

## Un modelo para la exportación semanal de tomate de Almería

MARTÍN RODRÍGUEZ, G., CÁCERES HERNÁNDEZ, J. J. y GUIRAO PÉREZ, G.

*Dpto. de Economía de las Instituciones, Estadística Económica y Econometría. Universidad de La Laguna.*

E-mail: gmartinr@ull.es; jcaceres@ull.es; gguirao@ull.es

### RESUMEN

El mercado europeo de tomate para consumo en fresco se encuentra actualmente saturado por la oferta de distintas procedencias y la exportación almeriense es una de las responsables de la situación de sobreoferta en determinadas semanas del periodo de invierno. En este trabajo se propone un modelo que recoge la evolución de la exportación semanal de tomate almeriense desde principios de los 80. El análisis efectuado, inscrito en el marco de los modelos estructurales de series temporales, permite mostrar la utilidad de las funciones *splines* como alternativa parsimoniosa a los modelos convencionales de la estacionalidad, así como su flexibilidad para recoger variaciones estacionales cuyo periodo no es siempre de la misma longitud.

*Palabras clave:* Exportaciones de tomate de Almería, datos semanales, *splines*.

## A model for the Weekly Tomato Exports from Almería

### ABSTRACT

Nowadays, the European fresh tomato market is saturated as a consequence of the growth of supplies from different countries, and Almería exports contribute to create oversupply in some weeks during the winter. In this paper a model is proposed in order to analyse the evolution of weekly Almería tomato exports throughout the last two decades. Such an analysis is carried out inside the frame delimited by the structural approach to time series and the usefulness of spline functions as a parsimonious way of modelling seasonal variations in which the period does not remain the same over time is shown.

*Key words:* Almería tomato exports, weekly data, *splines*.

JEL classification: C22, Q17.

Artículo recibido en diciembre de 2003 y aceptado para su publicación en septiembre de 2005.

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref.: E-23307.

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

## 1. INTRODUCCIÓN

La producción de tomate almeriense para consumo en fresco se comercializa en el mercado nacional o se destina a la exportación. Esta última se dirige fundamentalmente a la UE y ha crecido sustancialmente en los últimos años. La exportación a Europa, significativa desde septiembre, se centra en el periodo diciembre-abril y, por tanto, tiene que competir con los principales abastecedores de este mercado en el periodo de invierno. Actualmente, España ocupa la posición hegemónica en las exportaciones de tomate fresco de invierno a la Comunidad y, además de Almería, las principales provincias exportadoras son Murcia, Alicante y las dos provincias canarias. Marruecos es, sin duda, el principal competidor externo a la UE; aunque la cuota de mercado española ha aumentado en los últimos años, debido a que las exportaciones españolas han crecido a mayor ritmo que las marroquíes. Paralelamente al crecimiento de la exportación española se ha producido también un cambio en la participación de los diferentes países de destino, aunque la UE ha sido y sigue siendo el destino mayoritario. En el caso particular de Almería, Francia ha ido perdiendo peso a favor de Alemania, que se ha convertido en el destino más significativo de la exportación almeriense en términos de valor.

En definitiva, la producción almeriense, que se ha beneficiado del ingreso de España en la UE, tiene que competir con otras provincias españolas, cuyo producto ingresa en el territorio comunitario en las mismas condiciones de libre acceso, y también con los productores marroquíes, que, en virtud de sucesivos acuerdos comerciales, terminarán por acceder a la UE en las mismas condiciones que la producción española<sup>1</sup>. En estas circunstancias, los productores almerienses han entendido que en momentos en que la presión de la oferta es excesiva -debido a la concurrencia de producción de diferentes procedencias-, el desvío de parte de la producción a destinos no tradicionales puede ser una alternativa rentable. En cualquier caso, no parece factible que estos otros destinos puedan sustituir o complementar de forma significativa, al menos por ahora, al mercado de la UE, que, durante el periodo de invierno, se abastece sobre todo de la producción española y, actualmente, se encuentra saturado como consecuencia del crecimiento de la oferta. Aunque los productores españoles

1. Desde la firma del Protocolo entre Marruecos y la UE en 1988 y hasta la plena integración española en la PAC, la producción magrebí accedía a los mercados europeos en similares condiciones que la producción canaria. Los acuerdos del GATT de 1994 significaban un endurecimiento de las condiciones de acceso de la producción marroquí, pero estas condiciones quedaron sin efecto en virtud de los acuerdos comerciales UE-Marruecos de 1995 y 1996 (véase Cáceres, 2000: 278-281, 308-312). Para la campaña 2002/03, se prorrogó el acuerdo en virtud del cual el tomate marroquí disfruta de un 100% de reducción del derecho *ad valorem* con un precio de entrada reducido de 46.1 euros/100 kg para un contingente arancelario de 168750 tm para el periodo octubre-mayo. En las últimas negociaciones, Marruecos solicita un 100% de reducción del derecho *ad valorem* para todo el año y precio de entrada reducido de 46.1 euros/100 kg para un contingente 216 mil tm sin distribución mensual y un incremento anual del 5%.

consideren a Marruecos como responsable de esta situación, Almería es quizás el origen de la producción que ha experimentado un crecimiento más acentuado de sus exportaciones en las últimas campañas (véase cuadro 1) y, por lo tanto, no es difícil deducir la incidencia del volumen de su oferta sobre las cotizaciones del fruto en determinados momentos de la campaña. Por ello, una distribución adecuada de los envíos a lo largo de la campaña podría contribuir a maximizar los beneficios de los productores. Desde este punto de vista, el estudio de los niveles anuales exportados desde esta provincia -cuyos cambios están posiblemente asociados a las modificaciones en la normativa comercial comunitaria- así como de su distribución a lo largo de la campaña exportadora, se tornan relevantes para la toma de decisiones por parte de los productores. En este trabajo se analiza, en concreto, la evolución de las exportaciones semanales de tomate almeriense desde principios de la década de los años ochenta.

**Cuadro 1. Exportaciones al extranjero de tomate de Canarias y Península (cestos de 6 kg)**

Zafras	Santa Cruz de Tenerife	Las Palmas Gran Canaria	Alicante	Almería	Murcia
1990/1991	10341684	21797864	6489390	5071401	14529378
1991/1992	12746527	26428419	6672179	7361525	10831843
1992/1993	15097602	30859230	7102293	9319056	13898359
1993/1994	18024780	36738859	7327610	11005942	17418637
1994/1995	19869571	35949838	8231818	12831740	21092312
1995/1996	21597805	37772195	9480757	13460353	22731689
1996/1997	19839145	38943074	10125822	15902486	26085533
1997/1998	19401563	36617833	9248058	17304605	25764571
1998/1999	18107567	29084675	8393006	18014743	24508188
1999/2000	17692966	31894115	7338606	16164070	22394793
2000/2001	13709797	29109712	7991245	18181665	27969971
2001/2002	15518056	24325175	6367046	17842459	23005978
2002/2003	13948257	22927837	6679572	19583898	25955748
2003/2004	13684274	22875027	5551164	16338032	23938221

Fuente: ACETO.

