

Optimalidad del patrón estacional de las exportaciones canarias de tomate

CÁCERES HERNÁNDEZ, J.J.

Departamento de Economía de las Instituciones, Estadística Económica y Econometría. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de La Laguna.

38071, La Laguna. Tenerife • Telf.: 922-317035-Fax: 922-253742 • Correo electrónico: jcaceres@ull.es

RESUMEN

En un contexto de fuerte tradición competitiva, los productores tomateros canarios han protagonizado un importante esfuerzo innovador que ha contribuido a la mejora de la calidad de la fruta y ha amortiguado el crecimiento de los costes de cultivo a través del incremento de rendimientos. Sin embargo, no se ha resuelto el problema de los desajustes estacionales oferta-demanda con el consiguiente efecto en los precios.

Pues bien, este trabajo tiene por objeto presentar una primera aproximación a la determinación de un patrón de distribución estacional de la exportación tomatera canaria que maximice los beneficios de sus productores. Para ello se efectúa en primer lugar un estudio econométrico de la estacionalidad de precios y exportaciones, utilizando un contraste de raíces unitarias estacionales en datos semanales. Este análisis es el paso previo a la medición del impacto del volumen de tomate fresco exportado a Europa sobre las cotizaciones alcanzadas por el fruto en los mercados de destino. La medición de dicho efecto constituye, a su vez, el soporte sobre el que se asienta la determinación del patrón óptimo.

Palabras clave: tomates, exportaciones, precios, estacionalidad, Canarias

ABSTRACT

In an environment of strongly competitive tradition, Canarian tomato producers have carried out an important innovative effort that has contributed to the improvement of fruit quality whilst offsetting the growth of cultivation costs by means of yield increase. However, the problem of seasonal supply-demand disequilibrium, with its consequent effect on prices, has not yet been solved.

Well then, the goal of this paper is to obtain a first approximation to determine the seasonal distribution pattern of Canarian tomato exports that maximises the producers' profits. In order to do this, the first step is an econometric study of price and export's seasonality, using unit root tests on weekly data. This analysis is a necessary step in measuring the impact of the volume of fresh Canarian tomatoes exported to Europe on the prices reached by this product in the destination markets. The determination of an optimal pattern is based on this measurement.

Key words: tomatoes, exports, prices, seasonality, Canary Islands

Código UNESCO: 531201, 530202, 530205.

Artículo recibido el 23 de agosto de 1999. Aceptado el 5 de diciembre de 2000.

1. Introducción

La exportación al extranjero, que ha crecido sobremanera en los años 90, supone hoy casi el único destino externo del tomate isleño; y se dirige sobre todo al Reino Unido, cuya demanda se ha estancado relativamente, y, cada vez en mayor proporción, al resto del continente europeo, en el que ingresan a través del puerto de Rotterdam, que actúa como centro redistribuidor hacia Alemania, Países nórdicos, Países del Este, etc.¹. La zafra canaria se centra en el período invernal, aprovechando la ventaja climática frente a los países productores-consumidores del Norte de Europa, aunque actualmente el producto de las Islas está presente en los mercados desde octubre hasta mayo o junio.

Dado que los diferentes mercados europeos no pueden ser considerados compartimentos estancos, los competidores más fuertes de los productores canarios son los que ofrecen su producto en el período invernal², es decir: Marruecos³, cuyas exportaciones se han establecido en los últimos años, y, sobre todo, la Península, cuyos envíos, al igual que los canarios, han experimentado notables crecimientos en esta última década⁴.

El resultado de esta dinámica es que la oferta ha crecido a mayor ritmo que la demanda y se ha desencadenado una tendencia a la baja de los precios. Para evitar el descenso de la rentabilidad, los productores canarios han optado por la reducción de costes a través del incremento de rendimientos, o bien, por la búsqueda de mejores precios mediante una estrategia competitiva de diferenciación por calidad.

En cualquier caso, la necesidad de satisfacer unos estándares de calidad para subsistir en un mercado saturado, ha obligado a estos productores a realizar un importante esfuerzo modernizador. Pero las innovaciones han traído aparejada una elevación de los costes por unidad de superficie que sólo resulta compensada por el incremento de los rendimientos y de la producción global. Como consecuencia de los excesos de producción, los precios experimentan una recesión importante⁵. En estas circunstancias, obtener una respuesta rentable en las cotizaciones exige cuidar la calidad, pero además es necesario que se analice con precisión el momento oportuno para enviar la cantidad y calidad que cada mercado demanda.

1. Comisión de las Comunidades Europeas (1996) y Pascual (1996).

2. Aunque debe tenerse en cuenta que la modernización tecnológica en los países del Norte de Europa, tradicionales productores de verano, ha permitido la extensión de su campaña hacia el invierno, mientras que los cambios en la normativa comercial comunitaria han posibilitado las exportaciones españolas en verano, que tradicionalmente se efectuaban sólo en invierno. Y este solapamiento ha acentuado la competencia de los productores de verano a finales de la zafra canaria.

3. Véase Parreño y Domínguez (1997).

4. Estos tres orígenes dominan la exportación a Europa en el período de invierno.

5. Véase Cáceres (1997).

Pues bien, este trabajo se ocupa de contrastar la hipótesis de que la cantidad y el momento de los envíos son factores determinantes en la formación del precio. Para estudiar las fluctuaciones de precios y cantidades comercializadas a lo largo de la zafra tomatera canaria y medir el impacto del volumen de oferta sobre la cotización alcanzada, es necesario emplear un instrumental econométrico apropiado para el tratamiento de series temporales económicas, que, en muchos casos, no presentan comportamientos estacionarios aún después de eliminar los componentes determinísticos presentes, lo cual tiene importantes implicaciones en la estimación de relaciones entre tales series. De ahí que antes de estudiar el impacto de las cantidades sobre las cotizaciones, sea conveniente analizar la conducta de ambas series y, en particular, comprobar si existe no estacionariedad debida a la presencia de tendencias estocásticas⁶. Este análisis puede abordarse en el marco delimitado por las técnicas de integración y cointegración.

Además, las cantidades comercializadas en cada mercado, y sobre todo los precios de un bulto de 6 kg de tomate, experimentan oscilaciones a lo largo del año de tal magnitud que los beneficios para un agricultor-exportador dependen más de dichas fluctuaciones que del precio medio de la exportación canaria a lo largo de la campaña. En el caso que nos ocupa, el funcionamiento de mercados caracterizados por el movimiento dinámico hacia el equilibrio, aconseja que los datos sean observados con periodicidad semanal⁷. Las series semanales son imprescindibles para evitar que los ciclos estacionales de interés queden ahogados por el grado de agregación temporal⁸. Además, tal agregación puede conducir a interpretaciones erróneas de los componentes y relaciones a largo plazo entre series⁹.

Por estas razones, para el análisis de la estacionalidad de las series objeto de estudio se hace necesario emplear un procedimiento de contraste de integración en las frecuencias estacionales¹⁰ para datos semanales (véase Cáceres, 1996) basado en la propuesta de

6. Stock y Watson (1988).

7. De hecho, es ésta la periodicidad con que las asociaciones de exportadores registran sus envíos al exterior, lo que indica que la semana es un período de tiempo que los agentes económicos consideran adecuado para percibir las reacciones del mercado y poder actuar en consecuencia.

8. La periodicidad de las observaciones disponibles determina la variación estacional observable de frecuencia máxima (véase efecto *aliasing* en Priestley, 1981, 1991). Así, si los precios reaccionan ante los excesos de oferta o demanda de las últimas dos semanas, es imposible detectar ese fenómeno con datos mensuales; otros procesos dinámicos de período más largo se observarán con mayor detalle si se emplean datos semanales.

9. Véase Granger y Siklos (1995). Noguera (1996) advierte que la agregación temporal puede distorsionar la dinámica de las relaciones de causalidad entre precios a la producción y precios al consumo en determinados productos agrarios, provocando una aparente causalidad instantánea.

10. Las frecuencias estacionales son las frecuencias asociadas a los ciclos de período inferior al año que pueden observarse con un número dado de observaciones por año, y representan la fracción del ciclo que transcurre en una unidad de tiempo.

Hylleberg y otros (1990) para datos trimestrales¹¹. En el epígrafe siguiente, este procedimiento se aplica a las series de exportaciones y precios del tomate canario en los mercados europeos tras la integración española en la Unión Europea y, finalmente, se estima el efecto que el volumen de la oferta canaria ha ejercido sobre la cotización final del producto y se determina un patrón óptimo.

2. Estacionalidad de las series de oferta y precios

En esta sección se analiza el componente estacional de las series semanales de exportaciones y precios del tomate canario comercializado en Europa durante el período comprendido entre la semana 27 de 1986 y la semana 26 de 1996. Las exportaciones, en bultos de 6 kg, se han obtenido a partir de los datos semanales publicados por las asociaciones provinciales de cosecheros-exportadores (ACETO y FEDEX) en sus memorias de campaña. La serie de precios, en marcos/bulto de 6 kg, se ha elaborado combinando estadísticas procedentes de organismos oficiales y acudiendo a fuentes primarias de información como empresas exportadoras o receptores en los países de destino¹². Por otro lado, en las semanas en que no existe exportación se ha optado por asignar un precio nulo. Las series finalmente consideradas se recogen en los cuadros 1 y 2¹³.

a) Estacionalidad de la serie de exportaciones

En el gráfico 1 se observa que el patrón estacional de la exportación canaria se caracteriza por la concentración en el invierno y la desaparición en el verano. Además, no existen

11. Los resultados obtenidos, como se verá más adelante, no exigían la estimación y el contraste de relaciones de cointegración.

