

# Integración vertical en el mercado del verdel en el País Vasco (\*)

JAVIER GARCÍA ENRÍQUEZ (\*\*)

JOSU ARTECHE GONZÁLEZ (\*\*)

ARANTZA MURILLAS MAZA (\*\*\*)

## 1. INTRODUCCIÓN

El estudio de los precios de comercialización constituye una de las principales vías de análisis de la rentabilidad de los diferentes sectores, así como de la conexión entre los mercados. En particular, el análisis de precios en los mercados pesqueros está experimentando una creciente importancia en los últimos años, dado el interés por entender y dar respuesta, entre otros, al problema de baja rentabilidad económica que este sector atraviesa desde hace varias décadas. Esta rentabilidad depende de numerosos factores, tales como: la propia gestión y ordenación del sector pesquero europeo; el sistema de formación de precios adoptado en los diferentes puertos de venta de pescado –usualmente se trata de un sistema de subasta a la baja–; la existencia coyuntural o estructural de factores externos como, por ejemplo, la reciente crisis de los precios del petróleo; las relaciones de comercialización entre los diferentes agentes involucrados en la comercialización del pescado; etc., siendo, en particular, este último factor referido a las relaciones de comercialización el que centra el interés de este artículo.

---

(\*) Los autores agradecen los comentarios realizados por dos evaluadores anónimos, 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 del centro tecnológico 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.

(\*\*) Departamento de Economía Aplicada III (Econometría y Estadística). Universidad del País Vasco.

(\*\*\*) Unidad de Investigación Marina. AZTI-Tecnalia.

El análisis del comportamiento de las series de precios de los productos pesqueros a lo largo de la cadena de valor es fundamental para conocer el funcionamiento global del mercado interior pesquero. La evidencia de integración del mercado significaría, entre otros, que los diferentes gestores (pescadores o productores, mayoristas centrales, etc.) tienen influencia suficiente para intervenir en el mercado interior pesquero y conseguir que los diferenciales en los precios se asimilen a los costes de transacción del mercado. Para ello, es preciso que todos los gestores tengan acceso a la misma información, garantizándose la transparencia del mercado.

El primer eslabón de la cadena de valor del pescado en fresco, esto es, el mercado de los productos pesqueros en origen –en puerto–, depende de la actividad pesquera, que está gestionada a nivel central desde la Unión Europea (UE) por la Dirección General de Asuntos Marítimos y Pesca (DG MARE) (1). El Consejo Internacional para la Explotación del Mar (ICES) es el organismo europeo encargado de proveer consejo científico para la gestión de las pesquerías en el área del Atlántico Norte, al objeto de poder fijar anualmente las cantidades totales admisibles de capturas de los stocks (los denominados TACs) (2).

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 (3)–, así como las estrategias en puerto adoptadas por los comercializadores en origen constituyen los factores clave que influyen sobre el precio final en el origen o puerto. El nivel de precios que se alcanza en origen puede depender en menor medida de otros factores tales como las áreas de pesca o la técnica empleada. Se destaca además que esta especie, por sus características, no tiene

---

(1) Para las pesquerías en aguas del Atlántico.

(2) Las evaluaciones del ICES están basadas en un conocimiento científico de tipo biológico al que, antes de llegar al nivel de la DG MARE, el Comité Científico Técnico y Económico para las Pesquerías (STECF) añade el conocimiento del impacto económico de estas evaluaciones biológicas a corto y largo plazo sobre las flotas. No obstante, el consejo científico que la STECF envía a la DG MARE raramente difiere del que es original del ICES. A partir de este conocimiento el ICES y la STECF determinan el TAC para cada uno de los stocks sujetos a evaluación. El paso entre la STECF y la DG MARE constituye un paso adelante lejos de las consideraciones científicas, ya que es en esta fase cuando los objetivos políticos (y de otra naturaleza) empiezan a primar. En consecuencia, la propuesta de TACs de la DG MARE al Consejo de Ministros suele ser una propuesta más elevada que la que se deriva estrictamente del consejo biológico de los científicos.

(3) La cuota de pesca asignada a España ha descendido de 33.120 t en el año 2001 a 20.500 t en el 2005. Sin embargo, a pesar de que el recurso no está en su mejor momento, la flota vasca (y española) 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 (ICES, 2008).

ningún producto sustitutivo en el mercado en fresco, y que se trata de un producto homogéneo (4).

En relación con el segundo eslabón de la cadena de valor (los mercados centrales), en general, éstos suelen tener mayor poder de mercado que los propios pescadores en origen. El nivel de precios del mercado central parece depender no sólo de los factores, ya citados, relacionados con la propia explotación pesquera, sino también de los propios condicionantes económicos del mercado, como son la demanda del recurso y la evolución de los diferentes mercados económicos, entre otros. Por último, cabe mencionar que el mercado mayorista central recibe importaciones de verdel tanto de otros orígenes nacionales como de origen internacional [Francia (5)], si bien estas últimas son poco representativas.

Aunque desde un punto de vista empírico el análisis de los márgenes de comercialización entre los diferentes niveles de los mercados, especialmente agrarios, es abordado por Thomsen (1951), Buse y Brandow (1960), Dalrymple (1961), Shepherd (1962) o Waugh (1964), entre otros, no es hasta la aparición del trabajo de George y King (1971) cuando se sienta una base más teórica para este tipo de análisis. Posteriormente, Ward (1982) realiza un estudio sobre la asimetría en la dinámica de transmisión de precios en el mercado estadounidense de verduras frescas, usando para ello resultados de trabajos anteriores de Farrel (1952), Tweeten y Quance (1969), Wolfgram (1971) y Houck (1977). A partir del desarrollo de la teoría de la cointegración (Engle y Granger, 1987), este tipo de análisis resurgió con más fuerza, dando como resultado numerosos trabajos sobre mercados alimentarios internacionales (tanto agrarios y ganaderos: Chartres, 1995; Sanjuán y Gil, 1997; Von Cramon-Taubadel, 1998; Zapata y Gil, 1999; Tiffin y Dawson, 2000; Goodwin y Harper, 2000; etc.; como pesqueros: Gordon *et al.*, 1993; Gordon y Hannesson, 1996; Asche *et al.*, 1999; Ling, 2003; Asche *et al.*, 2004; Nielsen, 2005; etc.). En España, aunque en menor medida, también se han llevado a cabo varios estudios sobre integración y transmisión de precios en mercados agrarios y ganaderos (Martín *et al.*, 1995; Gil *et al.*, 1996; Noguera, 1996; Sanjuán *et al.*, 1999; Serra y Goodwin, 2003; Roldán y Dios, 2004; etc.), siendo escasos los trabajos sobre mercados pes-

(4) El tamaño y la calidad del verdel de cerco y líneas de mano es muy similar, siendo su precio también muy parecido, por lo que puede considerarse como un producto homogéneo. Sin embargo, el verdel que procede de enmalle (rederos) suele ser menos fresco y su precio es generalmente menor—cuando su destino es el consumo en fresco—comparado con el precio del verdel capturado con cerco y líneas de mano. No obstante, para la pesquería del verdel del País Vasco, las cantidades descargadas por estos rederos son muy pequeñas en comparación con las de cerco y líneas (véase sección 4).

(5) Esporádicamente también se reciben importaciones de Reino Unido, si bien su valor es escaso.

queros (Jaffry *et al.*, 2000; Jiménez Toribio y García del Hoyo, 2005 y 2006; Cruz y Ameneiro, 2007).

Hasta lo que los autores conocen, no existe ningún estudio de integración vertical de mercados que se haya realizado en base a la teoría de la cointegración fraccional que en este trabajo se utiliza, la cual aporta contrastadas ventajas sobre la teoría tradicional, dada su mayor flexibilidad y realismo. Sin embargo, en la literatura aplicada sí que pueden encontrarse numerosos trabajos que analizan diferentes relaciones de equilibrio en otros contextos. Mientras autores como Cheung y Lai (1993), Masih y Masih (1995 y 2004) y Soofi (1998) examinan el cumplimiento de la hipótesis de paridad de poder adquisitivo para el caso de diferentes países, Barkoulas *et al.* (1997) y Lardic y Mignon (2003) estudian la dinámica de un sistema de tipos de interés mundiales y el cumplimiento de la hipótesis de Fisher para los países del G7, respectivamente. Por su parte, Mohanty *et al.* (1998) analizan el cumplimiento de la ley del precio único en el mercado internacional de materias primas, y Kasman *et al.* (2005) la convergencia real entre países del Centro y del Este de Europa y la UE.

El objetivo final de este trabajo consiste en ampliar el conocimiento base del mercado interior de productos pesqueros (en particular, del verdel), a partir del estudio del grado de integración de los dos primeros eslabones de la cadena de valor: el origen (puertos), y el mercado central (mayoristas), aplicando para ello distintas técnicas econométricas. Con este objetivo, el artículo se estructura como sigue: La sección 2 aborda las principales características del mercado interior de pescado fresco del País Vasco. A continuación, en la sección 3 se describen los aspectos teóricos de la metodología utilizada para contrastar la integración de mercados. En la sección 4 se realiza una breve descripción del caso de estudio, para en la sección 5 contrastar la existencia de integración en el mercado analizado. Finalmente, se presentan las conclusiones más relevantes que se pueden extraer del análisis realizado.

## 2. CARACTERIZACIÓN DEL MERCADO INTERIOR PESQUERO

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 Gipúzkoa siguientes: Bermeo, Lekeitio, Ondarroa, Mutriku, Getaria, Donostia, Pasaia y Hondarri-

bia. No obstante, el mayor volumen de verdel capturado 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 por ciento (Base de Datos de Pesquerías de AZTI-Tecnalia, en adelante BD AZTI-Tecnalia) (6).

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 (Gipúzkoa), otros mayoristas en origen, y también otros detallistas, en menor medida. Sin embargo, dado el elevado porcentaje de 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.

