

PEDRO NOGUERA MÉNDEZ (\*)

## El patrón estacional de los precios y de las producciones hortofrutícolas (\*\*)

### 1. INTRODUCCIÓN

El presente trabajo tiene dos objetivos: primero, el análisis de los cambios que se han producido en los patrones estacionales de las producciones, a lo largo de un dilatado período de tiempo, de dos hortalizas representativas del sector: tomate y pimiento para consumo en fresco; segundo, el estudio de los patrones estacionales de las series mensuales de precios percibidos por los agricultores, mayoristas y al consumo, asociadas a estos dos productos.

La estacionalidad constituye una importante característica de la mayoría de las producciones y de los precios agrícolas. El principal factor explicativo de este comportamiento radica en la dependencia de las actividades agrícolas respecto a los ciclos biológicos, si bien el desarrollo tecnológico ha permitido, en muchos casos, superar o al menos reducir las limitaciones físicas impuestas por el medio. Ejemplos significativos de incorporación de tecnologías al sector agrario, que han podido incidir en los perfiles estacionales de las producciones o de las cantidades comercializadas, alterando a su vez la estacionalidad de los precios, son la extensión de los cultivos bajo plástico o en invernaderos, el

---

(\*) Dpto. de Economía Aplicada. Universidad de Murcia.

(\*\*) El contenido de este artículo es parte de la Tesis Doctoral del autor, presentada en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales en marzo de 1996 y dirigida por José Colino Sueiras. El autor desea agradecer las críticas y los comentarios de los dos evaluadores anónimos, que han contribuido a mejorar este trabajo.

desarrollo de diversas técnicas de conservación de los productos o la introducción de nuevas variedades que han posibilitado la ampliación de los períodos de comercialización de las frutas y de las hortalizas. Estos avances tecnológicos han incrementado sensiblemente el nivel de control que agricultores e intermediarios ejercen en las fases de producción y comercialización, posibilitando un mayor ajuste de las ofertas, a lo largo del año, a las nuevas oportunidades de venta y de acceso a los mercados.

De forma general se puede afirmar que las características estacionales que se observan en las series temporales de precios, producciones o consumos de productos agrarios, obedecen al hecho de que los condicionantes biológicos, así como las decisiones tomadas por los agentes económicos en un determinado mes del año, están correlacionados con los condicionantes y decisiones adoptadas en el mismo mes de otros años. Tomek y Robinson (1990) definen el comportamiento estacional de los precios como cierto patrón que se repite regularmente completándose una vez cada doce meses como resultado de la estacionalidad de la demanda, de la oferta y el marketing, o de una combinación de estos factores. Por su parte Hylleberg (1994a) define la estacionalidad como el movimiento intranual sistemático, aunque no necesariamente regular, originado por los cambios de estación, la planificación en la toma de decisiones que, de una forma directa o indirecta, se relacionan con las decisiones de consumo y producción realizadas por los agentes económicos, estando estas decisiones condicionadas por las dotaciones, las expectativas, las preferencias y las técnicas de producción disponibles.

El tratamiento de la estacionalidad de las series temporales constituye un problema que está todavía lejos de ser resuelto y que ha despertado en los últimos años un gran interés (1). Los trabajos que han abordado la cuestión se iniciaron a mediados del siglo pasado (2) y dirigieron principalmente su interés al estudio de las propias fluctuaciones estacionales, puesto que de su comportamiento se pueden extraer consideraciones económicas de interés. A partir de los años veinte el enfo-

---

(1) Ejemplos ilustrativos son el libro de Miron (1996), el editado por Hylleberg (1992a) que proporciona una excelente panorámica del tema y el *Journal of Econometrics*, vol. 55, n.º 1-2, 1993 que, bajo el título *Seasonality and Econometric Models* contiene veinte artículos. Probablemente los aspectos más novedosos que incorporan son los análisis de las raíces unitarias estacionales, la cointegración, y nuevos trabajos sobre los filtros y procedimientos de ajuste estacional.

(2) Véanse, por ejemplo, Hylleberg (1992b) y Miron (1996).

que de estudio de la estacionalidad cambió sustancialmente. La estacionalidad ha sido contemplada desde entonces por muchos investigadores, como una clase de ruido que ha de ser eliminado antes de proceder al análisis económico (Miron, 1996). La problemática e implicaciones estadísticas de la desestacionalización y de la utilización de distintos filtros, como el X-11 que es el más extendido, han dominado, hasta el presente, en la literatura. No obstante, los trabajos encuadrables en el primer enfoque, de cuyas preocupaciones este artículo participa, nunca se han interrumpido. Entre ellos se encuentran algunos de nuestros acreedores intelectuales más directos, como Barsky y Miron (1989), Beaulieu y Miron (1990, 1992, 1993), Hylleberg *et al.* (1990, 1993), Osborn (1990), y Miron (1994, 1996).

Este trabajo se organiza en torno a dos partes que, aunque complementarias, son claramente diferentes en sus objetivos y metodologías de análisis. A continuación, en la sección 2, se realiza un estudio descriptivo de las principales características y variaciones de la estacionalidad de las producciones de tomate y pimiento para consumo en fresco, a lo largo de las Bases 1976, 1985 y 1990 del Índice de Precios Percibidos por los Agricultores elaborado por el MAPA. Dado que estamos en presencia de un sector muy dinámico y extravertido, los cambios del marco en el que se desenvuelven las relaciones comerciales con la UE han incidido en la evolución de los flujos de exportación y, en consecuencia, en la distribución temporal de las producciones. Esta estrecha relación entre exportaciones y producciones ha sido examinada a partir de los datos relativos a la principal hortaliza, el tomate. En la sección 3 se presenta una breve discusión de la metodología utilizada en el análisis de las series de precios, procediendo en la siguiente sección a analizar el patrón estacional de las series mensuales de precios en el período comprendido entre enero de 1981 y junio de 1994. La cuantificación y análisis de la estacionalidad de los precios se realiza a partir de la metodología desarrollada por Barsky y Miron (1989) y Osborn (1990), fundamentalmente. Seguidamente se estudia la estabilidad de dicho patrón estacional y se descompone el factor estacional con el fin de determinar la importancia de la estacionalidad determinista y estocástica. Finalmente se presentan las conclusiones y un anexo que contiene un resumen de la metodología de con-

trastación de las raíces unitarias estacionales desarrollada por Hylleberg *et al.* (1990), metodología que es extendida por Franses (1990, 1991) a datos mensuales así como los cuadros estadísticos que resumen los resultados alcanzados en estos contrastes.

## 2. LA ESTACIONALIDAD DE LA PRODUCCIÓN

El MAPA, con el objeto de renovar la Base del Índice de Precios Percibidos realiza, periódicamente, un estudio en profundidad de la estructura productiva y comercial del sector agrario español. En el análisis que se presenta a continuación se ha utilizado como soporte estadístico la Base 1976, cuyas ponderaciones se obtienen a partir de las cantidades medias comercializadas en el trienio 1972-74 y los precios de 1976 (3); la Base 1985, vigente hasta diciembre de 1994, en la que se utilizan las cantidades medias comercializadas en el trienio 1984-86 y los precios del año base en el cálculo de las ponderaciones del Índice (4) y la Base 1990, constituida por las cantidades medias del trienio 1989-91 y los precios de 1990.

Con el fin de disponer de las estructuras mensuales de la producción de ambas hortalizas para consumo en fresco, estas ponderaciones han sido reelaboradas eliminando, en primer lugar, las variedades cuyo destino es la industria transformadora y, en segundo lugar, la incidencia de éstas sobre los precios. Téngase en cuenta que la evolución de dichas ponderaciones se ve afectada por los cambios que, de una Base a otra, se hayan originado en los patrones estacionales de las producciones y de los precios. Es decir, mientras que las ponderaciones utilizadas por el MAPA están referidas a valores y se calculan como  $w_i = (P_i Q_i / \sum_{i=1}^{12} P_i Q_i) * 100$ , donde  $P_i$  son los precios mensuales de cada producto en el año base y  $Q_i$  las cantidades medias comercializadas en cada uno de los trienios indicados anteriormente, las que corresponden a las producciones o

(3) Véase MAPA (1977).

(4) Véase MAPA (1988). En esta publicación, a diferencia de la anterior, no se suministra toda la información relativa a la Base que ha sido utilizada. Las ponderaciones de las Bases 1985 y 1990 para el cálculo del precio nacional por meses para cada producto por integración de los tipos o variedades, nos han sido facilitadas por la Subdirección de Estadísticas y Análisis Sectorial del MAPA.

cantidades comercializadas (5) se definen como  $q_i = (Q_i / \sum_{i=1}^{12} Q_i) * 100$ . En consecuencia, estas últimas ponderaciones, que son las que aquí nos interesan, se han calculado a partir de las estructuras mensuales de ponderación del MAPA y los precios mensuales de las respectivas Bases (6).

El cuadro 1, que contiene las estructuras mensuales de las producciones de tomate y pimiento para consumo en fresco en las tres Bases, expresa claramente la presencia de la estacionalidad como elemento caracterizador de dichas producciones, así como la existencia de importantes cambios en sus patrones estacionales. Como se puede observar en dicho cuadro, las ponderaciones registran intensas variaciones a lo largo del año, alcanzando sus máximos en los meses estivales, mientras que los mínimos de producción se repiten, por lo general, en los meses de invierno. Por ejemplo, en la Base 1976 en sólo tres meses (julio, agosto y septiembre) se concentra el 47 por ciento de tomate y el 66 por ciento de pimiento, alcanzando estas cantidades entre enero y marzo un 11 por ciento y un 1,45 por ciento, respectivamente.

El gráfico 1, que representa los datos del cuadro anterior, facilita la comprensión de los desplazamientos relativos de las producciones, a lo largo de los catorce años que separan la primera y la última de las Bases consideradas. Entre 1976 y 1985 se puede apreciar un acusado cambio de las estructuras mensuales de la producción. En la nueva Base no existe ningún mes que, en el caso de tomate, concentre el doble de las cantidades medias comercializadas (7) mientras que en pimiento, que partía de unos niveles de concentración superiores, se reducen los máximos de producción, localizados en ambas Bases en agosto y septiembre, del 24 por ciento y 30 por ciento en 1976 al 17 por ciento y 18 por ciento en 1985. Lógicamente, la evolución de las cantidades mínimas se caracteriza por su crecimiento.

Como resultado de este cambio se reduce notablemente la variabilidad intermensual de las cantidades comercializadas

(5) Dado que las hortalizas son productos muy perecederos nos podemos referir a cantidades comercializadas o producidas indistintamente.

(6) En el caso de la Base 1976, al no haber sido posible el acceso a los precios mensuales de las variedades de tomate y pimiento de 1976 se han utilizado los correspondientes a la media del bienio 1977-78.

(7) La media anual es 8,33 (100/12).

