

ISSN 1988-088X



Department of Foundations of Economic Analysis II
University of the Basque Country
Avda. Lehendakari Aguirre 83
48015 Bilbao (SPAIN)
<http://www.dfaei.ehu.es>

DFAE-II WP Series

2009-08

JAVIER GARCÍA ENRÍQUEZ, JOSU ARTECHE
GONZÁLEZ & ARANTZA MURILLAS MAZA

*ANÁLISIS DE INTEGRACIÓN CÍCLICA
FRACCIONAL EN EL
SECTOR PESQUERO DEL PAÍS VASCO:
APLICACIONES AL
MERCADO DEL VERDEL*

ANÁLISIS DE INTEGRACIÓN CÍCLICA FRACCIONAL EN EL SECTOR PESQUERO DEL PAÍS VASCO: APLICACIONES AL MERCADO DEL VERDEL

JAVIER GARCÍA ENRÍQUEZ**

Departamento de Economía Aplicada III (Econometría y Estadística)
Departamento de Fundamentos del Análisis Económico II
Universidad del País Vasco/Euskal Herriko Unibertsitatea

JOSU ARTECHE GONZÁLEZ

Departamento de Economía Aplicada III (Econometría y Estadística)
Universidad del País Vasco/Euskal Herriko Unibertsitatea

ARANTZA MURILLAS MAZA

Unidad de Investigación Marina
AZTI-Tecnalia

RESUMEN

En este trabajo se analiza mediante técnicas de integración cíclica fraccional la serie de precios semanales del verdel descargado por la flota de bajura en los puertos del País Vasco. Se pretende conocer si los pescadores tienen poder de mercado para repercutir sobre los precios los efectos derivados de shocks negativos (como, por ejemplo, un incremento de los precios del combustible). Con este objetivo, se analizan los precios del verdel en el origen, que son fijados mediante un sistema de subasta a la baja, y se estudia el impacto que este sistema de intercambio, junto con otros factores, tiene en la generación de valor añadido en primera venta. Para ello, una vez ajustado un modelo *ARFIMA* cíclico a la serie analizada se construye su función de impulso-respuesta, cuyo comportamiento sugiere la necesidad de reforzar el poder de mercado de los pescadores en el futuro.

Palabras Clave: Estacionalidad, función de impulso-respuesta, memoria larga, persistencia, mercados pesqueros, verdel.

Clasificación JEL: Q22, C22.

1. Introducción.

El análisis de precios en los mercados pesqueros está experimentando una creciente importancia en los últimos años, entre otros motivos, dado el interés por entender y dar respuesta al problema de baja rentabilidad económica que el sector pesquero atraviesa desde hace ya varias décadas. Este problema no es

* Los autores agradecen los comentarios realizados por dos evaluadores anónimos así como por el editor y el coeditor de la Revista, los cuales han ayudado a mejorar significativamente la calidad de este trabajo. El primer autor, además, desea expresar su gratitud a la Universidad del País Vasco/ Euskal Herriko Unibertsitatea por la financiación recibida a través de su programa de ayudas para la formación de personal investigador (2007/2010). Asimismo no olvida el reconocimiento al Departamento de Agricultura, Pesca y Alimentación del Gobierno Vasco por la ayuda recibida a través de la beca predoctoral “Ciencias económicas aplicadas al sector medioambiental con especial incidencia en el sector pesquero”, desarrollada en la Unidad de Investigación Marina de AZTI-Tecnalia (2006/2007). El segundo autor, por su parte, agradece la financiación recibida mediante el proyecto SEJ2007-61362/ECON del Ministerio de Ciencia y Tecnología y FEDER.

* Autor de contacto: teléfono 94-6013773, fax 94-6013754, e-mail javier.garcia@ehu.es

específico de un subsector pesquero o de un mercado concreto en una región o país, sino que se ha convertido en una característica propia y permanente de la práctica totalidad de los mercados pesqueros de la Unión Europea (UE).

Para entender la tendencia que siguen los precios del pescado a nivel de puerto es preciso tener en cuenta ciertos aspectos tales como el contexto general de regulación bajo el que se desarrolla la explotación pesquera en la UE, las características propias de las flotas que capturan el recurso, así como los sistemas de formación de precios a partir de los cuales se lleva a cabo la asignación del precio en puerto, entre otros factores.

El mercado pesquero de la UE está condicionado por la Política Pesquera Común (PPC). La piedra angular sobre la que se asienta dicha PPC es la limitación de las capturas por medio del establecimiento de un sistema basado en el control de las capturas totales de un mismo stock, esto es, el denominado Total Admisible de Capturas (TAC). En el caso particular de la pesquería del verdel o caballa la limitación del TAC, el número de participantes en la explotación, el propio comportamiento de los pescadores – efectuando descargas por encima del TAC–, así como las estrategias adoptadas por los pescadores y comercializadores a nivel de puerto constituyen los factores clave que influyen sobre el precio final en el origen. Asimismo, el precio del verdel puede depender, aunque en menor medida, de otros factores tales como las áreas de pesca o la técnica empleada.

Además de los anteriormente citados, un factor que resulta clave en la determinación del precio en origen es el sistema de fijación de precios. En la mayor parte de los puertos europeos se utiliza el denominado sistema de subasta holandesa o subasta a la baja, el cual no garantiza la eficiencia en el sentido de Pareto, y tampoco permite satisfacer una propiedad tan deseable como la maximización del beneficio por parte del vendedor (pescador), lo que finalmente limita el valor añadido de la pesca.¹

En este trabajo se amplía el conocimiento de base del mercado interior pesquero del País Vasco a través del estudio de sus precios, para lo cual se ha seleccionado la actividad desarrollada por la flota de bajura, dedicada históricamente a la explotación de tres especies principales: anchoa –*Engraulis encrasicolus*–,

¹ El sistema de subasta a la baja no garantiza la maximización del beneficio por parte del pescador ya que, según señala Compés (1994), la maximización del beneficio en una subasta holandesa es incompatible con la maximización de la probabilidad de hacerse con el lote subastado.

bonito *-Thunnus alalunga-* y verdel *-Scomber scombrus-*, si bien el interés de este artículo se ha centrado exclusivamente en esta última. Esta pesquería ha sido seleccionada como caso de estudio por varios motivos: (i) en primer lugar, porque se trata de una de las pesquerías más importantes con las que cuenta la flota de bajura del País Vasco y, en general, tiene una enorme importancia económica y social para los países del arco atlántico europeo; (ii) en segundo lugar, porque la baja rentabilidad de esta flota es una de las principales preocupaciones que tienen tanto el propio sector como la Administración, y en este sentido, se desea conocer en qué medida y a qué velocidad los diferentes shocks que están afectando a la actividad de esta flota están siendo trasladados a los precios.

Tal es la preocupación por la situación de esta pesquería que, en los últimos años, se ha planteado la necesidad de introducir políticas que permitan conducir a un incremento de los precios, tales como la fijación de un sistema de cupos diarios de capturas por pescador y día, complementario al sistema de regulación por TAC. Esta medida ha sido implantada en el año 2009, tras la experiencia piloto llevada a cabo durante la costera del verdel en el año 2008. En este contexto se hace especialmente necesario el desarrollo de estudios, como el que aquí se plantea, que permitan avanzar en el conocimiento del comportamiento de los precios de esta especie, y que están siendo demandados tanto por el propio sector como por la Administración.

Aunque tradicionalmente los trabajos que analizan el comportamiento de las series de precios de productos pesqueros consideran éstas como $I(1)$, los precios de algunas pesquerías (como se verá en el caso del verdel) siguen una trayectoria que difícilmente puede ser clasificada dentro de esta categoría. Así, mientras su representación gráfica muestra un patrón relativamente estable (sin tendencias significativas), los contrastes tradicionales de raíz unitaria y estacionariedad rechazan sus respectivas hipótesis nulas, evidenciando la posibilidad de que el proceso que rige la evolución de los precios sea $I(d)$, con $0 < d < 1$.

En virtud de lo anterior, en este trabajo se propone analizar la serie de precios del verdel en origen mediante técnicas econométricas que permitan detectar el grado exacto de memoria de la misma, tales como el análisis de la memoria larga y la memoria larga estacional y cíclica. La literatura sobre este tema aporta trabajos recientes que han hecho uso de técnicas similares: Arteché y Robinson (2000), Gil-Alaña y Robinson (2001), Cheung y Lai (2001), Gadea y Mayoral (2006), Arteché (2007), etc. Sin embargo, hasta lo que los autores conocen, no existen trabajos previos que hayan aplicado dichas técnicas al sector pesquero.