Ahora bien, antes de plantear un modelo estadístico-econométrico que recoja las variaciones experimentadas por esta magnitud, conviene destacar que el patrón estacional de la exportación almeriense se ha caracterizado históricamente por la concentración en el invierno y la desaparición en el verano, buscando las épocas de mejores precios; por otra parte, la plena integración española en la PAC, tras un largo periodo transitorio, ha significado la desaparición de las herramientas con que las producciones europeas se protegían comercialmente frente a la producción españo-

la<sup>2</sup>, y estos cambios han encontrado una respuesta inmediata en los productores españoles, a pesar de que los magrebíes han disfrutado también de una reducción notable de las barreras comunitarias. Si se tienen en cuenta estos aspectos, parece evidente que los volúmenes de tomate almeriense exportado han experimentado variaciones en los últimos años. El enfoque de los modelos estructurales de series temporales (Harvey, 1989) se muestra como una herramienta potencialmente apropiada para tratar estas inestabilidades y constituye, de hecho, el planteamiento metodológico adoptado en este trabajo.

El análisis de series temporales se asienta en la teoría de procesos estocásticos, originalmente construida sobre la hipótesis de estacionariedad. Sin embargo, pocas series temporales económicas son estacionarias. De hecho, la mayor disponibilidad de datos en los últimos años y, sobre todo, la posibilidad de construir series más largas y con mayor frecuencia de observación, han puesto de manifiesto las dificultades para mantener el supuesto de un patrón de comportamiento fijo a lo largo del tiempo. En este sentido, parece más acertado asumir que las propiedades estadísticas de buena parte de las series socioeconómicas presentan un carácter evolutivo. En presencia de comportamientos no estacionarios, la aplicación del operador diferencia y el análisis posterior de la transformación estacionaria, no es siempre la opción adecuada. En este sentido, los modelos estructurales de series temporales constituyen una alternativa apropiada a los modelos convencionales, puesto que, lejos de eliminar la fuente de no estacionariedad, la incorporan en el modelo admitiendo la posibilidad de que cada uno de los componentes inobservables típicos de una serie temporal posea una naturaleza estocástica. Este es el supuesto de partida de los modelos estructurales<sup>3</sup>.

Existen escasos trabajos que hayan adoptado este enfoque para el tratamiento de observaciones semanales (véase Martín y otros, 2002)<sup>4</sup>. Sin embargo, la relevancia analítica de la presente investigación radica en la propuesta de un procedimiento que implica una consideración más flexible de las variaciones estacionales y permite, mediante el recurso a funciones *splines*, abordar la existencia de periodos sin exportación de amplitud variable. Aunque muchas series temporales económicas pueden

2. El sistema de precios de referencia impedía, en la práctica, que la producción española accediera a los mercados europeos a partir del mes de abril de cada año. Este sistema fue sustituido por otro más flexible -el sistema de precios de oferta- a partir de 1990. Desde el 1 de enero de 1993 desapareció el sistema de precios de oferta y se liberalizaron las exportaciones españolas a la Comunidad, exceptuando el mantenimiento del mecanismo complementario aplicable a los intercambios (MCI), de muy escasa incidencia. La explicación detallada de estos instrumentos de protección puede consultarse en Cáceres (2000: 292-305).

3. Una exposición detallada de estos modelos puede encontrarse en Harvey (1989). Véase también Durbin y Koopman (2001) y Martín (2002a, 2002b, 2002c).

4. Cáceres (2001) introduce componentes determinísticos cambiantes con objeto de recoger inestabilidades en el comportamiento de una serie semanal, pero la especificación es más rígida que en el caso de los modelos estructurales.

ser descritas mediante modelos que recogen las variaciones estacionales a través de variables cualitativas estacionales o términos trigonométricos, cuando las observaciones se registran con alta frecuencia, estas formulaciones no se caracterizan por su parsimonia. Y en estos casos, parece apropiado recurrir a las funciones *splines*, que determinan la variación estacional registrada en cada instante del tiempo como función de la estación a la que pertenece la observación. Las funciones *splines* pueden introducirse en el modelo de series temporales como un componente inobservable más y constituyen una forma eficiente de tratar los movimientos periódicos que cambian de forma suave. Además, la flexibilidad de este planteamiento permite considerar el periodo de exportación como el periodo en el que se completa la fluctuación estacional y admitir la posibilidad de que este periodo no sea fijo para todas las campañas.

El trabajo se estructura como se indica a continuación. En el epígrafe siguiente se explica el modo en que las funciones *splines* pueden incorporarse en el seno de un modelo estructural para recoger el componente estacional. El epígrafe tercero se dedica a identificar los datos utilizados y comentar algunos aspectos de interés sobre la naturaleza y tratamiento preliminar de éstos. En particular, se subrayan las inestabilidades observadas, que sugieren abordar el estudio desde la óptica de los modelos estructurales. Los resultados del análisis específico de la evolución de la serie de exportaciones se presentan en el epígrafe cuarto. El último epígrafe se dedica a exponer las conclusiones del trabajo.

## 2. MODELOS ESTRUCTURALES DE SERIES TEMPORALES Y FUNCIONES *SPLINES*

Supóngase que se dispone de  $T$  observaciones de una serie temporal  $\{y_t\}_{t=1,\dots,T}$  con un patrón estacional que se completa en  $s$  unidades de tiempo. Obviando el componente cíclico, que no parece necesario considerar en la serie que se analizará posteriormente, el comportamiento de la serie  $\{y_t\}_{t=1,\dots,T}$  puede recogerse mediante el modelo estructural básico, que se formula como

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

donde  $\mu_t$  representa la tendencia o componente de nivel,  $\gamma_t$  el componente estacional y  $\varepsilon_t$  el componente irregular, que recoge los movimientos no sistemáticos. Cada uno de estos componentes es un proceso estocástico<sup>5</sup>. En este modelo, las formulaciones

5. En concreto, el componente de nivel es un proceso de camino aleatorio, con o sin término de pendiente, mientras que el componente estacional se formula como suma de términos trigonométricos estocásticos (véase Harvey, 1989: 40-43). Los términos de perturbación de estos dos componentes, así como el del componente irregular, se distribuyen como procesos ruido blanco gaussianos independientes con varianzas  $\sigma_\eta^2$ ,  $\sigma_\omega^2$  y  $\sigma_\varepsilon^2$ , respectivamente.

convencionales del componente  $\gamma_t$  pueden sustituirse por funciones *splines*, especificadas en términos de un número reducido de regresores que determinan la variación estacional en cada observación de la serie como función de la estación  $j$ ,  $j = 1, \dots, s$ , a la que pertenece la observación<sup>6</sup>.

En general, las funciones *splines* son funciones polinómicas definidas a trozos y sometidas a restricciones que permitan transiciones sin saltos y más suaves cuanto mayor sea el grado de los polinomios. Si se supone que la estacionalidad es determinística, es decir,  $\gamma_t = \gamma_j$  si la observación en el instante  $t$  corresponde a la semana  $j$ ,  $j = 1, \dots, s$ , entonces dicho componente puede aproximarse a través de una función *spline* cúbica periódica<sup>7</sup>. Es decir,  $\gamma_j = g(j) + \xi_j$ , donde  $\xi_j$  es un término de error asociado al ajuste y  $g(j)$  es una función polinómica de grado tres definida en  $k$  tramos. Es decir, si la observación pertenece al tramo  $i$ -ésimo,  $g(j) = g_i(j) = g_{i,0} + g_{i,1}j + g_{i,2}j^2 + g_{i,3}j^3$ ,  $j_{i-1} \leq j \leq j_i$ ,  $i = 1, \dots, k$ , donde los parámetros  $j_i$  corresponden a las estaciones que delimitan los tramos y  $j_0$  y  $j_k$  representan la primera y última estación, respectivamente. A la función  $g(j)$  se le imponen condiciones de continuidad de la función,  $g_i(j_i) = g_{i+1}(j_i)$ ,  $i = 1, \dots, k-1$ , de su derivada primera,  $\nabla g_i(j_i) = \nabla g_{i+1}(j_i)$ ,  $i = 1, \dots, k-1$ , y de su derivada segunda,  $\nabla^2 g_i(j_i) = \nabla^2 g_{i+1}(j_i)$ ,  $i = 1, \dots, k-1$ . El carácter periódico de la *spline* se introduce mediante las restricciones  $g_k(j_k + 1) = g_1(j_0)$ ,  $\nabla g_k(j_k + 1) = \nabla g_1(j_0)$  y  $\nabla^2 g_k(j_k + 1) = \nabla^2 g_1(j_0)$ .

