

FUNCION DE EXPORTACION HORTICOLA ESPAÑOLA

*Ali Chebil**

*Julián Briz Escribano***

El objetivo de este trabajo es analizar los factores determinantes de las exportaciones hortícolas españolas a la UE en el período 1974-1998. Para ello, se estima una función de exportación, utilizando la metodología de cointegración. Las variables explicativas parecen ser la renta de la UE y, en menor medida, un índice de competitividad. La demanda interna no resulta ser significativa y la variable *dummy*-UE ha sido significativa a partir de 1991, y no en 1986.

Palabras clave: exportaciones, cointegración, productos hortícolas, UE, España, 1974-1998.

Clasificación JEL: F14.

1. Introducción

La exportación hortícola española cuenta con una gran tradición e importancia en el país, gracias a la demostrada competitividad y oportunidad de los productos en los mercados exteriores. La participación del sector en la producción final agraria alcanza en la actualidad un 17 por 100, mientras que su peso en las exportaciones agroalimentarias se elevaba a un 27 por 100.

A pesar de la creciente relevancia de los productos hortícolas españoles en el comercio internacional, la perspectiva de la mayoría de los trabajos desde la que se ha tratado el tema de la exportación ha sido de forma genérica (Barceló Vila, 1987; Cortes Pérez, 1989; Pálla Sagües, 1988; López-Puertas, 1991; Sanz, 1990; Billón, 1992; Billón, 1995; Ortega Jiménez, 1998).

Durante los últimos años, el análisis de los factores que determinan los flujos de comercio exterior ha sido objeto de una amplia atención en España (Fernández y Sebastián, 1991; Buisán y Gordo, 1994; Mauleón y Sastre, 1994; Escribano, 1996; Alonso, 1997). El presente trabajo, se sitúa en este marco genérico referido, en este caso, al sector exportador hortícola.

El objeto de este trabajo es estimar una función de exportación utilizando la metodología de cointegración, que nos permite obtener las elasticidades precios y renta. La estructura del artículo es la siguiente. En primer lugar, se expone el marco teórico del modelo; en segundo lugar, se detallan las fuentes de datos; en tercer lugar, se describe la metodología utilizada; a continuación, se presentan los resultados empíricos y, por último, se sintetizan los principales resultados.

2. Marco teórico para la función de exportación

La aproximación más habitual para analizar la función agregada de la exportación es la versión tradicional de la función de

* Doctor. Universidad Politécnica de Madrid.

** Catedrático de la Universidad Politécnica de Madrid. Departamento de Economía y Ciencias Agrarias.

demanda de exportaciones. Así, las exportaciones X se explican sobre la base de la demanda exterior y un índice de precios relativos expresado en moneda única:

$$X^d = F(Y^*, P^x/eP^*) \quad [1]$$

$f_1 > 0$, $f_2 < 0$, donde X es la cantidad de exportación demandada por el resto del mundo; Y^* es el nivel de renta del importador, P^x es el índice de precio de exportaciones del país de referencia; P^* es el índice precio de exportaciones de los competidores; y e representa el tipo de cambio nominal.

Suponiendo homogeneidad de grado cero, así como una relación lineal logarítmica entre las variables (lo que implica, como es sabido, que los coeficientes del modelo van a representar elasticidades), el modelo indicado en la ecuación [1] puede formularse como:

$$\text{Log}X_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}Y_t^* + \beta_2 \text{Log}TCER_t + u_t \quad [2]$$

El modelo formado por la ecuación [2] es la base de nuestro análisis empírico. No obstante, dicha ecuación ha sido ampliada con el objeto de considerar el efecto de la presión de la demanda interna DI (ello se fundamentaría en el hecho de que en los periodos de exceso de demanda interna, el volumen de exportaciones se reduciría).

Si ahora introducimos la variable adicional DI en la ecuación [2], el modelo a estimar sería el siguiente:

$$\text{Log}X_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}Y_t^* + \beta_2 \text{Log}TCER_t + \beta_3 \text{Log}DI_t + u_t \quad [3]$$

Teniendo en cuenta que el 94 por 100 de las exportaciones se dirigen a la UE, el presente trabajo analiza las exportaciones de España a la UE.

3. Definición de variables y fuentes de datos

Las variables consideradas en el modelo econométrico son las siguientes:

- La exportación española a la UE, X , en cantidad; se usa como variable dependiente (Eurostat).

- Una variable renta de la Unión Europea, Y^{ue} , para la cual se utiliza un índice de evolución del comercio UE, en términos reales (base 100 en 1980), medido a través de las importaciones (OCDE).

- Una variable competitividad-precio de las exportaciones españolas en relación con la UE $TCER$. Esto se expresa como:

$$\frac{P^x (I + T)}{P^{ue}} \quad [4]$$

donde:

P^x : índice de precios de exportación de España (base 100 en 1980; Eurostat).

P^{ue} : índice de precios de exportación de la UE (base 100 en 1980; Eurostat).

T : arancel medio ponderado a las exportaciones españolas (MAPA).

- Demanda interna, DI : Producción - Exportación + Importación (MAPA, Dirección General de Aduanas).

- Variables ficticias (*dummy*) para distintos periodos.

4. Metodología econométrica utilizada

Se ha empleado el análisis de cointegración como referencia básica para la selección de variables que posibilitan una relación de equilibrio a largo plazo. El concepto de cointegración permite describir la existencia de una relación estacionaria entre dos o más series no estacionarias.