Este artículo propone y detalla el proceso que se ha de seguir para ajustar un modelo flexible y que se adapta al grado exacto de memoria en las diferentes frecuencias de una serie temporal, esto es, un modelo *ARFIMA* cíclico. Por las razones anteriormente citadas, este modelo se aplica a la serie de precios del verdel descargado en los puertos del País Vasco entre los años 1995 y 2006. Una vez ajustado el modelo que mejor se adapta a la serie analizada, se define su función de impulso-respuesta (FIR en adelante), cuyo comportamiento servirá de indicador de la limitación que los pescadores encuentran para poder trasladar vía precios los efectos derivados de los diversos shocks que afectan al sector.

El trabajo se estructura como sigue. En la Sección 2 se expone la metodología empleada. A continuación, en la Sección 3 se describe el caso de estudio así como el comportamiento y las características del mercado interior pesquero en el País Vasco. En la Sección 4 se presentan los resultados de la aplicación empírica. Finalmente, se exponen las principales conclusiones del trabajo.

2. Metodología.

Desde el trabajo de Granger (1966) numerosos estudios han obtenido evidencia empírica de memoria larga en series económicas. La propiedad de memoria larga se relaciona con la persistencia que muestran ciertas series temporales, de forma que las autocorrelaciones decrecen lentamente hacia cero. Esto es indicativo de que los efectos de las innovaciones, aunque transitorios, perduran durante un largo período de tiempo. Este comportamiento no es compatible ni con los modelos *ARMA* estacionarios, caracterizados por un decrecimiento exponencial en las autocorrelaciones y, por tanto, en los efectos de las innovaciones, ni con el grado extremo de persistencia de los modelos con raíces unitarias, en los que las innovaciones tienen efectos permanentes.

Se dice que un proceso estocástico estacionario X_t presenta memoria larga si sus autocovarianzas satisfacen:

$$\sum_{j=0}^{\infty} |\gamma_j| = \infty \quad (1)$$

de forma que la dependencia temporal de la serie muestra una fuerte persistencia. Alternativamente, la memoria larga de X_t provoca que su función de densidad espectral satisfaga:

$$f(\omega + \lambda) \rightarrow \infty \text{ cuando } \lambda \rightarrow 0 \quad (2)$$

en alguna frecuencia $\omega \in [0, \pi]$.

El caso más conocido corresponde a la memoria larga tendencial o en la frecuencia $\omega=0$, cuyas autocovarianzas tienen el siguiente comportamiento asintótico:

$$\gamma_j \sim G j^{2d-1} \text{ cuando } j \rightarrow \infty \quad (3)$$

donde $a \sim b$ denota que $\frac{a}{b} \rightarrow 1$, G es una constante finita, y d es el parámetro de memoria o grado de persistencia, que cumple $-1/2 < d < 1/2$, ya que se requiere $d < 1/2$ para que el proceso sea estacionario, y $d > -1/2$ para que el proceso sea invertible. A diferencia del decaimiento exponencial de las autocorrelaciones de los procesos estacionarios con dependencia débil, γ_j en (3) presenta un decaimiento hiperbólico de forma que (1) se cumple si $d > 0$. Si además las autocovarianzas decrecen de forma monótona la condición (3) equivale a una función de densidad espectral que se comporta como:

$$f(\lambda) \sim C \lambda^{-2d} \text{ cuando } \lambda \rightarrow 0^+ \quad (4)$$

donde $0 < C < \infty$, con lo cual (2) se cumple siempre que $d > 0$. De hecho, el caso $0 < d < 1/2$ es el que presenta memoria larga o persistencia fuerte, de forma que las condiciones (1) y (2) se satisfacen. Cuando $d = 0$ el proceso tiene dependencia débil o memoria corta, y si $-1/2 < d < 0$ se dice que el proceso presenta antipersistencia.

Aunque sea el caso $\omega=0$ el más analizado, la memoria larga puede aparecer en cualquier otra frecuencia $\omega \in (0, \pi]$, reflejando la existencia de un ciclo persistente de período $2\pi/\omega$. Así, se dirá que X_t presenta memoria larga estacional y/o cíclica si su función de densidad espectral satisface:

$$f(\omega + \lambda) \sim C |\lambda|^{-2d} \text{ cuando } \lambda \rightarrow 0 \quad (5)$$

donde $-1/2 < d < 1/2$ garantiza la estacionariedad e invertibilidad de la serie.

Los procesos que satisfacen (5) se conocen como SCLM (Seasonal and Cyclical Long Memory, Arteche y Robinson, 2000). Cuando la función de densidad espectral satisface (5) para todas las frecuencias estacionales $\omega_h = \frac{2\pi h}{s}$, $h = 1, 2, \dots, \lfloor s/2 \rfloor$, donde s es el número de observaciones por año, pudiendo variar el parámetro de memoria d a lo largo de h , se dice que el proceso tiene memoria larga estacional. Sin embargo,

para series temporales no estacionales, se puede tener un comportamiento cíclico tal que la ecuación (5) se cumple para una o más de una frecuencia $\omega \in (0, \pi]$. Por su parte, en lo que al comportamiento en el dominio temporal se refiere, éste viene determinado por un decaimiento lento y oscilante de sus funciones de autocovarianzas, que presentan una forma tal que:

$$\gamma_j \sim K \cos(j\omega) j^{2d-1} \text{ cuando } j \rightarrow \infty \quad (6)$$

siendo K una constante finita, y donde la amplitud de las oscilaciones depende de ω .

Los modelos *ARMA* fraccionalmente integrados (modelos *ARFIMA*) que satisfacen (3) y (4) se han generalizado para los casos en los que la frecuencia objeto de interés es diferente de cero, y que satisfacen, por su parte, (5) y (6). Así, Andel (1986) y, en mayor profundidad, Gray *et al.* (1989, 1994) analizan los denominados procesos de Gegenbauer:

$$(1 - 2L \cos \omega + L^2)^d X_t = u_t \quad (7)$$

donde u_t es débilmente estacionario y L es el operador de retardos tal que $L^n X_t = X_{t-n}$. El caso más típico es cuando u_t sigue un proceso *ARMA(p,q)* estacionario e invertible. En ese caso (7) es conocido como proceso *GARMA* (Gegenbauer *ARMA*).

Para permitir diferentes grados de persistencia a lo largo de las distintas frecuencias Chan y Terrin (1995), Chan y Wei (1988), Giraitis y Leipus (1995) y Robinson (1994) usaron el modelo:

$$(1-L)^{d_0} \prod_{j=1}^{h-1} (1 - 2L \cos \omega_j + L^2)^{d_j} (1+L)^{d_h} X_t = u_t \quad (8)$$

donde ω_j puede ser cualquier frecuencia del intervalo $(0, \pi)$ y u_t sigue un proceso *ARMA(p,q)*: $\Phi_p(L)u_t = \Theta_q(L)\varepsilon_t$ estacionario y sin raíces comunes, siendo $\Phi_p(L) = 1 + \phi_1 L + \dots + \phi_p L^p$, $\Theta_q(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$ y ε_t ruido blanco. Este tipo de modelos se denotarán en adelante como modelos *ARFIMA* cíclicos o *ARFIMAC* $(p, q) \times (\omega_0, d_0) \times \dots \times (\omega_h, d_h)$, siendo ω_j y d_j la frecuencia j -ésima y su parámetro de memoria asociado, respectivamente, con $j = 0, \dots, h$, y donde p y q son, respectivamente, los órdenes del polinomio autorregresivo y de medias móviles de u_t .

A menudo se desea conocer el efecto y duración de un cambio innovacional sobre la serie objeto de análisis y, para ello, se calcula su FIR, que se define como el efecto de un shock aleatorio unitario en el nivel de la

serie j períodos adelante. Su cálculo se realiza a través de la secuencia de coeficientes de su expansión de medias móviles (MA) infinita:

$$MA(\infty): X_t = \sum_{j=0}^{\infty} \pi_j \varepsilon_{t-j} \quad (9)$$

donde la FIR sería, por tanto, $(\pi_0, \pi_1, \pi_2, \pi_3, \dots)$. Así, para un modelo como (8), la FIR se calcula como:

$$X_t = (1-L)^{-d_0} \prod_{j=1}^{h-1} (1-2L \cos \omega_j + L^2)^{-d_j} (1+L)^{-d_h} \frac{\Theta_q(L)}{\Phi_p(L)} \varepsilon_t = \pi(L) \varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \pi_j \varepsilon_{t-j} \quad (10)$$

donde el polinomio $\pi(L)$ está formado por el producto y división de diferentes polinomios finitos ($\Phi_p(L)$ y $\Theta_q(L)$) e infinitos $((1-L)^{-d_0}, (1-2L \cos \omega_j + L^2)^{-d_j}, (1+L)^{-d_h})$.²

En lo que respecta a la estimación del modelo (8), en este trabajo se sigue un procedimiento en dos etapas:

Etapla 1. Se estiman los parámetros de memoria de forma semiparamétrica mediante el método de la regresión log-periodograma o GPH (Geweke y Porter-Hudak, 1983), en la versión de Robinson (1995), los cuales, siguiendo la adaptación de Arteché y Robinson (2000) para el caso de los modelos SCLM, toman la forma siguiente:

$$\hat{d} = -\frac{1}{2} \frac{\sum_{j=\pm 1}^{\pm m} v_j \log I(\omega + \lambda_j)}{\sum_{j=\pm 1}^{\pm m} v_j^2} \quad (11)$$

donde m es el ancho de banda o bandwidth tal que, al menos, $\frac{1}{m} + \frac{m}{T} \rightarrow 0$ cuando $T \rightarrow \infty$, siendo T el

tamaño muestral, $v_j = \log |j| - 1/m \sum_{l=1}^m \log l$, $\lambda_j = \frac{2\pi j}{T}$ las frecuencias de Fourier, e $I(\lambda_j)$ el periodograma

de la serie X_t , definido como $I(\lambda_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T X_t e^{-i\lambda_j t} \right|^2$.