12. Véase Cáceres (1997).

13. Antes de aplicar la metodología econométrica señalada a estas series de datos, es preciso tener en cuenta 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 período del año. Este hecho motiva que en determinados años puedan incluirse observaciones correspondientes a 53 semanas. Dado que no resulta automática la comparación entre las mismas semanas de años distintos y que en las series analizadas existía un largo período –el verano– sin observaciones, y observando que en los años con 53 semanas la zafra parecía comenzar –de acuerdo con los datos registrados– una semana más tarde, se ha decidido adelantar una semana el inicio de zafra para los años en los que se registraban 53 semanas. Es cierto que este procedimiento no resuelve del todo el problema de heterogeneidad; pero, de todas formas, para el agente económico que realiza la comparación entre una semana de un año y la misma semana o la anterior o posterior de otro año, ésta puede ser una comparación más válida que si se compara todo un mes de dos años diferentes; ya que, quizás, dentro de esos dos meses haya más periodos heterogéneos que en las dos semanas comparadas.

Cuadro 1. Exportaciones semanales de tomate canario a Europa (miles de bultos de 6 kg)

Semana	86/87	87/88	88/89	89/90	90/91	91/92	92/93	93/94	94/95	95/96
27	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12
34	0	0	0	0	0	0	0	0	0	16
35	0	0	0	0	0	0	0	0	0	20
36	0	0	0	0	0	0	0	0	0	11
37	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14
38	0	0	0	0	0	0	0	0	0	14
39	0	0	0	0	0	0	0	0	1	5
40	0	0	0	0	0	2	4	1	6	33
41	3	11	0	0	1	6	17	29	58	112
42	17	40	10	16	22	11	80	104	171	378
43	29	65	37	72	41	35	246	217	524	695
44	74	93	134	186	103	136	319	691	634	1.338
45	181	277	424	362	418	645	591	758	845	1.649
46	417	484	654	395	863	980	968	1.412	1.475	1.647
47	440	1.010	694	617	932	1.385	1.389	1.826	2.149	2.359
48	592	1.225	1.060	1.019	972	1.139	1.733	1.865	2.643	2.108
49	1.002	1.062	1.432	1.202	1.575	1.473	1.824	2.179	2.339	1.730
50	1.373	1.289	1.680	1.404	2.005	2.005	1.626	2.227	2.191	1.674
51	1.580	1.759	1.063	1.923	884	2.157	1.922	2.034	2.536	2.123
52	1.479	1.613	1.594	1.510	1.757	1.782	1.774	2.859	2.576	2.397
1	1.105	1.474	1.594	1.356	2.211	1.870	2.042	2.463	3.048	2.397
2	1.031	1.387	1.371	1.759	1.663	1.737	1.904	2.566	2.804	2.747
3	1.450	1.346	1.564	1.615	1.533	1.920	2.293	2.428	1.859	1.877
4	1.638	1.480	1.886	1.889	1.929	2.148	2.528	2.312	2.250	1.874
5	1.826	1.925	2.206	1.898	1.961	2.025	2.273	2.988	2.458	1.948
6	1.895	2.211	1.774	2.258	1.492	2.027	1.865	2.600	2.467	2.550
7	1.736	1.904	1.941	2.085	1.477	1.950	2.158	2.267	2.508	2.676
8	1.844	1.606	1.560	1.449	1.580	1.718	2.094	2.203	2.254	2.569
9	1.932	1.111	1.660	1.811	1.718	1.536	1.892	2.201	1.882	2.504
10	1.806	1.240	1.417	1.127	1.427	1.570	1.863	1.914	1.751	1.832
11	1.271	1.537	1.192	1.161	1.113	1.518	1.593	1.683	1.551	1.631
12	919	1.315	383	1.222	807	1.248	1.518	1.566	2.051	1.768
13	815	861	414	857	744	1.032	1.053	1.612	1.939	2.151
14	847	267	361	0	509	938	1.090	1.691	1.409	2.462
15	680	2	483	342	709	933	1.328	1.319	1.304	2.330
16	583	344	531	264	677	985	968	916	1.349	1.297
17	301	257	443	87	568	893	990	1.217	1.394	1.120
18	120	308	4	5	193	569	998	1.626	1.311	1.157
19	70	24	5	2	176	322	1.110	1.660	1.247	1.539
20	50	4	0	0	81	220	904	721	634	1.466
21	20	0	0	0	0	123	628	335	132	716
22	0	0	0	0	0	79	246	153	49	235
23	0	0	0	0	0	32	112	80	7	71
24	0	0	0	0	0	22	12	42	4	57
25	0	0	0	0	0	2	0	0	6	52
26	0	0	0	0	0	0	0	0	4	8

Fuente: ACETO Y FEDEX.

Cuadro 2. Serie de precios medios del tomate canario en Europa (marcos/bulto de 6 kg)

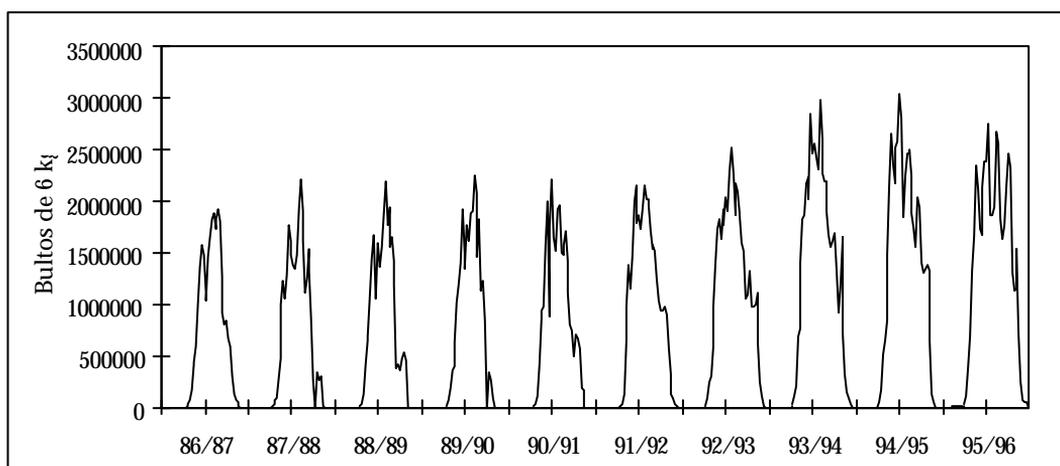
Semana	86/87	87/88	88/89	89/90	90/91	91/92	92/93	93/94	94/95	95/96
27	-	-	-	-	-	-	-	-	-	7,00
37	-	-	-	-	-	-	-	-	-	7,51
38	-	-	-	-	-	-	-	-	-	7,74
39	-	-	-	-	-	-	-	-	-	7,29
40	9,16	-	-	-	-	11,21	13,00	9,00	13,00	7,37
41	9,87	12,30	-	-	8,97	9,51	14,50	12,00	14,40	9,26
42	10,30	13,68	11,38	7,41	10,37	8,89	14,35	10,53	11,65	7,40
43	12,59	9,37	10,67	7,76	7,87	11,45	14,04	11,53	10,38	6,19
44	8,47	8,31	13,71	9,88	10,25	19,87	12,80	12,17	10,81	7,45
45	5,83	8,51	9,02	7,64	13,62	20,54	10,40	12,22	11,08	8,71
46	7,24	11,27	7,46	9,93	15,03	18,19	10,48	10,31	13,21	6,38
47	10,82	14,70	8,43	13,47	15,11	12,56	12,78	9,78	13,00	6,27
48	13,42	14,84	9,12	16,61	16,95	11,92	15,50	9,68	10,14	6,63
49	12,35	13,67	10,53	15,51	19,62	14,57	15,21	9,86	8,14	9,55
50	13,01	15,64	9,29	15,89	19,41	16,39	15,15	10,79	7,86	14,57
51	12,33	14,95	12,84	16,09	18,69	15,36	15,62	12,80	10,69	19,64
52	10,79	12,41	13,66	11,36	17,67	12,39	14,06	12,28	9,25	16,95
1	9,02	10,94	10,80	12,61	17,40	11,63	13,05	9,36	7,75	11,37
2	8,69	13,30	11,43	13,51	12,57	12,70	12,72	9,58	8,79	7,03
3	10,67	15,89	11,54	14,95	12,01	15,21	14,99	9,13	9,69	6,32
4	12,13	19,03	12,40	18,91	14,87	13,96	14,30	9,32	11,37	10,27
5	12,56	20,72	11,88	21,35	13,16	11,78	11,55	9,90	10,97	9,09
6	12,37	17,11	14,17	18,77	11,41	11,74	10,69	12,13	9,90	11,36
7	12,64	12,13	16,92	12,06	11,70	10,58	11,40	10,39	9,02	11,01
8	12,70	12,41	17,19	10,78	14,33	10,72	10,39	9,95	8,94	11,28
9	13,73	15,39	18,08	15,42	13,25	12,73	10,97	10,99	9,96	12,33
10	12,57	17,38	12,20	18,35	13,40	16,21	13,45	14,73	14,58	13,00
11	9,53	21,30	13,67	19,38	11,51	18,95	13,33	16,23	15,93	16,34
12	11,37	15,63	15,11	17,96	12,03	16,92	13,41	15,48	14,22	13,48
13	12,44	13,89	16,58	10,51	16,55	11,92	12,50	18,64	13,50	13,77
14	15,98	7,39	21,54	13,16	14,06	10,77	13,02	15,40	11,47	13,27
15	17,21	12,57	19,86	13,87	16,10	11,43	13,49	13,37	12,07	8,69
16	17,01	13,10	13,53	12,36	15,32	11,46	11,38	11,37	10,29	6,64
17	13,49	17,52	10,09	11,62	12,67	9,71	10,00	13,10	8,37	8,07
18	15,46	12,57	8,05	12,09	10,29	10,33	11,90	14,64	8,10	12,40
19	22,60	11,39	9,51	17,50	11,13	10,70	13,95	13,07	9,48	14,92
20	22,30	10,75	-	15,90	10,56	12,25	13,01	10,39	8,27	12,60
21	-	-	-	14,73	11,17	15,07	11,30	6,71	7,24	8,24
22	-	-	-	13,92	11,93	16,20	8,86	6,91	6,39	6,20
23	-	-	-	-	-	15,93	8,44	8,66	6,40	6,11
24	-	-	-	-	-	14,68	9,37	10,16	6,98	9,08
25	-	-	-	-	-	11,63	10,70	13,00	7,80	10,40
26	-	-	-	-	-	10,44	-	15,60	-	13,72