El verdel comercializado por Mercabilbao procede de diversos orígenes, destacándose que aproximadamente el 65 por ciento procede de los puertos vascos, ya que Mercabilbao sólo comercializa verdel para su consumo en fresco, destinándose otra parte del verdel descargado en puerto a usos diferentes del consumo final [y comercializados a través de otros mayoristas en origen (7)]. Por otra parte, este mercado central también recibe importaciones de verdel de Francia (aunque éstas son muy escasas), así como de otros orígenes nacionales (8) (véase gráfico 1). Las importaciones procedentes principalmente de las costeras de Cantabria, Asturias y Galicia son las que permiten que Mercabilbao pueda mantener la comercialización de esta especie a lo largo de todo el año –y no sólo en primavera, que es cuando se produce la costera del verdel en el País Vasco–.

Cuando el origen se sitúa en el País Vasco, el promedio de la última década permite constatar que el 91 por ciento del verdel que pasa por Mercabilbao procede de Bizkaia, y sólo el 8 por ciento restante procede de Gipuzkoa (véase el gráfico 2).

Finalmente, la figura 1 resume la estructura del mercado interior del verdel –y del resto de especies pelágicas en general– en el País Vasco. En base a los datos aportados, parece asegurarse que se está ante un producto homogéneo, ya que se constata que el verdel descargado y

---

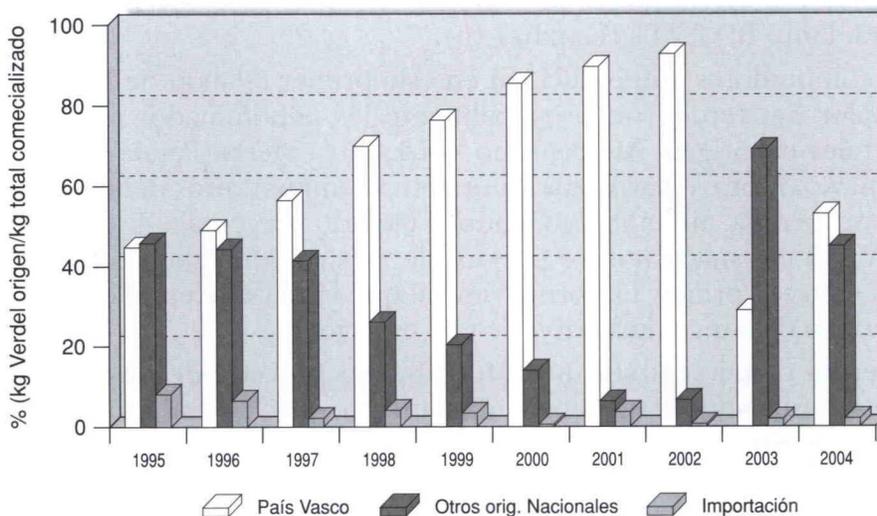
(6) La BD AZTI-Tecnalia contiene información biológica y económica proporcionada por la propia flota. En particular, recoge información de las descargas efectuadas en los puertos del País Vasco, a nivel de barco y marea por especie, produciéndose una marea cada vez que un barco efectúa una descarga en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

(7) Además de 3-4 grandes comercializadores en origen, existe una congeladora en el puerto de Bermeo (Bizkaia). Todos ellos se configuran como los mayoristas en origen que comercializan el verdel cuyo destino no es el consumo final.

(8) Los principales orígenes nacionales son: Alicante, Almería, Barcelona, Cádiz, Coruña, Gerona, Granada, Huelva, Lugo, Oviedo, Pontevedra, Santander, Tarragona y Valencia.

Gráfico 1

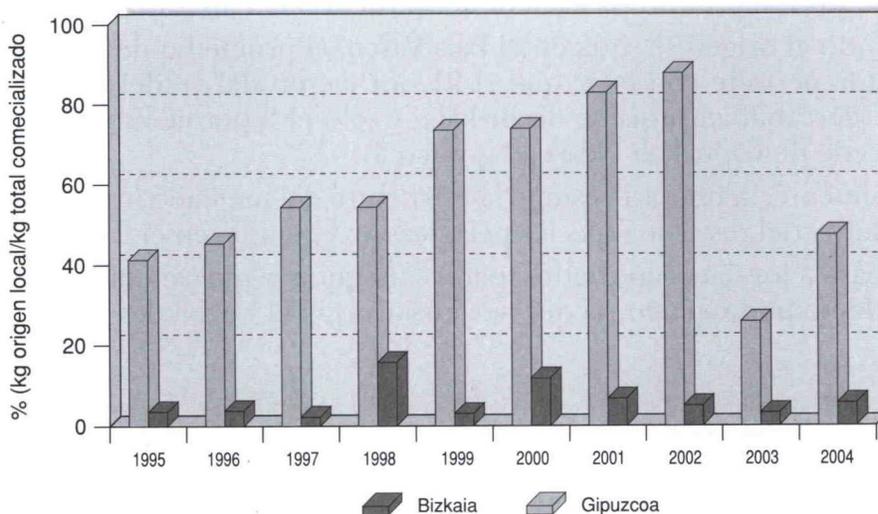
**Verdel comercializado en Mercabilbao por origen  
(local, nacional e importación)**



Fuente: elaboración propia a partir de datos de Mercabilbao.

Gráfico 2

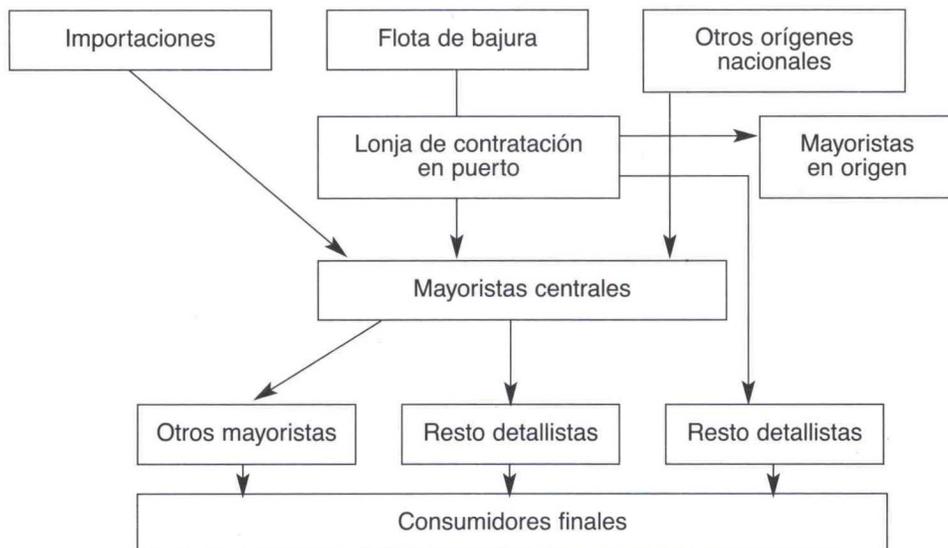
**Verdel comercializado en Mercabilbao por origen  
(local)**



Fuente: elaboración propia a partir de datos de Mercabilbao.

Figura 1

## LA CADENA DE VALOR DEL PESCADO FRESCO EN EL PAÍS VASCO



Fuente: elaboración propia.

el comercializado es el mismo, al menos entre los eslabones analizados, posibilitando así un análisis pormenorizado de la relación vertical entre las lonjas de contratación en puerto y el mayorista central Mercabilbao. Nótese además que el verdel descargado en los puertos del País Vasco también puede considerarse como un producto homogéneo, ya que las principales flotas que se dedican a la explotación de esta especie (cerco y líneas de manos) proporcionan un verdel de frescura similar. En consecuencia, la diferencia en precios es escasa (diferencia promedio de 0,02 euro/kg en el período de 2001 a 2006. Fuente: BD AZTI-Tecnalia).

### 3. METODOLOGÍA

En esta sección se describen los métodos utilizados para llevar a cabo el análisis de integración vertical que se propone. En concreto, se utilizan diferentes métodos de detección de cointegración, dado que éstos constituyen la piedra angular sobre la que giran los análisis de integración de mercados. La teoría de la cointegración fue introducida por Engle y Granger (1987) y Granger (1986) como una forma de hallar y modelar, en caso de existir, el equilibrio a largo plazo

entre series temporales. No obstante, la existencia de cointegración es condición necesaria, aunque no suficiente, para que los mercados estén integrados (para más detalles véase, por ejemplo, Sanjuán y Gil, 1999, p. 281).

Siguiendo la definición de Engle y Granger (1987), se dice que un número  $n$  de series  $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt}$  están cointegradas CI  $(d,b)$  si son todas integradas de orden  $d$  (9) y existe una combinación lineal  $z_t$  de ellas que es integrada de orden  $(d-b)$ , con  $b > 0$ , esto es,  $z_t = \alpha' Y_t \sim I(d-b)$ , donde  $\alpha$  es el vector cointegrante,  $Y_t$  el vector  $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$  y  $b$  el grado de cointegración.

El caso más utilizado en la literatura durante años ha sido el de la cointegración entera CI  $(1,1)$ , si bien últimamente parece estar siendo reemplazado por otro más flexible, como es el de la cointegración fraccional, donde  $d$  y/o  $b$  pueden ser números no enteros. En este artículo se hará uso de ambos enfoques. En concreto, mediante los métodos de Engle y Granger (1987) y Johansen (1988) se contrastará la posibilidad de que las series sean CI  $(1,1)$ , mientras que la posibilidad de cointegración fraccional se analizará mediante la adaptación del primero de ellos, inicialmente propuesta por Cheung y Lai (1993) y posteriormente extendida y mejorada por Hassler *et al.* (2006).