Una vez que la *spline* ha sido especificada en cada uno de los tramos y se supone que los puntos de ruptura  $j_i$ ,  $i = 1, \dots, k-1$ , son conocidos, el siguiente paso consiste

6. Las funciones *splines* pueden utilizarse también como herramienta complementaria a la formulación básica de la estacionalidad con variables cualitativas o términos trigonométricos cuando interactúan fluctuaciones estacionales de distintos periodos, como puede ser el caso de series observadas con alta frecuencia (véase, por ejemplo, Harvey y otros, 1997, y Martín, 2002a).

7. Frente al caso lineal o cuadrático, las funciones *splines* cúbicas permiten una transición más suave entre los tramos y, además, no poseen el comportamiento oscilatorio característico de las funciones polinomiales de mayor grado. Véase Poirier (1973, 1976), Marsh (1983, 1986) y Marsh y otros (1990). Una exposición detallada de las funciones *splines* cúbicas en el contexto de los modelos estructurales de series temporales puede consultarse en Koopman (1992). Si la estacionalidad fuera estocástica, dicho carácter estocástico podría recogerse a través de una *spline* que evolucionara en el tiempo. Dado que, como se verá más adelante, la serie de exportaciones presenta un patrón estacional no estocástico, en este apartado se han expuesto los aspectos metodológicos propios de la especificación determinística de funciones *splines*. La incorporación del carácter estocástico es, sin embargo, necesaria cuando existen variaciones estacionales aleatorias (véase Koopman, 1992, y Harvey y otros, 1997).

en determinar los parámetros  $g_{i,0}$ ,  $g_{i,1}$ ,  $g_{i,2}$  y  $g_{i,3}$ ,  $i = 1, \dots, k$ . Dado que el número de parámetros desconocidos,  $4k$ , es superior al número de condiciones impuestas,  $3k$ , se puede recurrir a un proceso de estimación de los parámetros libres. En concreto, se ha optado por expresar el vector de parámetros  $G_{3k \times 1} = (g_{1,1}, g_{1,2}, g_{1,3}, \dots, g_{k,1}, g_{k,2}, g_{k,3})'$  como función de los parámetros del vector  $G_{k \times 1}^* = (g_{1,0}, g_{2,0}, \dots, g_{k,0})'$  y de los puntos de ruptura<sup>8</sup>.

En términos matriciales, las condiciones de continuidad de la *spline* así como las restricciones que imponen el carácter periódico, pueden escribirse como  $TG = R$ , donde

$$T_{3k \times 3k} = \begin{bmatrix} j_1 & j_1^2 & j_1^3 & -j_1 & -j_1^2 & -j_1^3 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & j_{k-1} & j_{k-1}^2 & j_{k-1}^3 & -j_{k-1} & -j_{k-1}^2 & -j_{k-1}^3 \\ -j_0 & -j_0^2 & -j_0^3 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & (j_k+1) & (j_k+1)^2 & (j_k+1)^3 \\ 1 & 2j_1 & 3j_1^2 & -1 & -2j_1 & -3j_1^2 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 2j_{k-1} & 3j_{k-1}^2 & -1 & -2j_{k-1} & -3j_{k-1}^2 \\ -1 & -2j_0 & -3j_0^2 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 1 & 2(j_k+1) & 3(j_k+1)^2 \\ 0 & 2 & 6j_1 & 0 & -2 & -6j_1 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 2 & 6j_{k-1} & 0 & -2 & -6j_{k-1} \\ 0 & -2 & -6j_0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 2 & 6(j_k+1) \end{bmatrix}$$

y

$$R_{3k \times 1} = \begin{bmatrix} -g_{1,0} + g_{2,0} \\ \vdots \\ -g_{k-1,0} + g_{k,0} \\ -g_{k,0} + g_{1,0} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

8. Otra opción consiste en imponer restricciones adicionales como, por ejemplo, el paso por los nodos (véase Koopman, 1992, y Harvey y otros, 1997).

Por lo tanto,  $G = T^{-1}R$ . Si la inversa de la matriz  $T$  se expresa como

$$T^{-1}_{3k \times 3k} = \begin{bmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} & \cdots & a_{1,3k} \\ a_{2,1} & a_{2,2} & \cdots & a_{2,3k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{3k,1} & a_{3k,2} & \cdots & a_{3k,3k} \end{bmatrix}$$

y se definen los parámetros  $g_r$ ,  $r = 1, \dots, 3k$ , tales que  $g_1 = g_{1,1}$ ,  $g_2 = g_{1,2}$ ,  $g_3 = g_{1,3}$ ,  $g_4 = g_{2,1}$ ,  $g_5 = g_{2,2}$ ,  $g_6 = g_{2,3}$ , ...,  $g_{3k-2} = g_{k,1}$ ,  $g_{3k-1} = g_{k,2}$  y  $g_{3k} = g_{k,3}$ , entonces  $g_r = \alpha_{r,1}g_{1,0} + \alpha_{r,2}g_{2,0} + \dots + \alpha_{r,k-1}g_{k-1,0} + \alpha_{r,k}g_{k,0}$ , donde  $\alpha_{r,1} = -a_{r,1} + a_{r,k}$ ,  $\alpha_{r,i} = a_{r,i-1} - a_{r,i}$ ,  $i = 2, \dots, k$ , para  $r = 1, \dots, 3k$ . Ahora, la *spline* puede expresarse como función de los parámetros  $g_{i,0}$ ,  $i = 1, \dots, k$ , como

$$g(j) = g_{1,0}X_{1,j} + g_{2,0}X_{2,j} + \dots + g_{k-1,0}X_{k-1,j} + g_{k,0}X_{k,j} \quad (2)$$

donde

$$X_{i,j} = D_{i,j} + (\alpha_{1,i}j + \alpha_{2,i}j^2 + \alpha_{3,i}j^3)D_{1,j} + (\alpha_{4,i}j + \alpha_{5,i}j^2 + \alpha_{6,i}j^3)D_{2,j} + \dots + (\alpha_{3k-2,i}j + \alpha_{3k-1,i}j^2 + \alpha_{3k,i}j^3)D_{k,j}$$

para  $i = 1, \dots, k$ ,  $D_{i,j} = \begin{cases} 1, & \text{si } j_{i-1} \leq j < j_i \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}$ ,  $i = 1, \dots, k-1$ , y  $D_{k,j} = \begin{cases} 1, & \text{si } j_{k-1} \leq j \leq j_k \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}$ .