NOTA: La explicación al hecho de que en determinadas semanas no figure cotización alguna es: la ausencia de cotizaciones en esa semana, o bien, que no se ha conseguido el dato correspondiente a la misma.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de ZMP, SOIVRE, ACETO, FEDEX, ANACO, PI Castro y Consejería de Agricultura del Gobierno de Canarias.

razones tecnológicas que impidan exportar en las semanas del verano, sino que el patrón estacional de exportación es una respuesta racional orientada por la búsqueda de rentabilidad¹⁴. Parece claro, por tanto, que existe un componente estacional determinístico muy significativo. En cada campaña se repite un movimiento ascendente que se inicia en octubre y que llega hasta enero-febrero seguido de otro descendente hasta mayo o junio. No se aprecian, pues, cambios suficientemente amplios en el comportamiento estacional para considerar que *los veranos se convierten en inviernos*, como podría ocurrir si dicho comportamiento estuviese dominado por un componente estocástico no estacionario.

Gráfico 1. Exportaciones semanales de tomate canario a Europa. Campañas 86/87 a 95/96



Fuente: ACETO y FEDEX.

Ahora bien, se distinguen dos períodos diferenciados por la extensión de la zafra. De modo que, desde la campaña 86/87 hasta la campaña 90/91, existen exportaciones regulares entre las semanas 42 y 19; sin embargo, desde la campaña 91/92, seguramente como respuesta a la nueva situación comercial de Canarias con respecto a la UE desde julio de 1991 –sustitución de los precios de referencia por los de oferta (véase Cáceres, 1997)–, la campaña, que solía terminar a principios de mayo –con la entrada en vigor de dichos precios–, se prolonga hasta junio. Puede identificarse pues un segundo período que, al margen de envíos poco relevantes, se caracteriza por un inicio de zafra en la semana 40 para cerrar la exportación en torno a la semana 24; y que, incluso, cabría dividir en dos subetapas, ya que, si bien los niveles exportados hasta finales de 1991 experimentan un crecimiento

14. Si no se produce en verano, es porque la confluencia en esta época de la producción propia de los países del Norte de Europa y de la producción canaria, se traduciría en precios bajos para el tomate canario.

importante con respecto a los de la campaña precedente y se mantienen con respecto a los niveles de finales de 1992, la plena integración en la UE el 1 de enero de 1993, y la consecuente desaparición de los precios de referencia/oferta, se traduce en un nuevo impulso exportador desde finales de la zafra 92/93¹⁵.

Estos comentarios presagian la existencia de importantes componentes determinísticos que, sin embargo, no son estables en todo el período estudiado. Además, aparecen observaciones anómalas. Dicha inestabilidad en los componentes determinísticos puede motivar la aparición de falsas raíces unitarias¹⁶. Esta situación obligaría a la consideración de componentes determinísticos que experimentan cambios en determinados momentos en la regresión auxiliar del contraste de integración. Además, dado que la presencia de este tipo de componentes determinísticos en la regresión auxiliar alteraría la distribución de los estadísticos de contraste, sería necesario obtener nuevos valores críticos no disponibles en Cáceres (1996). Por ello, resulta más operativo efectuar el análisis de la estacionalidad de las exportaciones en dos etapas: 1) estimación de los componentes determinísticos; 2) filtrado de estos componentes y análisis del componente estocástico no estacionario de la estacionalidad, a través de los contrastes de raíz unitaria.

Por otro lado, en el caso bajo estudio, la observación de los gráficos de la serie en niveles no muestra que la transformación logarítmica sea estrictamente necesaria, especialmente si para las exportaciones en niveles se consideran distintos ritmos de crecimiento de unas semanas a otras. En este trabajo se ha optado por el análisis de la serie en niveles considerando variables tendencias diferenciadas por períodos y por grupos de semanas¹⁷.

El modelo finalmente considerado distingue dos períodos:

- Período I (semana 26 de 1986 hasta semana 52 de 1992):

Teniendo en cuenta que en este período sólo existen exportaciones desde la semana 40 hasta la semana 25 y que las exportaciones más importantes se concentran entre las semanas 44 y 18 y son, precisamente, las exportaciones de estas semanas las que más crecen, los niveles y el crecimiento de las exportaciones en esta etapa se recogieron a través de los coeficientes de regresión de las siguientes variables cualitativas estacionales

$$D_j = \begin{cases} 1, & \text{si la observación pertenece a la semana } j \\ 0, & \text{si la observación no pertenece a la semana } j \end{cases} \quad (1)$$

siendo $j = 1, \dots, 25, 40, \dots, 52$, y de las variables tendencia:

15. En la semana 19 de 1992 las exportaciones canarias a Europa fueron de 322 mil bultos, mientras que en la misma semana de 1993 superaban el millón. Téngase en cuenta que esta semana corresponde a principios de mayo, época en la que los precios de referencia provocaban la práctica desaparición de la exportación canaria en campañas anteriores.

16. Véase Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) y Franses y Vogelsang (1995).

17. Téngase en cuenta además que la aplicación de logaritmos puede conducir a un falso rechazo de la hipótesis de integración. Véase Banerjee y otros (1993).

$$T2 = \begin{cases} 0, & 27 \leq j \leq 43, T \leq 338 \\ T1, & 44 \leq j \leq 52, T \leq 338 \\ T1, & 1 \leq j \leq 18, T \leq 338 \\ 0, & 19 \leq j \leq 26, T \leq 338 \\ 0, & T \geq 339 \end{cases} \quad T3 = \begin{cases} 0, & 27 \leq j \leq 39, T \leq 338 \\ T1, & 40 \leq j \leq 43, T \leq 338 \\ 0, & 44 \leq j \leq 52, T \leq 338 \\ 0, & 1 \leq j \leq 18, T \leq 338 \\ T1, & 19 \leq j \leq 25, T \leq 338 \\ 0, & j = 26, T \leq 338 \\ 0, & T \geq 339 \end{cases} \quad (2)$$

siendo j el indicador de la semana. La variable $T1$ es una variable tendencia definida como: $T1 = T - 338$, siendo T una variable tendencia que crece linealmente con pendiente unitaria desde el valor 1 para la primera observación hasta el valor 520 para la última. Este centrado de la tendencia permite evaluar, a través de los coeficientes estimados para las variables cualitativas estacionales, los niveles de exportación semanal estimados en el momento anterior al punto de cambio estructural¹⁸.

- Período II (semana 1 de 1993 hasta semana 26 de 1996):

Para recoger las diferencias en los niveles de exportación antes y después de la plena integración de Canarias en la UE, es decir, entre el período I y el período II, es conveniente definir la variable cualitativa

$$E193 = \begin{cases} 0, & T \leq 338 \\ 1, & T \geq 339 \end{cases} \quad (3)$$

Considerando que en este período aparecen ya exportaciones, aunque poco importantes, en las semanas 26 y 27 y también desde la semana 33 hasta la semana 39, se han definido las variables $D_{jE193} = D_j * E193$, $j = 27, 33, \dots, 52, 1, \dots, 26$, cuyos coeficientes de regresión recogen el salto en el nivel exportado cada semana al principio del período II con respecto al final del período I.

Además del salto de nivel, el crecimiento semanal de la exportación en el período II es mayor en las semanas con exportaciones más significativas (entre las semanas 43 y 20); estas diferencias pueden medirse a través de los coeficientes estimados para las variables tendencia,

18. El modelo especificado para las variables tendencia recoge el hecho de que, como se ha visto, entre dos campañas existe un período sin exportación. Por ello, las variables tendencia toman valor cero en las semanas del verano con exportación nula.

$$T4 = \begin{cases} 0, 27 \leq j \leq 42, T \geq 339 \\ T1, 43 \leq j \leq 52, T \geq 339 \\ T1, 1 \leq j \leq 20, T \geq 339 \\ 0, 21 \leq j \leq 26, T \geq 339 \\ 0, T \leq 338 \end{cases} \quad T5 = \begin{cases} T1, j = 27, T \geq 339 \\ 0, 28 \leq j \leq 32, T \geq 339 \\ T1, 33 \leq j \leq 42, T \geq 339 \\ 0, 43 \leq j \leq 52, T \geq 339 \\ 0, 1 \leq j \leq 20, T \geq 339 \\ T1, 21 \leq j \leq 26, T \geq 339 \\ 0, T \leq 338 \end{cases} \quad (4)$$

Por otra parte, las observaciones anómalas detectadas fueron recogidas mediante variables impulso¹⁹.