El análisis de cointegración introdujo cambios en la modelización dinámica del comportamiento de las variables económicas, ya que, según el Teorema de Representación de Engle-Granger, si un número  $n$  de series temporales están cointegradas, éstas se pueden representar en lo que ellos denominan Modelos de Corrección del Error (en adelante MCE), donde se integra la información tanto de largo como de corto plazo. Para ello se parte de la especificación en forma de Vectores Auto-Regresivos (VAR) de orden  $p$ :

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Y_{t-2} + \dots + \pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad [1]$$

donde  $\pi_i$ , con  $i=1, \dots, p$ , son las matrices de orden  $n \times n$  de parámetros autorregresivos a estimar,  $p$  el orden del retardo elegido,  $\alpha_0$  y  $\alpha_1$  los parámetros asociados a una constante y una tendencia determinista respectivamente, y  $\varepsilon_t$  un vector de ruido blanco.

Suponiendo CI  $(1,1)$  la ecuación [1] se puede reparametrizar del siguiente modo:

---

(9) Se dice que una serie  $y_t$  es integrada de orden  $d$ , y se denota  $y_t \sim I(d)$ , si después de diferenciarla  $d$  veces tiene una representación ARMA estacionaria e invertible.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + \Pi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad [2]$$

siendo  $\Delta=(1-L)$  el operador de diferencias,  $\Gamma_i = -I + \pi_1 + \dots + \pi_i$ , y  $\pi = -I + \pi_1 + \dots + \pi_p$  la matriz que recoge la información de largo plazo. Como recoge la definición de cointegración propuesta por Engle y Granger, es condición necesaria para la existencia de cointegración que el orden de integración (o grado de memoria) de todas las series sea el mismo. Por tanto, y como paso previo a los propios contrastes de cointegración, se ha de determinar el orden de integración de cada serie. Varios son los contrastes sugeridos en la literatura con tal objeto: Dickey y Fuller (1979, 1981), Phillips y Perron (1988), Kwiatkowski *et al.* (1992), Elliott *et al.* (1996), Lobato y Robinson (1998), Ng y Perron (2001), Dios-Palomares y Roldán (2006), etc. En este trabajo se han seleccionado un test de raíz unitaria (Dickey-Fuller Ampliado, en adelante ADF) y un test de estacionariedad (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, en adelante KPSS) para realizar los contrastes que ayuden a determinar si las series analizadas son estacionarias o no, en concreto, si son  $I(0)$  o  $I(1)$ . Adicionalmente, se usa la estimación log-periodograma (Geweke y Porter-Hudak, 1983) en la versión de Robinson (1995) para estimar el parámetro de memoria de la serie, ya que resultados contradictorios en los contrastes anteriores reflejarían la posible existencia de integración fraccional  $I(d)$ , con  $0 < d < 1$ .

Sin embargo, cabe destacar que los contrastes de raíz unitaria podrían verse afectados por la posible existencia de cambio estructural en alguna de las series, dada su escasa potencia para distinguir una trayectoria de raíz unitaria de una estacionaria con cambio estructural (Perron, 1989). Por ello, en este trabajo se sigue la propuesta realizada por Zivot y Andrews (1992), que desarrollaron un procedimiento de estimación endógena del momento de cambio estructural. Estos autores propusieron tres modelos basados en los especificados por Dickey y Fuller (1979, 1981) para el contraste de raíz unitaria, a los que añadieron variables ficticias que recogieran el cambio estructural. A continuación, definieron como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria, y propusieron como estadístico de contraste el menor valor de todos los estadísticos  $t$ , donde el estadístico es calculado secuencialmente, es decir, permitiéndose la posible presencia de cambio estructural en cada observación interior (10) de la

(10) En este trabajo, siguiendo a Andrews (1993), se consideran observaciones interiores a aquéllas que quedan tras restar un 15 por ciento de la muestra al principio y un 15 por ciento al final.

serie analizada. Un valor del menor estadístico  $t$  inferior al valor crítico correspondiente implicará el rechazo de la hipótesis nula y, por tanto, la existencia de estacionariedad con un posible cambio estructural en la fecha a la que corresponda ese estadístico  $t$  mínimo.

A continuación, se describen los métodos de contraste de cointegración propuestos:

### 3.1. Método de Engle y Granger

Engle y Granger desarrollaron el siguiente método para poder analizar la posibilidad de cointegración en el caso de dos variables, aunque éste fue rápidamente generalizado para el caso de más variables (Engle y Yoo, 1987). Se parte del supuesto de que las variables  $x_t$  e  $y_t$  siguen la siguiente relación:

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad t = 1, \dots, T \quad [3]$$

donde  $x_t$  e  $y_t$  son series  $I(d)$ , y  $u_t$  es  $I(d-b)$  para  $b > 0$ . En este caso el vector de cointegración es  $(1, -\beta)'$ , y es estimado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Para el caso particular en que  $x_t$  e  $y_t$  son  $CI(1,1)$  el término  $u_t$  debe ser  $I(0)$ , por lo que el siguiente paso consiste en contrastar la hipótesis de raíz unitaria mediante un test tipo ADF sobre los residuos. Adicionalmente, también se usa el test KPSS para contrastar si los residuos  $\hat{u}_t$  son  $I(0)$ . Como tercera y última vía se realizan estimaciones del parámetro de memoria mediante el método log-periodograma para dirimir las ambigüedades que puedan resultar de los contrastes formales, y que son indicios de existencia de integración fraccional.

Por tanto, si se concluye que  $\hat{u}_t \sim I(0)$ , las variables  $x_t$  e  $y_t$  son  $CI(1,1)$  y, por el Teorema de Representación de Engle y Granger, se pueden expresar en forma de MCE:

$$\Delta y_t = \rho_1 u_{t-1} + \text{retardos}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \eta_{1t} \quad \eta_{1t} \sim \text{iid}(0, \sigma_1^2) \quad [4]$$

donde  $u_{t-1} = y_{t-1} - \beta x_{t-1}$ .

Nótese que durante todo el desarrollo anterior se ha supuesto causalidad unidireccional de  $x_t$  sobre  $y_t$ , puesto que en el caso contrario, cuando es  $y_t$  la variable que causa  $x_t$ , se parte de la relación siguiente:

$$x_t = \beta y_t + u_t \quad t=1, \dots, T \quad [5]$$

que expresándola en términos de MCE se convierte en:

$$\Delta x_t = \rho_2 u_{t-1} + \text{retardos}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \eta_{2t} \quad \eta_{2t} \sim \text{iid}(0, \sigma_2^2) \quad [6]$$

donde  $u_{t-1} = x_{t-1} - \beta y_{t-1}$ . Mientras que, en el caso de que la causalidad fuese bidireccional, el MCE sería un sistema biecualcional formado por [4] y [6] (11).

Cheung y Lai (1993) extienden el método de Engle-Granger al caso fraccional. La secuencia del análisis es como sigue: en una primera etapa se contrasta el orden de integración de las series  $x_t$  e  $y_t$  y se comprueba que la relación de cointegración esté balanceada; en la segunda etapa se estima mediante el método log-periodograma el orden de integración de los residuos  $\hat{u}_t$ , contrastándose la hipótesis de  $\hat{u}_t \sim I(1)$  frente a la alternativa de  $\hat{u}_t \sim I(d)$ , con  $0 < d < 1$ . Se dirá que las series analizadas están fraccionalmente cointegradas si el orden de integración  $\hat{u}_t$  resulta ser significativamente menor que el de  $x_t$  e  $y_t$ .

A partir de la propuesta anterior numerosos autores han analizado las relaciones de cointegración desde un punto de vista tanto empírico como teórico. Entre las contribuciones teóricas cabe destacar la de Hassler *et al.* (2006). Estos autores extienden la propuesta de Cheung y Lai en dos vertientes: por un lado permiten la posibilidad de que el orden de integración de las series sea  $0.5 < d < 1.5$  [Cheung y Lai consideraban  $x_t$  e  $y_t$  como  $I(1)$ ]; por otro lado, demuestran que el estimador log-periodograma de  $\hat{u}_t$  sigue una distribución normal asintótica.

### 3.2. Método de Johansen

El método de Johansen se centra en el estudio del rango de la matriz  $\pi$  en un MCE como [2], donde  $\pi$  es la matriz de información de largo plazo. Existirá cointegración  $CI(1,1)$  si el rango de dicha matriz toma un valor  $r$  entre 0 y  $n$ , es decir  $0 < \text{rg}(\pi) = r < n$ . En este caso se podría descomponer  $\pi$  como un producto de dos matrices de la forma  $\pi = \alpha\beta'$ , donde las matrices  $\alpha$  y  $\beta$  son de orden  $n \times r$ . La matriz  $\alpha$  estaría formada por las ponderaciones de los vectores de cointegración  $\gamma$ , en términos económicos, se interpretaría como la velocidad del ajuste que se realiza período a período para recuperar el equilibrio de largo plazo. La matriz  $\beta$ , por su parte, recogería los vectores de cointegración.

Johansen propuso una estimación máximo verosímil de  $\pi$  y, para determinar su rango, presenta dos estadísticos de contraste alternativos, tipo multiplicadores de Lagrange: el estadístico de la traza y el estadístico del máximo valor propio.

---

(11) En la práctica, es habitual la inclusión de una constante o intercepto en (3) y (5), no afectando de manera alguna a los resultados del método presentado.

Para el cómputo de ambos estadísticos de contraste se obtienen previamente los autovalores o valores propios  $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_n$  de la matriz  $\hat{\pi}$  y se ordenan de manera descendente. Supóngase, sin pérdida de generalidad, que dicho ordenamiento da lugar a la secuencia  $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \dots, \hat{\lambda}_n$ .