Cuadro 1

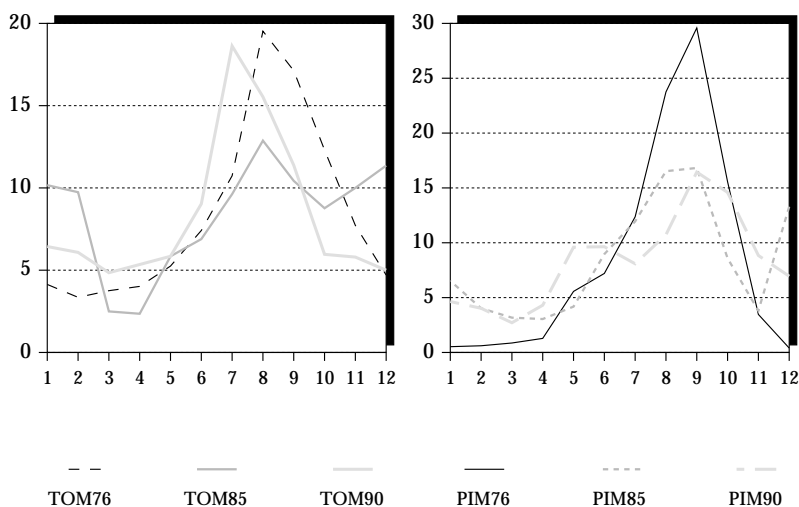
ESTRUCTURAS MENSUALES DE LAS CANTIDADES COMERCIALIZADAS

Bases	Tomate			Pimiento		
	1976	1985	1990	1976	1985	1990
Enero	4,05	10,12	6,42	0,27	6,44	4,51
Febrero	3,27	9,75	6,05	0,48	3,91	3,99
Marzo	3,71	2,40	4,74	0,70	2,94	2,59
Abril	3,95	2,23	5,34	1,08	2,83	4,17
Mayo	5,24	5,80	5,90	5,40	4,05	9,54
Junio	7,40	6,87	8,98	7,04	8,71	9,63
Julio	10,73	9,55	18,71	12,29	11,83	8,07
Agosto	19,56	12,90	15,69	23,88	16,59	10,74
Septiem.	17,20	10,44	11,46	29,80	16,80	16,40
Octubre	12,37	8,72	5,95	15,32	8,57	14,61
Noviem.	7,82	9,92	5,80	3,42	3,90	8,85
Diciem.	4,71	11,30	4,97	0,31	13,42	6,89
D.T.	5,52	3,36	4,59	10,02	5,21	4,26

Fuente: Elaboración propia a partir de MAPA (1977) y MAPA: Boletín Estadístico, varios años y a partir de los datos facilitados por la Subdirección de Estadísticas y Análisis Sectorial del MAPA.  
D.T.: desviación típica.

Gráfico 1

Estructura mensual de las cantidades comercializadas de tomate y pimiento en las Bases 1976, 1985 y 1990



Fuente: elaboración propia a partir del cuadro 1.

en el período que separa ambas Bases (obsérvese la disminución de la desviación típica). Este «aplanamiento» del perfil estacional de las producciones se intensifica en la Base 1990 para el caso de pimiento, cuya desviación típica de nuevo se reduce, mientras que el patrón estacional del tomate en la Base 1990 supone, en cierta medida, la recuperación del perfil estacional existente en la Base 1976.

Las causas explicativas de los cambios en las estructuras mensuales de ponderación son diversas. En primer lugar, los cambios metodológicos que afectan a la cobertura de la Base. Aunque el grado de cobertura se mantiene prácticamente inalterado, representando el 91,9 por ciento de la Producción Final Agraria en la Base de 1985 (8), el número de especificaciones registra un importante incremento al pasar de 146 a 211. Cada especificación puede entenderse como un producto diferente o una variedad de producto (tomate marmande, por ejemplo) y, por ello, esta ampliación, como es el caso del tomate, puede ocasionar modificaciones en la estructura de producción. Pero la razón fundamental no es ésta, sino la reorientación de las ofertas en función de la evolución intermensual de los precios y de los cambios en los mercados.

En el gráfico 1 se puede observar un notable desplazamiento de las producciones de tomate y pimiento entre las Bases 1976 y 1985. En esta nueva Base los meses de diciembre, enero y febrero incrementan significativamente su participación como resultado de la búsqueda de mejores precios y oportunidades de venta en los mercados internos y, sobre todo, externos. Téngase en cuenta que el sistema de precios de referencia aplicable a las exportaciones de tomates de España a los países comunitarios cubría desde el 1 de abril al 20 de diciembre. La creciente concentración de la producción en los meses de diciembre, enero y febrero es la respuesta por parte del sector exportador a las limitaciones de acceso a los mercados comunitarios el resto del año. En este sentido Aldanondo (1995: p. 175) ha señalado muy acertadamente que «los precios de referencia no sólo han aislado al mercado de

---

(8) Véase MAPA (1988): p. 7. El MAPA se contradice cuando afirma que el grado de cobertura se ha ampliado considerablemente ya que en la base anterior, véase MAPA (1977): p. XIII, se afirma que el grado de cobertura representa más del 92 por ciento de la Producción Final Agraria.

la UE de los precios internacionales. Su modulación a lo largo del año ha inducido una especialización estacional que supera las diferencias climáticas; sosteniendo, en contra de toda lógica económica, un sistema de producción particularmente ineficiente, como el del Norte en primavera, e induciendo la especialización del sector extracomunitario en base a variables de tipo político». A partir del 1 de enero de 1990 el sector nacional hortofrutícola va perdiendo su carácter extracomunitario al irse modificando las condiciones de acceso de las producciones a los mercados (9).

La progresiva reducción de la protección aduanera, hasta casi su completa desaparición en 1993, ha supuesto una ampliación de los períodos de comercialización exterior, registrándose un sustancial crecimiento de las exportaciones durante el período en el que se aplicaban los precios de referencia. Centrándonos en la principal hortaliza, el tomate, se puede observar a partir del gráfico 1 que su perfil estacional en la Base 1990 se asimila más al de la Base 1976 que al de la Base anterior, como se ha señalado anteriormente. Al ir desapareciendo los estímulos que impulsaron los cambios del patrón estacional (protección exterior, básicamente a través de los precios de referencia) las ventajas naturales de la horticultura española van adquiriendo una mayor relevancia en su especialización.

La evolución de las exportaciones mensuales de tomate entre 1991 y 1994, ofrecida en el cuadro 2, da buena cuenta de la notable capacidad de respuesta del sector moderno y dinámico de la hortofruticultura española. En efecto, en tan escaso período de tiempo se registran importantes cambios en la composición mensual de las exportaciones y, en algunos meses, unos crecimientos espectaculares. Mientras que los meses de diciembre, febrero, marzo y abril reducen su participación relativa en las cantidades anuales exportadas de toma-

---

(9) La segunda fase del período transitorio de las Frutas y Hortalizas frescas españolas comenzó el 1 de enero de 1990, pasando a denominarse los «precios de referencia», «precios de oferta comunitarios». La incidencia de este mecanismo protector de las producciones comunitarias se fue reduciendo a partir de entonces, adelantándose su desaparición, respecto a la fecha prevista en el Tratado de Adhesión, en tres años, por la entrada en vigor del Mercado Único el 1 de enero de 1993. No obstante los tomates, fresas, melocotones, albaricokes, alcachofas y melones mantuvieron el Mecanismo Complementario a los Intercambios hasta el 1 de enero de 1996 (MAPA, 1995).



Cuadro 2

## EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES MENSUALES DE TOMATE

	Estructura porcentual				Evolución de las exportaciones 1991=100		
	1991	1992	1993	1994	1992	1993	1994
Enero	14,41	22,67	13,44	19,53	200,44	144,96	255,25
Febrero	17,55	10,93	19,19	14,14	79,41	170,02	151,84
Marzo	14,69	14,82	15,76	12,86	128,56	166,70	164,93
Abril	14,31	9,44	6,91	7,16	84,06	75,04	94,26
Mayo	0,86	1,88	5,28	7,75	277,87	950,46	1.691,19
Junio	0,34	1,11	2,06	2,65	410,26	928,55	1.451,90
Julio	0,31	0,22	0,28	0,59	88,90	138,62	352,23
Agosto	0,08	0,03	0,10	0,31	44,51	214,42	775,63
Septiem.	0,39	0,45	1,47	1,86	147,75	593,69	906,19
Octubre	4,69	6,81	6,95	6,03	184,88	229,99	242,03
Noviem.	14,79	13,45	10,99	12,88	115,87	115,53	164,05
Diciem.	17,57	18,19	17,56	14,26	131,97	155,35	152,92
TOTAL	100,00	100,00	100,00	100,00	127,44	155,43	188,44

Fuente: Elaboración propia a partir de la información facilitada por la Dirección General de Aduanas.

te en el período contemplado, en los restantes se registran crecimientos, siendo éstos especialmente significativos entre mayo y septiembre. En un examen retrospectivo acerca de las causas de los cambios entre las Bases 1985 y 1990 la información que contiene el cuadro 2 resulta esclarecedora, pudiendo cumplir, además, un papel relevante a la hora de prever el sentido de los cambios ocurridos en el patrón estacional de las producciones de tomate, en el período transcurrido desde la Base 1990.

### 3. LA ESTACIONALIDAD EN ECONOMÍA. METODOLOGÍA

Los procesos estacionales típicamente considerados por la literatura, en la modelización de las series temporales, son de tres tipos: procesos estacionales deterministas, procesos estacionales integrados y procesos estocásticos estacionales estacionarios. El primero de ellos se modeliza a través de variables ficticias:  $x_t = \sum_{s=1}^S \alpha_s D_t^s + \varepsilon_t$ , donde  $D_t^s$  es la variable ficticia para el período  $s$ ,  $\alpha_s$ , es el valor de  $x_t$  en el período  $s$ ,  $S$  es el número de períodos y  $\varepsilon_t$  sigue un proceso estocástico estacionario.

Un proceso estacional estocástico no estacionario o integrado se puede representar como:  $x_t = x_{t-s} + \varepsilon_t$ . Para el caso de datos mensuales, un proceso de este tipo supone la existencia de una raíz unitaria en la frecuencia cero y once raíces unitarias estacionales (10). Y por último, un proceso estacional estocástico estacionario se puede caracterizar como  $x_t = \rho x_{t-s} + \varepsilon_t$ , siendo  $|\rho| < 1$ .

Es importante tener en cuenta que existen otros tipos de estacionalidad y que el comportamiento estacional de una serie temporal puede ser el resultado de una combinación de dos o más tipos de estacionalidad (Hylleberg, 1986). Esta posibilidad es contemplada en el análisis del patrón estacional de las series mensuales de precios que se aborda en el presente trabajo.

Hylleberg *et al.* (1990) han señalado que es práctica habitual en los estudios empíricos suponer, implícitamente, que los procesos descritos anteriormente son equivalentes, cuando en realidad no lo son ni desde un punto de vista estadístico ni desde el punto de vista de su interpretación económica. Mientras que los procesos estacionales puramente deterministas describen comportamientos perfectamente regulares, sistemáticos y predecibles a lo largo del tiempo, en los procesos estacionales estocásticos el patrón estacional puede llegar a ser demasiado volátil.

Las causas por las cuales el proceso estacional de una serie económica puede ser irregular son múltiples y se encuentran, precisamente, entre los factores que originan la estacionalidad (Hylleberg, 1994a). En el caso de las producciones o de los precios agrarios, el forzamiento de los cultivos para salir al mercado «fuera de temporada», la extensión del riego, del cultivo protegido, la aparición de nuevas variedades, la difusión de innovaciones tecnológicas o la apertura de mercados, entre otros factores, pueden originar cambios en el patrón estacional de las series de producción, de consumo y de precios.