Este estimador tiene un carácter semiparamétrico o local, consiguiendo de esta forma estimadores consistentes y robustos ante especificaciones erróneas del modelo en las frecuencias alejadas de ω , dado que no se necesita parametrizar la densidad espectral en dichas frecuencias.

² Para una descripción más detallada del cálculo de la FIR en modelos de memoria larga véase Arteché (2007, págs 768-769)

Etapa 2. Se estiman los parámetros de los polinomios del proceso *ARMA*, $\Phi_p(L)$ y $\Theta_q(L)$, mediante técnicas paramétricas tradicionales (en particular máxima verosimilitud) aplicadas a la serie filtrada con los polinomios $(1-L)^{\hat{d}_0}$, $(1-2L\cos\omega+L^2)^{\hat{d}_j}$ y $(1+L)^{\hat{d}_h}$ ($j=1,\dots,h-1$), construidos con los estimadores \hat{d}_0 , \hat{d}_j y \hat{d}_h obtenidos en la primera etapa.

3. Caso de estudio: la pesquería del verdel y la flota de bajura vasca.

En esta sección se describen brevemente diferentes aspectos de la pesquería de la caballa/verdel del Atlántico Nordeste (NEAM) así como su mercado interior en el País Vasco.

La pesquería del verdel.

El verdel es una especie distribuida por todo el Atlántico, desde Noruega hasta Portugal. En concreto, se distribuye por el Atlántico Norte tanto al Este (incluyendo el mar Báltico, Mediterráneo y Negro) como al Oeste. Se trata de una especie muy migratoria, moviéndose hacia el Norte de su distribución en verano y hacia el Sur en invierno. El Consejo Internacional para la Explotación del Mar (ICES) asume la existencia de un gran stock de verdel en Europa: el verdel del Nordeste Atlántico y, en consecuencia, se fija un único TAC.

En relación con la evolución histórica de las capturas internacionales de este stock, éstas alcanzaron su máximo histórico (792.000 t) en el año 1994, provocando un notable aumento de la mortalidad pesquera, que fue considerado insostenible por los científicos. Desde ese año la tendencia ha sido descendente (444.000 t en 2005). Históricamente las mayores descargas provienen de las sub-áreas VI y VII y divisiones VIIIa,b,d,e, principalmente de las flotas del Reino Unido, Irlanda, Holanda y Noruega. Por su parte, las principales capturas de España provienen de la División VIIIc y, en menor medida, de la IXa (ICES, 2008).³

La flota de bajura del País Vasco.

En el País Vasco las modalidades de pesca en bajura mas importantes para la pesca del verdel son la de líneas de mano y la de cerco, que en los últimos años analizados, desde 2001 hasta el 2006, han descargado, respetivamente, el 58% y el 41% del total de capturas. Asimismo, cantidades poco significativas de esta especie se descargan también por embarcaciones de enmalle y palangre de fondo. Las embarcaciones de

³ Desde 1990 se permite capturar en la División VIIIb hasta 3000 toneladas del TAC fijado para las zonas VIIIc y IXa. En 2005 dicha cifra se elevó hasta 25.000 toneladas.

líneas y cerco que faenan a verdel han supuesto entre el 31% y el 50% del total de las descargas de la flota española en el período 2001-2006 en las divisiones ICES VIIIc y IXa (Fuente: Base de Datos de Pesquerías de AZTI-Tecnalia)⁴. En el Cuadro 1 puede verse la evolución en el tiempo de la importancia relativa de las capturas de verdel del País Vasco (con todas las artes) respecto de las capturas de España.

Las embarcaciones de líneas de mano y cerco dedicadas a la pesquería del verdel tienen una elevada importancia en el conjunto de la actividad pesquera desarrollado por la flota de bajura del País Vasco. El verdel es la especie más importante en cuanto a capturas, representando entre el 36% y el 40% del volumen total de todas las especies descargadas por la flota de bajura en el período 2001 a 2006 (en el año 2003 este porcentaje se reduce a un 14% debido al efecto del *Prestige*)⁵. En términos de ingresos la pesquería del verdel es la tercera más importante y representa aproximadamente el 11% de los ingresos totales de la flota de bajura (reduciéndose a un 5% en el año 2003), siendo el bonito del norte y la anchoa las especies más cotizadas (Fuente: BD AZTI-Tecnalia)⁶. No obstante, esta pesquería representa una vía de ingresos variable dependiendo de la actividad total de cada barco a lo largo del año. Así, la flota vasca de líneas de mano obtiene entre un 22% y un 40% de sus ganancias anuales de esta pesquería, si bien para los barcos que no van al curricán en verano el porcentaje de ganancia atribuible a esta pesquería es mayor. Además, con la crisis de la anchoa de los últimos años este porcentaje ha llegado en algún año al 45%. Por su parte, para la flota al cerco y cebo vivo del País Vasco esta pesquería reporta entre un 6% y un 12% de sus ganancias anuales, variando en función de las capturas de bonito y de anchoa (Fuente: BD AZTI-Tecnalia).

Gestión de la pesquería.

El stock de verdel se gestiona anualmente mediante TACs definidos por áreas. Aunque el ICES suministra consejo sobre la explotación permisible para el conjunto de la distribución del stock, este consejo se traslada a dos TACs: uno en la zona Sur (VIIIc y IXa) y otro para el resto de la distribución del stock (zona Oeste).

La cuota de pesca asignada a España ha descendido desde 33.120 t en el año 2001 a 21.574 t en el 2006. Sin embargo, a pesar de que el recurso no está en su mejor momento, la flota vasca (y la española, en general)

⁴ La Base de Datos de Pesquerías de AZTI-Tecnalia (en adelante BD AZTI-Tecnalia) contiene información biológica y económica proporcionada por la propia flota. En particular, recoge información de las descargas efectuadas en los puertos del País Vasco, a nivel de barco y marea por especie, produciéndose una marea cada vez que un barco efectúa una descarga en puerto.

⁵ El 80% del volumen total capturado por la flota de bajura corresponde con las descargas de 5 especies: bonito del norte, verdel, anchoa, chicharro negro y sardina. A partir de 2005 la anchoa pierde peso y se captura más estornino y cimarrón.

⁶ El 70% de los ingresos totales que obtiene la flota de bajura proceden de 3 especies: bonito del norte, anchoa y verdel. A partir de 2005 la anchoa pierde peso a favor del chicharro negro y el cimarrón.

tienen capacidad de pescar y, de hecho, han llegado a descargar, dependiendo del año, cantidades muy por encima de lo asignado en la cuota a partir del TAC, como puede observarse en el Cuadro 1 (nótese que en el año 2003 no se sobrepasa la cuota asignada debido al desastre del *Prestige*, que provocó cierres temporales de la pesquería). Además, las capturas en la zona Sur vienen registrando un fuerte ascenso desde el año 1996 (cuando éstas fueron de 31.000 t). Este aumento ha tenido lugar en paralelo a las recomendaciones de reducción de capturas para todas las áreas, y ha conllevado un rebosamiento cada vez mayor del TAC de la zona Sur, como puede observarse en el Cuadro 1.

Cuadro 1. Datos comparativos de las capturas de verdel en las Divisiones VIIIc y IXa.

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Cuota asignada a España (TAC zona Sur)	33.120	20.000	28.846	26.625	20.500	21.574
Capturas totales del País Vasco (todas las artes)	21.834	17.545	6.316	14.395	22.180	16.973
Capturas totales de España	40.079	46.641	23.027	32.374	47.958	50.088
% de capturas del País Vasco respecto a la cuota	66%	88%	22%	54%	108%	79%
% de capturas del País Vasco respecto a España	54%	38%	27%	44%	46%	34%
% de cuota sobrepasada por España	21%	133%	-20%	22%	134%	132%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de ICES (2008) y BD AZTI-Tecnalia.