El test de la traza se basa en el estadístico:

$$-T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad [7]$$

que sigue una distribución exacta tabulada mediante simulaciones de Monte Carlo por el propio autor, y donde la hipótesis a contrastar es la siguiente:

$$\begin{aligned} H_0: \text{rg}(\pi) &\leq r \\ H_a: \text{rg}(\pi) &> r \end{aligned} \quad [8]$$

El estadístico del máximo valor propio toma, por su parte, la forma:

$$-T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad [9]$$

siguiendo también una distribución aproximada por simulaciones de Monte Carlo, y donde la hipótesis a contrastar es ahora la siguiente:

$$\begin{aligned} H_0: \text{rg}(\pi) &= r \\ H_a: \text{rg}(\pi) &= r+1 \end{aligned} \quad [10]$$

Los valores críticos de ambos estadísticos se recogen en Johansen y Juselius (1990) y en Osterwald-Lenum (1992). Estos valores varían en función del número de relaciones de cointegración que se contrastan, así como de los elementos deterministas del modelo.

Si sucediese que el rango de la matriz fuese cero, ésta no contendría información de largo plazo (existirían cero vectores de cointegración), todas las variables serían no estacionarias y, por tanto, lo adecuado sería especificar un modelo *VAR* en primeras diferencias. Si la matriz fuese de rango completo, entonces todas las series serían estacionarias y se podría proponer un *VAR* en niveles.

#### 4. CASO DE ESTUDIO: LA PESQUERÍA DEL VERDEL EN EL PAÍS VASCO

En esta sección se describe brevemente la pesquería de la caballa/verdel del Atlántico Nordeste (NEAM). Esta pesquería ha sido seleccionada como caso de estudio, para llevar a cabo la aplicación de la metodología expuesta en la sección anterior, por dos motivos principales: (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 gran importancia económica y social para los países del arco atlántico europeo; (ii) en segundo lugar, porque el análisis del mercado del verdel es de especial interés dada la baja rentabilidad que arrastra este subsector desde hace más de una década, lo que ha motivado el interés tanto del propio sector como de la Administración Vasca por el desarrollo del tipo de análisis que se plantea en este trabajo.

Junto con el verdel (*Scomber scombrus*), los pequeños peces pelágicos que son explotados con más intensidad por la flota vasca de bajura son la anchoa (*Engraulis encrasicolus*), el chicharro (*Trachurus trachurus*) y la sardina (*Sardina pilchardus*). Sin embargo, el verdel es la especie principal en cuanto a volumen de capturas y esfuerzo de la flota dirigido a su pesca, lo que motiva el interés por centrar este estudio en el mercado interior de comercialización de dicha especie.

Comenzando por la distribución geográfica del stock, cabe destacar que el verdel es una especie distribuida por todas las aguas atlánticas, 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 ICES asume la existencia de un gran stock de verdel en Europa: el verdel del Atlántico Nordeste y, en consecuencia, se fija un único TAC. Derivado de la distribución geográfica, las mayores descargas provienen de las subáreas VI y VII y divisiones VIIa,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). La costera del verdel de la flota vasca se desarrolla en las denominadas divisiones de pesca del ICES VIIIc y VIIIb (12).

#### 4.1. La flota de bajura del País Vasco (13)

En el País Vasco la flota mas importante para la pesca del verdel es la de líneas de mano, que desde 2001 hasta el 2006 ha descargado el 58 por ciento de todo el verdel, mientras que la flota de cerco ha descargado el 41 por ciento en este mismo período. Cantidades poco significativas de esta especie se descargan también por embarcaciones de enmalle y palangre de fondo. La flota vasca de líneas y cerco

---

(12) Desde 1990, se permite capturar en la División VIIIb hasta 3.000 t del TAC fijado para la zona VIIIc y IXa. En 2005 dicha cifra se elevó hasta 25.000 t.

(13) Fuente: BD AZTI-Tecnalia.

que faena a verdel ha supuesto entre el 31 por ciento y el 50 por ciento del total de las descargas de verdel de la flota española en el período 2001-2006.

La flota de líneas de mano y cerco dedicadas a la pesquería del verdel tiene una elevada importancia en el conjunto de la actividad pesquera desarrollada por la flota de bajura del País Vasco. El verdel es la especie más importante en cuanto a capturas, representando entre el 36 por ciento y el 40 por ciento del volumen total de todas las especies descargadas por la flota de bajura en el período 2001 a 2006. En términos de ingresos la pesquería del verdel es la tercera más importante, y representa aproximadamente el 11 por ciento de los ingresos totales de la flota de bajura, siendo el bonito del Norte y la anchoa las especies más cotizadas.

El período de pesca para las flotas que faenan a verdel abarca de enero a mayo, alcanzándose en el mes de marzo el máximo de descargas (más del 60 por ciento en promedio desde el año 2000). Tradicionalmente, durante los dos meses centrales de la costera, la oferta de verdel en puerto es rígida (inelástica), ya que los pescadores descargan todo el verdel que pueden sin atender a los condicionantes del mercado, lo que, añadido al hecho de que no cuentan con una estrategia clara en el mercado en origen frente al poder de los mayoristas en origen y el mercado central, ha condicionado a la baja el precio de esta especie durante la última década.

## 5. APLICACIÓN EMPÍRICA

En esta sección se analizan la serie de precios del verdel desembarcado en los principales puertos de la Comunidad Autónoma del País Vasco (véase la sección 2), y la serie de precios del verdel comercializado en el mercado central (Mercabilbao), obtenidas de las bases de datos de AZTI-Tecnalia y Mercabilbao, respectivamente. Los datos son de periodicidad mensual, yendo de enero de 1997 a diciembre de 2006, con un total de 120 observaciones. Mientras que la serie en origen está completa, en el mercado central hay 19 observaciones ausentes, que han sido sustituidas por el promedio de las medias aritméticas del año y del mes correspondientes a la observación ausente.

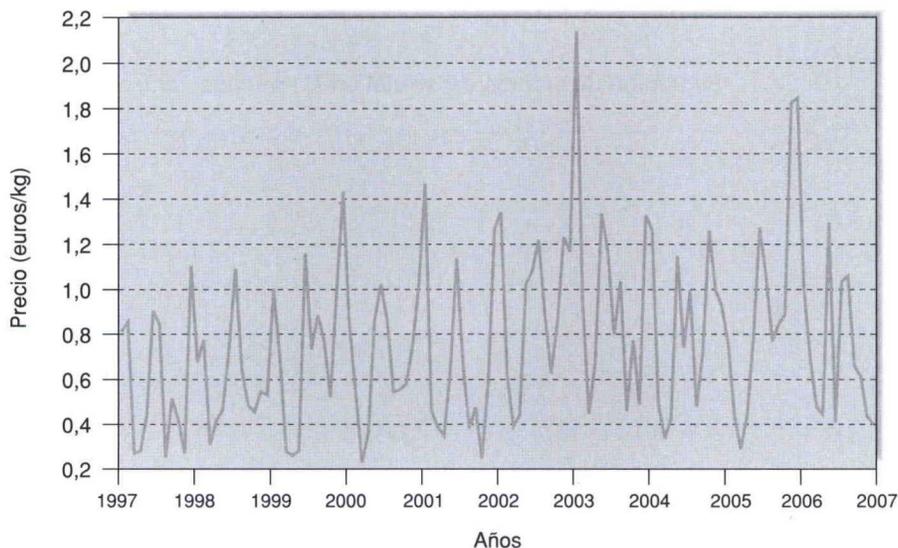
### 5.1. Análisis descriptivo

El gráfico 3 muestra la evolución de la serie de precios mensuales (en euros/kg) del verdel en puerto a lo largo del período analizado. Dado que el estudio comienza en fechas anteriores al establecimiento del euro (enero de 2002), la serie ha sido homogeneizada median-

te la conversión de los precios en pesetas a euros. La serie parece no mostrar tendencia creciente, sino una cierta estabilidad a lo largo del tiempo. No obstante, se observan dos picos significativos: el primero en enero del 2003, y el segundo en noviembre-diciembre del 2005, ambos asociados a meses fuera de costera donde las capturas fueron excepcionalmente bajas. Mientras que la causa de la escasez de capturas en enero de 2003 se encuentra en los efectos del hundimiento del Prestige, el origen del descenso de desembarcos en noviembre-diciembre de 2005 resulta incierto. Si se realiza un test de nulidad de media sobre la serie en diferencias, el estadístico de contraste que se obtiene es  $t = -0.0902466 \text{ € } (-1.96, 1.96)$ , no rechazándose la hipótesis nula de media cero y, por ende, la no significatividad de la tendencia determinista de la serie en niveles.

Gráfico 3

## Evolución de precios del verdel en puerto



Fuente: elaboración propia a partir de BD AZTI-Tecnalia.

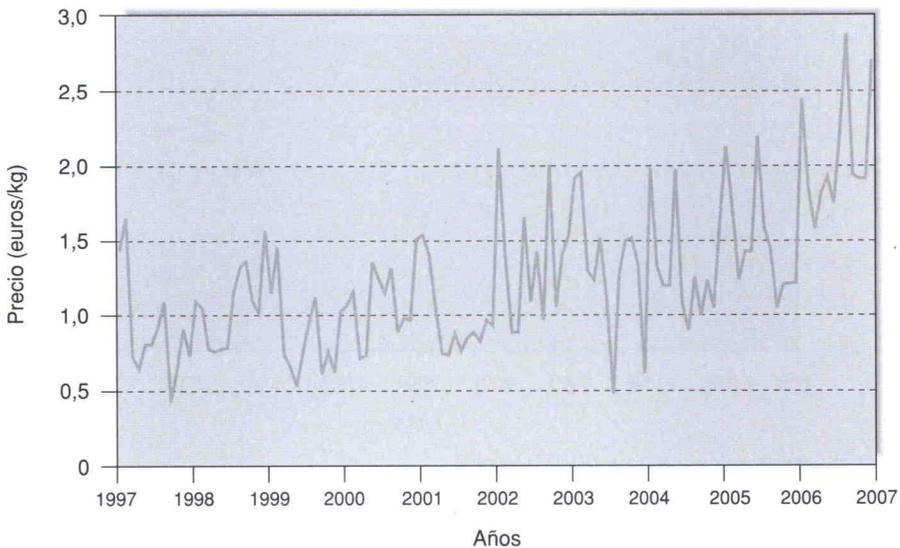
Este resultado que, en un principio, no es característico de una serie de precios, es propio del mercado de esta especie. Aunque abundante, el verdel no es atractivo para el consumo, por lo que la demanda no llega a satisfacer toda la oferta. El diferencial entre la oferta y la demanda también se debe a la anteriormente mencionada rigidez de la oferta, dado que los pescadores capturan tanto ver-

del como se les permite, sin atender a si la cantidad ofertada podrá ser absorbida o no por el mercado.