Nótese que los regresores  $X_{i,j}$ ,  $i = 1, \dots, k$ , serán diferentes funciones de los puntos de ruptura. Una vez que se ha obtenido una estimación previa,  $\gamma_j^1$ , del componente estacional,  $\gamma_j$ , los valores de los parámetros  $g_{i,0}$ ,  $i = 1, \dots, k$ , pueden obtenerse a través de la estimación del modelo

$$\gamma_j^1 = g(j) + \xi_j = g_{1,0}X_{1,j} + g_{2,0}X_{2,j} + \dots + g_{k-1,0}X_{k-1,j} + g_{k,0}X_{k,j} + \xi_j \quad (3)$$

Además de elegir la forma funcional en cada tramo, la especificación de la *spline* exige fijar los puntos que delimitan estos tramos y determinan su número. En ocasiones, la localización de estos puntos es bastante clara y se introduce *a priori* como elemento de la especificación del modelo. El problema es más complejo cuando la localización de los puntos de ruptura es desconocida de antemano, de modo que estos coeficientes son parámetros que deben ser estimados. Una forma de estimar el mode-

lo anterior es recurrir a métodos iterativos de estimación no lineal<sup>9</sup>. Sin embargo, como señala Nielsen (1998: 46-47), la experiencia muestra que los procedimientos de estimación iterativos conducen a mínimos locales y, generalmente, se obtienen mejores resultados mediante procedimientos heurísticos de ajustes sucesivos tomando en cada caso diferentes localizaciones como dadas. En este sentido, se ha optado por elegir como combinación óptima de localizaciones aquella que minimice la suma de cuadrados de residuos en la estimación del modelo de regresión definido en la ecuación (3).

Para las localizaciones elegidas, las variables  $X_{i,j}$ ,  $i = 1, \dots, k$ , pueden ser incorporadas en el modelo estructural especificado en la ecuación (1) como las variables exógenas  $X_{1,t}, \dots, X_{k,t}$ , que sustituyen a la especificación convencional del componente estacional  $\gamma_t$ , donde  $X_{i,t} = X_{i,j}$ ,  $i = 1, \dots, k$ , si la observación en el instante

del tiempo  $t$  corresponde a la estación  $j$ . Sin embargo, dado que  $\sum_{i=1}^k X_{i,t} = 1$ ,  $\forall t$ , el modelo estructural (1) podría ser formulado como

$$y_t = \mu_t + g_{1,0}^* X_{1,t} + \dots + g_{k-1,0}^* X_{k-1,t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

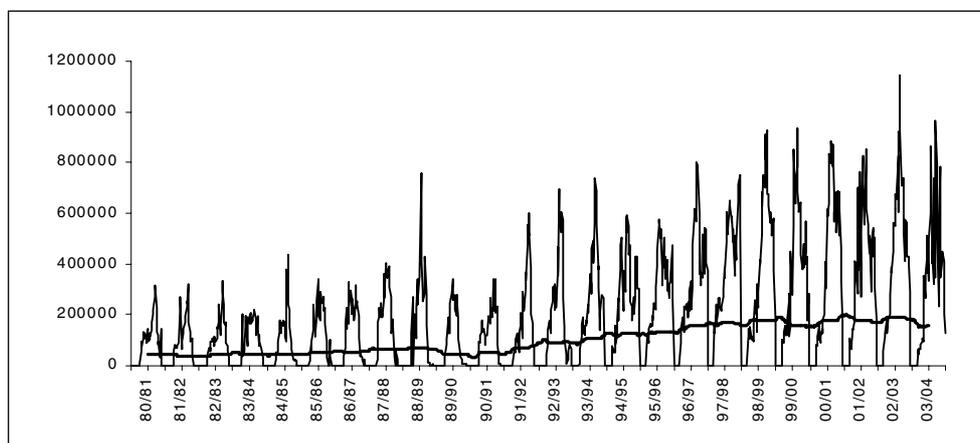
En el caso particular de que el patrón estacional no fuera el mismo en todas las campañas, bastaría con definir la *spline* adecuada para cada campaña o grupo de ellas e introducir en el modelo los regresores correspondientes.

### 3. DESCRIPCIÓN PRELIMINAR DE LA SERIE DE EXPORTACIONES

En este trabajo se estudia la serie de exportaciones semanales de tomate almeriense al extranjero, medidas en cestos de 6 kg, en el periodo comprendido entre las zafras 1980/1981 y 2003/2004<sup>10</sup>. Estos datos se representan en el gráfico 1. Se considera que cada campaña se inicia en la semana 27 de un año y termina en la semana 26 del año siguiente.

9. Marsh (1983, 1986) y Marsh y otros (1990) proponen algunos procedimientos en esta línea para *splines* no periódicas.

10. Los datos se han obtenido de la asociación provincial de cosecheros-exportadores de Santa Cruz de Tenerife (ACETO). En las semanas en las que esta fuente no registraba dato alguno, se ha asignado un valor nulo.

**Gráfico 1. Exportaciones semanales de tomate almeriense (1980/81 a 2003/04)**

Nota: La línea de trazo grueso corresponde a la serie de medias móviles de período 52.

La periodicidad semanal de las observaciones es necesaria para poder descubrir ciertos aspectos del comportamiento estacional de la magnitud económica analizada que podrían quedar ocultos como resultado, por ejemplo, de la agregación temporal implícita si se optara por datos mensuales. Por otra parte, las asociaciones de exportadores registran semanalmente sus envíos al exterior, lo que puede interpretarse como indicio de que la semana es un periodo de tiempo que los agentes económicos consideran adecuado para percibir las reacciones del mercado y poder actuar en consecuencia.

El tratamiento de la serie semanal exige considerar problemas de índole metodológica, ya que a lo largo de un año no existen exactamente 52 semanas, por lo que una semana de un año y la misma semana del año siguiente no recogen exactamente el mismo periodo del año. Por este motivo, en determinados años pueden incluirse observaciones correspondientes a 53 semanas, lo que introduce un problema de heterogeneidad. Dado que en las series analizadas existía un largo periodo -el verano- sin observaciones, y teniendo en cuenta que en los años con 53 semanas la zafra parecía comenzar una semana más tarde, se ha decidido adelantar una semana el inicio de zafra para estos años.

El análisis detallado de la evolución de la serie permite apreciar que en todas las campañas el patrón estacional de exportación se caracteriza por un movimiento ascendente, que se inicia en septiembre-octubre y que llega hasta enero-febrero, seguido de otro descendente hasta mayo o junio. Y, desde luego, no se observa que *los veranos se conviertan en inviernos*, como podría ocurrir si el comportamiento estacional estuviese dominado por un componente estocástico no estacionario. Ahora bien, es posible distinguir periodos diferenciados por la extensión de la zafra y,

sobre todo, por el volumen exportado en determinadas semanas de la campaña. La entrada en vigor del Acta Única Europea, que significó la creación del Mercado Único el 1 de enero de 1993 y la desaparición de los precios de referencia/oferta, se traduce en un notable impulso exportador que no parece haberse visto afectado por la entrada en vigor, a partir de 1996, del acuerdo comercial entre la UE y Marruecos<sup>11</sup>. Si se examina la serie de medias móviles de periodo 52, representada en el gráfico 1, el inicio de la fase de crecimiento de la exportación almeriense podría ubicarse incluso en la campaña 1990/91 y es ya bastante evidente en la campaña 1991/92. Debe tenerse en cuenta que a partir de 1990 se habían sustituido los precios de referencia por los de oferta y la mayor facilidad de acceso al mercado europeo a final de campaña pudiera haber alentado el crecimiento de las exportaciones durante dichas semanas. Desde la campaña 1992/93, las campañas exportadoras, que solían terminar a principios de mayo -con la entrada en vigor de los precios de referencia/oferta-, se prolongan hasta junio. A pesar de los cambios observados en el ritmo de crecimiento y en los niveles semanales medios de exportación, el patrón estacional es más o menos regular, con máximos y mínimos localizados casi siempre en torno a las mismas semanas de la zafra.