Caracterización del mercado interior pesquero en origen.

El mercado interior a partir del cual se lleva a cabo la subasta y comercialización en primera venta del pescado fresco – en general para especies pelágicas en el País Vasco y, en particular, para el verdel – se estructura en base a las lonjas de contratación que se encuentran en los puertos vascos de Bizkaia y Gipuzkoa siguientes: Bermeo, Lekeitio, Ondarroa, Mutriku, Getaria, Donostia, Pasaia y Hondarribia. No obstante, el mayor volumen de verdel se descarga y comercializa a través de los puertos de Bizkaia, donde el porcentaje de las descargas totales en promedio para la última década asciende al 70%. (Fuente: BD AZTI-Tecnalia)

Por su parte, los compradores que participan en este primer eslabón de la cadena de valor del verdel son principalmente los denominados mayoristas centrales en origen: Mercabilbao (Bizkaia) y Merka Pasaia Oiartzun (Gipuzkoa)⁷, otros mayoristas en origen que adquieren verdel cuyo destino no es el consumo final, y también, en menor medida, otros detallistas.

4. Aplicación empírica.

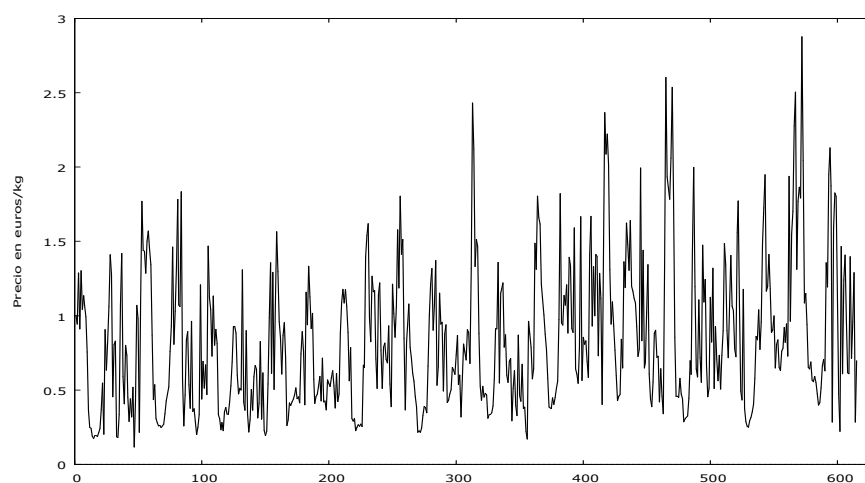
⁷ Sin embargo, dado el elevado porcentaje de las descargas de verdel efectuadas en los puertos de Bizkaia, Mercabilbao se configura como el primer mayorista central que interviene en el origen de la cadena de comercialización de esta especie.

En esta sección se analizan los precios del verdel desembarcado en los principales puertos del País Vasco, obtenidos de la BD AZTI-Tecnalia, con objeto de proponer un modelo que recoja el comportamiento de éstos a lo largo del tiempo y permita extraer ciertas conclusiones acerca de dicho comportamiento. La serie utilizada es de periodicidad semanal, yendo de la primera semana de enero de 1995 a la cuadragésimo tercera de 2006, con un total de 615 observaciones. Los precios corresponden a las descargas de pescado que pasan por cofradía (en torno al 90% del total de las capturas), que son asignados mediante un sistema de subasta a la baja. La periodicidad de las subastas depende de las mareas y, en este sentido, la serie de precios no tiene una pauta temporal establecida y homogénea, por lo que se ha construido de manera sintética a partir de la agregación de precios por marea. Se considera como primera semana de cada año la primera semana completa del mes de enero, teniendo todos los años un total de 52 observaciones.

El Gráfico 1 recoge la evolución de la serie de precios semanales del verdel a lo largo del tiempo. La inexistencia de tendencia creciente en la serie de precios caracteriza al mercado de esta especie, dado que, en el mercado en fresco, la demanda de verdel es muy inferior a la oferta⁸. El diferencial entre ambas se debe tanto a cuestiones de demanda –producto poco atractivo para el consumo final–, como de oferta –los pescadores capturan tanto verdel como se les permite (e incluso más) sin atender a la demanda del mercado, por lo que la oferta puede considerarse rígida–. Estas características relativas a la oferta y a la demanda del verdel condicionan los precios en origen a la baja y, en consecuencia, la rentabilidad de la actividad.

⁸ Durante el período 1995-2004 el porcentaje de verdel descargado en puertos de Bizkaia que ha sido adquirido por Mercabilbao con destino el consumo final sólo ha representado entre un 0.47% y un 3.46% del total descargado (Fuente: Mercabilbao y BD AZTI-Tecnalia). Además, cabe destacar que en el puerto de Bermeo (Bizkaia) se ha creado una congeladora con el principal objetivo de adquirir el verdel que no se consigue vender en el mercado por falta de demanda (o cuando el precio de venta es inferior a un determinado precio mínimo). No obstante, esta congeladora tiene una capacidad de almacenamiento limitada, si bien ha sido recientemente ampliada para dar respuesta al desajuste que se produce entre la oferta y la demanda.

Gráfico 1. Evolución de precios del verdel en origen.



Fuente: Elaboración propia a partir de BD AZTI-Tecnalia

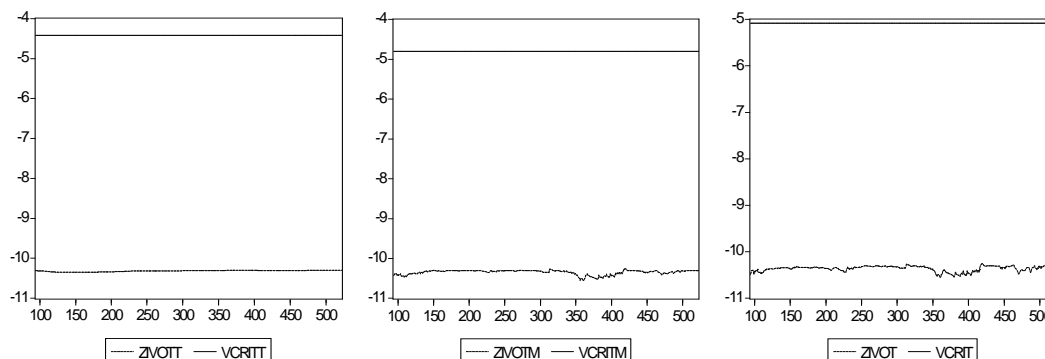
Análisis de cambio estructural.

A continuación, se comprueba si los dos principales sucesos que han afectado al sector pesquero durante el período de análisis de la serie de precios, esto es, la entrada del euro como moneda física europea en enero de 2002 y el hundimiento del *Prestige* en noviembre de 2002, han provocado o no un cambio estructural en la serie. En caso de existir dicho cambio, los contrastes tradicionales de raíz unitaria y estacionariedad en la frecuencia cero podrían no distinguir una trayectoria de raíz unitaria de una estacionaria con cambio estructural.

Uno de los contrastes de cambio estructural más populares es el propuesto por Zivot y Andrews, 1992 (ZA en adelante) para la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria frente a la alternativa de serie $I(0)$ con posible cambio estructural. El Gráfico 2 presenta el estadístico de contraste ZA para los casos de cambio estructural en tendencia, en media y en la combinación de ambas, respectivamente. Siguiendo la propuesta de los autores, el número de retardos seleccionado es 8. Como se puede observar en los tres casos, todos los estadísticos de contraste (ZIVOTT, ZIVOTM Y ZIVOT) superan, en valor absoluto, los correspondientes valores críticos al 5% (VCRITT, VCRITM Y VCRIT), por lo que no hay evidencia a favor de la hipótesis nula de raíz unitaria. En concreto, el valor más elevado del estadístico (en valor absoluto) es el obtenido con la consideración de la observación 361 (semana 49 de 2001) como posible momento de quiebre estructural en el modelo con cambio en media, coincidiendo aproximadamente con la puesta en circulación de la moneda única europea. Sin embargo, aunque este acontecimiento ha sido el que mayor efecto ha tenido en la

estructura de precios en origen del verdel, parece que sus consecuencias no han sido significativas, ya que los valores del estadístico ZA en los diferentes puntos apenas difieren.

Gráfico 2. Contraste de Zivot y Andrews.