Para estimar los componentes determinísticos especificados y solucionar los problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad que aparecían en la estimación mínimo cuadrática habitual, se utilizó un método de estimación en dos etapas²⁰. En la primera etapa se efectúa la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del siguiente modelo de regresión lineal:

$$X_t = \sum_{j=40}^{52} \alpha_j D_j + \sum_{j=1}^{25} \alpha_j D_j + \beta_{27} D_{27} E_{193} + \sum_{j=33}^{52} \beta_j D_j E_{193} + \sum_{j=1}^{26} \beta_j D_j E_{193} + \delta_2 T_2 + \delta_3 T_3 + \delta_4 T_4 + \delta_5 T_5 + \sum_{j,k} \gamma_{jk} I_{jk} + \varepsilon_t \quad (5)$$

siendo $\{\varepsilon_t\}$ una perturbación aleatoria que se supone, *a priori*, ruido blanco. Además, para esta estimación se eliminan las observaciones nulas del verano²¹. En la segunda etapa, se estima un modelo autorregresivo para los residuos del modelo anterior²², y los retardos de dichos residuos que aparecen como significativos en el modelo AR se incorporan como

19. Es decir, se definieron variables cualitativas I_{jk} , que toman el valor uno si la observación corresponde a la semana j del año k y cero en otro caso.

20. La correlación serial se detectó por medio de los estadísticos de multiplicadores de Lagrange de Breusch y Godfrey (Breusch, 1978, y Godfrey, 1978) y los estadísticos Q de Ljung y Box (Ljung y Box, 1978). La heteroscedasticidad se estudió mediante el test de Breusch y Pagan (Breusch y Pagan, 1979) suponiendo que la variable j (indicador de la semana) era la variable relacionada con la heteroscedasticidad.

21. La existencia de grupos de observaciones nulas entre las campañas puede ser una fuente importante de heteroscedasticidad. Existe una observación, semana 14 de 1990, en la que la exportación es nula, pero que es claramente una observación anómala ya que la zafra no había terminado aún. Esta observación no fue eliminada para efectuar las estimaciones.

22. Este modelo se ha obtenido siguiendo los pasos habituales en la metodología Box-Jenkins. Ahora bien, la elevada dimensión del período estacional condiciona la observación de estructuras claras de dependencia temporal. De ahí la necesidad de acudir iterativamente de la fase de identificación a la de estimación, y viceversa.

regresores en el modelo de la primera etapa. Es decir, el procedimiento consiste, por tanto, en estimar:

$$\hat{\varepsilon}_t = \phi_{m_1} \hat{\varepsilon}_{t-m_1} + \phi_{m_2} \hat{\varepsilon}_{t-m_2} + \dots + \phi_{m_p} \hat{\varepsilon}_{t-m_p} + V_t \quad (6)$$

siendo $\hat{\varepsilon}_t$ el residuo obtenido en la regresión de la primera etapa. Una vez obtenido este modelo, se estima:

$$\begin{aligned} X_t = & \sum_{j=40}^{52} \alpha_j D_j + \sum_{j=1}^{25} \alpha_j D_j + \beta_{27} D_{27} E_{193} + \sum_{j=33}^{52} \beta_j D_j E_{193} + \sum_{j=1}^{26} \beta_j D_j E_{193} + \\ & + \delta_2 T_2 + \delta_3 T_3 + \delta_4 T_4 + \delta_5 T_5 + \sum_{j,k} \gamma_{jk} I_{jk} + \\ & + \theta_{m_1} \hat{\varepsilon}_{t-m_1} + \theta_{m_2} \hat{\varepsilon}_{t-m_2} + \dots + \theta_{m_p} \hat{\varepsilon}_{t-m_p} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

donde también se han eliminado las observaciones nulas del verano²³.

Las estimaciones obtenidas se muestran en el cuadro 3 y reflejan la extensión de la zafra y el incremento del nivel de las exportaciones en el segundo período. Destaca el casi nulo crecimiento de la semana 51, lo que contribuye a no saturar más aún los mercados en períodos festivos de menor demanda. El crecimiento es especialmente importante en las semanas de final de zafra, que son las afectadas por la normativa sobre los precios de referencia, como reflejan los coeficientes de las variables cualitativas estacionales entre las semanas 13 y 21²⁴. Los coeficientes de las variables tendencia indican que durante el

23. La serie de exportaciones utilizada en estas estimaciones ha sido modificada, corrigiendo las observaciones anómalas detectadas para la campaña 86/87 de acuerdo con las estimaciones obtenidas en la etapa 1. Nótese que la eliminación de la autocorrelación para estimar adecuadamente los componentes determinísticos trae consigo la imposibilidad de estimar algunos de ellos si el retardo máximo es muy alto. En otras palabras, la introducción de retardos pretende conseguir mayor eficiencia en las estimaciones, pero se están estimando componentes determinísticos para una serie diferente de la original. En concreto se perdió un 10% de las observaciones.

24. Este fenómeno se detecta también en el signo y magnitud de los coeficientes correspondientes a algunas intervenciones, que, aunque no se muestran en el texto, señalaban incrementos muy destacados de las exportaciones, por encima del incremento medio en esas semanas durante el segundo período. En la semana 14 de 1990, fue preciso introducir una variable impulso para recoger la paralización de los envíos durante esa semana con objeto de tratar de evitar la aplicación de las temidas tasas compensatorias.

segundo período no sólo hay un salto de nivel sino también un incremento en el ritmo de crecimiento de la exportación, crecimiento que es más acentuado en las semanas con exportaciones importantes.

Cuadro 3. Estimaciones de los componentes determinísticos de la serie de exportaciones (X)

Coficiente	Estimación	Coficiente	Estimación	Coficiente	Estimación	Coficiente	Estimación
D1	1.769.360	D21	78.064*	D1E193	423.144	D21E193	425.929
D2	1.768.530	D22	78.432*	D2E193	759.991	D22E193	51.827*
D3	1.774.950	D23	47.759*	D3E193	544.059	D23E193	-21.590*
D4	2.044.040	D24	36.779*	D4E193	232.829	D24E193	-49.781*
D5	2.182.750	D25	-1.584*	D5E193	99.091*	D25E193	-25.982*
D6	2.249.970	D40	17.322*	D6E193	118.005*	D40E193	-53.155*
D7	2.142.110	D41	67.496*	D7E193	134.018*	D41E193	-38.072*
D8	1.755.970	D42	98.527*	D8E193	391.342	D42E193	72.916*
D9	1.997.120	D43	135.196	D9E193	-5.952*	D43E193	194.238
D10	1.536.370	D44	321.083	D10E193	173.245	D44E193	269.854
D11	1.498.520	D45	602.514	D11E193	-20.413*	D45E193	78.226*
D12	1.375.160	D46	875.399	D12E193	118.386*	D46E193	492.084
D13	1.052.740	D47	951.366	D13E193	671.598	D47E193	1.018.520
D14	692.382	D48	1.273.410	D14E193	750.025	D48E193	575.060
D15	792.212	D49	1.577.380	D15E193	424.394	D49E193	581.453
D16	751.593	D50	1.662.100	D16E193	247.122	D50E193	436.075
D17	666.520	D51	2.080.630	D17E193	374.921	D51E193	2628*
D18	388.983	D52	1.816.260	D18E193	619.118	D52E193	639.246
D19	158.925	T2	1.152	D19E193	986.254	T4	1.486
D20	119.719*	T3	361*	D20E193	536.737	T5	407*
R ² =0,982485		BP=1,06180		BG(1)=0,023387		BG(26)=33,3050	
				LBQ(1)=0,00221		LBQ(26)=23,204	

* No significativo al 90% ni al 95%. No se muestran en la tabla los coeficientes estimados para las variables D26E193, D27E193 y D33E193 a D39E193, que no eran significativas.

Nota: Los contrastes de la última línea son los de Breusch-Pagan, Breusch-Godfrey y Ljung y Box.

Sobre la serie filtrada de los componentes determinísticos estimados, serie F_X , se procedió a efectuar el análisis de integración estacional utilizando el procedimiento descrito en

Cáceres (1996)²⁵. Los resultados de este análisis se muestran en el cuadro 4, e indican la ausencia de raíces unitarias en las frecuencias estacionales.

Cuadro 4. Contrastes de integración en las frecuencias cero y estacionales

<i>Procedimiento de contraste de raíces unitarias estacionales siguiendo la propuesta de Cáceres (1996)</i>				
Series	FX		FXD	
	Estadístico muestral	Valor crítico ($\alpha=0,05$)	Estadístico muestral	Valor crítico ($\alpha=0,05$)
Estadísticos de contraste de raíz unitaria	Sin componentes determinísticos		Con constante y dummies	
t1	-2,932	-1,817	-2,7122	-2,6138
t2	-3,3233	-1,825	-3,1491	-2,5956
F1	12,136	2,807	10,506	5,4312
F2	12,862	2,825	11,366	5,4589
F3	10,666	2,840	9,7654	5,3900
F4	13,666	2,841	11,714	5,4260
F5	12,633	2,838	11,209	5,4698
F6	11,714	2,856	10,922	5,4635
F7	17,197	2,812	15,233	5,4814
F8	12,973	2,808	10,618	5,3556
F9	13,12	2,839	11,761	5,4203
F10	17,258	2,840	13,781	5,3846
F11	14,846	2,843	13,332	5,4678
F12	8,9907	2,909	8,1242	5,3749
F13	14,593	2,853	13,168	5,4335
F14	13,347	2,799	11,473	5,4461
F15	10,073	2,843	9,4525	5,4254
F16	14,207	2,860	14,197	5,4160
F17	17,764	2,847	15,597	5,4309
F18	13,02	2,825	11,727	5,4232
F19	19,852	2,772	17,864	5,4122

25. El problema de correlación residual en la regresión auxiliar de contraste se solucionó siguiendo las sugerencias de Hylleberg y otros (1990), es decir, incorporando como regresores los retardos de la variable dependiente necesarios para blanquear el residuo. En este caso, los retardos considerados fueron 1, 2, 5, 17 y 52.