Ahora bien, la longitud del periodo de exportación es diferente en las primeras campañas y en las últimas, lo que sugiere la posibilidad de restringir el análisis a las observaciones correspondientes a las semanas en las que existen exportaciones y admitir, entonces, un patrón estacional cuyo periodo no es fijo. En este trabajo se recurre a los modelos estructurales como una metodología capaz de captar las inestabilidades de los diferentes componentes de la serie y en la que es posible incorporar fácilmente funciones *splines* que recojan adecuadamente estos comportamientos estacionales.

#### 4. ESTIMACIÓN DEL MODELO PARA LA SERIE DE EXPORTACIONES

En esta sección, la metodología descrita en la sección segunda se aplica a la serie de exportaciones de tomate de Almería una vez adaptada a las peculiares características de ésta. Los niveles de exportación son casi siempre nulos para determinadas semanas del año y, además, el periodo sin exportación es más amplio hasta la campaña 91/92. En este primer periodo, hay exportaciones regulares desde la semana 40 de un año hasta la semana 20 del año siguiente. En el segundo periodo, podría considerarse que la actividad exportadora comienza en la semana 36 y concluye en la semana 24. En este sentido, si sólo se consideran las observaciones correspondientes a estas semanas, se obtiene una nueva serie que se denotará por  $\{y_t\}_{t=1,\dots,888}$ . Y no es apropiado formular un modelo que considere que el periodo en el que se completa la fluctua-

11. Véase nota 1.

ción estacional es el mismo todas las campañas. Más adecuado es considerar que dicho periodo es 33 hasta la campaña 91/92 y 41 desde la campaña 92/93. Nótese que, en sentido estricto, no se está describiendo el patrón estacional a lo largo de la campaña, sino la distribución de las exportaciones en el periodo en el que éstas tienen lugar. Para modelar estos dos patrones estacionales, en este trabajo se propone recurrir a dos funciones *splines*, que constituyen una formulación más parsimoniosa que los modelos convencionales.

#### 4.1. Aproximación previa del componente estacional

Como se ha mencionado en la sección segunda, la especificación de cada *spline* exige obtener una aproximación previa del componente estacional en cada periodo. En este sentido, pueden estimarse dos modelos estructurales, uno para cada periodo<sup>12</sup>. Otra opción consiste en recurrir al procedimiento tradicional basado en el cálculo de medias móviles. A continuación se muestran los resultados obtenidos por una y otra vía.

A pesar de que la representación gráfica de la serie bajo estudio no permite concluir que el patrón estacional sea estocástico, se optó por iniciar la estrategia de identificación de la naturaleza de los componentes mediante la estimación máximo verosímil del modelo estructural básico. La estimación de este modelo para cada periodo indica que en ambos casos la pendiente es constante<sup>13</sup>. Y los correspondientes *tests* de significación individual en el vector de estado final sugieren que el componente de nivel podría especificarse como un modelo de nivel local. De acuerdo con estos resultados, se propone un modelo para cada periodo en el que se elimina el término de pendiente y el componente estacional mantiene su formulación estocástica. La varianza del término de perturbación del componente estacional es nula en el primer periodo y pequeña en el segundo (véase cuadro 2)<sup>14</sup> y, a pesar de la ausencia de significación estadística de los parámetros correspondientes a algunas estaciones en el vector de estado final, el estadístico de significación conjunta de los efectos estacionales indica la relevancia de este componente<sup>15</sup>.

12. Nótese que los programas informáticos disponibles no permiten estimar un modelo estructural con formulación estocástica del componente estacional para toda la serie, debido al cambio en el periodo de la fluctuación estacional. Se ha utilizado el programa STAMP 6.0 (véase Koopman y otros, 2000).

13. La estimación de la varianza del término de perturbación del componente de pendiente fue nula en ambos casos.

14. Aunque la distribución del estimador de la varianza es desconocida, es obvio que  $\sigma_{\omega}^2$  es no negativa. Por tanto, cuando la estimación de esta varianza es casi nula (en comparación con las estimaciones correspondientes a las varianzas de los otros componentes), sería difícil justificar el rechazo de la hipótesis de varianza nula. Ahora bien, sobre todo en el segundo periodo, la elección del mejor modelo exige recurrir a criterios de bondad de ajuste.

15. El valor de este estadístico, que evalúa la significación conjunta de los efectos estacionales al final de la muestra, fue 83.3434 en el primer periodo y 193.768 en el segundo. Este estadístico

Las estimaciones de las varianzas de los componentes de nivel y estacional sugieren que el modelo adecuado debería incluir un nivel estocástico y un componente estacional determinístico; pero, sobre todo en el segundo periodo, conviene apoyar esta conclusión en términos de medidas de bondad de ajuste. En este sentido, los valores de los estadísticos  $R_S^2$ , AIC y BIC (véase cuadro 3) revelan que, para cada periodo, el modelo con nivel estocástico y estacionalidad determinística es el más adecuado<sup>16</sup>. Entonces, el modelo formulado para cada periodo es

$$y_t = \mu_t + \gamma_t^{1a} + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde  $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$  y  $\gamma_t^{1a}$  denota una primera aproximación del componente

estacional definido como  $\gamma_t^{1a} = \sum_{j=m}^{52} z_{j,t} \gamma_j^{1a} + \sum_{j=1}^{n-1} z_{j,t} \gamma_j^{1a}$ ,

$$\text{con } m = \begin{cases} 40, & t \in \text{periodo I} \\ 36, & t \in \text{periodo II} \end{cases}, \quad n = \begin{cases} 20, & t \in \text{periodo I} \\ 25, & t \in \text{periodo II} \end{cases}$$

y siendo  $z_{j,t}$ ,  $j = 1, \dots, n-1, m, \dots, 52$ , igual a 1 si la observación corresponde a la semana  $j$ , -1 si la observación corresponde a la semana  $n$  y 0 en otro caso<sup>17</sup>. Las estimaciones de los hiperparámetros confirman la naturaleza estocástica del componente de nivel (véase cuadro 2). La mayor varianza del término de perturbación de este componente en el segundo periodo parece confirmar la existencia de cambios importantes en el comportamiento de largo plazo en este periodo, como ya revelaba el gráfico 1. Con respecto al componente estacional, las estimaciones confirman la

sigue, asintóticamente, una distribución chi-cuadrado con 32 y 40 grados de libertad, respectivamente.

16. La varianza del error de predicción es la medida básica para evaluar la bondad del ajuste de un modelo de series temporales. Cuando existen efectos estacionales, Harvey sugiere utilizar el estadístico  $R_S^2$ , que es una función decreciente de la varianza del error de predicción. Y si los modelos que se comparan contienen diferente número de parámetros, la comparación debe basarse en el criterio de información de Akaike (AIC) o en su corrección bayesiana (BIC), expresados en términos de la varianza del error de predicción, el número de elementos no estacionarios en el vector de estado y el número de hiperparámetros. La inclusión del número de elementos no estacionarios en el vector de estado en la definición de estos criterios de información permite la comparación con modelos que incorporan componentes determinísticos. Véase Harvey (1989: 269-278).