Pero en la literatura no existe un total acuerdo acerca de la importancia que tiene esta variabilidad del patrón estacional o, dicho de otro modo, sobre cuál es la naturaleza dominante (estocástica o determinista) en los componentes estacionales

---

(10) Véase el apéndice.

de las series económicas. Miron (1994: p. 217) señala que no existe una razón obvia para modelizar la estacionalidad como cambiante en el tiempo en mayor grado que otros parámetros de la economía. Por el contrario Hylleberg *et al.* (1993) y Hylleberg (1994b) consideran que existe evidencia de la importancia de la variabilidad del componente estacional y de la presencia de raíces unitarias estacionales. Más concretamente, el desacuerdo radica en que mientras Beaulieu y Miron (1990), Barsky y Miron (1989) y Miron (1994), entienden que el patrón estacional de las series económicas puede ser adecuadamente representado como si se mantuviera constante a lo largo del tiempo y que la presencia de raíces unitarias estacionales no es frecuente, los distintos trabajos de Hylleberg y asociados defienden la tesis contraria, hasta el extremo de haber reexaminado en Hylleberg *et al.* (1993) los contrastes de raíces unitarias estacionales realizados por Beaulieu y Miron (1993). En aquel trabajo sus autores entienden que los resultados obtenidos por Beaulieu y Miron no son correctos debido al escaso número de retardos incluidos en las regresiones auxiliares.

Una consecuencia importante que se deriva del trabajo de Miron (1994) y de las críticas de Hylleberg (1994b) es la necesidad de realizar, como paso previo a la estimación del patrón estacional regular de las series, un análisis de raíces unitarias estacionales, filtrando las series con el fin de eliminarlas, procedimiento que anteriormente ya había sido utilizado por Osborn (1990). Beaulieu y Miron (1993) y Miron (1994) señalan que no tiene sentido analizar los coeficientes estimados de las variables ficticias estacionales en presencia de raíces unitarias estacionales, por lo que su contrastación y, en su caso, eliminación, ha de ser anterior a cualquier otro análisis sobre la estacionalidad.

Las propiedades de las series estacionales integradas son similares a las de los procesos integrados ordinarios: tienen «memoria larga», es decir, los *shocks* tienen un efecto permanente sobre la serie, pudiendo modificar el patrón estacional y tienen varianzas que se incrementan linealmente desde el principio de la serie y no están correlacionados con procesos con raíces unitarias en otras frecuencias (Hylleberg *et al.*, 1990). La metodología aplicada de contrastación de las raíces unitarias estacionales mensuales se basa

en los trabajos de Franses (1990, 1991) y es presentada en el anexo junto con los cuadros de resultados. El modelo que será objeto de estimación, con el fin de obtener una representación del patrón estacional regular de las series de precios, es similar al utilizado por Barsky y Miron (1989), Osborn (1990) y Beaulieu y Miron (1992), pudiendo adoptar la forma siguiente:

$$x_t = \sum_{s=1}^S \alpha_s D_t^s + \beta(L) \varepsilon_t$$

donde  $x_t$  es la serie original diferenciada tantas veces como raíces unitarias en la frecuencia cero contenga, o la serie menos su tendencia determinista, habiéndose eliminado asimismo las raíces unitarias estacionales existentes.  $D_t^s$  es la variable ficticia correspondiente al período  $s$ ,  $\beta(L)$  es un polinomio que satisface  $\sum_{i=0}^{\infty} \beta_i^2 < \infty$ . Así pues, esta especificación permite la estacionalidad tanto determinista como estocástica en  $x_t$  (Barsky y Miron, 1989).

#### 4. LA ESTACIONALIDAD DE LOS PRECIOS. RESULTADOS

52

En esta sección se analizan las características del patrón estacional de los precios mensuales en origen, mayoristas y al consumo de tomate y pimiento para consumo en fresco en España (11). El análisis gráfico de estas series permite anticipar que el componente estacional contiene elementos deterministas y estocásticos. A continuación se realizan distintas estimaciones con el fin de cuantificar la importancia relativa de la estacionalidad, así como su perfil o patrón de comportamiento. Y se contrasta la estabilidad del modelo a partir del test de cambio estructural de Chow (1960). Por último, se cuantifica la importancia de la estacionalidad determinista y estocástica en cada una de las series de precios.

---

(11) Las series mensuales de precios percibidos han sido elaboradas eliminando las variedades cuyo destino es la industria, a partir de MAPA: BME, varios años; MAPA (1977, 1988) y de los datos facilitados por la Sección de Índices de Precios y Salarios del MAPA. Las series de precios mayoristas nos han sido proporcionadas por la Dirección de las Unidades Alimentarias de MERCASA. Las series de precios de consumo han sido elaboradas a partir de los datos facilitados por la Subdirección General de Precios del Ministerio de Economía y Hacienda.

## 4.1. Análisis gráfico

El gráfico 2 representa las desviaciones de los precios mensuales de tomate en el período 1981-1993 en relación a la media anual. Es decir, cada línea hace referencia a las desviaciones experimentadas por los precios, en logaritmos, de un determinado mes (LTP1 corresponde a los precios percibidos de enero, LTP2 a febrero, etc.) respecto a la media de cada año. Si el comportamiento estacional de las series fuera perfectamente regular, la representación gráfica sólo contendría rectas paralelas al eje de abcisas. Como se puede observar claramente en los distintos gráficos, éste no es el caso. Teniendo en cuenta que el eje de ordenadas indica la desviación de los precios, en logaritmos, respecto a la media anual, el valor cero señala la coincidencia del precio con la media y, por tanto, las desviaciones positivas corresponden a los precios superiores y las negativas a los precios más bajos. Sin embargo, una lectura de los gráficos de este tipo puede conducir a conclusiones erróneas sobre las características estacionales de cada mes ya que el procedimiento de cálculo de las desviaciones no afecta por igual a todos los meses, por lo que hay que tener cautela a la hora de interpretar estos gráficos que han sido contruidos para dar cuenta, exclusivamente, de la variabilidad del componente estacional (12).

Observando este gráfico se puede apreciar cómo a veces «el verano se convierte en invierno». Por ejemplo, los precios percibidos de tomate en el mes de julio (LTP7) no siempre se sitúan por debajo de la media. O los precios percibidos, mayoristas y al consumo de tomate en mayo (LTP5, LTM5 Y LTC5 respectivamente) alcanzan valores inferiores a la media en 1990. El gráfico 3, llamado de Buys-Ballot (13), permite analizar el componente estacional de las series de precios y los cambios que se han producido a lo largo del trienio desde otro punto de vista. En este caso el eje de abcisas indica los meses, representando cada línea los precios mensuales de un determinado año. Un proceso estacional puramente determi-

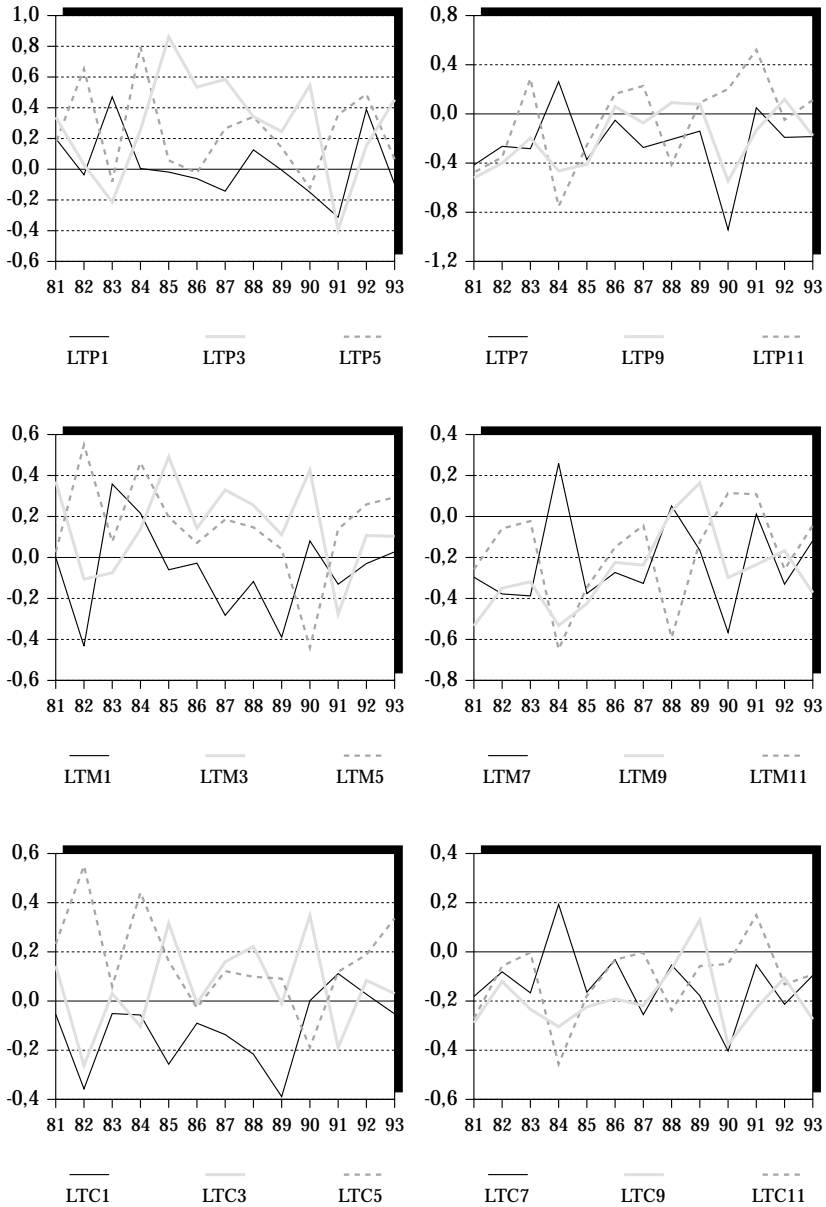
---

(12) Si los precios tienden a subir fuertemente a lo largo del año, las desviaciones de los primeros meses del año serán normalmente negativas si el componente estacional no es lo suficientemente intenso y positivo. Lo contrario sucederá con los últimos meses del año.

(13) Véase Hylleberg (1992): p. 9 ó Hylleberg (1994a). En Noguera (1996) puede encontrarse un análisis más detallado, que se extiende a las series de precios de pimiento para consumo en fresco.