(Continuación) Cuadro 4. Contrastes de integración en las frecuencias cero y estacionales

<i>Procedimiento de contraste de raíces unitarias estacionales siguiendo la propuesta de Cáceres (1996)</i>				
Series	FX		FXD	
Estadísticos de contraste de raíz unitaria	Estadístico muestral	Valor crítico ($\alpha=0,05$)	Estadístico muestral	Valor crítico ($\alpha=0,05$)
	Sin componentes determinísticos		Con constante y dummies	
F20	17,445	2,806	15,351	5,4492
F21	13,308	2,846	12,478	5,4521
F22	14,149	2,861	13,325	5,4246
F23	18,49	2,831	16,724	5,4741
F24	11,279	2,845	10,243	5,4662
F25	9,3625	2,838	8,1375	5,4371
F26	8,9131	1,401	7,9617	3,5456
<i>Procedimientos de contraste de raíz unitaria en la frecuencia cero. Serie FX</i>				
Tests	Dickey-Fuller Aumentado		Phillips-Perron	
Estadísticos de contraste de raíz unitaria	Estadístico muestral	Valor crítico ($\alpha=0,05$)	Estadístico muestral	Valor crítico ($\alpha=0,05$)
	Sin componentes determinísticos		Con constante y dummies	
T	-16,3155	-1,9402	-19,0100	-1,9402

Nota: Los valores críticos se han calculado a partir de la superficie de respuesta de Mackinnon (1991).

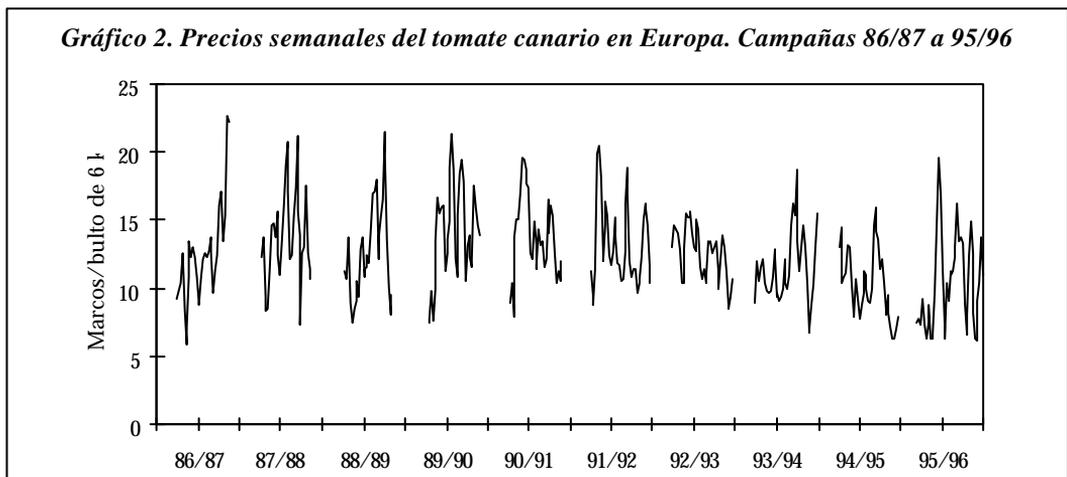
Ahora bien, como señala Aloysius (1991, 1994), la estimación previa y posterior filtrado de las variables cualitativas estacionales puede conducir a una falsa apariencia de estacionariedad. Por ello, se procedió a estimar también la regresión auxiliar sobre la serie de exportaciones filtrada de todos los componentes determinísticos excepto los niveles semanales de exportación correspondientes al final del período I. Sobre la serie resultante de este filtrado, serie FXD, se aplicó la estrategia de contraste antes comentada, incluyendo variables cualitativas estacionales en la regresión auxiliar de contraste²⁶. De nuevo, la conclusión obtenida es la ausencia de raíces unitarias (véase cuadro 4). Para el contraste de raíz unitaria en la frecuencia cero se utilizaron los tests de Dickey-Fuller Aumentado y Phillips y Perron, que conducían también al rechazo de la hipótesis de integración²⁷ (véase cuadro 4).

26. Como en la serie FX, los retardos considerados fueron 1, 2, 5, 17 y 52.

27. Véase Dickey y Fuller (1981) y Phillips y Perron (1988). La estrategia de contrastación empleada en estos casos se inició con un modelo general que incluía la posibilidad de 2 o hasta 3 raíces unitarias en la frecuencia cero, así como la posible presencia de componentes determinísticos. Sin embargo, por

b) Estacionalidad de la serie de precios

Los precios se caracterizan por una importante variabilidad (véase gráfico 2). Junto a la calidad de la fruta, el factor de mayor incidencia en éstos es el volumen comercializado por los productores canarios, especialmente cuando el tomate canario tiene mayor presencia en el mercado europeo. Por ello, no resulta extraño que, paralelamente al incremento de las exportaciones en las últimas campañas analizadas, se aprecie una caída de las cotizaciones. Así, se ha decidido examinar el comportamiento de los precios considerando también los dos períodos definidos para el caso de las exportaciones.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de ZMP, SOIVRE, ACETO, FEDEX, ANACO, PI Castro y Consejería de Agricultura del Gobierno de Canarias.

En el período I los niveles y el crecimiento de los precios se recogieron a través de los coeficientes de regresión de las variables cualitativas estacionales D_j , $j=41, \dots, 52, 1, \dots, 20$, y de las variables tendencia

$$T2 = \begin{cases} 0, & 27 \leq j \leq 42, T \leq 338 \\ T1, & 43 \leq j \leq 52, T \leq 338 \\ T1, & 1 \leq j \leq 18, T \leq 338 \\ 0, & 19 \leq j \leq 26, T \leq 338 \\ 0, & T \geq 339 \end{cases} \quad T3 = \begin{cases} 0, & 27 \leq j \leq 40, T \leq 338 \\ T1, & 41 \leq j \leq 42, T \leq 338 \\ 0, & 43 \leq j \leq 52, T \leq 338 \\ 0, & 1 \leq j \leq 18, T \leq 338 \\ T1, & 19 \leq j \leq 20, T \leq 338 \\ 0, & 21 \leq j \leq 26, T \leq 338 \\ 0, & T \geq 339 \end{cases} \quad (8)$$

motivos de espacio, sólo se muestran los resultados de los contrastes para el modelo que parecía más adecuado. El retardo máximo incorporado en la regresión_{ADF} fue 53, y éste fue también el parámetro/ utilizado en el test de Phillips y Perron.

Y para el período II, se definieron las variables $D_{jE193}=D_j^*E193$, $j=40,\dots,52,1,\dots,25$, cuyos coeficientes de regresión recogen el salto en el nivel de precios de cada semana en el período II con respecto al período I. Por su parte, el diferente ritmo de crecimiento por semana en el período II queda recogido por los coeficientes estimados para las variables tendencia

$$T4 = \begin{cases} 0, & 27 \leq j \leq 42, T \geq 339 \\ T1, & 43 \leq j \leq 52, T \geq 339 \\ T1, & 1 \leq j \leq 18, T \geq 339 \\ 0, & 19 \leq j \leq 26, T \geq 339 \\ 0, & T \leq 338 \end{cases} \quad T5 = \begin{cases} 0, & 27 \leq j \leq 39, T \geq 339 \\ T1, & 40 \leq j \leq 42, T \geq 339 \\ 0, & 43 \leq j \leq 52, T \geq 339 \\ 0, & 1 \leq j \leq 18, T \geq 339 \\ T1, & 19 \leq j \leq 25, T \geq 339 \\ 0, & j = 26, T \geq 339 \\ 0, & T \leq 338 \end{cases} \quad (9)$$

Las observaciones anómalas fueron tratadas mediante análisis de intervención con variables impulso.

Para la estimación de estos componentes se utilizó el método en dos etapas ya descrito. Las estimaciones obtenidas (véase cuadro 5) ponen de manifiesto cierta estabilidad, o incluso un ligero crecimiento, de las cotizaciones en el período I, período en el cual las exportaciones fueron creciendo a un ritmo que, al parecer, podía absorber el mercado europeo. Sin embargo, y aunque no existe un salto en el nivel de precios del mismo signo en todas las semanas, sí parece claro que ese ligero crecimiento de precios se torna en decrecimiento durante el período II; es decir, en el período en el que la oferta canaria creció de forma más acentuada, se produjo un descenso general y más intenso de los precios en los mercados de destino, como parece desprenderse del signo dominante en las variables cualitativas estacionales que recogen el salto en el segundo período y, sobre todo, por el signo negativo de los coeficientes que preceden a las variables tendencia. Estas estimaciones indican un descenso semanal del precio en el período central de zafra de 0,014-0,015 marcos/bulto, que equivale a 0,75 marcos/bulto –unas 60 pesetas/bulto– de una campaña a otra en estas semanas.

Los resultados del cuadro 6 muestran la ausencia de raíces unitarias en la serie de precios filtrada de los componentes determinísticos estimados, serie FP^{28} . También, y por la razón ya comentada, se presentan los resultados de estos contrastes aplicados sobre esta misma serie sin sustraer los niveles semanales de precios estimados al final del primer

28. Los retardos de la variable dependiente considerados como regresores en la regresión auxiliar de contraste fueron 3,4,7,8,29,52 y 61.