Fuente: Elaboración propia

Además del contraste ZA muchos son los contrastes de cambio estructural sugeridos en la literatura durante los últimos años (Bai y Perron, 1998; Perron y Rodríguez, 2003; Bai y Carrión-Silvestre, 2009; etc.). Adicionalmente al test ZA, en este trabajo se implementan los tests MZ_{α}^{GLS} , ADF^{GLS} y P_T^{GLS} de Perron y Rodríguez (2003), dado su buen comportamiento en términos de tamaño y potencia. El Cuadro 2 presenta los estadísticos de contraste para los casos de cambio en tendencia y cambio en tendencia y media⁹, así como los valores críticos y el número de retardos elegido, siendo este último el seleccionado en base al criterio modificado de Akaike o MAIC (Ng y Perron, 2001, pág. 1529) sobre un máximo de 15¹⁰. La hipótesis nula de raíz unitaria es rechazada en todos los casos. Con respecto a la existencia de cambio estructural, los distintos contrastes señalan como posibles puntos octubre y noviembre de 1996 para el caso de cambio en tendencia, y octubre de 1997 para el caso de cambio en tendencia y media. Sin embargo, el comportamiento de los estadísticos de contraste cuando otros puntos de cambio estructural son considerados es muy similar, por lo que se concluye que no existe evidencia estadística de cambio estructural. A esto hay que añadir la ausencia de fenómenos económicos significativos en dichas fechas que justifiquen tales cambios.

⁹ Según Perron y Rodríguez (2003, pág.2), no hay necesidad de analizar el caso donde sólo se permite un cambio en el intercepto ya que el cambio en media es un caso especial de componente determinista “slowly evolving”.

¹⁰ Perron y Rodríguez (2003) fijan el número máximo de retardos en $\left\lceil 10 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\rceil$, donde T es el tamaño muestral.

Cuadro 2. Contrastes cambio estructural de Perron y Rodríguez.

	Tendencia		Tendencia y media		Valores críticos		
	Estadístico	Retardo	Estadístico	Retardo	10%	5%	1%
ADF^{GLS}	-7,76	3	-8,42	2	-3,62	-3,91	-4,49
MZ_{α}^{GLS}	-122,33	3	-131,16	2	-26,57	-31,04	-40,54
P_T^{GLS}	1,989	2	1,96	2	10,29	8,84	6,71

Fuente: Elaboración propia

Contrastes de raíz unitaria y de estacionariedad.

Tradicionalmente, para corroborar la hipótesis de existencia o ausencia de raíz unitaria en la frecuencia cero, se solían realizar los contrastes Aumentado de Dickey-Fuller (en adelante ADF, Dickey y Fuller, 1979 y 1981) y KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992), respectivamente. Sin embargo, en los últimos años se han desarrollado varios tests de raíz unitaria con un mejor comportamiento en términos de tamaño y potencia. Así, adicionalmente a los contrastes ADF y KPSS, en este trabajo se proponen los tests $\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$, DF^{GLS} y \overline{MP}_T^{GLS} (Ng y Perron, 2001), presentándose en el Cuadro 3 los resultados de su aplicación. En los tests de raíz unitaria se parte de un máximo de 18 retardos¹¹, y se introduce el número seleccionado por el criterio MAIC. En el caso del test KPSS, el número de retardos elegido es 18¹². En todos los tests se propone una especificación con constante, bien para su inclusión en el modelo a contrastar (ADF y KPSS) o bien para su eliminación de la serie por mínimos cuadrados generalizados ($\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$, DF^{GLS} y \overline{MP}_T^{GLS}).

Cuadro 3. Contrastes de raíz unitaria y estacionariedad serie original.

	Estadístico	Valores críticos			Retardo
		10%	5%	1%	
ADF	-7,36	-2,56	-2,86	-3,44	3
DF^{GLS}	-3,85	-1,61	-1,91	-2,56	18
$\overline{MZ}_{\alpha}^{GLS}$	-21,32	-5,70	-8,10	-13,80	18
\overline{MP}_T^{GLS}	1,19	4,45	3,17	1,78	18
$KPSS$	1,32	0,34	0,46	0,73	18

Fuente: Elaboración propia

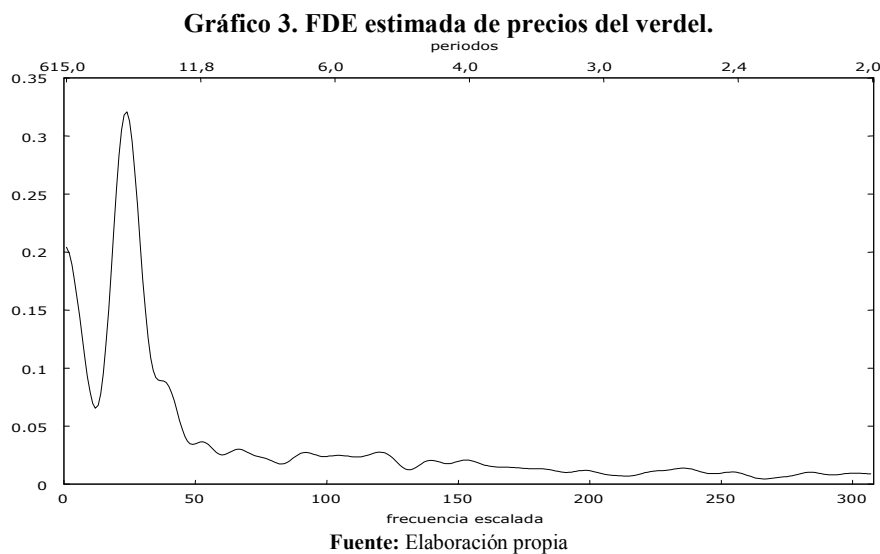
¹¹ El número máximo de retardos k se fija en $\left\lfloor 12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\rfloor$, donde T es el tamaño muestral (veáse Ng y Perron, 2001, pág. 1536).

¹² Kwiatkowski *et al.* (1992, pág. 170), proponen un número de retardos k igual a $\left\lfloor 12 \left(\frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\rfloor$, donde T es el tamaño muestral.

El rechazo para todos los tests propuestos tanto de la hipótesis nula de $I(1)$ como de $I(0)$ parece sugerir que la serie se encuentra en una situación intermedia, $I(d)$, con $0 < d < 1$, de forma que $(1-L)^d X_t$ es $I(0)$, por lo que a partir de ahora se considera la serie como fraccionalmente integrada en la frecuencia cero.

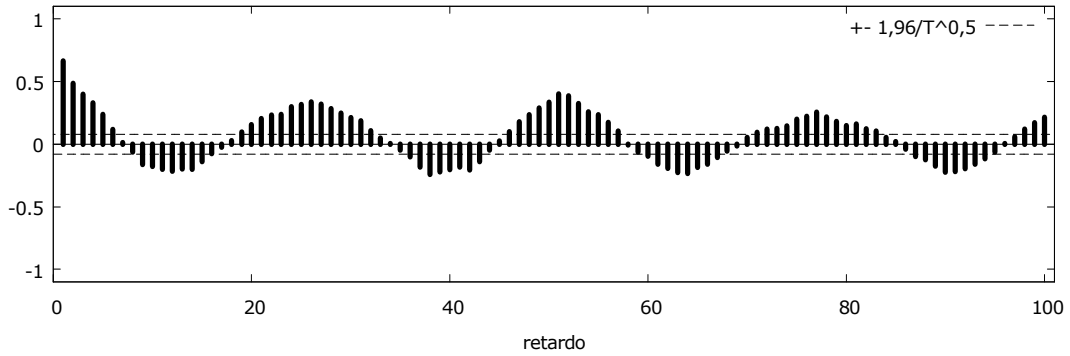
Análisis de integración cíclica.

En el Gráfico 3 se muestra la función de densidad espectral (en adelante FDE) estimada mediante la aplicación de la ventana de Bartlett al periodograma de la serie de precios estudiada, seleccionándose un bandwidth $\lfloor T^{0.6} \rfloor = 615^{0.6} = 47$, que es el definido por el programa econométrico Gretl como valor de truncamiento. Se aprecia la existencia de dos picos espectrales muy importantes. El más destacado se encuentra en la frecuencia escalada 24, que se corresponde con un ciclo estacional de período aproximado de 26 semanas (semestral), mientras que el segundo es el pico correspondiente al largo plazo o frecuencia cero.



El Gráfico 4, por su parte, muestra la función de autocorrelación muestral (en adelante FACM) de la serie de precios del verdel. La FACM presenta la forma típica de los procesos de memoria larga, esto es, decaimiento suave hacia cero, pero con oscilaciones dominadas por el ciclo estacional, reafirmando lo que ya mostraba la FDE estimada.

Gráfico 4. FACM de precios del verdel.