Gráfico 2

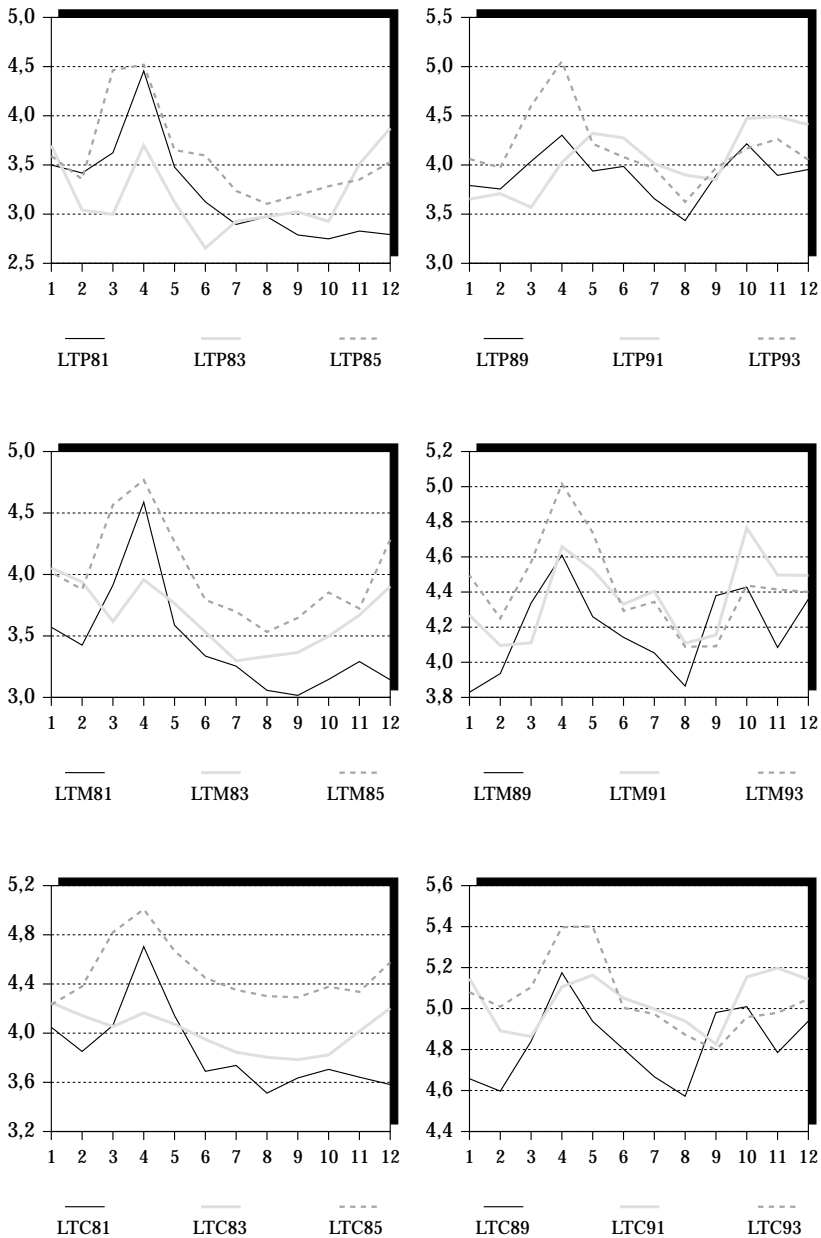
**Desviaciones de los precios mensuales de tomate respecto a la media anual**



Fuente: elaboración propia. El número de cada serie indica el mes al que corresponde. LTP, LTM y LTC representan a las series en logaritmos de precios percibidos, mayoristas y al consumo de tomate para consumo en fresco, respectivamente.

Gráfico 3

Gráficos “Buys-Ballot” de las series de precios de tomate



Fuente: elaboración propia. El número que sigue al nombre de cada serie indica el año. El eje de abscisas indica los meses. Véase la nota al pie del gráfico anterior.

nista tendría una representación de líneas que se mueven de forma paralela a lo largo del tiempo, dependiendo la distancia entre las series de precios de la tasa de crecimiento interanual. Como era previsible, el caso de estas series de precios no corresponde a un proceso estacional perfectamente regular.

En general, los precios percibidos de tomate y pimiento son mayores durante la primera mitad del año. En este período la producción de hortalizas procede, de forma casi exclusiva, de invernaderos y es también el período en el cual se realiza el grueso de las exportaciones. Por otra parte, cabe señalar la menor intensidad de las fluctuaciones de los precios al consumo frente a la evolución que registran los precios mayoristas y en origen (véanse, por ejemplo, los precios al consumo de tomate en 1983 y 1985, LTC83 y LTC85, frente a las series de los gráficos superiores). El mayor crecimiento de las series de precios al consumo también queda reflejado observando las franjas que separan las distintas series.

Resumiendo lo anterior, las series consideradas de precios presentan un marcado carácter estacional, aunque no perfectamente regular y, en consecuencia, será preciso contemplar los componentes estacionales estocásticos estacionarios y no estacionarios (14) junto con el componente estacional determinista para describir, adecuadamente, el patrón estacional de las series de precios.

## 4.2. El patrón estacional de las series de precios

Las series de precios han sido sometidas a un profundo análisis y a múltiples contrastes con el objeto de determinar el orden de integrabilidad en la frecuencia cero y en las frecuencias estacionales. Los contrastes de raíces unitarias estacionales se han basado en la metodología desarrollada por Hylleberg *et al.* (1990), extendida por Franses (1990, 1991) a datos mensuales. En todas las series de precios (15), los estadísticos  $F$  corres-

---

(14) El componente estacional estocástico no estacionario será eliminado mediante la aplicación del filtro que corresponde a las raíces unitarias estacionales.

(15) Dado que el análisis de raíces unitarias en la frecuencia cero y en las frecuencias estacionales es largo y complejo, y desviaría la atención de las cuestiones abordadas en este trabajo, se ha optado por omitirlo en la medida de lo posible. No obstante en el anexo se ofrece un resumen de la metodología de contrastación de las raíces unitarias estacionales y de los resultados alcanzados. En Noguera (1996) se puede encontrar una exposición detallada.



pondientes a los pares de raíces complejas conjugadas rechazan la hipótesis nula, aceptándose, por el contrario, la significatividad de las variables ficticias estacionales. Sólo se ha aceptado la existencia de una raíz unitaria estacional en la frecuencia 1/2 en las series de precios de tomate. En consecuencia, y atendiendo a los trabajos de Osborn (1990) y Miron (1994), los coeficientes de las variables ficticias estacionales han sido estimados filtrando previamente dichas series por el factor (1+B).

Dado que el contraste correspondiente a la raíz unitaria no estacional tiene una potencia muy baja (Franses, 1991), resulta necesaria la realización de otros contrastes sobre esta frecuencia. Con este fin todas las series de precios han sido sometidas a los contrastes de Dickey-Fuller y Phillips-Perron, siguiendo una combinación de las estrategias de Dolado *et al.* (1990) y Dickey y Pantula (1987), y teniendo en cuenta que, al igual que en la metodología de contrastación de las raíces unitarias estacionales, en los contrastes de Dickey-Fuller se han incorporado sólo los retardos significativos con el fin de no reducir la potencia del test (16). En todos los casos se rechaza la existencia de raíces unitarias, por lo que las desviaciones respecto a la tendencia, o *shocks*, tendrían un efecto transitorio sobre la evolución de las series de precios objeto de estudio.

La ecuación estimada con el fin de analizar el patrón regular o determinista de las variaciones estacionales es:

$$x_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 (D_{1t} - D_{12t}) + \dots + \alpha_{11} (D_{11t} - D_{12t}) + \mu_t$$

donde  $x_t^*$  se ha obtenido multiplicando por 100 las series de precios, en logaritmos, una vez eliminada la tendencia. De este modo los parámetros  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_{11}$  expresan, en porcentajes, la desviación media de cada mes con respecto a la media de cada una de las series. El parámetro que corresponde a diciembre,  $\alpha_{12}$ , se obtiene imponiendo la restricción:  $\sum \alpha_i = 0$ ;  $\mu_t$  es el componente estocástico de la serie y puede contener, en consecuencia, el componente estacional (estacionario) estocástico. Debido a la presencia de autocorrelación en este modelo, los errores estándar de los estimadores no son válidos y

(16) Este procedimiento se puede encontrar en las aplicaciones llevadas a cabo por Perron (1989) y Engle *et al.* (1993).

por tanto no es posible utilizar los estadísticos de significatividad individual o la realización de otros ejercicios de inferencia. Con el fin de obtener estimaciones consistentes se aplica el procedimiento de corrección propuesto por Newey y West (1987), adoptando como parámetro de truncamiento  $l = 12$ .

El cuadro 3 contiene los resultados de la estimación del modelo anterior, donde junto a cada coeficiente se indica el valor del estadístico  $t$  de Student de significatividad individual. La última fila del cuadro presenta los coeficientes de determinación ( $R^{2*}$ ) de la regresión de las series de precios sobre una

Cuadro 3

PATRÓN ESTACIONAL (EN %) DE LAS SERIES SIN TENDENCIA

	Tomate. Serie filtrada por (I+B)			Pimiento		
	PP	PM	PC	PP	PM	PC
D1	2,40	8,35	4,24	10,43	15,95	15,41
	0,22	0,96	0,51	1,52	3,90	4,40
D2	0,24	-3,73	2,54	31,90	21,19	20,61
	0,03	-0,48	0,43	4,72	4,21	4,78
D3	25,53	15,72	9,02	48,81	33,48	29,04
	1,83	1,83	1,34	9,38	9,65	8,58
D4	77,77	68,10	43,06	47,38	40,78	32,81
	4,49	5,68	4,65	8,11	11,83	12,34
D5	68,92	66,48	51,61	11,38	0,48	5,28
	5,32	6,25	5,58	1,80	0,145	1,92
D6	17,53	14,37	18,43	-13,60	-17,58	-12,03
	1,36	1,40	2,15	-2,90	-6,35	-4,07
D7	-24,16	-20,13	-8,40	-13,74	-10,05	-7,95
	-2,08	-2,27	-1,11	-3,34	-2,82	-2,85
D8	-57,35	-46,69	-28,32	-31,99	-33,23	-21,64
	-6,67	-6,01	-4,61	-7,37	-12,49	-7,32
D9	-55,16	-52,69	-36,39	-42,23	-35,54	-28,48
	-7,71	-6,88	-7,78	-14,46	-10,98	-10,11
D10	-30,34	-24,64	-26,14	-28,64	-19,75	-21,00
	-2,54	-2,46	-3,81	-7,13	-3,94	-5,70
D11	-17,23	-16,88	-19,41	-15,52	-3,84	-11,60
	-1,02	-1,38	-2,40	-2,82	-1,20	-3,78
D12	-8,14	-8,23	-10,23	-4,19	8,10	-0,44
R <sup>2</sup>	0,39	0,45	0,38	0,62	0,70	0,68
R <sup>2*</sup>	0,67	0,74	0,86	0,78	0,84	0,89

Fuente: Elaboración propia. Las series de precios en logaritmos de tomate han sido filtradas por el factor (I+B). Las series se han multiplicado por cien. Debajo de cada coeficiente (que se ha expresado en porcentaje) aparece el valor del estadístico  $t$  de significatividad individual de Student.  $R^{2*}$  corresponde a la regresión de las series de precios sobre una constante, tendencia y once variables ficticias estacionales.

constante, tendencia y once variables ficticias estacionales. Como se puede apreciar en el mencionado cuadro, la variabilidad de los porcentajes de variación estacional es muy intensa. El conjunto de los componentes deterministas representan la fuente más importante de la variabilidad de las series: entre el 78 por ciento y el 89 por ciento en pimiento y entre el 67 por ciento y el 86 por ciento en tomate. Los coeficientes ( $\alpha_s$ ) de las variables D1 ... D12, que se pueden interpretar como el porcentaje de variación (de enero a diciembre) del componente estacional regular, proporcionan una cuantificación de los perfiles estacionales de las series de precios. La fracción explicada por las doce variables ficticias de las series estacionarias difiere sensiblemente de una hortaliza a la otra. Mientras que en pimiento la proporción explicada oscila entre el 62 por ciento de los precios percibidos y el 70 por ciento de los precios mayoristas, en tomate se sitúa en una cota inferior, variando entre el 38 por ciento de los precios al consumo y el 45 por ciento de los precios mayoristas.

Los perfiles de los patrones estacionales de las series de precios de tomate y pimiento guardan una gran similitud. En ambos productos, durante la primera mitad del año, aproximadamente, los factores estacionales son positivos, mientras que en la segunda mitad son negativos. Sólo hay dos excepciones que corresponden a precios mayoristas: el mes de febrero en tomate y el mes de diciembre en las series de precios de pimiento para consumo en fresco.