Cuadro 5. Estimaciones de los componentes determinísticos de la serie de precios (P)

Coeficiente	Estimación	Coeficiente	Estimación	Coeficiente	Estimación	Coeficiente	Estimación
d1	12,1982			d1E193	-0,7455*	d21E193	9,7785
d2	12,4585			d2E193	-1,8675	d22E193	8,4933
d3	13,7772			d3E193	-2,5342	d23E193	8,7472
d4	14,4259			d4E193	-2,0191	d24E193	10,2065
d5	12,905			d5E193	-1,2809*	d25E193	11,9179
d6	13,2966			d6E193	-0,9114*	d40E193	11,5637
d7	11,9796	d41	11,7419	d7E193	-0,2672*	d41E193	1,7266*
d8	12,3751	d42	11,7644	d8E193	-0,9284*	d42E193	-0,5122*
d9	14,2594	d43	10,9366	d9E193	-2,0552	d43E193	-0,1862*
d10	15,6997	d44	11,8323	d10E193	-0,7791*	d44E193	-0,2875*
d11	13,7702	d45	8,68395	d11E193	2,90813	d45E193	3,7219
d12	15,5284	d46	9,74923	d12E193	-0,2072*	d46E193	2,2128
d13	13,4013	d47	13,6617	d13E193	2,5634	d47E193	-2,1242
d14	13,084	d48	14,7712	d14E193	1,3848*	d48E193	-3,8570
d15	13,9655	d49	13,9265	d15E193	-0,6659*	d49E193	-3,2987
d16	13,4654	d50	16,1415	d16E193	-2,0976	d50E193	-5,5896
d17	11,5259	d51	15,0577	d17E193	-0,7138*	d51E193	-2,3831
d18	11,4535	d52	13,1859	d18E193	1,1999*	d52E193	-1,0536*
d19	11,6506	T2	0,0012*	d19E193	2,4340	T4	-0,0144
d20	13,6021	T3	0,0088*	d20E193	-1,2726*	T5	-0,0146
R ² =0,864492		BP=0,268534		BG(1)=0,317830		BG(26)=27,9353	
						LBQ(1)=0,14258	
						LBQ(26)=32,297	

* No significativo al 90% ni al 95%. No se muestran en la tabla los coeficientes estimados para las variables d26e193, d27e193 y d33e193 a d39e193, que no eran significativas.

Nota: Los contrastes de la última línea son los de Breusch-Pagan, Breusch-Godfrey y Ljung y Box.

período, serie FPD^{29} . Con respecto a la frecuencia cero, tanto los tests de Dickey-Fuller Aumentado como los de Phillips y Perron conducen a rechazar también la hipótesis de raíz unitaria (véase cuadro 6)³⁰.

29. En este caso, los retardos considerados fueron los mismos que para la serie FP . Por otra parte, las dudas existentes en la frecuencia 3/52 de acuerdo con el procedimiento de Hylleberg y otros (1990) recomendaban apoyarse en otro contraste para adoptar una decisión definitiva y, por esta razón, se acudió al contraste diseñado por Ahtola y Tiao (1987), que permitía rechazar claramente la hipótesis de integración en esta frecuencia.

30. El retardo máximo en la regresión ADF , así como el valor del parámetro l utilizado en el test de Phillips y Perron, fue 61.

CUADRO 6. Contrastes de integración en las frecuencias cero y estacionales

<i>Procedimiento de contraste de raíces unitarias estacionales siguiendo la propuesta de Cáceres (1996)</i>				
Series	FX		FXD	
	Estadístico muestral	Valor crítico ($\alpha=0,05$)	Estadístico muestral	Valor crítico ($\alpha=0,05$)
Estadísticos de contraste de raíz unitaria	Sin componentes determinísticos		Con constante y dummies	
T1	-6,0797	-1,817	-5,9676	-2,6138
T2	-4,4655	-1,825	-4,2892	-2,5956
F1	10,159	2,807	9,2685	5,4312
F2	16,889	2,825	16,055	5,4589
F3	5,0621	2,840	5,1448*	5,3900
F4	5,8935	2,841	5,957	5,4260
F5	13,729	2,838	13,008	5,4698
F6	19,673	2,856	17,586	5,4635
F7	30,491	2,812	28,129	5,4814
F8	14,267	2,808	12,048	5,3556
F9	15,972	2,839	14,313	5,4203
F10	10,521	2,840	9,6106	5,3846
F11	14,732	2,843	14,339	5,4678
F12	17,991	2,909	16,152	5,3749
F13	21,083	2,853	18,582	5,4335
F14	13,988	2,799	12,65	5,4461
F15	6,575	2,843	5,8246	5,4254
F16	6,002	2,860	5,6337	5,4160
F17	12,482	2,847	10,484	5,4309
F18	11,914	2,825	11,996	5,4232
F19	9,74	2,772	9,4518	5,4122
F20	10,639	2,806	9,9094	5,4492
F21	11,268	2,846	9,5098	5,4521
F22	7,3433	2,861	6,3946	5,4246
F23	9,5261	2,831	8,4239	5,4741
F24	13,907	2,845	12,379	5,4662
F25	19,784	2,838	19,367	5,4371
F26	14,384	1,401	12,55	3,5456
<i>Procedimientos de contraste de raíz unitaria en la frecuencia cero. Serie FX</i>				
Tests	Dickey-Fuller Aumentado		Phillips-Perron	
Estadísticos de contraste de raíz unitaria	Estadístico muestral	Valor crítico ($\alpha=0,05$)	Estadístico muestral	Valor crítico ($\alpha=0,05$)
	Sin componentes determinísticos		Con constante y dummies	
T	-11,5236	-1,9402	-11,4100	-1,9402

Nota: Los valores críticos se han calculado a partir de la superficie de respuesta de Mackinnon (1991).

*Significativo al 90 %.

3. Relación oferta-precio y aproximación al patrón óptimo

De la evolución de exportaciones y precios es posible deducir que el descenso en las cotizaciones del tomate canario está correlacionado con el incremento en el volumen de su oferta, sin que, por supuesto, esto quiera decir que no intervengan otros factores en la formación de dicho precio. Si se supone una calidad constante del fruto, puede aventurarse que el nivel de exportación es uno de los principales determinantes de la cotización alcanzada, especialmente en aquellas semanas en las que el producto canario ocupa un lugar hegemónico en el mercado europeo. La aceptación de esta hipótesis permite formular un modelo que haga posible corroborar el signo negativo de la correlación entre cantidad y precio, y cuantificar la magnitud de dicha correlación. Si se considera, además, que, a tenor de la información disponible, la reacción del precio al volumen comercializado es diferente cada semana, puede plantearse que existe un patrón semanal óptimo de exportación; y de este hecho se infiere que los exportadores canarios pueden determinar el nivel semanal de los envíos que maximice sus beneficios³¹.

El presente epígrafe aporta formulaciones simplificadas de este modelo que permiten, al menos, indagar acerca de la importancia del factor cantidad sobre las cotizaciones. Y, como primer paso para la construcción de este modelo, el signo negativo de la correlación precio-volumen de las exportaciones de tomate canario puede contrastarse a partir de la estimación de una regresión entre estas dos variables. Los resultados obtenidos en el apartado anterior, permiten efectuar este análisis previo mediante las técnicas habituales de regresión entre variables, dominadas por importantes componentes determinísticos en torno a los cuales dichas series describen comportamientos estacionarios. Con esta finalidad se ha procedido a estimar dos tipos de regresiones:

$$P_t = \alpha + \beta X_{t-1} + U_t \quad (10)$$

$$P_t = \alpha_1 DI + \beta_1 DIX_{t-1} + \alpha_2 DII + \beta_2 DIIX_{t-1} + V_t \quad (11)$$

31. En este trabajo se está identificando la racionalidad de los productores con la maximización del beneficio. En este sentido, el trabajo de Schultz (1964) significó un importante cambio de perspectiva con respecto al aparente comportamiento irracional de los agricultores en los países menos desarrollados. Este autor muestra que, una vez que se interpretan con propiedad las restricciones sociales, este comportamiento es perfectamente racional y no es posible descubrir ineficiencias importantes en la asignación de recursos. Según Lipton (1968), el campesino actúa de acuerdo con un *algoritmo de supervivencia* que tiende a minimizar los riesgos más que a maximizar los beneficios. Este tipo de consideraciones, especialmente válidas para el caso de pequeños agricultores, son analizadas por Albertos y Sánchez (1984) para el caso de la agricultura canaria. Ahora bien, la exportación de tomate en Canarias está dominada por grandes explotaciones que apuestan por la innovación y la maximización del beneficio.

siendo D_I una variable cualitativa que toma el valor 1 si la observación corresponde al período I y 0 en el resto de casos, mientras que D_{II} es otra variable cualitativa que toma el valor 1 si la observación pertenece al período II y 0 en otro caso. Así, la primera regresión supone una relación estable durante todo el período y la segunda establece diferencias entre los dos períodos identificados. En ambos casos, y teniendo en cuenta el tiempo de transporte desde el puerto de origen al de destino, así como la posibilidad de una reacción no instantánea de los precios, se ha considerado como variable independiente el volumen de oferta retardado una semana.

Estas regresiones se han estimado para diferentes períodos centrales de la zafra debido al carácter irregular de los precios a principio y final de la misma. Los resultados obtenidos (véase cuadro 7) muestran claramente la existencia de una relación negativa que, sin embargo, es más fuerte en el segundo período y se manifiesta con mayor intensidad en el período central de la zafra, es decir, cuanto mayor es la presencia del tomate canario en el mercado³².