El gráfico 4, por su parte, representa la evolución a lo largo del período analizado de los precios mensuales (en euros/kg) del verdel comercializado en el mercado central. Esta serie ha sido homogeneizada a euros del mismo modo que la anterior. Aunque la serie parece presentar una tendencia creciente desde, aproximadamente, principios de 2002, si se realiza el contraste de media cero sobre la serie en primeras diferencias, el estadístico de contraste obtenido es  $t=0.260945 \text{ € } (-1.96, 1.96)$ , por lo que se rechaza la existencia de tendencia determinista global. No obstante, si bien se concluye en favor de la no significatividad de la tendencia determinista, parece razonable tener en cuenta y analizar la existencia de otros factores que expliquen ese cambio de comportamiento en los últimos años. Para ello, en el siguiente apartado se plantea el contraste de cambio estructural de Zivot y Andrews (1992).

Gráfico 4

**Evolución de precios del verdel en el mercado central**



Fuente: elaboración propia a partir de datos de Mercabilbao.

A continuación, en el cuadro 1 se presentan una serie de medidas descriptivas de las dos series de precios. Los diferentes estadísticos referidos a la serie de precios en origen y a la serie de precios en el mer-

cado central son presentados en las columnas «Puerto» y «Merca», respectivamente. El cuadro revela ciertos aspectos interesantes de las series, algunos de ellos ya observados a través de los gráficos. Los precios en origen mantuvieron unos niveles medios muy estables (en torno a 0,6-0,7 euros/kg) hasta el año 2001. A partir del año 2002, como consecuencia de la entrada del euro en vigor (enero del 2002) y la catástrofe del Prestige (noviembre del 2002), los precios medios aumentan hasta situarse en torno a 0,9 euros/kg, cayendo en el año 2006 a niveles anteriores a 2002. En general, tanto los precios mínimos como los máximos (exceptuando el año 2003) se han mantenido relativamente estables a lo largo del período analizado.

Por su parte, la serie de precios en el mercado central presenta una media muestral que se mueve en torno a 1 euro/kg hasta el año 2001, incrementándose fuertemente a partir de ese momento hasta llegar a doblar dicho nivel en el año 2006 (lo que parecería indicar un cambio en la estructura de la serie). El comportamiento de los precios mínimos y máximos discurre paralelo al de los precios medios, experimentando un incremento sustancial a partir del año 2002.

Por último, se observa que el coeficiente de variación de ambas series apenas ha sufrido variaciones a lo largo del período muestral, manteniéndose el de la serie de precios en puerto por encima del de

Cuadro 1

### MEDIDAS DESCRIPTIVAS DE LOS PRECIOS DEL VERDEL EN PUERTO Y EN EL MERCADO CENTRAL

Año	Media		Mínimo		Máximo		Varianza		Coef. variación	
	Puerto	Merca	Puerto	Merca	Puerto	Merca	Puerto	Merca	Puerto	Merca
1997	0,581	0,892	0,252	0,421	1,107	1,647	0,093	0,120	0,525	0,388
1998	0,595	1,056	0,308	0,751	1,093	1,563	0,044	0,069	0,351	0,249
1999	0,752	0,858	0,260	0,523	1,433	1,448	0,138	0,077	0,495	0,324
2000	0,681	1,084	0,229	0,706	1,023	1,503	0,064	0,061	0,372	0,227
2001	0,673	0,956	0,247	0,726	1,468	1,528	0,159	0,065	0,592	0,266
2002	0,908	1,362	0,392	0,880	1,342	2,110	0,105	0,171	0,356	0,304
2003	0,967	1,305	0,445	0,470	2,141	1,950	0,236	0,195	0,503	0,338
2004	0,815	1,311	0,337	0,890	1,263	1,980	0,109	0,129	0,406	0,274
2005	0,936	1,480	0,289	1,040	1,848	2,190	0,251	0,134	0,535	0,247
2006	0,711	2,072	0,400	1,570	1,296	2,870	0,096	0,161	0,437	0,194
<b>Global</b>	<b>0,762</b>	<b>1,237</b>	<b>0,229</b>	<b>0,421</b>	<b>2,141</b>	<b>2,870</b>	<b>0,137</b>	<b>0,228</b>	<b>0,486</b>	<b>0,386</b>

Fuente: elaboración propia.

la serie de precios en el mercado central durante todos los años, lo que revela una menor representatividad de la media muestral de la primera serie.

## 5.2. Contrastes de cambio estructural

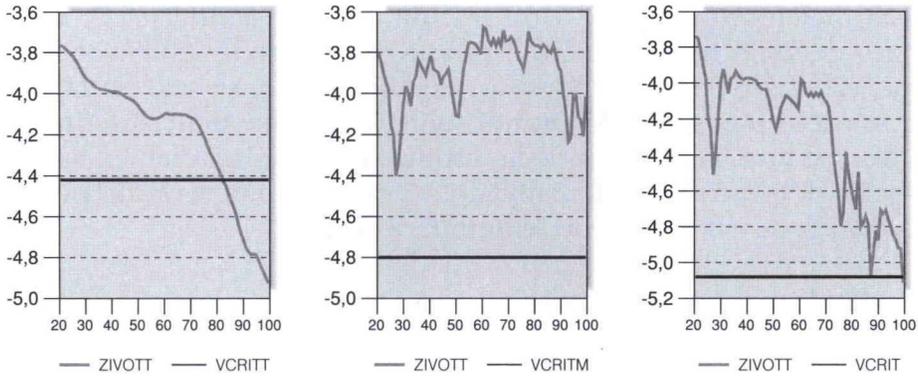
Tanto el gráfico 4 como el análisis descriptivo realizado a partir del cuadro 1 parecen evidenciar la existencia de un cambio en la estructura de precios de Mercabilbao a partir del año 2002, cuando los precios pasaron de ser relativamente constantes a presentar una tendencia creciente. Dado que los precios sólo se muestran crecientes a partir de dicha fecha, la tendencia determinista no resultaba significativa en el conjunto muestral. Se podría pensar que, debido a la entrada del euro como moneda única europea en enero de 2002 y al posterior hundimiento del Prestige en noviembre de 2002, que afectó en gran medida a la costera del verdel de 2003 –y cuyos efectos se prolongaron en el tiempo–, la estructura de los precios en el mercado central se vio alterada.

El gráfico 5 muestra el resultado del contraste de cambio estructural de Zivot y Andrews para la serie de precios en Mercabilbao en los casos de quiebre en tendencia, en media y en la combinación de ambas, respectivamente. Los estadísticos  $t$  vienen representados por Zivott, Zivotm y Zivot, y los valores críticos por Vcritt, Vcritm y Vcrit. Como se puede observar, en el caso de cambio en tendencia el estadístico comienza a decaer a partir de las observaciones 71-72, correspondientes a los meses de noviembre y diciembre de 2002, hasta que en diciembre de 2003 (observación 84) el estadístico es inferior al valor crítico correspondiente a un nivel de significatividad del 5 por ciento, lo que implica el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria a favor de la alternativa de estacionariedad con posible cambio estructural. Aunque el menor estadístico  $t$  se encuentra en el último punto evaluado de la muestra (observación 102, junio de 2005), como fecha de cambio estructural se considerará diciembre de 2002, por ser la fecha a partir de la cual el estadístico comienza a decrecer con fuerza y por coincidir con los primeros efectos del hundimiento del Prestige.

Por su parte, a pesar de que la serie de precios del verdel en puerto no parece presentar cambio estructural, se realiza el contraste de Zivot y Andrews para verificar dicha hipótesis. El gráfico 6 representa el resultado de dicho contraste para los casos de quiebre en tendencia, en media y en la combinación de ambas, respectivamente. Se observa que, en el caso de cambio en tendencia, el estadístico decae

Gráfico 5

**Contraste de Zivot y Andrews para precios del verdel en el mercado central**

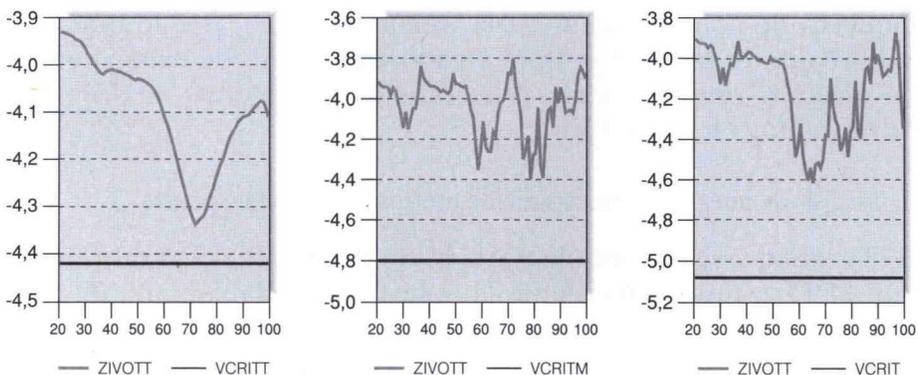


Fuente: elaboración propia.

bruscamente a partir de las observaciones 60-61 (diciembre de 2001-enero de 2002) por el denominado efecto euro, alcanzando su mínimo en noviembre de 2002 (fecha del hundimiento del Prestige), sin ser inferior, sin embargo, al valor crítico correspondiente, por lo que no hay evidencia de cambio estructural. Parece, por tanto, que la serie de precios en puerto podría ser considerada  $I(1)$ .