No es posible explicar el patrón estacional de los precios sin tener presentes los patrones estacionales de la producción y de las exportaciones. En el ciclo productivo del tomate se suelen distinguir dos períodos. Por un lado, la campaña de recolección otoño-invierno que comprende desde el 1 de octubre al 31 de mayo. Este período se divide a su vez en dos, atendiendo «a la adecuación estacional de las provincias exportadoras, a la distribución de su oferta en los mercados exteriores y a los sistemas de cultivo (aire libre o cultivo protegido) utilizados» (Cortés, 1989: p. 50). Por otro lado, la producción de tomate de verano (aire libre) que comprende desde el 1 de junio hasta el 31 de septiembre. La exportación en este período es muy reducida, cuando no inexistente, debido no tanto a que «Europa dispone de producción propia y abundante, a precios lo suficientemente bajos como para disuadir de realizar

expediciones desde España» (Cortés, 1989: p. 124) sino más bien, como se ha señalado anteriormente y habida cuenta de la evolución reciente de los flujos exportadores (cuadro 2), a las fuertes limitaciones de acceso a los mercados comunitarios a las que el sector hortofrutícola español se ha visto sometido. De forma similar, las exportaciones de pimiento prácticamente desaparecen entre junio y septiembre. En consecuencia, los máximos estacionales se producen durante la campaña de invierno; más concretamente entre marzo y mayo, en el caso de tomate, y entre febrero y abril, en pimiento. La producción de hortalizas en estos períodos se ha de realizar en invernaderos cuyos costes son mucho más elevados que al aire libre. Según los cálculos realizados por Caballero *et al.* (1991), el coste total de producción de un kilogramo de tomate y de pimiento en invernadero supera en un 68 por ciento y 73 por ciento, respectivamente, a los existentes al aire libre (17). Por razones similares, pero de signo contrario, los mínimos estacionales, entendiéndose por tales aquéllos que, presentando signo negativo, su valor absoluto es mayor, se registran entre agosto y octubre coincidiendo con el período de máxima producción, costes mínimos (aire libre) y flujos exportadores también mínimos.

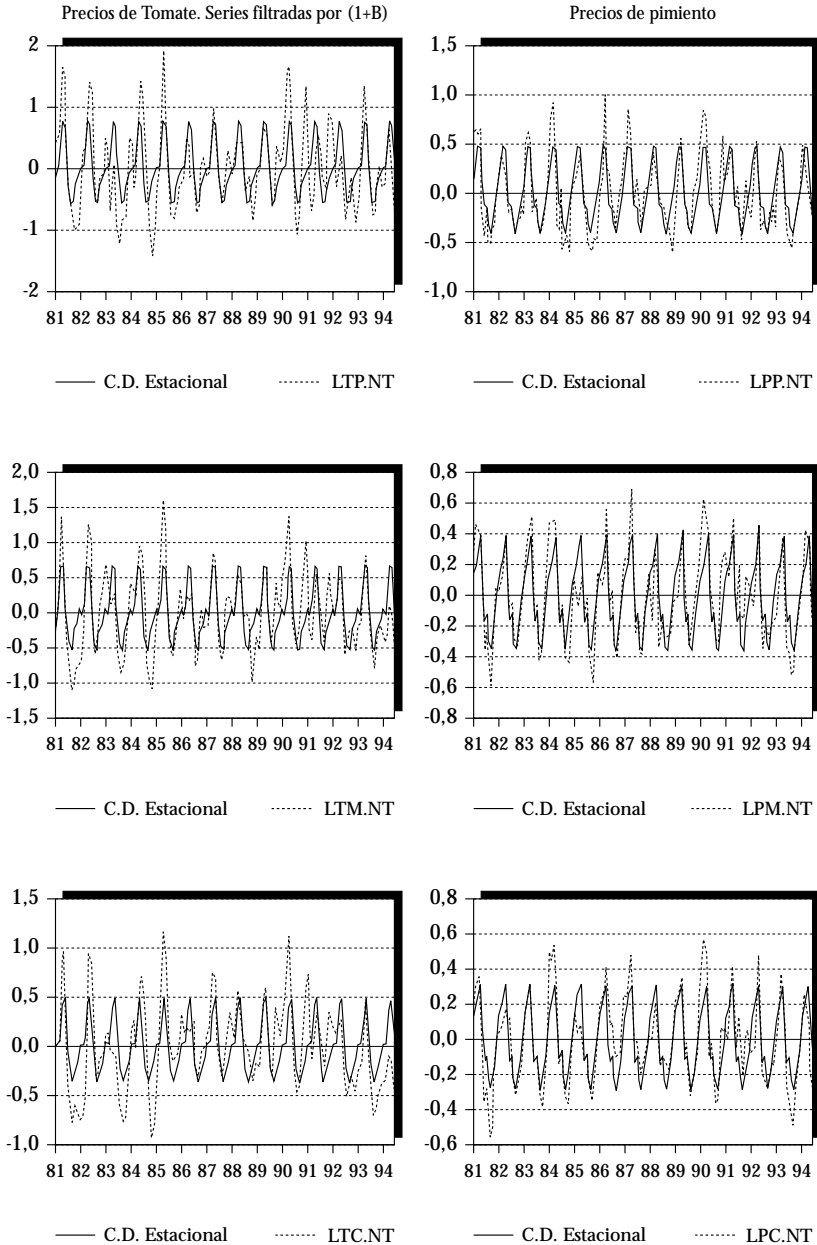
A partir del gráfico 4 se puede apreciar el grado de ajuste de los componentes deterministas estacionales a las series de precios de tomate y pimiento. En términos generales existe una estrecha sincronía, coincidiendo los picos de máximos y mínimos estacionales; es decir, los precios considerados tienen un comportamiento estacional bastante regular y sistemático, sujeto a los condicionantes agroclimáticos. La mayor bondad del ajuste de las series de precios de pimiento que en las series de precios de tomate, tal y como se ha expresado anteriormente a partir de los coeficientes de determinación, indica que los mercados de pimiento han estado menos sometidos a factores exógenos, lo que ha redundado en un comportamiento más estable y regular de los precios. La serie de pre-

---

(17) El coste total por kilogramo se puede entender, como así hacen los autores en su trabajo, como el umbral de rentabilidad mínimo que asegura la retribución del beneficio. El coste total incluye los costes variables, los costes fijos y el interés del capital circulante que se fija en el 12 por ciento con un período de maduración de 3 meses para tomate y 4 para pimiento. Los costes de producción calculados en este trabajo no son representativos del conjunto del sector productivo nacional ya que se circunscriben a las variedades más importantes de los cultivos realizados en la Comunidad Valenciana.

Gráfico 4

**El componente estacional de los precios**



C.D. Estacional: componente determinista estacional.  
N.T. La serie correspondiente no contiene tendencia determinista.

cios percibidos de tomate experimenta durante 1983 y el bienio 1991-92 unas fluctuaciones erráticas, alejadas de la regularidad que expresa dicha serie el resto del período. Estos períodos de inestabilidad del componente estacional de los precios en origen no se manifiestan, con igual intensidad, en la serie de precios mayoristas, ni en la serie de precios al consumo, por lo que cabe atribuirlos a factores ligados con la situación y evolución de los mercados exteriores.

Por último, parece necesario destacar el hecho de que el patrón estacional de los precios en origen manifiesta una intensidad en sus fluctuaciones superior a la registrada por las series de precios mayoristas y detallistas. Las causas de este comportamiento radican, desde nuestro punto de vista, en el hecho de que la incidencia de los precios en origen se reduce conforme se avanza en el canal de comercialización al añadirse nuevos servicios, que incrementan su precio final. Por otro lado, de acuerdo con Endrighi (1990), el comportamiento más amortiguado de los precios al consumo se debe a que los detallistas se insertan en un marco más amplio que los mayoristas y que los agricultores, con una oferta de productos alimentarios mayor, permitiéndoles transferir sólo una parte de los aumentos, recuperando o restableciendo los márgenes cuando los precios caen, momento en el cual no se repercute íntegramente la reducción en los precios de venta.

Existen diversos factores que han podido incidir en la inestabilidad del patrón estacional de las series de precios agrarios. En primer lugar, el cambio de la Base del Índice de Precios Percibidos en 1985 puede haber afectado a la evolución de las series, especialmente a la de precios de tomate, habida cuenta de que se produce una modificación de las variedades que componen el producto. En segundo lugar, la relativa concentración de la oferta productiva en la campaña de invierno, observable a partir del análisis comparativo de las estructuras mensuales de producción de tomate y pimiento, podría haber minorado la variabilidad de las series de precios, reduciendo los máximos y aumentando los mínimos estacionales, en términos relativos. En tercer lugar, la aplicación de los precios de retirada de tomate puede haber desplazado hacia arriba los mínimos estacionales de precios a partir de 1986.

La estabilidad del modelo determinista estacional se ha contrastado a partir del test propuesto por Chow (1960) de

cambio estructural. La implementación del contraste se ha llevado a cabo de forma secuencial para el período comprendido entre enero de 1985 y junio de 1987. La amplitud del período considerado se justifica atendiendo al cambio de Base del Índice de Precios Percibidos, que se produce en 1985, al ingreso de España en la CEE en 1986 y a la existencia de desfases en los procesos de ajuste al nuevo marco institucional. En el cuadro 4 se presentan los resultados del contraste realizado. En ninguna serie de precios, exceptuando la serie de precios detallistas de pimiento, se puede aceptar la ausencia de cambio estructural con un nivel de significación del 5 por ciento. Cuando el nivel de significación utilizado es el 1 por ciento, lo que supone la ampliación de la región de aceptación de la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros del modelo, las conclusiones difieren sustancialmente. En este caso, sólo dos series muestran alguna evidencia de cambio estructural, pero reducida a un período muy limitado. Tan limitado que no permite aceptar de forma concluyente la inestabilidad de los parámetros. Estas series son las correspondientes a los precios percibidos de tomate que, en abril de 1986, presentan un estadístico de Chow igual al valor crítico y la de precios percibidos del pimiento, cuyo estadístico, en los meses de marzo, abril y mayo de 1985, supera al valor crítico.

Desde nuestro punto de vista estos resultados no hacen sino reflejar el conjunto de factores que han marcado los cambios de los mercados hortofrutícolas en los últimos años. Aunque los meses de máximos y mínimos estacionales se han mantenido generalmente sin cambios, existiendo una sincronía más que aceptable entre las ficticias estacionales y las series de precios, el patrón estacional no ha sido perfectamente constante. Probablemente el elemento más destacado de este cambio radica en el incremento de los niveles estacionales mínimos de precios, como se puede observar en el gráfico 4 en especial en las series de precios de tomate.