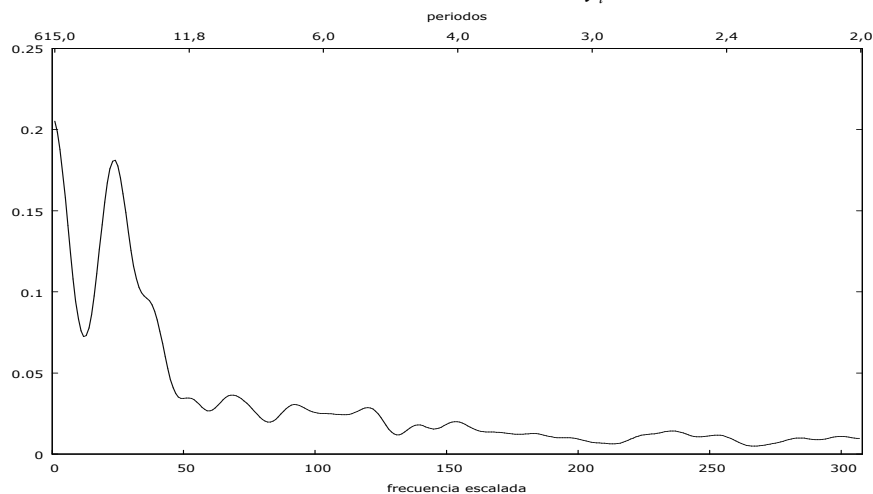


Fuente: Elaboración propia

Los ciclos económicos pueden ser de naturaleza determinista, estocástica o de ambas. Del ciclo en la frecuencia cero, dado que la serie no parece mostrar tendencia determinista, se analizará únicamente su naturaleza estocástica. Del ciclo semestral, sin embargo, se desconoce su naturaleza, por lo que se analizará la posible existencia tanto de componente determinista como de componente estocástico. La forma de modelar los componentes deterministas será mediante la utilización de variables ficticias, mientras que para el filtrado y modelado de componentes estocásticos se usará el filtro de Gegenbauer, definido en (7).

Tras regresar x_t ¹³ sobre una constante y una variable ficticia que recoge el ciclo, se obtienen los residuos, que se denotarán como y_t . La FDE de y_t (Gráfico 5), estimada del mismo modo que en el caso anterior, muestra que, aunque el ciclo estacional se ha reducido significativamente, sigue siendo muy destacado, por lo que también parece tener una parte importante de componente estocástico.

Gráfico 5. FDE estimada de y_t .



Fuente: Elaboración propia

¹³ Para simplificar cálculos se trabaja con la serie centrada (x_t), en contraposición de la original, que se denotará X_t .

Para evaluar el grado de persistencia del componente estocástico estacional se sigue la propuesta de Bierens (2001), contrastándose la hipótesis de raíz unitaria frente a la alternativa de ausencia de la misma en la frecuencia objeto de interés. Siguiendo al autor se realiza el test sobre la serie en primeras diferencias (Δy_t), obteniéndose un p-value de 0.0028, lo cual lleva al rechazo de la hipótesis de raíz unitaria en la frecuencia escalada 24. En ese mismo trabajo, Bierens también propone un test donde la hipótesis nula es que la serie en primeras diferencias sigue un proceso $AR(p)$ estacionario, frente a la alternativa de raíz unitaria en alguna frecuencia entre 0 y π . Dado que el autor no basa la elección de p en ningún criterio formal, en este trabajo se decide elegir $p = 5$, recogiendo así la influencia de observaciones hasta un mes distantes. Sin embargo, la hipótesis de que la serie pueda ser representada por medio de un modelo $AR(5)$ es rechazada con un p-value igual a 0.0001. Adicionalmente se realiza este contraste para valores de p mayores (en concreto se propone hasta un $AR(52)$, dado el carácter semanal de la serie) con objeto de analizar si la dependencia que no se recoge con un valor $p = 5$ se puede recoger con un p mayor. Sin embargo, la hipótesis nula vuelve a ser rechazada para cualquier valor de p ¹⁴. Así, en base a los resultados de ambos tests, se confirma tanto la ausencia de una raíz unitaria estacional como la imposibilidad de representar la serie mediante modelos de dependencia débil, encontrándose evidencia de memoria larga en la frecuencia estacional considerada.

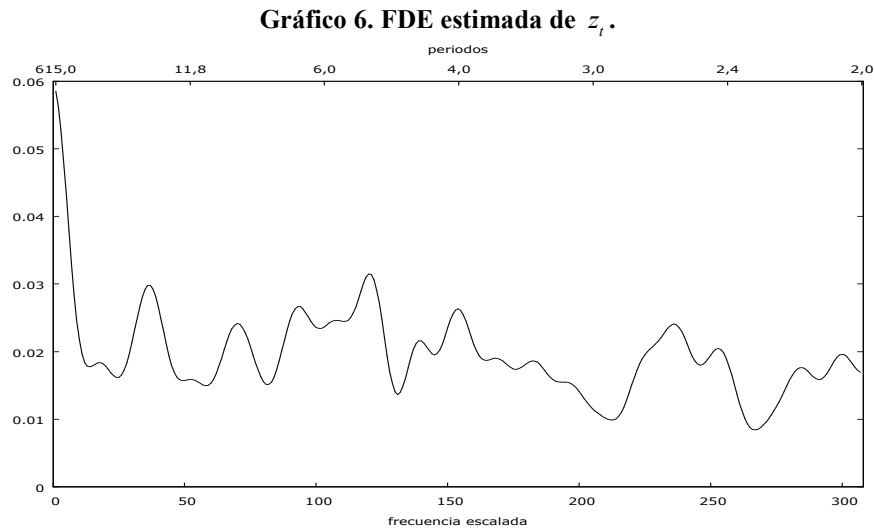
Para aplicar el filtro de Gegenbauer, $(1 - 2L \cos \omega + L^2)^d$, se precisa conocer la frecuencia ω , en radianes, donde se desea filtrar y el grado de integración, d , de la serie en ω . En el caso de la frecuencia escalada 24,

$$\omega_j = \frac{2\pi j}{T} = \frac{2\pi 24}{615} = 0.2452, \text{ mientras que } d \text{ ha de ser estimada. La estimación log-periodograma utilizada}$$

depende del bandwidth elegido, m . Un bandwidth pequeño puede dar como resultado estimaciones imprecisas, mientras que uno elevado incrementa el sesgo. Siguiendo a Taqqu y Teverovsky (1996), se opta por realizar una media aritmética de las estimaciones de d para $m = 7, 8, 9, 10$, por ser el intervalo donde se observa mayor estabilidad en las estimaciones del parámetro de memoria, obteniéndose un valor $\hat{d} = 0.22$.

¹⁴ Los valores del estadístico de contraste van desde 18.41 para el caso de un modelo $AR(5)$ hasta 1422.04 para el caso de un modelo $AR(52)$, siendo 5.99 el valor crítico al 5 % correspondiente a una chi-cuadrado con 2 grados de libertad.

El Gráfico 6 muestra la FDE estimada de la serie y_t filtrada por el polinomio de Gegenbauer, que se denotará como $z_t = (1 - 2L \cos 0.2452 + L^2)^{0.22} y_t$, donde se aprecia claramente la disminución del pico, manteniéndose únicamente la persistencia en la frecuencia cero.



En la frecuencia cero, tal y como se comentó anteriormente, únicamente se considera la posibilidad de tendencia estocástica. Eligiendo de nuevo como bandwidth $m = 7, 8, 9, 10$, y procediendo de la misma forma que en el caso anterior, la estimación log-periodograma obtenida es 0.44. Se denotará w_t a la serie resultante de filtrar z_t en la frecuencia cero, esto es, $w_t = (1 - L)^{0.44} z_t$.

En general, los precios del pescado están sujetos a una significativa variación estacional relacionada con la actividad extractiva. Sin embargo, la sobreexplotación del verdel lleva consigo descargas excesivas por parte de la flota que ahogan el mercado en fresco -al menos en época de costera-, lo cual reduce la importancia del componente estocástico estacional, ya que aunque se den cambios significativos en las capturas éstas siguen siendo elevadas y muy superiores a la demanda (un ejemplo se encuentra en el año 2003, donde a pesar de que las capturas de ese año supusieron apenas un 36% de las del 2002 como consecuencia del desastre del *Prestige*, los precios continuaron a niveles similares del 2002, sin sufrir cambios en su estructura). Así, es significativo que el valor que toma la estimación del grado de memoria del componente cíclico (0.22) es muy inferior a 0.5, valor este último que marca el límite entre la estacionariedad y la no estacionariedad.

Al resultar los estimadores de los parámetros de persistencia menores que 0.5, la serie de precios analizada se considera débilmente estacionaria. Dado el carácter estacionario tanto del componente estacional como de la tendencia de la serie, el efecto de un shock, debido por ejemplo al incremento de los precios del petróleo, desaparece en el largo plazo, lo que explica en cierta medida la estabilidad de precios observada para esta especie. Las características del mercado junto con la estrategia de capturas de la flota analizada son los factores que podrían explicar que la persistencia sea mucho menor que la habitual en este tipo de series.