Gráfico 6

**Contraste de Zivot y Andrews para precios del verdel en puerto**



Fuente: elaboración propia.

A continuación, se analizará si, una vez extraído el cambio estructural, las series de precios estudiadas presentan una evolución de equi-

librio a largo plazo en forma de cointegración. Dada la existencia de cambio estructural en tendencia en la serie de precios de Mercabilbao, se define una variable tendencial ficticia, que toma el valor cero hasta diciembre de 2002 (observación 72) y  $t$ , siendo  $t=1,2$ , desde enero de 2003 (observación 73) hasta diciembre de 2006 (observación 120 y última de la muestra). Seguidamente, se regresa la serie de precios en el mercado central sobre la variable ficticia definida y una constante. Tras detraerle las estimaciones de la variable ficticia a la serie de precios en Mercabilbao, se obtiene una serie de precios sin cambio estructural, que se denotará como  $r_t$ .

### 5.3. Método de desestacionalización

El carácter mensual de las series de precios analizadas podría provocar la presencia de raíces unitarias estacionales, que contaminaría el análisis de cointegración. Dado el limitado número de observaciones disponibles, la estimación del parámetro de memoria de los diferentes ciclos estacionales, así como los contrastes para detectar la presencia de raíces unitarias estacionales, se complica. Se opta por considerar la existencia de raíces unitarias en todas las frecuencias estacionales, aplicándose el siguiente filtro sobre la serie que se desee desestacionalizar ( $x_t$ ):

$$x_t (1 + L + L^2 + L^3 + L^4 + L^5 + L^6 + L^7 + L^8 + L^9 + L^{10} + L^{11}) = z_t \quad [11]$$

donde se recuerda que  $L$  es el operador de retardos, de tal forma que  $L^n x_t = x_{t-n}$ .

Es necesario remarcar que este trabajo se centra exclusivamente en el análisis de cointegración en la frecuencia cero, por lo que el filtrado realizado en [11] se lleva a cabo con objeto de evitar los efectos adversos que la fuerte estacionalidad existente en los datos podría causar en el análisis.

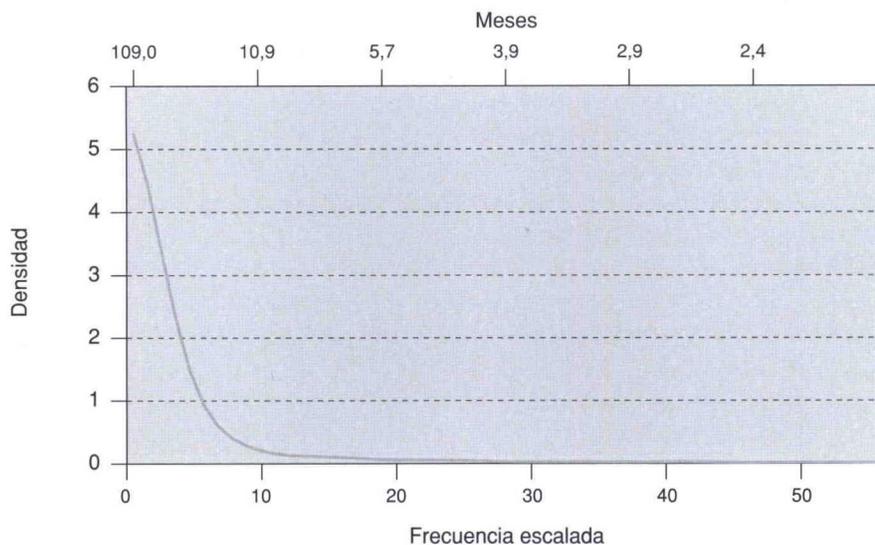
### 5.4. Análisis de integración de la serie de precios del verdel en puerto

En el gráfico 7 se muestra la función de densidad espectral (en adelante FDE) estimada mediante la aplicación de la ventana de retardos de Bartlett (14) al periodograma de la serie de precios en puerto desestacionalizada ( $z_t^p$ ) mediante [11], observándose como único ciclo persistente el de la frecuencia cero.

---

(14) El bandwidth seleccionado ha sido  $[T^{0.6}] = [109^{0.6}] = 16$ , que es el predefinido por el programa econométrico Gretl.

Gráfico 7

**FDE estimada de precios del verdel en puerto desestacionalizados**

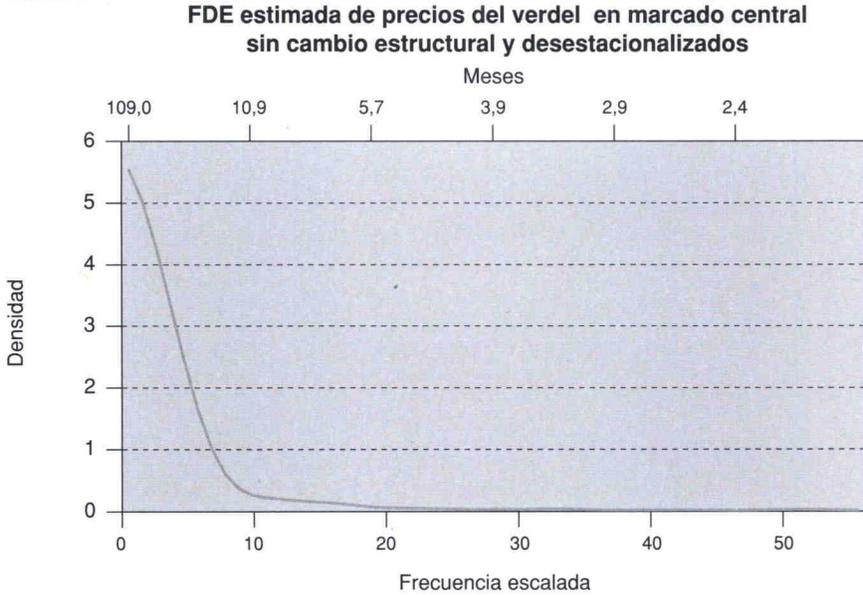
Fuente: elaboración propia.

A continuación, se realizan los contrastes de raíz unitaria y estacionariedad (ADF y KPSS, respectivamente) para la serie  $z_t^p$ . En la realización del contraste ADF se han seleccionado 12 retardos, por tratarse de datos mensuales, para un modelo con constante y sin tendencia. El *p-value* toma el valor 0.3878, por lo que la hipótesis nula de raíz unitaria no es rechazada. Para realizar el contraste KPSS y, a efectos de ser consistente con el ADF, se elige un modelo con constante y sin tendencia. Un estadístico  $t=1.37845 > 0.463$ , siendo este último valor el valor crítico al 5 por ciento de significatividad, corrobora la idea de que la serie  $z_t^p$  es  $I(1)$ .

### 5.5. Análisis de integración de la serie de precios del verdel en el mercado central

Recuérdese que, anteriormente, tras concluir la existencia de cambio estructural en la serie de precios en el mercado central y proceder a su extracción, se ha obtenido una serie  $r_t$  limpia de cambio estructural. En el gráfico 8 se muestra la FDE estimada mediante la aplicación de la anteriormente citada ventana de retardos de Bartlett al periodograma de dicha serie  $r_t$  desestacionalizada mediante [11] (en adelante  $z_t^m$ ), observándose como único ciclo persistente el de la frecuencia cero.

Gráfico 8



Fuente: elaboración propia.

A continuación, se aplican los contrastes ADF y KPSS en la serie  $z_t^m$ . El contraste ADF se realiza para el caso de un modelo con constante y sin tendencia con 12 retardos, proporcionando un *p-value* de 0.7307, lo que lleva a no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Mediante el contraste KPSS, sin embargo, se obtienen unos resultados más ambiguos, no rechazándose la hipótesis nula de estacionariedad al 5 por ciento, pero rechazándose la misma a un nivel de significatividad del 10 por ciento (15). No es posible, por tanto, asegurar la existencia de raíz unitaria en base a estos contrastes. Como tercera evidencia se estima el parámetro de memoria de la primera diferencia de  $z_t^m$  mediante el método log-periodograma y se comprueba que el valor  $d=0$  cae dentro del correspondiente intervalo de confianza  $(-0.132328, 0.641644)$ . Se elige  $m = \lceil T^{0.6} \rceil = \lceil 108^{0.6} \rceil = 16$  como bandwidth, que es el seleccionado de manera predeterminada por el software econométrico Gretl como valor de truncamiento (16).

(15) El estadístico de contraste toma el valor 0.361552, mientras que los valores críticos al 5 por ciento y 10 por ciento de significatividad son 0.463 y 0.347, respectivamente.

(16) En la literatura es habitual definir  $m = \lceil T^\alpha \rceil$ , donde  $T$  es el tamaño de muestra y  $\alpha$  un parámetro de truncamiento a elegir, siendo  $0 < \alpha < 1$ . El valor de  $\alpha$  óptimo no está claro, mientras hace algunos años se aconsejaba un valor de 0.5, últimamente se piensa que valores en torno a 0.8 son más adecuados. Debe ser el propio investigador quien decida su valor. No obstante, no es conveniente la selección de valores muy cercanos a cero o uno, puesto que  $m$  no ha de ser ni muy pequeño (estimaciones imprecisas debido a la gran varianza) ni muy grande (gran sesgo).