Al margen de otros factores que inciden en las cotizaciones, y teniendo en cuenta que la participación de los distintos orígenes es diferente según el período –y que, aunque quizás los tomates canarios, peninsulares, marroquíes, holandeses y belgas no son sustitutivos perfectos, tampoco cabe pensar en una diferenciación del producto suficiente para considerar situaciones casi monopólicas–, parece más adecuado formular un modelo con parámetros cambiantes según la semana.

De acuerdo con estas consideraciones, el objetivo inicialmente planteado fue diseñar un modelo teórico de determinación de un patrón estacional óptimo de exportación en tres fases: a) estimación del precio del tomate canario como función de las ofertas de distintas procedencias; b) estimación de la función de beneficios anuales, como función de las diferentes ofertas y de los costes de producción; c) obtención de los niveles de exportación que maximicen los beneficios³³.

Este modelo no ha podido ser estimado, debido a las limitaciones estadísticas, que obligan a considerar solamente el impacto de la oferta canaria sobre la cotización de la misma. Aún así, es muy arriesgado aplicar este modelo en aquellas semanas en las que además de

32. Estos modelos de regresión presentan deficiencias notables desde el punto de vista econométrico. Por un lado, este análisis adolecerá, previsiblemente, de los problemas derivados de la omisión de variables relevantes; entre ellos, cabe destacar el sesgo de los estimadores. De ahí que las estimaciones sólo se muestren con fines descriptivos y sin pretensiones inferenciales, con el único objeto de aportar una primera orientación en torno al signo, más que la magnitud, del efecto de las exportaciones sobre los precios.

33. Por supuesto, también enriquecería el análisis la consideración de variables que midiesen la calidad del fruto de cada procedencia y cómo esa calidad es percibida por los consumidores. Estas variables son, sin embargo, difícilmente cuantificables.

Cuadro 7. Estimaciones del impacto de las exportaciones sobre los precios

Modelo	$P_t = \alpha + \beta X_{t-1} + U_t$			$P_t = \alpha_1 DI + \beta_1 DIX_{t-1} + \alpha_2 DII + \beta_2 DIIX_{t-1} + V_t$				
Semanas	α	$\beta \cdot 10^6$	R ²	α_1	α_2	$\beta_1 \cdot 10^6$	$\beta_2 \cdot 10^6$	R ²
43 a 17	13,45328	-0,514742	0,01284	12,43066	13,03949	0,9512084	-0,913571	0,94809
44 a 16	13,97476	-0,747443	0,02656	12,82938	13,90516	0,7170921	-1,26586	0,94965
45 a 15	14,56794	-1,031490	0,04396	13,00697	15,51685	0,5968507	-1,95982	0,95101
46 a 14	15,48470	-1,499040	0,07854	13,43079	16,94467	0,3168777	-2,57760	0,95470
47 a 13	16,93999	-2,229580	0,15053	14,44292	19,50137	-0,289779	-3,70120	0,96043
48 a 12	18,41697	-2,947360	0,21829	15,53141	21,11753	-0,902997	-4,38461	0,96238
49 a 11	19,16013	-3,283200	0,23779	16,19120	21,65314	-1,30176	-4,55317	0,96176
50 a 10	19,11610	-3,266030	0,23183	15,49867	20,50252	-0,935055	-4,06435	0,96402
51 a 9	18,88164	-3,205210	0,22293	14,79454	19,58641	-0,620609	-3,72478	0,96345
1 a 9	18,62355	-3,163780	0,21933	13,96267	15,67069	-1,93449	-2,20198	0,96398

Nota: Los coeficientes β se han multiplicado por un millón, de modo que indican la variación en el precio del bulto ante un incremento de la exportación de un millón de bultos.

la producción canaria intervienen otros factores con peso específico notable en la determinación del precio, ya sea por la mayor significación de otras ofertas o bien por los movimientos especulativos en las proximidades de períodos festivos. De ahí que, finalmente, se haya formulado un modelo simplificado para el período de la campaña comprendido entre las semanas 48 y 50 y desde la semana 1 a la 9³⁴.

Las tres fases son pues las siguientes:

a) Obtención de la relación precio-cantidad a través de la estimación de la regresión:

$$P_t = \sum_{i=1}^9 (\alpha_i D_i + \beta_i D_i X_{t-1}) + \sum_{i=48}^{50} (\alpha_i D_i + \beta_i D_i X_{t-1}) + U_t \quad (12)$$

donde P_t : precio del tomate canario en Europa en la semana t ; X_t : exportaciones canarias a Europa en la semana t ; D_i : variables cualitativas estacionales, definidas como en la ecuación (1).

34. De cualquier modo, es preciso reconocer que el grado de simplificación de este modelo es excesivo en cuanto a los regresores considerados.

b) Estimación de la función de beneficios:

$$\begin{aligned} B &= \sum_{i=1}^9 X_{i-1} (P_i - C) + \sum_{i=48}^{50} X_{i-1} (P_i - C) = \\ &= \sum_{i=1}^9 X_{i-1} (\alpha_i + \beta_i X_{i-1} - C) + \sum_{i=48}^{50} X_{i-1} (\alpha_i + \beta_i X_{i-1} - C) \end{aligned} \quad (13)$$

siendo B el beneficio, y C el coste de cultivo, empaquetado y comercialización por bulto.

c) Determinación de los niveles semanales óptimos de exportación, que serán aquéllos que permitan que el beneficio marginal sea nulo, esto es, que el ingreso marginal coincida con el coste marginal. Bajo el supuesto de que el coste de producción por bulto no depende del nivel de exportación, dichos niveles óptimos pueden determinarse como se indica:

$$\frac{\partial B}{\partial X_{i-1}} = \alpha_i + 2\beta_i X_{i-1} - C = 0 \Rightarrow X_{i-1} = -\frac{\alpha_i - C}{2\beta_i} \quad (14)$$

si, como cabe esperar, $\beta_i < 0, \forall i$ ³⁵.

Las estimaciones de la regresión de la primera fase se presentan en el cuadro 8. El reducido número de observaciones por semana impide considerar hipótesis de cambio es-

35. En este modelo, se están imponiendo hipótesis sobre el comportamiento de los costes de producción y sobre la forma funcional que guía la relación entre exportación y precio. El supuesto de rendimientos constantes a escala es un supuesto bastante irreal, pues los procesos de asociación para el empaquetado y la comercialización que han protagonizado los cosecheros-exportadores canarios se fundamentan en la existencia de economías de escala. Sin embargo, resulta muy arriesgado formular hipótesis sobre la relación entre el coste medio por bulto y el nivel de producción-exportación de una empresa, y más aún del conjunto de los exportadores. Desde este punto de vista, la imposición de costes constantes se traduce en la determinación de niveles óptimos de exportación que no son tales, sino que están por debajo de los verdaderos óptimos. Por otra parte, parece sensato considerar que si las exportaciones continúan creciendo, la saturación de los mercados puede llegar a extremos tales que lleven a los precios a descender a un ritmo cada vez mayor hasta alcanzarse cotizaciones casi nulas. Además, el impacto de las exportaciones sobre los precios puede obedecer a conductas dinámicas que incorporen efectos contemporáneos, o bien retrasos de dos o incluso tres semanas. Así pues, la formulación de hipótesis no lineales sobre la relación exportación-precio y la consideración de relaciones dinámicas más complejas pueden mejorar este modelo. Sin embargo, estas ampliaciones sólo son posibles si se considera un horizonte temporal superior al que las disponibilidades de datos estadísticos han impuesto en este trabajo.

tructural y obliga a interpretar con extremo cuidado los resultados obtenidos, que no deben explotarse más allá de la mera descripción de la relación observada. Sin olvidar las limitaciones económicas y estadístico-econométricas de las regresiones anteriores, estas estimaciones han sido utilizadas en las dos fases siguientes.

Para evaluar la función de beneficios se ha considerado un nivel de costes de 8 ó 9 marcos/bulto, incluyendo cultivo, empaquetado y comercialización, que vienen a significar unas 700 pesetas/bulto³⁶. Para estas dos hipótesis de costes, el cuadro 9 recoge, en las columnas 2 y 4, los niveles óptimos de exportación calculados, así como, en las columnas 3 y 5, el nivel de precios estimado para la semana i si el nivel de exportación en la semana $i-1$ fuera el óptimo. Estos niveles óptimos de exportación están bastante por debajo de los actuales niveles de exportación en las semanas consideradas.

Cuadro 8. Estimaciones del impacto de las exportaciones sobre los precios según la semana

Modelo: $P_t = \sum_{i=1}^9 (\alpha_i D_i + \beta_i D_i X_{t-1}) + \sum_{i=48}^{50} (\alpha_i D_i + \beta_i D_i X_{t-1}) + U_t$					
$R^2=0,96433$					
Ordenada en el origen			Pendiente		
Coeficiente	Estimación	t	Coeficiente	Estimación*10 ⁶	t
α_1	15,57461	4,230	β_1	-2,16221	-1,1168
α_2	14,29825	4,591	β_2	-1,166943	-1,091
α_3	17,85004	6,067	β_3	-3,06250	-2,065
α_4	22,48742	4,859	β_4	-4,93759	-1,942
α_5	27,71539	4,808	β_5	-7,23314	-2,530
α_6	19,24234	3,442	β_6	-2,91852	-1,136
α_7	18,12703	3,403	β_7	-3,00035	-1,206
α_8	20,20028	3,754	β_8	-4,02427	-1,568
α_9	22,51512	4,800	β_9	-4,88928	-2,002
α_{48}	16,83838	8,588	β_{48}	-3,40454	-2,474
α_{49}	17,79231	7,920	β_{49}	-3,40725	-2,358
α_{50}	19,78375	5,938	β_{50}	-3,78297	-1,859

Nota: Las estimaciones de los coeficientes β_i se han multiplicado por un millón, de modo que indican la variación en el precio del bulto ante un incremento de la exportación de un millón de bultos.