La existencia o no de cambio estructural es una cuestión de grado. Puede resultar sorprendente el hecho de que los notables cambios del patrón estacional de las producciones no hayan repercutido en modificaciones del patrón estacional de precios de una entidad suficiente como para permitir una aceptación, sin ambigüedades, de la existencia de cambio estructural. Sin embargo, este resultado es coherente con el carácter dual del

Cuadro 4

CONTRASTE DE CAMBIO ESTRUCTURAL DEL PATRÓN  
ESTACIONAL DETERMINISTA. TEST DE CHOW

	Tomate			Pimiento		
	PP	PM	PC	PP	PM	PC
1985.01	0,83	0,79	1,00	2,25*	1,34	1,12
1985.02	1,10	1,11	1,23	2,28*	1,62	1,36
1985.03	1,56	1,41	1,63	2,60**	1,60	1,55
1985.04	1,75	1,58	2,00*	2,61**	1,61	1,55
1985.05	1,71	1,58	2,17*	2,65**	1,56	1,52
1985.06	1,70	1,62	2,18*	2,30*	1,31	1,46
1985.07	1,63	1,63	1,98*	2,12*	1,33	1,38
1985.08	1,84*	1,84*	1,93*	2,13*	1,28	1,49
1985.09	1,98*	2,12*	2,13*	1,77	1,26	1,53
1985.10	1,97*	2,17*	2,21*	1,70	1,26	1,53
1985.11	1,96*	2,16*	2,22*	1,66	1,28	1,52
1985.12	1,94*	2,16*	2,20*	1,74	1,29	1,47
1986.01	1,99*	2,18*	2,11*	1,76	1,38	1,38
1986.02	2,12*	2,15*	1,96*	1,88*	2,08*	1,62
1986.03	2,27*	2,15*	1,81	2,18*	2,19*	1,76
1986.04	2,32**	2,04*	1,62	2,24*	2,18*	1,76
1986.05	2,30	2,05*	1,48	2,19*	2,10*	1,80
1986.06	2,29*	2,04*	1,45	1,94*	1,96*	1,78
1986.07	2,28*	2,03*	1,45	1,87*	2,11*	1,79
1986.08	2,18*	1,88*	1,43	1,87*	2,12*	1,72
1986.09	1,84*	1,63	1,27	1,70	2,12*	1,68
1986.10	1,80	1,70	1,29	1,55	2,13*	1,75
1986.11	1,81	1,72	1,35	1,56	2,22*	1,76
1986.12	1,80	1,77	1,35	1,46	2,22*	1,74
1987.01	1,81	1,82*	1,34	1,45	2,26*	1,61
1987.02	1,61	1,65	1,28	1,38	2,11*	1,27
1987.03	1,39	1,53	1,16	1,14	2,12*	1,16
1987.04	1,35	1,55	1,08	1,09	2,13*	1,16
1987.05	1,36	1,55	1,06	1,17	2,25*	1,26
1987.06	1,35	1,52	1,06	1,21	2,25*	1,29

Los valores críticos son:  $F_{12,137} (5\%) = 1,82$ ;  $F_{12,137} (1\%) = 2,32$ . Los valores significativos al 5% y al 1% se han señalado con uno y dos asteriscos, respectivamente.

sector, con dos ofertas (la nacional y la dirigida a los mercados exteriores) claramente diferenciadas. Y han sido estos cambios en las oportunidades de venta en los mercados exteriores, el principal motor reorientador de la oferta. En las páginas anteriores se ha dado cuenta de que la modelización con variables ficticias estacionales es capaz de explicar una parte muy importante de las fluctuaciones de los precios agrarios, y que esta capacidad explicativa se mantiene elevada a lo largo del período, a pesar de los profundos cambios ocurridos. Una parte de las va-



riaciones estacionales de los precios, no explicadas por el modelo determinista, tienen una naturaleza estocástica. En el siguiente apartado se estudia la importancia de los componentes estacionales estocásticos y deterministas de las series de precios.

### 4.3. Estacionalidad determinista y estocástica

Como ya ha sido expuesto, la estacionalidad de la mayoría de las series económicas es una combinación de procesos deterministas y estocásticos. Con el fin de conocer la importancia de cada uno de estos elementos en las series de precios que nos interesan, se ha estimado la siguiente ecuación, basándonos en Osborn (1990):

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 (D_{1t} - D_{12t}) + \dots + \alpha_{11} (D_{11t} - D_{12t}) + \\ + \Sigma \Phi_i x_{t-p} + \Phi_{i+1} x_{t-12} + \Phi_{i+2} x_{t-24} + \Phi_{i+3} x_{t-36} + \varepsilon_t$$

El componente estocástico estacional es representado por los retardos 12, 24 y 36 de la variable dependiente;  $\Sigma \Phi_i x_{t-p}$  contiene los retardos de la variable  $x_t$  necesarios para eliminar la autocorrelación. En las series de precios de pimiento se han incluido los retardos ( $p$ ) 1, 2, 3 y 4; en las de tomate sólo el 1 y el 2. El cuadro 5 contiene los  $R^2$  marginales correspondientes al componente determinista y al estocástico, calculándose como  $1 - (SRC/RSRC)$ , donde SRC representa la suma de los errores al cuadrado de la ecuación anterior y RSRC los de la correspondiente restringida, esto es, excluyendo en cada caso los componentes deterministas o estocásticos.

Los  $p$ -valor se han obtenido a partir de la contrastación de la significatividad de los coeficientes estacionales deterministas y estocásticos. La hipótesis nula en este test de contraste de la no significatividad o redundancia de una variable es: 1) No existe estacionalidad determinista en las series de precios ( $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{11} = 0$ ); 2) No existe estacionalidad estocástica, igualándose a cero, en este caso, los términos correspondientes a los retardos 12, 24 y 36 ( $\Phi_{i+1} = \Phi_{i+2} = \Phi_{i+3} = 0$ ). Como se puede ver en el cuadro, la hipótesis nula correspondiente a la estacionalidad determinista es rechazada en todos los casos. La única serie que presenta un  $p$ -valor diferente de cero es la de precios percibidos de pimiento, aunque inferior al 5 por ciento. Muy diferente es la situación de los componentes esto-

cásticos. En las series de precios de tomate se acepta la hipótesis nula en todos los casos y también en la serie de precios al consumo de pimiento. En resumen, el componente estacional determinista es significativo en todas las series, mientras que el componente estocástico estacionario sólo lo es en dos de ellas: precios percibidos y precios mayoristas de pimiento.

Los resultados obtenidos a partir de los  $R^2$  marginales apuntan en la misma dirección. En todos los casos, los coeficientes marginales deterministas son muy superiores a los correspondientes estocásticos, con la única excepción de la serie de precios percibidos de pimiento donde las diferencias no son muy grandes. Es preciso señalar la existencia de un problema de comparabilidad de los  $R^2$  marginales, ya que en el cálculo de los coeficientes de la estacionalidad estocástica se incluyen en la regresión ocho variables más. Por lo tanto se deberían «rebajar» o penalizar los  $R^2$  marginales deterministas y corregir, al alza, los estocásticos (18). Por último se puede señalar que la mayor importancia de la estacionalidad

Cuadro 5

ESTACIONALIDAD DETERMINISTA Y ESTOCÁSTICA EN LAS SERIES SIN TENDENCIA

Variables	Determinista		Estocástica	
	$R^2$ marginal	$p$ -valor	$R^2$ marginal	$p$ -valor
<b>Tomate</b>				
P. Percibidos	0,259	0,000*	0,026	0,421
P. Mayoristas	0,371	0,000*	0,014	0,686
P. Consumo	0,302	0,000*	0,007	0,868
<b>Pimiento</b>				
P. Percibidos	0,165	0,039*	0,130	0,001*
P. Mayoristas	0,366	0,000*	0,096	0,011*
P. Consumo	0,321	0,000*	0,037	0,241

$p$ -valor: significatividad de la hipótesis nula. Si el  $p$ -valor es inferior a 0,05 ó 0,10 la hipótesis nula (no existe estacionalidad determinista o estocástica) se rechaza al 5 por ciento ó al 10 por ciento, respectivamente. Los asteriscos indican rechazo de  $H_0$ .

(18) Intuitivamente hubiéramos indicado un sentido de la penalización contrario al expuesto. Pero a partir de la formulación del coeficiente de determinación marginal se puede entender que cuanto mayores sean los errores de la ecuación restringida, mayor será el coeficiente puesto que en el caso, por ejemplo, de la ecuación restringida del  $R^2$  marginal determinista se eliminan, precisamente, los componentes deterministas. En un caso extremo en el cual estos componentes tuvieran una capacidad explicativa nula SRC y RSRC coincidirían, siendo el  $R^2$  marginal igual a cero.

determinista en las series de precios mayoristas y al consumo en relación con los precios en origen es confirmada por estos resultados.

## 5. CONCLUSIONES

La primera cuestión destacable del estudio es que el principal componente explicativo de la variabilidad de los precios es, precisamente, la estacionalidad. Por esta razón el análisis de las características, evolución, naturaleza, etc., del componente estacional, es una cuestión de la máxima importancia ya que contiene una considerable información acerca de la situación y evolución de los mercados, de las estructuras productivas y comerciales, del marco institucional y, en definitiva, de aquellos elementos que pueden incidir en la formación de los precios.

A partir del análisis comparativo de las estructuras de comercialización de las Bases 1976 y 1985, así como del perfil estacional de los precios, se ha puesto en evidencia que los productores han aprovechado las oportunidades brindadas por la estacionalidad de precios, concentrando, en términos relativos, una mayor parte del producto en aquellos meses cuyos precios son superiores. Por otro lado, habida cuenta de la sincronía existente entre campañas de exportación y los factores estacionales positivos de precios, del carácter extravertido del sector y de las importantes modificaciones de las condiciones de acceso al mercado europeo, cabe concluir que el principal motor de las variaciones del perfil estacional de la producción radica en las oportunidades de venta en los mercados exteriores. Los importantes cambios ocurridos entre las Bases 1985 y 1990 dan buena cuenta de que nos encontramos en presencia de un sector muy dinámico y sensible a las modificaciones del entorno institucional. Más concretamente, se ha visto cómo las producciones de la principal hortaliza, el tomate, se han incrementado en términos relativos en aquellos meses donde hasta 1990 se situaban los precios de referencia, mecanismo protector que limitaba el acceso de los productos españoles a los mercados comunitarios.

La estimación de los coeficientes estacionales deterministas ha proporcionado una cuantificación de los perfiles esta-

cionales de las series de precios, revelando la sincronía existente entre los precios en origen, mayoristas y detallistas de cada producto. El conocimiento de los patrones estacionales de precios puede constituir una información valiosa en la toma de decisiones por parte de los productores. El grado de ajuste entre las series de precios y el modelo determinista ha sido más que aceptable. Los contrastes de cambio estructural realizados no invalidan, de forma concluyente, la hipótesis de estabilidad de los parámetros en el período de estudio. Por último, se ha medido la importancia de la estacionalidad determinista y estocástica de las series. Los resultados obtenidos confirman los alcanzados anteriormente acerca de la bondad explicativa y la adecuación del modelo determinista.

## 6. ANEXO

### 6.1. Contrastes de raíces unitarias estacionales mensuales

Uno de los objetivos que se persiguen con los contrastes de raíces unitarias estacionales consiste en la identificación de la frecuencias donde existe una raíz, de forma que, una vez filtrada la serie por el polinomio correspondiente, ésta alcance la estacionariedad en su componente estacional. En consecuencia, la realización de estos contrastes se justifica de forma análoga a la de los correspondientes a las raíces unitarias en la frecuencia cero: determinar el orden de diferenciación que asegure la estacionariedad de la serie. Una de las formulaciones más utilizadas para el tratamiento de la estacionalidad es el modelo estacional multiplicativo propuesto por Box y Jenkins (1970). En éste, la serie es sometida a una diferencia regular y a otra estacional con el fin de obtener una serie estacionaria. Por ejemplo, en el caso de un modelo multiplicativo o mixto ARIMA (0,1,1)  $\times$  ARIMA (0,1,1)<sub>s</sub>, donde el primer factor corresponde a la parte regular y el segundo a la parte estacional. Siendo  $s = 12$  se obtiene:

$$\Delta_1 \Delta_{12} y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-12} + \theta_3 \varepsilon_{t-13},$$

donde  $\Delta_k y_t \equiv (1 - B_k) y_t \equiv y_t - y_{t-k}$ , y se asume que  $\varepsilon_t$  es ruido blanco.