Por tanto, dadas las estimaciones del parámetro de memoria, previamente no rechazada por el contraste ADF, se concluye que la serie  $z_t^m$  es  $I(1)$ , por lo que se está en condiciones de plantear un análisis de cointegración entre las series  $z_t^p$  y  $z_t^m$ .

### 5.6. Análisis de cointegración

A continuación, se estudia la existencia de relaciones de cointegración entre las series  $z_t^p$  y  $z_t^m$  mediante los contrastes de Engle-Granger y de Johansen, descritos en la tercera sección de este trabajo.

El contraste de Engle-Granger, dado que se desconoce la existencia de causalidad y su dirección en caso de haberla, se realiza suponiéndola de las dos formas posibles: en el sentido de que son los precios del mercado central los que influyen en los de origen, y en el sentido de que son estos últimos los que causan los primeros. Tras la aplicación del contraste ADF sobre los residuos de ambas relaciones cointegrantes, se obtienen unos *p-values* de 0.6309 y 0.8564, respectivamente.

Al realizar el contraste KPSS sobre los residuos de dichas relaciones cointegrantes sucede que, mientras en el primer caso la hipótesis nula de estacionariedad es rechazada para un nivel de significatividad del 5 por ciento (17), el caso de causalidad en el sentido origen-mercado central presenta resultados menos concluyentes, con una hipótesis nula que es rechazada al 10 por ciento de significatividad, pero no así al 5 por ciento (18). Estimando, mediante el método del log-periodograma (19), el parámetro de memoria en la frecuencia cero para la primera diferencia de los residuos de esta última regresión cointegrante, se comprueba que el valor  $d=0$  cae dentro del intervalo de confianza correspondiente  $(-0.118837, 0.644979)$ , apoyando la hipótesis de raíz unitaria.

Por tanto, según el método de Engle-Granger, no existe cointegración entera ni fraccional, puesto que los residuos de ambas relaciones cointegrantes pueden considerarse integrados del mismo orden que las series, esto es,  $I(1)$ .

Por último, se aplican los contrastes de la traza y del máximo valor propio de Johansen. Realizando éstos de una manera secuencial se contrasta, en primer lugar, la hipótesis de existencia de cero relaciones de cointegración. Esta hipótesis no es rechazada con ningún test, concluyéndose, al igual que con el anterior método, que las series de

(17) El estadístico de contraste toma el valor 1.41418, mientras el valor crítico al 5 por ciento es 0.463.

(18) El valor del estadístico de contraste es 0.359883, mientras los valores críticos al 10 por ciento y 5 por ciento son 0.347 y 0.463, respectivamente.

(19) Se elige, de nuevo,  $m=[T^{0.6}]=[108^{0.6}]=16$  como bandwidth.

precios del verdel en origen y en el mercado central no están cointegradas. Los resultados de estos contrastes se presentan en el cuadro 2.

Cuadro 2

CONTRASTES DE JOHANSEN

Rango	Valor propio	Contraste traza	P-value	Contraste $\lambda$ máximo	P-value
0	0,0506	8,5642	0,7757	5,0370	0,8755
1	0,0357	3,5272	0,4983	3,5272	0,4973

Fuente: elaboración propia.

Los métodos de detección de cointegración evidencian que, incluso en ausencia de cambio en la estructura de los precios en el mercado central, los dos eslabones estudiados de la cadena de valor del verdel en el País Vasco no estarían integrados, siguiendo cada uno una evolución independiente.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha llevado a cabo un análisis de integración vertical entre los dos primeros eslabones –origen y mercado central– de la cadena de valor en el mercado interior vasco del verdel, una vez asegurado que se trata de un bien homogéneo y, por tanto, comparable tanto a nivel de todas las descargas efectuadas en puerto como entre ambos eslabones.

Numerosos factores contribuyen al desarrollo de procesos de formación de precios muy diferentes entre ambos eslabones de la cadena de valor. Entre los factores que condicionan en gran medida el precio fijado en el origen se destaca la fijación de un TAC, el número de embarcaciones dedicadas a la explotación de la pesquería, el comportamiento de los pescadores –su grado de cumplimiento con la parte de cuota asignada según el TAC–, el número así como el comportamiento de los comercializadores de verdel en origen y el sistema de comercialización vía subasta a la baja. En relación con la cantidad de verdel subastado en puerto, ésta depende de la oferta rígida existente durante los meses de costera, así como de los sucesivos acuerdos entre los comercializadores en el origen. Por su parte, los precios en el mercado central parecen responder a un modelo tradicional de oferta y demanda. Así, mientras el mercado central ha sido capaz de provocar un cambio en su estructura de precios ante

los shocks acontecidos (entrada del euro, hundimiento del Prestige) imponiendo crecimientos de precios mayores, los pescadores no han trasladado los efectos de dichos shocks al mercado a través de los precios, poniendo de manifiesto su limitado poder de mercado.

La anterior situación ha desembocado en un importante problema de rentabilidad del subsector de bajura, especialmente en un contexto como el pasado recientemente, con continuos crecimientos de los precios internacionales del crudo (el gasóleo es el principal coste de producción al que se enfrentan los pescadores, pudiendo suponer hasta el 50 por ciento de los costes totales de explotación). De este problema ya se han percatado tanto la Administración como el propio sector. Así, mientras desde el lado de la demanda hace ya algunos años que se vienen lanzando campañas publicitarias para intentar incrementar el consumo de verdel entre la población, desde el lado de la oferta se ha introducido un sistema de cupos diarios por embarcación y marinero con objeto de limitar las capturas del recurso y provocar con ello un incremento de los precios de esta especie (20).

Otras posibles medidas a llevar a cabo para el fortalecimiento del poder de mercado de los pescadores podrían pasar por un cambio del actual sistema de fijación de precios. Vickrey (1961) demostró que la subasta inglesa tiene más posibilidades de conducir a un resultado óptimo en el sentido de Pareto que la subasta a la baja u holandesa. En todo caso, el sistema de subasta a la baja no garantiza la maximización del beneficio del pescador ya que, como dice Compés (1994), la maximización del beneficio en una subasta holandesa es incompatible con la maximización de la probabilidad de hacerse con el lote subastado. Por su parte, las lonjas electrónicas se muestran como una importante alternativa al actual sistema de subasta, puesto que sería esperable que los precios en origen fijados mediante subasta electrónica fueran más altos, debido, entre otros factores, al incremento de poder de mercado de los pescadores. De hecho, si bien el éxito no está garantizado, parece que las experiencias recientes de implantación de este sistema en otras comunidades autónomas están dando los resultados esperados.

La evidencia empírica descrita ha sido analizada a través de diferentes técnicas econométricas. Tras los pertinentes filtrados, tanto los contrastes ADF y KPSS como la estimación log-periodograma del parámetro de memoria permiten clasificar las dos series de precios analizadas como  $I(1)$ . Haciendo uso de la teoría de cointegración

---

(20) Sistema de cupo voluntario durante la costera de 2008, habiéndose regulado para la costera de 2009.

tanto tradicional como fraccional se descarta la posibilidad de una relación estable a largo plazo entre las series estudiadas, confirmando que se está ante un mercado no integrado.

Nótese que, en este trabajo, únicamente se han analizado los dos primeros niveles de la cadena de valor del verdel en el País Vasco. Sin embargo, todos los eslabones de dicha cadena guardan interrelaciones y suelen estar condicionados entre sí en mayor o menor medida, por lo que sería interesante extender este análisis al tercer y último eslabón (los detallistas). Asimismo, también resulta de interés realizar un análisis similar a nivel horizontal, desarrollando un estudio espacial entre los diferentes puertos en los que existe un mercado diario de esta especie para analizar de esta forma el grado de integración espacial existente en este mercado. Ambas propuestas constituyen una extensión natural del presente trabajo y están siendo actualmente analizadas.

## BIBLIOGRAFÍA

- ANDREWS, D. W. K. (1993): «Tests for parameter instability and structural change with unknown change point». *Econometrica*, 61: 821-856.
- ASCHE, F.; BREMNES, H. y WESSELLS, C. R. (1999): «Product aggregation, market integration and relationships between prices: an application to world salmon markets». *American Journal of Agricultural Economics*, 81: 568-581.
- ASCHE, F.; GORDON, D. V. y HANNESSON, R. (2004): «Tests for market integration and the law of one price: the market for whitefish in France». *Marine Resource Economics*, 19: 195-210.
- BARKOULAS, J. T.; BAUM, C. F. y OGUZ, G. S. (1997): «Fractional Cointegration Analysis of Long Term International Interest Rates». *International Journal of Finance*, 9(2): 586-606.
- BUSE, R. C. y BRANDOW, G. E. (1960): «The relationship of volume prices and costs to marketing margins for farm foods». *Journal of Farm Economics*, 42: 362-370.
- CHARTRES, J. A. (1995): «Market integration and agricultural output in seventeenth-eighteenth and early nineteenth century England». *The Agricultural History Review*, 43(2): 117-138.
- CHEUNG, Y. W. y LAI, K. S. (1993): «A fractional cointegration analysis of purchasing power parity». *Journal of Business and Economic Statistics*, 11(1): 103-112.
- COMPÉS, R. (1994): «Mecanismos de Coordinación y Competitividad: la subasta de frutas de la Almunia (Zaragoza)». *Revista de Estudios Agro-sociales*, 168: 295-322.
- CRUZ, I. y AMENEIRO, M. (2007): «Transmisión vertical de precios en el mercado nacional de los productos pesqueros frescos». *Revista de Economía Aplicada*, 44: 85-107.