17. Nótese que se ha considerado que cada campaña comienza en la semana  $m$  del año ( $j=m$ ) y concluye en la semana  $n$  del año siguiente ( $j=n$ ). El superíndice usado en la notación de esta aproximación del componente estacional,  $\gamma_t^{1a}$ , permitirá distinguirla de la aproximación basada en las medias móviles,  $\gamma_t^{1b}$ , así como de las estimaciones preliminar,  $\gamma_t^2$ , y final,  $\gamma_t^3$ , obtenidas mediante las funciones *splines*.

existencia de dos patrones estacionales diferentes (véase gráfico 2). Y los *tests* de significación en el vector de estado final muestran que los efectos estacionales correspondientes a la mayoría de las semanas son estadísticamente significativos<sup>18</sup>.

**Cuadro 2. Estimación de los hiperparámetros (modelos estructurales alternativos)**

Componentes	Periodo I		Periodo II	
	Estocástico	Estocástico	Estocástico	Estocástico
Nivel	Estocástico	Estocástico	Estocástico	Estocástico
Estacional	Estocástico	Fijo	Estocástico	Fijo
$\hat{\sigma}_\eta^2$	2.0974x10 <sup>9</sup>	2.0974x10 <sup>9</sup>	2.6603x10 <sup>9</sup>	2.8146x10 <sup>9</sup>
$\hat{\sigma}_\omega^2$	0.0000	-	6.7670 x10 <sup>5</sup>	-
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	9.1382x10 <sup>8</sup>	9.1383x10 <sup>8</sup>	4.0057x10 <sup>9</sup>	5.0206x10 <sup>9</sup>

**Cuadro 3. Medidas de bondad de ajuste (modelos estructurales alternativos)**

Componentes	Periodo I		Periodo II	
	Estocástico	Estocástico	Estocástico	Estocástico
Nivel	Estocástico	Estocástico	Estocástico	Estocástico
Estacional	Estocástico	Fijo	Estocástico	Fijo
$\sigma^2$	3.4468x10 <sup>9</sup>	3.3911x10 <sup>9</sup>	1.0775x10 <sup>10</sup>	9.5716x10 <sup>9</sup>
$R_s^2$	0.031385	0.047040	0.035341	0.143080
AIC	22.137469	22.116124	23.275297	23.152799
BIC	22.489362	22.457963	23.642237	23.511206

Nota:  $\sigma^2$  es la varianza del error de predicción.

Otra aproximación de la variación estacional en cada periodo puede obtenerse mediante el cálculo, primero, de medias móviles de periodo 33 hasta la última observación de la campaña 91/92 y de periodo 41 desde la primera observación de la campaña 92/93, y segundo, de las diferencias entre la serie  $\{y_t\}_{t=1,\dots,888}$  y la serie de medias móviles anterior. Si, de acuerdo con los resultados de los modelos estructurales antes obtenidos, se supone que el patrón estacional en cada periodo posee carácter determinístico, entonces las medias por semana en cada periodo de la serie de diferencias antes definida, convenientemente corregidas<sup>19</sup>, constituyen una aproxima-

18. Obviamente, la naturaleza del patrón estacional descrito, caracterizado por cambios suaves entre estaciones consecutivas, hace que en determinadas semanas de la campaña los efectos estacionales sean próximos a cero.

19. Nótese que la suma de las medias correspondientes al conjunto de las semanas que definen la campaña exportadora debe ser igual a cero, tanto en el periodo I como en el periodo II.

ción de la variación estacional en cada estación que puede denotarse como  $\{\gamma_j^{lb}\}_{j=m,\dots,52,1,\dots,n}$ , siendo  $m = 40$  y  $n = 20$ , si la observación en cuestión corresponde al periodo I, y  $m = 36$  y  $n = 25$ , si la observación corresponde al periodo II. Estas aproximaciones se representan en el gráfico 2 como función de la semana  $w$  del periodo de exportación, donde  $w = j - (m - 1)$ ,  $j = m, \dots, 52$ , y  $w = j + (52 - m + 1)$ ,  $j = 1, \dots, n$ , siendo  $j$  la correspondiente semana del año y  $m$  y  $n$  las semanas del año en las que empieza y termina el periodo de exportación, respectivamente.

#### 4.2. Modelo estructural con *splines*

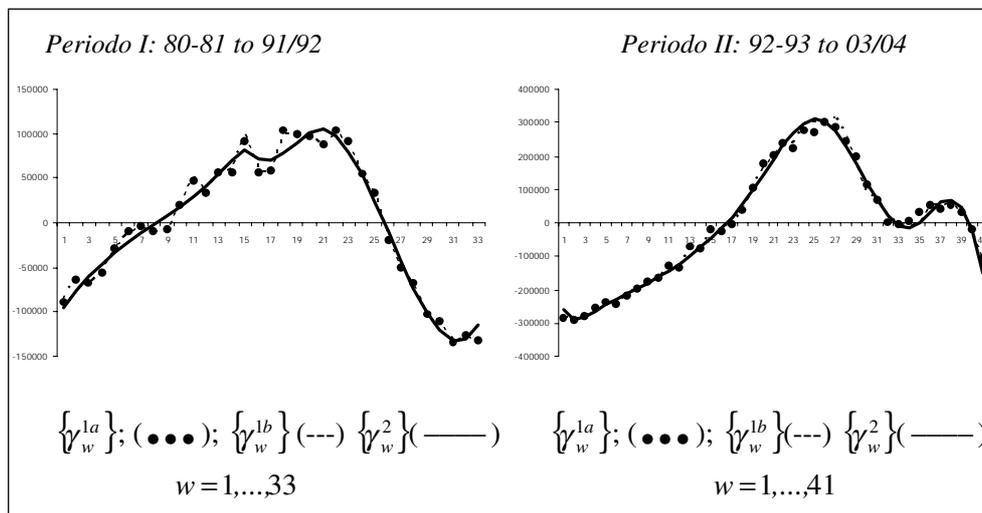
La estimación simultánea de los componentes de la serie en ambos periodos puede efectuarse modelando el componente estacional en cada uno mediante una función *spline* cúbica periódica definida en términos de la semana  $w$  del periodo de exportación. La especificación de dichas *splines* podría obtenerse a partir de cualquiera de las aproximaciones previas del componente estacional. Se ha optado por utilizar la aproximación obtenida a partir del cálculo de medias móviles, de modo que se evite la posibilidad de que, al menos *a priori*, el nivel estocástico incluido en el modelo estructural estimado para cada periodo pueda estar captando parte de la variación estacional<sup>20</sup>. De acuerdo con esta aproximación se ha especificado una *spline* de 6 tramos en cada periodo. Dado que la estacionalidad es determinística,  $\gamma_t$  puede escribirse como  $\gamma_t = \gamma_w^{lb}$ , si el instante  $t$  corresponde a la semana  $w$ . Por tanto, el componente estacional en cualquiera de los dos periodos puede modelarse como  $\gamma_w^{lb} = g(w) + \xi_w$ , donde  $\xi_w$  es un término residual y  $g(w)$  representa la *spline*, finalmente formulada como

$$g(w) = g_{i,0} + g_{i,1}w + g_{i,2}w^2 + g_{i,3}w^3, \quad w_{i-1} \leq w \leq w_i, \quad i = 1, \dots, k, \quad (6)$$

donde  $k$  es igual a 6 en ambos periodos,  $w_0$  es igual a 1 y  $w_k$  es igual a 33 para el periodo I y 41 para el periodo II. Siguiendo el criterio propuesto en la sección metodológica, las localizaciones elegidas para los puntos de ruptura fueron  $w_1 = 14$ ,  $w_2 = 15$ ,  $w_3 = 16$ ,  $w_4 = 21$ ,  $w_5 = 32$  y  $w_1 = 3$ ,  $w_2 = 19$ ,  $w_3 = 26$ ,  $w_4 = 34$ ,  $w_5 = 40$ , respectivamente. Las *splines* resultantes,  $\gamma_w^2 = \hat{g}(w)$ , se muestran en el gráfico 2.