Lo que nos interesa destacar aquí es que la aplicación de este filtro supone la existencia de dos raíces unitarias en la

frecuencia regular y once raíces unitarias estacionales, como se puede demostrar a partir de la descomposición del polinomio  $(1 - B^{12})$ . En efecto, el operador diferencia estacional para datos mensuales,  $\Delta_{12} = 1 - B^{12}$ , se puede factorizar obteniendo doce raíces, de las cuales dos son reales y diez complejas:

$$\begin{aligned} 1 - B^{12} &= (1 - B) (1 + B) (1 + B^2) (1 + B\sqrt{3} + B^2) \\ &\quad [1 - B\sqrt{3} + B^2] (1 + B + B^2) (1 - B + B^2) = \\ &= (1 - B) (1 + B) (1 - iB) (1 + iB) [1 + (\sqrt{3} + i) B/2] \\ &\quad [1 + (\sqrt{3} - i) B/2] [1 - (\sqrt{3} + i) B/2] [1 - (\sqrt{3} - i) B/2] \\ &\quad [1 + (i\sqrt{3} + 1) B/2] [1 - (i\sqrt{3} - 1) B/2] \\ &\quad [1 - (i\sqrt{3} + 1) B/2] [1 + (i\sqrt{3} - 1) B/2] \end{aligned}$$

Donde el primer término,  $(1 - B)$ , corresponde a la raíz en la frecuencia cero y los once restantes a las raíces estacionales. Por lo tanto, la aplicación de este filtro sólo estará plenamente justificada cuando la serie contenga doce raíces unitarias: una en la frecuencia cero y otra en cada una de las frecuencias estacionales. En caso contrario se incurrirá en sobrediferenciación. Este hecho ha sido puesto de manifiesto por muchos investigadores, si bien hay que esperar al influyente trabajo de Hylleberg *et al.* (1990) para disponer de una estrategia de contrastación de la existencia de raíces unitarias estacionales en cada una de las frecuencias posibles para datos trimestrales (19). Posteriormente Franses (1990) extendió este método a series temporales de datos mensuales. El contraste de raíces unitarias estacionales para datos mensuales es equivalente a contrastar la significatividad de los parámetros de la regresión auxiliar (Franses, 1990: p. 202):

$$\begin{aligned} \varphi^* (B) y_{8,t} &= \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} + \pi_4 y_{3,t-2} + \pi_5 y_{4,t-1} + \\ &\quad + \pi_6 y_{4,t-2} + \pi_7 y_{5,t-1} + \pi_8 y_{5,t-2} + \pi_9 y_{6,t-1} + \pi_{10} y_{6,t-2} + \\ &\quad + \pi_{11} y_{7,t-1} + \pi_{12} y_{7,t-2} + \mu_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

(19) Hylleberg *et al.* (1990) desarrollan la teoría de la cointegración estacional siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987) para las raíces unitarias en frecuencia cero. Por otro lado es preciso señalar que existen otros trabajos anteriores como los de Dickey *et al.* (1984) o Athola y Tiao (1987). Sin embargo la metodología que se propone se limita a algunos casos particulares.

en la que  $\varphi^*(B)$  es una función polinómica que incluye suficientes retardos para que  $\varepsilon_t$  sea ruido blanco,  $\mu_t$  puede incluir los componentes deterministas (constante, tendencia o ficticias estacionales). Los coeficientes  $\pi_i$  no serán significativos (o iguales a cero) cuando exista la correspondiente raíz unitaria. Téngase en cuenta que la serie de datos mensuales original es sometida a ocho filtros diferentes. Los siete primeros eliminan todas las raíces existentes excepto aquella (o aquellas en el caso de los pares conjugados de raíces complejas) cuya existencia se pretende contrastar, mientras que el filtro  $(1 - B^{12})$ , correspondiente a  $y_{8t}$ , elimina las doce posibles raíces. Las series transformadas son:

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= (1 + B) (1 + B^2) (1 + B^4 + B^8) y_t, \\ y_{2,t} &= -(1 - B) (1 + B^2) (1 + B^4 + B^8) y_t, \\ y_{3,t} &= -(1 + B^2) (1 + B^4 + B^8) y_t, \\ y_{4,t} &= -(1 - B^4) (1 - \sqrt{3}B + B^2) (1 + B^2 + B^4) y_t, \\ y_{5,t} &= -(1 - B^4) (1 + \sqrt{3}B + B^2) (1 + B^2 + B^4) y_t, \\ y_{6,t} &= -(1 - B^4) (1 - B^2 + B^4) (1 - B + B^2) y_t, \\ y_{7,t} &= -(1 - B^4) (1 - B^2 + B^4) (1 + B + B^2) y_t, \\ y_{8,t} &= (1 - B^{12}) y_t. \end{aligned}$$

70

La primera transformación (20),  $y_{1,t} = (1 + B) (1 + B^2) (1 + B^4 + B^8) y_t$ , elimina todas las raíces unitarias estacionales dejando tan solo la raíz en la frecuencia cero o componente de largo plazo; la serie filtrada  $y_{2,t} = -(1 - B) (1 + B^2) (1 + B^4 + B^8) y_t$  sólo conserva la frecuencia  $6/12$ ;  $y_{3,t}$ ,  $y_{4,t}$  mantienen las frecuencias  $3/12$  ( $9/12$ ) y  $5/12$  ( $7/12$ ) respectivamente, indicándose entre paréntesis la frecuencia del par conjugado de la raíz compleja; por su parte  $y_{5,t}$ ,  $y_{6,t}$  retienen las frecuencias  $1/12$  ( $11/12$ ) y  $4/12$  ( $8/12$ ). Finalmente  $y_{7,t}$  conserva las frecuencias  $2/12$  ( $10/12$ ) mientras que  $y_{8,t} = (1 - B^{12}) y_t$ , como se ha indicado anteriormente, filtra la serie original eliminando todas las raíces posibles.

Los valores críticos para realizar los contrastes de raíces unitarias estacionales en series temporales mensuales han sido tabulados por Franses (1991) (21) mediante una simulación de Monte Carlo con 5.000 réplicas a partir del proceso gene-

(20) Véase, por ejemplo, Hylleberg (1994a): p. 161.

(21) Véase Franses (1991): pp. 161-165. También se pueden encontrar los valores tabulados para los contrastes correspondientes a series temporales bimensuales en las pp. 166-168.

Cuadro A.1

**CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS ESTACIONALES**  
(Logaritmo de las series de precios de tomate)

Estadísticos t	Variables					
	LPP (1) (a)	LPP (2) (a)	LPM (1) (b)	LPM (2) (b)	LPC (1) (b)	LPC (2) (b)
$\pi_1$	-1,240	-1,786	-3,023**	-3,412**	-3,821**	-3,628**
$\pi_2$	-2,190	-2,232	-2,362	-2,398	-2,234	-2,372
$\pi_3$	1,049	0,916	-2,801**	-2,939**	-3,814**	-3,975**
$\pi_4$	-4,139**	-4,143**	-4,820**	-4,654**	-4,471**	-4,200**
$\pi_5$	-8,094**	-8,002**	-4,507**	-4,606**	-5,786**	-5,875**
$\pi_6$	-7,012**	-6,935**	-4,935**	-4,971**	-5,845**	-5,870**
$\pi_7$	3,489**	3,558**	3,470**	3,521**	2,891	2,861
$\pi_8$	-4,094**	-44,108**	-4,530**	-4,513**	-4,567**	-4,451**
$\pi_9$	-4,291**	-4,346**	-2,187	-2,259	-3,057**	-3,145**
$\pi_{10}$	-5,597**	-5,570**	-3,358*	-3,270*	-3,060	-3,004
$\pi_{11}$	-0,646	-0,578	-1,368**	-1,266**	-2,142**	-2,085**
$\pi_{12}$	-2,664	-2,732	-2,648	-2,741	-2,564	-2,641
<b>Estadísticos-F</b>						
$\pi_3, \pi_4$	9,029**	8,928**	17,703**	17,445**	17,01**	17,17**
$\pi_5, \pi_6$	33,208**	32,452**	12,381**	12,652**	18,709**	19,077**
$\pi_7, \pi_8$	8,382**	8,454**	11,046**	10,780**	14,273**	13,231**
$\pi_9, \pi_{10}$	17,225**	17,284**	5,889**	5,704*	6,535*	6,626**
$\pi_{11}, \pi_{12}$	7,094**	7,201**	8,849**	8,917**	11,795**	11,934**
$\pi_3 \dots \pi_{12}$	16,641**	16,638**	17,956**	18,127**	29,758**	30,028**
<b>Jarque-Bera</b>	1,969	2,117	1,151	2,335	6,312	9,081
BG (1)	0,171	0,195	0,016	3,724	0,276	0,214
BG (12)	20,793	19,401	12,396	14,507	6,308	4,251
BG (24)	31,302	41,714	14,152	36,263	10,209	15,342
D1...D11	2,733**	2,769**	4,802**	4,923**	4,706**	4,706**

LPP, LPM y LPC son los precios percibidos, mayoristas y al consumo en logaritmos.

(1) La regresión auxiliar contiene variables ficticias estacionales y constante.

(2) Regresión auxiliar con ficticias estacionales, constante y tendencia. Los retardos incluidos en las regresiones auxiliares son los siguientes:

$$(a) \varphi(B) = (1 - \varphi_1 B^3 - \varphi_2 B^8 - \varphi_3 B^9 - \varphi_4 B^{11} - \varphi_5 B^{12}). \quad (b) \varphi(B) = (1 - \varphi_1 B^2 - \varphi_2 B^6).$$

\*\* Significativo al nivel del 5 por ciento.

\* Significativo al nivel del 10 por ciento.

Los valores críticos del test de BG al 5 por ciento para 1, 12 y 24 grados de libertad son, respectivamente: 3,84, 21,0 y 36,4.

rador de los datos:  $y_t = y_{t-d} + \varepsilon_t$ , donde  $\varepsilon_t$  es ruido blanco y  $d$  es, en este caso, igual a 12. Las tablas de valores críticos contienen los valores de las t-ratios para los parámetros  $\pi_i$  individuales, y los valores de los estadísticos F para realizar los contrastes de significatividad conjunta de cada uno de los pares de raíces complejas conjugadas, así como el de la totalidad de las raíces unitarias estacionales:  $\pi_3 = \dots = \pi_{12} = 0$ . Los tamaños

Cuadro A.2

CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS ESTACIONALES  
(Logaritmo de las series de precios de pimienta)

Estadísticos t	Variables					
	LPP (1) (a)	LPP (2) (a)	LPM (1) (b)	LPM (2) (b)	LPC (1) (c)	LPC (2) (c)
$\pi_1$	-1,250	-1,160	0,593	-1,169	-0,789	0,404
$\pi_2$	-4,639**	-4,622**	-4,038**	-4,045**	-3,693**	-3,670**
$\pi_3$	-1,261	-1,298	-2,018*	-2,020*	-2,876**	-2,835**
$\pi_4$	-5,072**	-5,047**	-3,184*	-3,241*	-2,681	-2,786
$\pi_5$	-3,483**	-3,484**	-5,003**	-5,082**	-5,906**	-5,826**
$\pi_6$	-4,297**	-4,298**	-4,710**	-4,811**	-5,508**	-5,388**
$\pi_7$	2,050	1,830	1,599	1,683	1,666	1,952
$\pi_8$	-3,700**	-3,428**	-3,809**	-3,657**	-3,146*	-3,388*
$\pi_9$	-3,420**	-3,396**	-4,614**	-4,603**	-3,257**	-3,259**
$\pi_{10}$	-4,506**	-4,464**	-5,336**	-5,168**	-3,309*	-3,443**
$\pi_{11}$	1,126	1,156	1,694	1,615	1,009	1,187
$\pi_{12}$	-3,190*	-3,185	-3,145	-3,178*	-3,313*	-3,364*
<b>Estadísticos-F</b>						
$\pi_3, \pi_4$	14,443**	14,387**	7,340**	7,532**	8,015**	8,216**
$\pi_5, \pi_6$	9,323**	9,328**	13,030**	13,489**	18,018**	17,525**
$\pi_7, \pi_8$	10,681**	10,054**	9,374**	8,180**	6,823**	7,487**
$\pi_9, \pi_{10}$	11,249**	11,053**	17,606**	16,918*	7,655*	8,003**
$\pi_{11}, \pi_{12}$	5,254*	5,217**	4,998**	5,077*	5,871*	5,894**
$\pi_3 \dots \pi_{12}$	13,938**	13,824**	15,554**	15,504**	17,442**	17,560**
<b>Jarque-Bera</b>	1,694	1,594	1,051	1,009	5,773	5,544
BG (1)	0,205	0,086	1,790	1,375	1,042	0,105
BG (12)	17,219	17,929	17,665	16,840	22,641	18,256
BG (24)	30,072	39,042	22,063	28,457	26,460	33,142
D1...D11	3,167**	3,010**	5,935**	5,830**	3,251**	3,438**

LPP, LPM y LPC son los precios percibidos, mayoristas y al consumo en logaritmos.