36. Véase Cáceres (1997).

Ahora bien, aún suponiendo que estas estimaciones son correctas³⁷, este hecho no debe interpretarse como reflejo de una actitud irracional de los cosecheros-exportadores canarios. Y es que la producción tomatera obtenida en una semana determinada de la campaña no puede planificarse con precisión desde el momento mismo de la siembra, ya que el agricultor no puede controlar todos los factores que inciden en el desarrollo de la planta y del fruto.

De hecho, si se considera que el cosechero-exportador se encuentra con un nivel de producción dado, que ya no puede modificar, su margen de decisión se limita a elegir la cantidad que debe ser exportada y en esa decisión no tiene en cuenta los costes de cultivo, que son para él un coste hundido. Pues bien, si esta fuera la estrategia de los cosecheros exportadores y se consideran unos costes de empaquetado y comercialización de 4 o 5 marcos/bulto, entonces resulta que los niveles óptimos están mucho más próximos a los reales e incluso los superan en algunas semanas, como indica el cuadro 9.

Cuadro 9. Aproximación al patrón semanal óptimo de exportación

C _j	9 marcos/bulto		8 marcos/bulto		5 marcos/bulto		4 marcos/bulto	
	X _{i-1} (9)	P _i (9)	X _{i-1} (8)	P _i (8)	X _{i-1} (5)	P _i (5)	X _{i-1} (4)	P _i (4)
1	1.520.345	12,287	1.751.590	11,787	2.445.324	10,287	2.676.569	9,787
2	1.586.844	11,649	1.886.347	11,149	2.784.858	9,649	3.084.361	9,149
3	1.444.904	13,425	1.608.170	12,925	2.097.966	11,425	2.261.231	10,925
4	1.365.790	15,744	1.467.054	15,243	1.770.846	13,744	1.872.110	13,243
5	1.293.725	18,358	1.362.851	17,858	1.570.230	16,358	1.639.356	15,858
6	1.754.715	14,121	1.926.034	13,621	2.439.994	12,121	2.611.313	11,621
7	1.520.994	13,564	1.687.641	13,064	2.187.583	11,564	2.354.230	11,064
8	1.391.592	14,600	1.515.838	14,100	1.888.576	12,600	2.012.822	12,100
9	1.382.118	15,758	1.484.382	15,258	1.791.176	13,758	1.893.440	13,258
48	1.151.166	12,919	1.298.029	12,419	1.738.617	10,919	1.885.479	10,419
49	1.290.236	13,396	1.436.981	12,896	1.877.219	11,396	2.023.965	10,896
50	1.425.302	14,392	1.557.473	13,892	1.953.987	12,392	2.086.158	11,892

Nota: Las cantidades X_{i-1}(C_j) son las cantidades óptimas a exportar en la semana i-1 para conseguir un precio P_i(C_j) tal que los beneficios de la semana i son máximos, suponiendo que el coste que un agricultor asigna a un bulto de 6 kg es C_j, siendo C_j igual a 4, 5, 8 y 9 marcos/bulto.

37. Téngase en cuenta que las estimaciones anteriores están sesgadas a la baja debido a la hipótesis formulada sobre los costes. Tampoco debe ignorarse que los precios estudiados son precios de mayoría, y que una parte importante de la oferta exportada se comercializa en los supermercados con unos precios que pueden ser más altos. Además, las estimaciones obtenidas no ofrecen una gran confianza debido al reducido número de años estudiado y, sobre todo, a la falta de información sobre otros determinantes del precio.

4. Conclusiones

La conclusión fundamental que se deriva de este estudio es que, si fuera posible efectuar una adecuada programación de los envíos planificando la producción desde el momento de la plantación, los niveles de producción exportable deberían reducirse considerablemente con respecto a los actuales, al menos en las semanas consideradas.

La magnitud de los desajustes puede ponerse en duda dadas las debilidades empíricas sobre las que se ha construido el modelo anterior. Sin embargo, la existencia de dichos desequilibrios parece bastante clara y, por tanto, los cosecheros-exportadores deben reflexionar sobre el nivel óptimo de exportación en cada una de las semanas de la campaña.

En particular, y teniendo en cuenta las dificultades para planificar la producción exportable, parece apropiado dirigir a los tradicionales mercados europeos o a nuevos mercados selectos sólo los envíos de mayor calidad necesarios para satisfacer la demanda y, por último, desviar la oferta menos competitiva hacia mercados alternativos menos exigentes. Por supuesto, el éxito de esta estrategia dependerá de la reacción de los competidores y sólo podrá llevarse a cabo con ciertas garantías si existe algún grado de diferenciación por calidad.

En resumen, la presente investigación ha pretendido llamar la atención sobre las consecuencias del desmesurado crecimiento de las exportaciones en las últimas campañas del período aquí estudiado y aportar algunos datos para la reflexión sobre la necesidad de sustituir cantidad por calidad.

Referencias bibliográficas

- ABEYSINGHE, T. (1991) «Inappropriate use of seasonal dummies in regression», *Economics Letters*, 36: 175-179.
- ABEYSINGHE, T. (1994) «Deterministic seasonal models and spurious regressions», *Journal of Econometrics*, 61: 259-272.
- AHTOLA, J.A. y TIAO, G.C. (1987) «A note on asymptotic inference in autoregressive models with roots on the unit circle», *Journal of Time Series Analysis*, 8: 15-19.
- ALBERTOS, J. y SÁNCHEZ, M. (1984) «Los condicionantes del cambio en la agricultura: el caso canario. Comentarios al RD 338/82», en CIES (1984) *Coyuntura Canaria*, 2: 113-139.
- BANERJEE, A., DOLADO, J.J., GALBRAITH, J.W. y HENDRY, D.F. (1993) *Cointegration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford University Press.
- BREUSCH, T.S. (1978) «Testing for autocorrelation in dynamic linear models», *Australian Economic Papers*, vol. 17: 334-355.
- BREUSCH, T.S. y PAGAN, A.R. (1979) «A simple test for heteroskedasticity and random coefficient variation», *Econometrica*, vol. 47: 1287-1294.

- CÁCERES, J.J. (1996) «Contraste de raíces unitarias en datos semanales». *Estadística Española*, 141: 139-159.
- CÁCERES, J.J. (1997) *El tomate canario de exportación. Estacionalidad de las series semanales de oferta y precios*, Tesis Doctoral, Universidad de La Laguna.
- COMISIÓN DE LAS COMUNIDADES EUROPEAS (1996). *Situación del mercado del tomate en la Unión Europea*, Informe de la Comisión al Consejo. Bruselas, 10-6-96, COM (96) 247 final, Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas, Luxemburgo.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1981) «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root», *Econometrica*, vol. 49, 4: 1057-1072.
- FRANSES, PH. y VOGELSANG, T (1995) *Testing for seasonal unit roots in the presence of changing seasonal means*, Econometric Institute, Erasmus University, Rotterdam. Report 9532/A.
- GODFREY, L.G. (1978) «Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables», *Econometrica*, vol. 46: 1293-1302.
- GRANGER, C.W.J. y SIKLOS, P. L (1995) «Systematic sampling, temporal aggregation, seasonal adjustment and cointegration. Theory and evidence», *Journal of Econometrics*, 66: 357-369.
- HYLLEBERG, S., ENGLE, R.F, GRANGER, C.W.J. y YOO, B.S. (1990) «Seasonal integration and cointegration», *Journal of Econometrics*, 69: 5-25.
- LIPTON, M. (1968) «The theory of the optimising peasant», *Journal of Development Studies*, Vol. 4: 327-351.
- LJUNG, G. y BOX, G.E.P. (1978) «On a measure of lack of fit in time series models», *Biometrika*, 66: 297-303.
- MACKINNON, J.G. (1991) «Critical values for cointegration tests», en Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (eds.) *Long-run economic relationships*, Oxford University Press: 267-276.
- NOGUERA, P. (1996) *Estacionalidad y transmisión vertical de precios en el sector hortofrutícola español*, Tesis Doctoral, Universidad de Murcia.
- PARREÑO, J.M. y DOMÍNGUEZ, M. C. (1997) «La competencia entre los productores canarios y marroquíes en el mercado comunitario del tomate», *Agricultura y Sociedad*, 83: 117-142.
- PASCUAL, P. M. (1996) «Informe sobre la campaña de exportación 94/95 de tomate canario», *Canarias Agraria y Pesquera*, 31: 43-47.
- PERRON, P y VOGELSANG, T.J. (1992a) «Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 301-320.
- PERRON, P. y VOGELSANG, T.J. (1992b) «Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10: 467-470.
- PHILLIPS, P.C.B. y PERRON, P. (1988) «Testing for unit root in time series regression», *Biometrika*, 75, 2: 335-346.
- PRIESTLEY, M.B. (1981) *The spectral analysis and time series*, Academic Press.
- PRIESTLEY, M.B. (1991) *Nonlinear and nonstationary time series analysis*, Academic Press.
- SCHULTZ, T.W. (1964) *Transforming Traditional Agriculture*, Yale University Press (4ª ed.).
- STOCK Y WATSON (1988) «Variable trends in economic time series», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, 3: 147-174.