20. En cualquier caso, la elección de una u otra aproximación previa del componente estacional no es tan relevante como pudiera parecer. Nótese que, en última instancia, estas aproximaciones sólo contribuyen a la identificación de los puntos de ruptura en la especificación de la *spline* que se introduce en el modelo estructural final. Y, en este sentido, aunque los resultados no se muestran aquí, las dos aproximaciones previas conducen prácticamente a elegir los mismos puntos que delimitan los tramos.

Gráfico 2. Aproximaciones previas del componente estacional



Como muestra el gráfico 2, las *splines* capturan adecuadamente la variación estacional aproximada mediante medias móviles o a través de la estimación del modelo estructural y, además, constituyen una formulación más parsimoniosa en el caso de datos de alta frecuencia. Ahora bien, resulta más apropiado que la variación estacional se estime conjuntamente con el resto de componentes de la serie. Con este objeto, y también para las localizaciones anteriores de los puntos de ruptura, las *splines* se incorporan en el modelo estructural a través de los regresores,  $X_{i,t}^I$ ,  $i = 1, \dots, 6$ , y  $X_{i,t}^{II}$ ,  $i = 1, \dots, 6$ , definidos de forma que  $X_{i,t}^I = X_{i,w}^I$  si la observación corresponde a la semana  $w$  en el primer periodo y  $X_{i,t}^I = 0$  si la observación corresponde al segundo periodo, mientras que  $X_{i,t}^{II} = X_{i,w}^{II}$  si la observación corresponde a la semana  $w$  en el segundo periodo y  $X_{i,t}^{II} = 0$  si la observación corresponde al primer periodo.  $X_{i,w}^I$  y  $X_{i,w}^{II}$  son los regresores  $X_{i,w}$  definidos en la sección segunda correspondientes a cada *spline*. Para evitar problemas de multicolinealidad, el modelo estimado fue

$$y_t = \mu_t + \sum_{i=1}^6 g_{i,0}^{*I} X_{i,t}^I + \sum_{i=1}^6 g_{i,0}^{*II} X_{i,t}^{II} + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde  $\mu_t = \mu_{t-1} + \eta_t$ . El análisis de las estimaciones de los términos de perturbación del modelo sugiere la existencia de observaciones anómalas y exige reespecificarlo de modo que

$$y_t = \mu_t + \sum_{i=1}^6 g_{i,0}^{*I} X_{i,t}^I + \sum_{i=1}^5 g_{i,0}^{*II} X_{i,t}^{II} + \sum_{j-\ell} \lambda_{j-\ell}^R I_{j-\ell} + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde  $\mu_t = \mu_{t-1} + \sum_{j-\ell} \lambda_{j-\ell}^L I_{j-\ell} + \eta_t$ , siendo  $I_{j-\ell}$  una variable de intervención que toma

valor uno si la observación pertenece a la semana  $j$  del año  $\ell$ . Los resultados de la estimación de este modelo se muestran en los cuadros 4 y 5 y en los gráficos 3 y 4. En primer lugar, se confirma el carácter estocástico del componente de nivel. Por otro lado, todos los parámetros que intervienen en la especificación de las *splines* son estadísticamente significativos y el *test* de significación conjunta confirma que las variables  $X_{1,t}^I, \dots, X_{6,t}^I, X_{1,t}^{II}, \dots, X_{5,t}^{II}$  deben permanecer en el modelo<sup>21</sup>. Las estimaciones finales del patrón estacional,  $\gamma_t^3$ , han sido obtenidas a partir de los coeficientes de regresión estimados<sup>22</sup>.

**Cuadro 4. Estimación de los hiperparámetros (modelo estructural con *splines*)**

<i>Componente irregular</i>	<i>Componente de nivel</i>
Varianza: $4.5836 \times 10^9$ <i>q-ratio</i> : 1.0000	Varianza: $6.2036 \times 10^8$ <i>q-ratio</i> : 0.1353

*Nota:* Los *q-ratios* se definen como el cociente entre las varianzas de cada uno de los componentes y la del componente de mayor varianza.

21. El valor del estadístico en cuestión fue  $F_{11,864} = 14.66$ , que implica el rechazo claro de la hipótesis nula. En cualquier caso, debe tenerse en cuenta que el estadístico  $f$  de restricciones habitualmente empleado en la estimación mínimo cuadrática de un modelo de regresión está sesgado en el caso de un modelo estructural hacia el no rechazo de la hipótesis nula debido a la naturaleza estocástica de algunos de sus componentes. Es decir, parte de la fluctuación estacional, cuando ésta no se incorpora explícitamente, puede estar siendo captada por el componente de nivel estocástico.

22. Los valores de  $\gamma_t^3$  en cada periodo se han obtenido a partir de los coeficientes estimados para las variables exógenas  $X_{i,t}^I, i=1, \dots, 6$ , y  $X_{i,t}^{II}, i=1, \dots, 5$ , introduciendo la corrección conveniente en cada periodo para que la media de las variaciones estacionales estimadas fuese nula. El componente de nivel representado, así como su valor en el vector de estado final, también se han corregido oportunamente con el fin de que no quedase recogida la misma variación simultáneamente en los componentes tendencial y estacional.

**Cuadro 5. Estimación de los parámetros de las variables de intervención (modelo estructural con splines)**

$\lambda_{j-\ell}^R$	$\hat{\lambda}_{j-\ell}^R$	$\lambda_{j-\ell}^R$	$\hat{\lambda}_{j-\ell}^R$	$\lambda_{j-\ell}^L$	$\hat{\lambda}_{j-\ell}^L$
$\lambda_{2-89}^R$	431970	$\lambda_{4-04}^R$	339620	$\lambda_{9-92}^L$	247150
$\lambda_{48-01}^R$	313290	$\lambda_{12-04}^R$	493520	$\lambda_{52-94}^L$	-259460
$\lambda_{1-02}^R$	-312500	$\lambda_{13-04}^R$	346390	$\lambda_{20-98}^L$	222080
$\lambda_{9-03}^R$	300360	$\lambda_{18-04}^R$	373180	$\lambda_{36-98}^L$	-295320

