith, J.P. y Birchenhall, C.R., (1988), "Seasonality and the order of integration for consumption", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **50**, 361-377.
- Osborn, D.R., (1990), "A survey of seasonality in UK macroeconomic variables", *International Journal of Forecasting*, **6**, 327-336.
- Owoye, O., (1995), "The causal relationship between taxes and expenditures in the G7 countries: cointegration and error correction models", *Applied Economics Letters*, **2**, 19-22.
- Suriñach, J., Artís, M., López, E. Y Sansó, A., (1995), *Análisis económico regional. Nociones básicas de la Teoría de la Cointegración*, Antoni Bosch, editor.