El hecho de que una serie de precios sea estacionaria, en un contexto económico general con tasas de inflación moderadas, permite intuir el problema de rentabilidad al que se enfrentan los agentes que perciben dichos precios. Desde el punto de vista de los pescadores, si se pudieran trasladar al precio de forma permanente los incrementos que habitualmente experimentan los precios de los factores productivos, la rentabilidad obtenida mejoraría a largo plazo. De este modo, se podría solucionar, al menos en parte, el problema de rentabilidad que esta pesquería mantiene desde hace más de una década.

Proposición y estimación del modelo ARMA(p,q).

Una vez filtrada la serie en las frecuencias con ciclos persistentes, se debería haber conseguido una serie I(0), por lo que se contrasta dicha hipótesis mediante los contrastes anteriormente introducidos. Así, en el Cuadro 4, se presentan los resultados de los diferentes tests realizados para el caso de la frecuencia cero¹⁵, los cuales apoyan la hipótesis de que la serie w_t sigue un proceso I(0). Por su parte, para el caso de la frecuencia estacional se aplican de nuevo los tests de Bierens (2001) sobre Δw_t . Mientras la hipótesis de raíz unitaria en la frecuencia de interés es rechazada (p-value menor que 0.0001), la posibilidad de representar la serie como un proceso AR(p) no se rechaza.¹⁶

Cuadro 4. Contrastes raíz unitaria y estacionariedad serie sin ciclos persistentes

	Estadístico	Valores críticos			Retardo
		10%	5%	1%	
<i>ADF</i>	-31,21	-2,56	-2,86	-3,44	0
<i>DF^{GLS}</i>	-31,23	-1,61	-1,91	-2,56	0
$\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$	-290,937	-5,70	-8,10	-13,80	0
\overline{MP}_T^{GLS}	0,09	4,45	3,17	1,78	0
<i>KPSS</i>	0,19	0,34	0,46	0,73	18

Fuente: Elaboración propia

¹⁵ Para todos los contrastes se ha elegido una especificación con constante. De nuevo, mientras el número de retardos seleccionado en los tests de raíz unitaria se basa en la elección que hace el criterio MAIC sobre un máximo de 18, en el test KPSS se fija en 18.

¹⁶ De nuevo se elige como especificación un proceso AR(5), obteniendo un p-value igual as 0.19625. No obstante, para otros procesos AR(p), con p similares, los resultados apenas varían.

Por otro lado, al realizar el contraste de Box-Pierce para los 50 primeros retardos de w_t , la hipótesis nula de incorrelación es rechazada para los distintos retardos (valores p siempre menores que 0.001), indicando que la serie posee cierta dependencia temporal, que será modelada a través de un modelo $ARMA(p,q)$. Se proponen varios modelos $ARMA(p,q)$, con $p,q=0,1,2$, y se elige el modelo que mejor se ajusta a la serie teniendo en cuenta tanto la significatividad de los parámetros estimados como los criterios de selección tradicionales: criterio de información de Akaike (AIC), criterio de información bayesiano de Schwarz (BIC) y criterio de Hannan y Quinn (HQC). Así, en base a dichos argumentos, el modelo seleccionado es el $ARMA(1,1)$ ¹⁷, cuya estimación es presentada en el Cuadro 5.

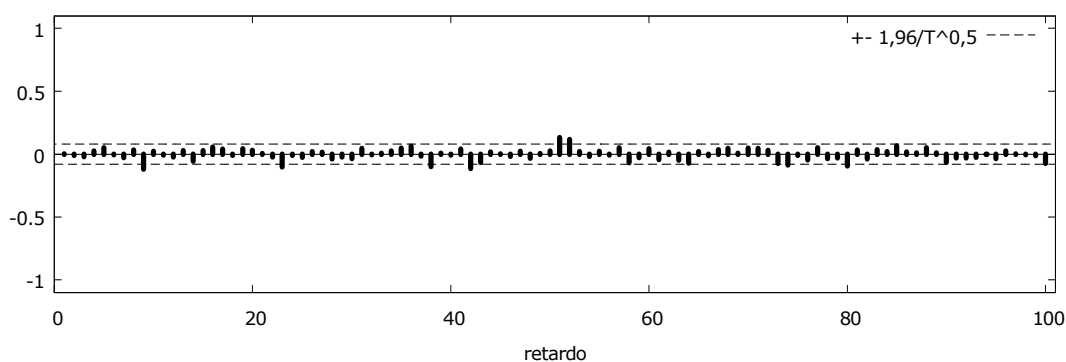
Cuadro 5. Estimación modelo $ARMA(1,1)$.

Variable	Coefficiente	Desv. típica	Estad t	P-value
ϕ_1	0.495835	0.0592238	8.372	<0.00001
θ_1	-0.847311	0.0368114	-23.018	<0.00001

Fuente: Elaboración propia

El Gráfico 7, por su parte, muestra la FACM de los residuos del modelo $ARMA(1,1)$, que se denotarán como v_t , donde se evidencia que éstos parecen seguir una estructura de ruido blanco, con sólo un 8% de autocorrelaciones individualmente significativas al 5%. Por su parte, los contrastes de Box-Pierce para v_t corroboran dicha hipótesis (los p-values para los 50 primeros retardos se mueven entre 0.12 y 0.627).

Gráfico 7. FACM de v_t .



Fuente: Elaboración propia

¹⁷ Se ajusta también un modelo $AR(p)$, con un p máximo de 100, seleccionándose, en función del criterio de Schwarz, un $AR(9)$. Se escoge definitivamente el modelo $ARMA(1,1)$, al comprobar que su BIC es sensiblemente menor que el BIC del modelo autorregresivo -459.027 frente a 471.497-.

Así, finalmente se propone el siguiente modelo $ARFIMAC(1,1) \times (0, 0.44) \times (0.2452, 0.22)$:

$$(1-L)^{0.44}(1-2L \cos 0.2452 + L^2)^{0.22}(1-0.49L)y_t = (1-0.84L)\varepsilon_t, \text{ siendo } \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (12)$$

Cálculo de la FIR.

Una vez propuesto (12) como modelo que explica el comportamiento de la serie analizada, se calcula el efecto de un shock aleatorio unitario en la perturbación del modelo para ver su duración y conocer así el poder de los pescadores para repercutir en los precios dicho efecto. Estos shocks pueden tener su origen en:

- Variaciones en los costes de producción. Uno de los principales problemas que atraviesa el sector pesquero en general, y la pesquería del verdel en particular, se refiere al notable incremento del precio del combustible, ya que el gasto en carburante representa hasta el 50% de los costes totales de explotación (Fuente: BD AZTI-Tecnalia).
- Variaciones en las capturas de verdel, debido al incremento de la competencia entre las distintas flotas, modificaciones del TAC, introducción de nuevos sistemas de control de las capturas (cupos), etc.

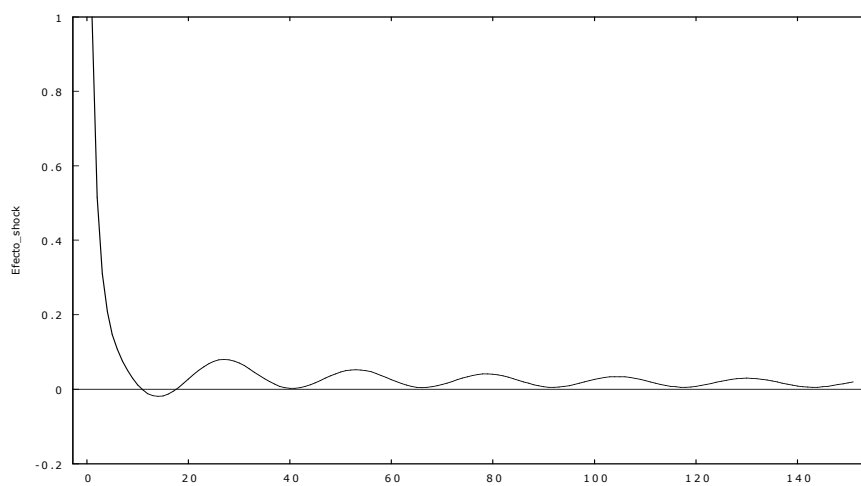
El análisis se realiza definiendo la FIR para la serie y_t , que para un modelo como el propuesto en (12) es:

$$y_t = \underbrace{(1-L)^{-0.44}(1-2L \cos 0.2452 + L^2)^{-0.22}}_{\pi(L)} \frac{1-0.84L}{1-0.49L} \varepsilon_t \quad (13)$$