- DALRYMPLE, D. G. (1961): «On the Nature of Marketing Margins». Agricultural Economics Report 824. Michigan Agricultural Experiment Station, East Lansing.
- DICKEY, D. y FULLER, W. (1979): «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root». *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- DICKEY, D. y FULLER, W. (1981): «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root». *Econometrica*, 56: 1.057-1.071.
- DIOS-PALOMARES, R. y ROLDÁN, J. A. (2006): «A strategy for testing the unit root in AR(1) model with intercept: a Monte Carlo experiment». *Journal of Statistical Planning and Inference*, 136: 2.685-2.705.
- ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration and error correction representation, estimation and testing». *Econometrica*, 55: 251-276.
- ENGLE, R. F. y YOO, S. (1987): «Forecasting and testing cointegrated systems». *Journal of Econometrics*, 35: 145-159.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J. y STOCK, J. H. (1996): «Efficient tests for an autorregressive unit root». *Econometrica*, 64(4): 813-836.
- FARREL, M. J. (1952): «Irreversible demand functions». *Econometrica*, 20: 171-186.
- GEORGE, P. S. y KING, G. A. (1971): «Consumer demand for food commodities in the United States with projections for 1980». Giannini Foundation Monograph, 26. University of California, Berkeley.
- GEWEKE, J. y PORTER-HUDAK, S. (1983): «Estimation and applications of long memory time series models». *Journal of Time Series Analysis*, 14: 221-238.
- 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.
- GOODWIN, B. K. y HARPER, D. (2000): «Price transmission, threshold behavior and asymmetric adjustment in the U.S. pork sector». *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 32: 543-553.
- GORDON, D. V. y HANNESSON, R. (1996): «On prices of fresh and frozen cod fish in European and U.S. markets». *Marine Resource Economics*, 11: 223-238.
- GORDON, D. V.; SALVANES, K. G. y ATKINS, F. (1993): «A fish is a fish is a fish? Testing for market linkages on the Paris fish market». *Marine Resource Economics*, 8: 331-343.
- GRANGER, C. W. J. (1986): «Developments in the study of cointegrated economic variables». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 213-228.
- HASSLER, U.; MÁRMOL, F. y VELASCO, C. (2006): «Residual log-periodogram inference for long-run relationship». *Journal of Econometrics*, 127: 165-207.
- HOUCK, J. P. (1977): «An approach to specifying and estimating nonreversible functions». *American Journal of Agricultural Economics*, 59(3): 570-572.
- ICES (2008): *Report of the working group on widely distributed stocks (WGWIDE)*. Copenhagen, Denmark.
- JAFFRY, S.; PASCOE, S.; TAYLOR, G. y ZABALA, U. (2000): «Price interaction between salmon and wild caught fish species on the Spanish market». *Aquaculture Economics & Management*, 4: 157-167.

- JIMÉNEZ TORIBIO, R. y GARCÍA DEL HOYO, J. J. (2005): «Integración vertical y transmisión de precios en los canales de distribución de la chirla». *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 205: 189-218.
- JIMÉNEZ TORIBIO, R. y GARCÍA DEL HOYO, J. J. (2006): «Evidence of market price leadership in the Spanish red seabream value chain -Implications for fisheries management». *Fisheries Research*, 81: 51-59.
- JOHANSEN, S. (1988): «Statistical analysis of cointegration vectors». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration -With applications to the demand for money». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- KASMAN, A.; KIRBAS-KASMAN, S. y TURGUTLU, E. (2005): «Nominal and real convergence between the CEE countries and the EU: a fractional cointegration analysis». *Applied Economics*, 37: 2.487-2.500.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (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*, 54: 159-178.
- LARDIC, S. y MIGNON, V. (2003): «Fractional cointegration between nominal interest rates and inflation: a re-examination of Fisher relationship in the G7 countries». *Economics Bulletin*, 3(14): 1-10.
- LING, B. H. (2003): «Price cointegration in spatial markets: an application to milkfish markets in Taiwan». *Aquaculture Economics & Management*, 7: 85-94.
- LOBATO, I. N. y ROBINSON, P. M. (1998): «A nonparametric test for  $I(0)$ ». *The Review of Economic Studies*, 65: 475-495.
- MARINUCCI, D. y ROBINSON, P. M. (2001): «Semiparametric fractional cointegration analysis». *Journal of Econometrics*, 105: 225-247.
- MARTÍN, F. J.; CANO, V. J. y MURILLO, C. (1995): «Integración espacial de mercados agrarios. Un análisis de cointegración». *Investigación Agraria.Economía*, 10(2): 295-312.
- MASIH, A. M. M. y MASIH, R. (2004): «Fractional cointegration, low frequency dynamics and long-run purchasing power parity: an analysis of the Australian dollar over its recent float». *Applied Economics*, 36: 593-605.
- MASIH, R. y MASIH, A. M. M. (1995): «A fractional cointegration approach to empirical tests of PPP: new evidence and methodological implications from an application to the Taiwan/US dollar relationship». *Review of World Economics*, 131: 673-694.
- MOHANTY, S; WESLEY, E.; PETERSON, F. y SMITH, D. B. (1998): «Fractional cointegration and the false rejection of the law of one price in international commodity markets». *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 30(2): 267-276.
- NG, S. y PERRON, P. (2001): «Lag length selection and the construction of unit roots tests with good size and power». *Econometrica*, 69: 1.529-1.554.
- NIELSEN, M. (2005): «Price formation and market integration on the European first-hand market for whitefish». *Marine Resource Economics*, 20: 185-202.

- NOGUERA, P. (1996): «Estacionalidad y transmisión vertical de precios en el sector hortofrutícola español». Tesis doctoral. Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Murcia.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992): «A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53: 461-472.
- PERRON, P. (1989): «The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis». *Econometrica*, 57: 1.361-1.401.
- PHILLIPS, P. y PERRON, P. (1988): «Testing for unit root in time series regression». *Biometrika*, 75: 335-346.
- ROBINSON, P. M. (1995): «Log-periodogram regression of time series with long-range dependence». *The Annals of Statistics*, 23: 1.048-1.072.
- ROLDÁN, J. A. y DIOS, R. (2004): «Contrastación de la ley de precio único en el mercado español del aceite de oliva». Documento de trabajo E2004/27. Fundación Centro de Estudios Andaluces, Sevilla.
- SANJUÁN, A. I. y GIL, J. M. (1997): «Integración espacial de mercados: revisión empírica y aplicación al sector porcino de la UE». *Investigación Agraria. Economía*, 1,2 y 3: 277-298.
- SANJUÁN, A. I.; GIL, J. M. y ZAPATA, H. (1999): «Vertical integration, causation and price transmission in the Spanish hog industry». En Galizzi, G. y Venturini, L. (eds.): *Vertical relationships and coordination in the food system* 611-627. Physica Verlag, Heidelberg.
- SERRA, T. y GOODWIN, B. K. (2003): «Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector». *Applied Economics*, 35: 1.889-1.899.
- SHEPHERD, G. S. (1962). *Marketing farm products. Economic analysis*. Iowa State University Press (ed), Ames.
- SOOFI, A. S. (1998): «A fractional cointegration test of purchasing power parity: the case of selected members of OPEC». *Applied Financial Economics*, 8: 559-566.
- THOMSEN, F. L. (1951): *Agricultural Marketing*. Mc Graw-Hill (ed.), Nueva York.
- TIFFIN, R. y DAWSON, P. J. (2000): «Structural breaks, cointegration and the farm-retail price spread for lamb». *Applied Economics*, 32: 1.281-1.286.
- TWEETEN, L. G. y QUANCE, C. L. (1969): «Positivist measures of aggregate supply elasticities: some new approaches». *The American Economic Review*, 59(2): 175-83.
- VICKREY, W. (1961): «Counterspeculation, auctions, and competitive sealed tenders». *Journal of Finance*, 16: 8-37.
- VON CRAMON-TAUBADEL, S. (1998): «Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market». *European Review of Agricultural Economics*, 25: 1-18.
- WARD, R. W. (1982): «Asymmetry in retail, wholesale, and shipping point pricing for fresh vegetables». *American Journal of Agricultural Economics Association*, 64(2): 205-212.
- WAUGH, F. V. (1964): «Demand and price analysis». Technical bulletin, 1316. US. Department of Agriculture, Washington DC.

- WOLFFRAM, R. (1971): «Positivistic measures of aggregate supply elasticities: some new approaches – some critical notes». *American Journal of Agricultural Economics*, 53: 356-359.
- ZAPATA, H. O. y GIL, J. M. (1999): «Cointegration and causality in international agricultural economics research». *Agricultural Economics*, 20: 1-9.
- ZIVOT, E. y ANDREWS, D. W. K. (1992): «Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis». *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 251-270.

## RESUMEN

### Integración vertical en el mercado del verdel en el País Vasco

En este trabajo se lleva a cabo un análisis del mercado interior de pescado fresco en la Comunidad Autónoma del País Vasco. En particular, se analizan los precios de una de las principales especies objetivo de la flota de bajura, el verdel o caballa del Atlántico Nordeste, centrándose en el estudio de las relaciones de equilibrio verticales entre los precios alcanzados en los puertos y en el mercado central. Para ello, se aplican distintas técnicas econométricas utilizadas en el análisis de integración de mercados, examinándose las relaciones de equilibrio a largo plazo tanto mediante métodos de cointegración entera como fraccional. Los resultados indican que se trata de un mercado no integrado, describiendo los precios de los niveles analizados –puertos y mercado central– una evolución independiente.

**PALABRAS CLAVE:** mercados integrados, cambio estructural, cointegración, verdel.

## SUMMARY

### Vertical integration in mackerel market at the basque country

In this paper an analysis of the internal market for fresh fish at the Basque Country is carried out. Particularly, mackerel prices, coming from the inshore sector, are analysed focusing on the study of vertical equilibrium relationships between the prices of fish sold at auction (at ports) and fish sold by the central market. For that purpose, different econometric techniques used in the analysis of the market integration are applied, examining the long-term equilibrium relationships by means of both integer and fractional cointegration. The results show that it is a non-integrated market, following the series of prices at port and central market an independent evolution.

**KEYWORDS:** Integrated markets, structural change, cointegration, mackerel.