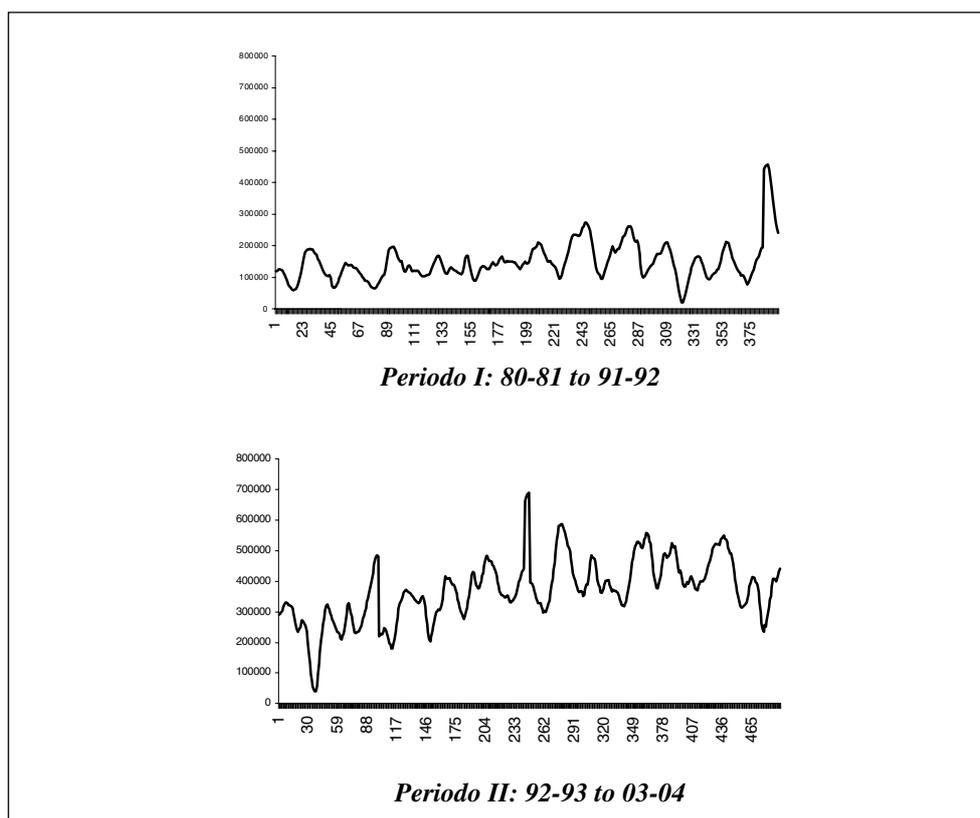
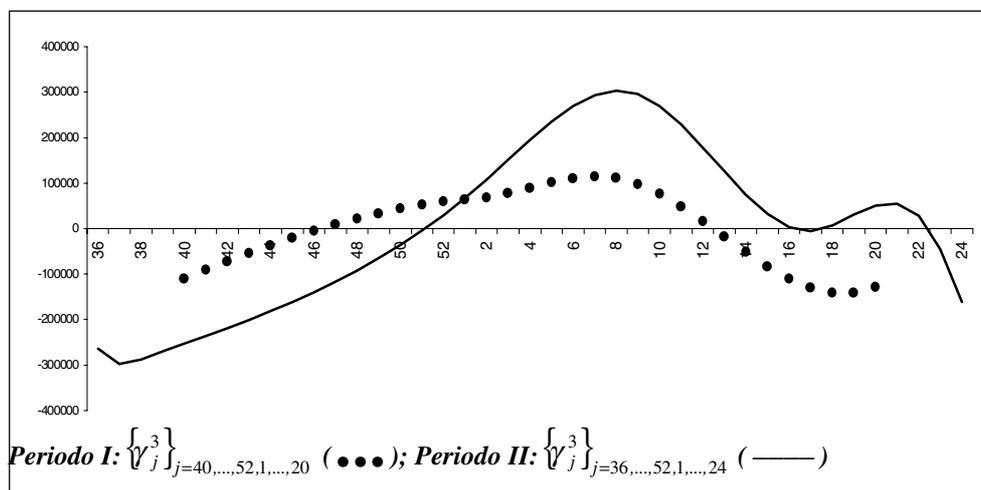
**Gráfico 3. Estimación del componente de nivel (modelo estructural con splines)**

Gráfico 4. Estimación del componente estacional (modelo estructural con splines)



## 5. CONCLUSIONES

Las características de la serie de exportaciones semanales de tomate almeriense revelan la existencia de comportamientos diferentes tanto en el componente de largo plazo como en las variaciones estacionales en las primeras y en las últimas campañas del periodo analizado. En estas circunstancias, se ha recurrido a la estimación de un modelo estructural que, por una parte, recoge los cambios en el largo plazo mediante la introducción de un componente de nivel estocástico y, por otra, permite captar dos patrones estacionales diferentes a través de la incorporación de dos funciones *splines*, que constituyen especificaciones flexibles y más parsimoniosas que las formulaciones convencionales. El componente de largo plazo muestra un comportamiento más inestable en el segundo de los periodos considerados y, sobre todo, se observa con claridad el crecimiento más intenso de los niveles de exportación en las últimas campañas. En cuanto a los efectos estacionales, la magnitud de las variaciones es mucho mayor en el segundo periodo; pero los niveles máximos de exportación se sitúan en torno a la semana 8 del año (febrero) en los dos periodos considerados y, además de que en el segundo se advierte un repunte en torno a la semana 20 (mayo), la principal diferencia entre ambos patrones radica en la extensión del periodo exportador en semanas con los envíos menos relevantes en magnitud.

A la vista de las estimaciones obtenidas, parece imponerse la conclusión de que los agentes económicos que protagonizan la actividad productiva y exportadora de tomate en Almería han reaccionado ante cambios en las reglas de juego del mercado. Tal respuesta se ha traducido, no tanto en una modificación significativa de la distri-

bución del volumen total exportado en la campaña entre las distintas semanas de la misma, sino sobre todo en un notable crecimiento de dicho total en la última década.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- CÁCERES, J.J. (2000) La exportación de tomate en Canarias. Elementos para una estrategia competitiva (Ediciones Canarias).
- CÁCERES, J.J. (2001) Optimalidad del patrón estacional de las exportaciones canarias de tomate, *Estudios de Economía Aplicada*, 18, pp. 41-66.
- DURBIN, J. y S.J. KOOPMAN (2001) *Time series analysis by state space methods* (Oxford University Press).
- HARVEY, A.C. (1989) *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter* (Cambridge University Press).
- HARVEY, A.C., S.J. KOOPMAN y M. RIANI (1997) The modelling and seasonal adjustment of weekly observations, *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(3), pp. 354-368.
- KOOPMAN, S.J. (1992) Diagnostic checking and intra-daily effects in time series models (Thesis Publishers, Tinbergen Institute Research Series, 27. Amsterdam).
- KOOPMAN, S.J., A.C. HARVEY, J.A. DOORNIK y N. SHEPHARD (2000) STAMP: Structural time series analyser, modeller and predictor (Timberlake Consultants).
- MARSH, L. (1983) On estimating spline regression, *Proceedings of SAS User's Group International*, 8, pp. 723-728.
- MARSH, L. (1986) Estimating the number and location of knots in spline regression, *Journal of Applied Business Research*, 3, pp. 60-70.
- MARSH, L., M. MAUDGAL y J. RAMAN (1990) Alternative methods of estimating piecewise linear and higher order regression models using SAS software, *Proceedings of SAS User's Group International*, 15, pp. 523-527.
- MARTÍN, G. (2002a) Modelos estructurales y estacionalidad en series temporales económicas de alta frecuencia (Tesis Doctoral, Universidad de La Laguna).
- MARTÍN, G. (2002b) Modelos estructurales en el contexto de las series temporales económicas (Documento de Trabajo nº 4 de la Facultad de CCEE, Universidad de La Laguna)
- MARTÍN, G. (2002c) Representación en el espacio de los estados y filtro de Kalman en el contexto de las series temporales económicas (Documento de Trabajo nº 5 de la Facultad de CCEE, Universidad de La Laguna)
- MARTÍN, G., V. CANO y J.J. CÁCERES (2002) Exportación de tomate en Canarias: ¿un patrón estacional estable?, *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 2(2), pp. 53-72.

- NIELSEN, H.B. (1998) Cubic splines (IMM Department of Mathematical Modelling, Technical University of Denmark).
- POIRIER, D.J. (1973) Piecewise regression using cubic splines, *Journal of the American Statistical Association*, 68, pp. 515-524.
- POIRIER, D.J. (1976) *The econometric of structural change with special emphasis on spline functions* (Amsterdam, North Holland).