El Gráfico 8 muestra la representación gráfica de la FIR para un horizonte temporal de 150 semanas. En él se aprecia una lenta convergencia a cero, con oscilaciones dominadas por el ciclo estacional. Además, se observa que el ritmo de convergencia se ralentiza con el paso de las semanas. Esto indica, entre otras cosas, que un cambio en precios debido a cualquier shock de carácter aleatorio es insostenible en el largo plazo, desvaneciéndose con el paso del tiempo. Este resultado pone de manifiesto la necesidad de reforzar el poder de mercado de los pescadores en el futuro, ya que actualmente los shocks solamente tienen un efecto transitorio (aunque duradero, dada la ralentización de la convergencia con el paso de las semanas) en los precios de venta en puerto. Así, desde el punto de vista de los pescadores el óptimo pasaría por conseguir trasladar de forma permanente a los precios los diferentes shocks, es decir, lograr una serie de precios $I(1)$. Adicionalmente, siguiendo el trabajo de Cheung y Lai (2000), se calcula la vida media del shock en 1.08

semanas, obteniendo así una medida de su persistencia. Sin embargo, cabe señalar que esta medida debe ser tomada con cautela, sobre todo en series con memoria larga, puesto que, como señalan Murray y Papell (2005), cuando los shocks no decaen a una tasa constante es más aconsejable observar la FIR en su conjunto que una medida particular.

Gráfico 8. FIR de y_t .



Fuente: Elaboración propia

5. Conclusiones.

El problema de baja rentabilidad económica que atraviesan la práctica totalidad de los mercados pesqueros europeos ha desencadenado un importante problema social, especialmente en aquellas zonas dependientes de la pesca. Un caso particular es el de los precios del verdel comercializado en los puertos vascos que, a pesar de los continuos incrementos en costes, se han mantenido relativamente constantes e inusualmente bajos en los últimos años, comprometiendo seriamente la rentabilidad de este importante subsector. Los factores clave que están influyendo en los precios del verdel son la limitación del TAC, el número de participantes en la explotación, el propio comportamiento y estrategias de los pescadores, y el sistema de subasta utilizado para fijar el precio en puerto.

Para tratar de identificar el proceso que rige la evolución de los precios a lo largo del tiempo y analizar el poder de mercado de los pescadores para repercutir en los precios el impacto de los distintos shocks a los que se enfrentan, se estima un modelo ARFIMA cíclico. Este modelo es más flexible y se ajusta mejor a los datos que los tradicionales modelos *ARIMA*, ya que recoge el grado exacto de persistencia en cualquier frecuencia. En este trabajo, en concreto, se han encontrado dos ciclos persistentes: el de largo plazo de la frecuencia cero

y el semestral, que han llevado a proponer un modelo $ARFIMAC(1,1) \times (0, 0.44) \times (0.2452, 0.22)$. La FIR de este modelo indica, entre otras cosas, que las posibles repercusiones en los precios de las variaciones de los costes de producción por parte de los pescadores desaparecen lentamente con el paso del tiempo, demostrándose su insostenibilidad en el largo plazo. Este resultado pone de manifiesto el escaso poder de mercado de los productores, que no pueden trasladar al precio en origen los sucesivos incrementos que han experimentado los precios del petróleo en los últimos años, entre otros factores. Por este motivo y hasta la fecha, las sucesivas crisis por las que ha atravesado el sector se han intentado solucionar mediante una política de subvenciones puntuales. Esto, sin embargo, no es sino una medida cortoplacista que no permite la superación definitiva del problema. Por ello, en los últimos años se ha venido hablando, tanto desde la Administración como desde el propio sector, de otro tipo de políticas de carácter más estructural, que conduzcan a una situación deseable para los pescadores, esto es, que conduzcan a incrementos permanentes en los precios ante posibles incrementos de los costes de producción. Entre ellas, cabe destacar que en la costera del año 2008 se llevó a cabo una experiencia piloto, a partir de la cual se ha determinado un sistema de cupos diarios por marinero y embarcación al objeto de limitar las capturas de verdel. Alternativamente, en base a la experiencia observada en otras regiones, podría plantearse la aplicación de otras experiencias tales como los sistemas de ventas a través de lonjas electrónicas.

6. Referencias bibliográficas.

Andel, J. (1986): "Long-memory time series models". *Kybernetika*, n.º 22, págs. 105-123.

Arteche, J. (2007): "The analysis of seasonal long memory: the case of Spanish inflation". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.º 69, págs. 749-772.

Arteche, J. y P.M. Robinson (2000): "Semiparametric inference in seasonal and cyclical long memory processes". *Journal of Time Series Analysis*, n.º 21, págs. 1-25.

Bai, J. y Carrión-Silvestre, J.L. (2009): "Structural changes, common stochastic trends, and unit roots in panel data". *Review of Economic Studies*, n.º 76, págs. 471-501.

Bai, J. y Perron, P. (1998): "Estimating and testing linear models with multiple structural changes". *Econometrica*, n.º 66, págs. 47-78.

Bierens, H.J. (2001): "Complex unit roots and business cycles: are they real?". *Econometric Theory*, n.º 17, págs. 962-983.

- Chan, N.H. y N. Terrin (1995): "Inference for unstable long-memory processes with applications to fractional unit root autoregressions". *The Annals of Statistics*, n.º 23, págs. 1662-1683.
- Chan, N.H. y C.Z. Wei (1988): "Limiting distributions of least squares estimates of unstable autoregressive processes". *The Annals of Statistics*, n.º 16, págs. 367-401.
- Cheung, Y.W. y K.S. Lai (2000): "On the purchasing power parity puzzle". *Journal of International Economics*, n.º 52, págs. 321-330.
- Cheung, Y.W. y K.S. Lai (2001): "Long memory and nonlinear mean revision in Japanese yen-based real exchange rates". *Journal of International Money and Finance*, n.º 20, págs. 115-132.
- Compés, R. (1994): "Mecanismos de Coordinación y Competitividad: la subasta de frutas de la Almunia (Zaragoza)". *Revista de Estudios Agro-sociales*, n.º 168, págs. 295-322.
- Dickey, D. y W. Fuller (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, n.º 74, págs. 427-431.
- Dickey, D. y W. Fuller (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica*, n.º 56, págs. 1057-1071.
- Gadea, M.D. y L. Mayoral (2006): "The persistence of inflation in OECD countries: a fractionally integrated approach". *International Journal of Central Banking*, n.º 2, págs. 51-104.
- Geweke, J. y S. Porter-Hudak (1983): "Estimation and applications of long memory time series models". *Journal of Time Series Analysis*, n.º 14, págs. 221-238.
- Gil-Alaña, L.A., y P.M. Robinson (2001): "Testing of seasonal fractional integration in UK and Japanese consumption and income". *Journal of Applied Econometrics*, n.º 16, págs. 95-114.
- Giraitis, L. y A. Leipus (1995): "A generalized fractionally differencing approach in long memory modelling". *Lithuanian Mathematical Journal*, n.º 35, págs. 65-81.
- Granger, C.W.J. (1966): "The typical spectral shape of an economic variable". *Econometrica*, n.º 34, págs. 150-161.
- Gray, H.L., N.F. Zhang y W.A. Woodward (1989): "On generalized fractional processes". *Journal of Time Series Analysis*, n.º 10, págs. 233-257.

Gray, H.L., N.F. Zhang y W.A. Woodward (1994): "On generalized fractional processes- a correction-". *Journal of Time Series Analysis*, n.º 15, págs. 561-562.

ICES (2008): "Report of the working group on widely distributed stocks (WGWIDE)". Copenhagen, Denmark.

Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992): "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?". *Journal of Econometrics*, n.º 54, págs.159-178.

Murray, C.J. y Papell, D. H. (2005): "The purchasing power parity puzzle is worse than you think". *Empirical Economics*, n.º 30, págs. 783-790.

Ng, S. y Perron, P. (2001): "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power". *Econometrica*, n.º 69, págs. 1519-1554.

Perron, P. y Rodríguez, G. (2003): "GLS detrending, efficient unit root tests and structural change". *Journal of Econometrics*, n.º 115, págs. 1-27.

Robinson, P.M. (1994): "Efficient tests of non-stationarity hypotheses". *Journals of the American Statistical Association*, n.º 89, págs. 1420-1437.

Robinson, P.M. (1995): "Log-periodogram regression of time series with long-range dependence". *The Annals of Statistics*, n.º 23, págs. 1048-1072.

Taqqu, M.S. y V.Teverovsky (1996): "Semi-parametric graphical estimation techniques for long-memory data". *Lecture Notes in Statistics*, n.º 115, págs. 420-432.

Zivot, E. y D.W.K. Andrews (1992): "Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*, n.º10, págs. 251-270.