(1) La regresión auxiliar contiene variables ficticias estacionales y constante.

(2) Regresión auxiliar con ficticias estacionales, constante y tendencia. Los retardos incluidos en las regresiones auxiliares son los siguientes:

(a)  $\phi(B) = (1 - \phi_1 B^7 - \phi_2 B^8 - \phi_3 B^{14})$ . (b)  $\phi(B) = (1 - \phi_1 B^5 - \phi_2 B^9)$ . (c)  $\phi(B) = (1 - \phi_1 B^5 - \phi_2 B^{14})$ .

\*\* Significativo al nivel del 5 por ciento.

\* Significativo al nivel del 10 por ciento.

Los valores críticos del test de BG al 5 por ciento para 1, 12 y 24 grados de libertad son, respectivamente: 3,84, 21,0 y 36,4.

muestrales considerados son dos, con 120 y 240 observaciones y, por último, las diferentes combinaciones posibles de componentes deterministas consideradas por Franses son cinco: 1) nc, nd, nt. 2) c, nd, nt. 3) c, nd, t. 4) c, d, nt. 5) c, d, t; donde *c*, *d*, *t* significan constante, ficticias estacionales, y tendencia respectivamente y la letra *n* indica que no se incluye el correspondiente componente determinista. □



**BIBLIOGRAFÍA**

- ALDANONDO, A. M. (1995): *La producción de tomate y la nueva PAC en el mercado de frutas y hortalizas en VV.AA.: Nuevas políticas para el sector hortofrutícola. El debate sobre el GATT, la Política Mediterránea, la reforma de la PAC y la Política Autonómica*. Generalitat Valenciana, Conselleria d'Agricultura, Pesca i Alimentació. Valencia.
- ATHOLA, J. y TIAO, G. C. (1987): Distributions of Least Squares Estimators of Complex Roots on the Unit Circle. *Journal of Time Series Analysis*, 8: pp. 1-14.
- BARSKY, R. B. y MIRON, J. A. (1989): The Seasonal Cycle and the Business Cycle. *Journal of Political Economy* 97, 31: pp. 503-534.
- BEAULIEU, J. J. y MIRON, J. A. (1990): The Seasonal Cycle in U.S. Manufacturing. *NBER Working Paper*, n.º 3.450.
- BEAULIEU, J. J. y MIRON, J. A. (1992): A Cross Country Comparisons of Seasonal Cycles and Business Cycles. *The Economic Journal*, 102 (July): pp. 772-788.
- BEAULIEU, J. J. y MIRON, J. A. (1993): Seasonal Unit Roots in aggregate U.S. data. *Journal of Econometrics*, 55: pp. 305-328.
- BOX, G. E. P. y JENKINS, G. M. (1976): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco, Holden Day.
- CABALLERO, P.; DE MIGUEL, M. D. y JULIÁ, J. F. (1991): *Costes y Precios en Hortofruticultura*. Ed. Mundi-Prensa. Madrid.
- CHOW, G. (1960): Tests for Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28: pp. 591-605.
- CORTÉS, R. (1989): *El Comercio Exterior de Tomate*. Ed. Federación Española de Asociaciones de Productores y Exportadores de Frutas y Hortalizas. Madrid.
- DICKEY, D. A.; HASZA, D. P., y FULLER, W. A. (1984): Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series. *Journal of the American Statistical Association*, 79: pp. 355-367.
- DICKEY, D. A. y PANTULA, S. G. (1987): Determining the Order of Differencing in Autoregressive Processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5: pp. 455-461.
- DOLADO, J. J.; JENKINSON, T. y SOSVILLA-RIVERO, S. (1990): Cointegration and Unit Roots. *Journal of Economic Surveys*, 4: pp. 249-273.

- ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): Co-integration and Error Correction. Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55: pp. 251-276.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J.; HYLLEBERG, S. y LEE, H. S. (1993): Seasonal cointegration. The Japanese consumption function. *Journal of Econometrics*, 55: pp. 275-298.
- ENDRIGHI, E. (1990): La dinamica dei prezzi nella commercializzazione del Parmigiano-Reggiano (Decomposizione e approccio Box-Jenkins). *Rivista di Economia Agraria*, 2: pp. 261-293.
- FRANCES, P. H. (1990): *Testing for Seasonal Unit Root in Monthly Data*. Report, 9.032/A. Econometric Institute Erasmus University. Rotterdam.
- FRANCES, P. H. (1991): *Model Selection and Seasonality in Time Series*. Tinbergen Institute Series, 18. Erasmus University. Rotterdam.
- HYLLEBERG, S. (1986): *Seasonality in Regression*. Orlando: Academic Press.
- HYLLEBERG, S. (1992a) edit.: *Modelling Seasonality*. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- HYLLEBERG, S. (1992b): *The Historical Perspective*, en Hylleberg, S. (Ed.): *Modelling Seasonality*. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press: pp. 15-25.
- HYLLEBERG, S. (1994a): *Modelling Seasonal Variation*, en Hargreaves, C.P. (Ed.): *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press: pp. 153- 178.
- HYLLEBERG, S. (1994b): *The economics of seasonal cycles: a comment*, en Sims, C.A. (Ed.): *Advances in Econometrics. Sixth World Congress*. vol. I. Cambridge University Press: pp. 252-255.
- HYLLEBERG, S.; ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. y YOO, B. S. (1990): Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics*, 44: pp. 215-238.
- HYLLEBERG, S.; JØRGENSEN y SØRENSEN, N. K. (1993): Seasonality in Macroeconomic Time Series. *Empirical Economics*, 18: pp. 321-335.
- MAPA (1977): Metodologías para el cálculo de los índices de precios y salarios agrarios. *Documento de trabajo*, 9, SGT. Madrid.
- MAPA (1988): *Precios Percibidos por el agricultor (Base: 1985)*. BME, SGT. Madrid.

- MAPA (1995): *Aplicación de la PAC en España. Campaña 1994-95*. SGT. Madrid.
- MIRON, J. A. (1994): *The Economics of Seasonal Cycles*, en Sims, C.A. (Ed.): *Advances in Econometrics. Sixth World Congress*. vol. I. Cambridge University Press: pp. 213-251.
- MIRON, J. A. (1996): *The Economics of Seasonal Cycles*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.
- NEWEY, W. y WEST, K. (1987): A Simple Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55: pp. 703-708.
- NOGUERA, P. (1996): *Estacionalidad y transmisión vertical de precios en el sector hortofrutícola español*. Tesis Doctoral. Universidad de Murcia.
- OSBORN, D. R. (1990): A survey of seasonality in UK macroeconomic variables. *International Journal of Forecasting*, 6: pp. 327-336.
- PERRON, P. (1989): The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unif Roof Hypothesis. *Econometrica*, 57: pp. 1.361-1.401.
- TOMEK, W. G. y ROBINSON, K. L. (1990): *Agricultural Product Prices*, 3rd Ed. Ithaca: Cornell University Press.

## RESUMEN

### El patrón estacional de los precios y de las producciones hortofrutícolas

En este trabajo se ha examinado el patrón estacional de las producciones hortícolas así como los cambios registrados en dicho patrón a partir de las Bases 1976, 1985 y 1990 del Índice de Precios Percibidos. Y se ha realizado un análisis en profundidad del componente estacional de las series de precios de tomate y pimiento para consumo en fresco, en tres niveles del canal de comercialización, estudiando las estrechas relaciones existentes con la estacionalidad de la producción y de las exportaciones. En el análisis univariante de las series de precios se ha utilizado el método de contrastación de raíces unitarias estacionales desarrollado por Franses (1990, 1991). A partir de diversas estimaciones, que han seguido las propuestas por Barsky y Miron (1989) y Osborn (1990), se ha efectuado el

análisis del patrón regular de las variaciones estacionales de precios. Finalmente se ha contrastado la estabilidad del modelo y se ha descompuesto el factor estacional con el fin de conocer la importancia de la estacionalidad determinista y estocástica.

**PALABRAS CLAVE:** Estacionalidad, hortalizas, precios, producciones.

## **RÉSUMÉ**

### **Le modele saisonnier des prix et des productions horticulturelles**

Cet étude examiné le modèle saisonnier des productions horticulturelles et les changements enregistrés dans ce modèle à partir des bases de données de 1976, 1985 et 1990 de l'Indice des Prix de l'Agriculture. On a analysé en profondeur le composant saisonnier des prix frais des tomates et piments, dans trois niveaux du canal de la commercialisation, en étudiant les relations étroites avec le composant saisonnier de la production et des exportations. Pour l'analyse univariante des prix, on a utilisé la méthode de comparaison des racines unitaires saisonnières développées par Frances (1990, 1991). A partir de différentes estimations, qui ont suivi les propositions de Barsky et Miron (1989) et Osborn (1990), on a réalisé une analyse d'un modèle régulier des variations saisonnières des prix. Finalement la stabilité du modèle a été contrastée et le facteur saisonnier a été décomposé pour connaître l'importance du composant saisonnier déterminant et stochastique.

**MOTS CLEF:** Estacionalité, horticulturelles, prix, productions.

## **SUMMARY**

### **The seasonal pattern of fruit and vegetables prices and productions**

This paper examines the change in the seasonal pattern of some horticultural productions and prices in Spain. The study

of the productions is carried out from the Base years 1976, 1985 and 1990 of the Agricultural Prices Indices elaborated by the MAPA. The analysis of price seasonality is focused on farm prices, wholesale prices and retail prices of tomato and pepper. Unit root tests are applied to determine whether the seasonal component in each variable exhibits stochastic nonstationarity. This work attempts to clarify the existent relationships among the seasonal component of prices, productions and exports. The deterministic component of seasonality is also analyzed, and their stability is contrasted for data from 1981 to 1994. Finally, we have computed the importance of the stochastic and deterministic seasonality.

**KEYWORDS:** Seasonality, fresh vegetables, prices, productions.