La estacionariedad¹ de las variables para la estimación de un modelo de regresión lineal es una condición básica para garanti-

¹ Diremos que el proceso es estacionario en sentido débil si sus momentos de primer y segundo orden son finitos y no dependen del tiempo t y si su covarianza depende exclusivamente del retardo temporal. Formalmente, un proceso estocástico x_t es estacionario en sentido débil si:

$$\begin{aligned} E(x_t) &= \mu = \text{constante} \\ \sigma^2(x_t) &= \text{constante} \\ \gamma(x_t, x_{t-j}) &= \sigma_j \end{aligned}$$

zar la consistencia de los estimadores mínimos cuadráticos (MCO) y, en consecuencia, la validez de los contrastes estadísticos habituales.

Si las variables de un modelo son no estacionarias², es posible que los residuos tampoco lo sean (relación no estacionaria), por lo tanto sus estimadores MCO no serán consistentes y los contrastes estadísticos no serán válidos. No obstante, existen situaciones de relaciones estacionarias entre variables que no lo son. En este caso, las variables tienden a moverse conjuntamente y a mantener un equilibrio a largo plazo. De esta forma, el concepto de cointegración es fundamental para entender las relaciones de largo plazo entre variables económicas no estacionarias.

La cointegración entre variables implica, según el teorema de representación de Granger, que el sistema admite un representación de forma de Mecanismo de Corrección de Error (MCE)³, y viceversa.

Las etapas de dicha metodología econométrica son las siguientes:

- En primer lugar, se ha de determinar el orden de la integrabilidad de las variables (número de raíces unitarias)⁴, para lo cual utilizamos los test de Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller Aumentado (ADF) cuyos valores críticos para 25 observaciones se encuentran en Mackinnon (1991).
- En segundo lugar, se ha de buscar la mínima relación de las variables que pudieran estar cointegradas⁵. Para ello, se han utilizado los tests de Dickey-Fuller, tanto en su versión simple

(DF) como aumentada (ADF) sobre los residuos de la regresión.

- En tercer lugar, se ha de estimar la función de exportación (a corto y largo plazo, conjuntamente) siguiendo el método de mínimos cuadrados no lineales.
- Por último, se ha de realizar una batería de contrastes del modelo⁶.

5. Resultados empíricos

En este apartado, presentaremos los resultados de la estimación del modelo formado por la ecuación [3].

Se ha utilizado el test de Dickey y Fuller aumentado (1981) para determinar el orden de integrabilidad de las variables seleccionadas por el modelo en cuestión. Los resultados de su aplicación se recogen en el Anexo. Como puede observarse, la hipótesis nula de que las variables contienen una raíz unitaria se aceptó en todos los casos (Cuadro A1). Asimismo, para todas las series se rechazó la existencia de una segunda raíz unitaria (Cuadro A2).

Una vez determinado el orden de integrabilidad para cada variable se procedió, siguiendo a Engle y Granger (1987), a contrastar la existencia de una relación a largo plazo entre la exportación, por una parte, y las diferentes variables explicativas planteadas.

La variable de la demanda interna resulta no ser significativa. Así, el efecto de la demanda nacional sobre las exportaciones no es relevante.

Los resultados de la estimación de la ecuación de largo plazo figuran en el Cuadro 1. Como puede observarse, las elasticidades de largo plazo estimadas para las variables renta UE y precios relativos toman unos valores 0,9 y -0,5, respectivamente.

En la última línea de la ecuación estimada aparecen los contrastes de Durbin-Watson y Dickey-Fuller aumentado de la regresión de cointegración. Los resultados de dichos contrastes

² En general, una variable económica muestra alguna tendencia, creciente o decreciente, a lo largo del tiempo o tiende a deambular sostenidamente alrededor de su valor central. Ambos rasgos son indicativos de su no estacionariedad.

³ Véase ENGLE y GRANGER (1987).

⁴ Una variable x_t es integrada de orden d , $I(d)$, cuando es necesario diferenciarla d veces para que sea estacionaria $I(0)$. Luego, una serie estacionaria es $I(0)$. Es decir: $x_t \sim I(d) \Leftrightarrow (1-B)^d x_t \sim I(0)$.

⁵ Un conjunto de variables que componen un vector Y_t están cointegrados de orden (d,b) , denotado por $Y_t \sim CI(d,b)$, si todos los elementos de Y_t son $I(d)$ y existe un vector α (llamado vector de cointegración) no nulo tal que $z_t = \alpha' Y_t \sim I(d-b)$, $d \geq b > 0$. En el caso más importante y habitual $d = b = 1$, y por lo tanto $z_t \sim I(0)$.

⁶ Para una discusión más detallada sobre cointegración, veáanse ENGLE y GRANGER (1987); BANERJEE *et al.* (1993); NOVALES (1993); HAMILTON (1994); SURIÑACH *et al.* (1995) y HARGREAVES (1997).

CUADRO 1

**RELACIONES A LARGO PLAZO
(Metodología Engle y Granger)**

Variable	Coefficiente
<i>TCER</i>	-0,52 (-3,5)
<i>Y^{ue}</i>	0,92 (22,1)
<i>Dummy91</i>	0,11 (3,8)
Constante.....	12,2 (15,3)
<hr/>	
Método de estimación	Mínimos cuadrados ordinarios
Período muestral.....	1974-1998
Durbin-Watson.....	1,65
Dickey-Fuller aumentado.....	-4,0
Desviación típica residual.....	0,04

NOTA: Entre paréntesis se presentan los estadísticos *t*. Todas las variables están en logaritmos.

nos permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración, por lo que, en principio, la ecuación podría considerarse como una relación a largo plazo.

Una vez contrastada la existencia de relación de cointegración, se ha establecido un modelo de mecanismo de corrección de error, en el que todas las variables se expresan en diferencias, y se ha incluido, adicionalmente, un término que recoge el ajuste de las desviaciones de la variable dependiente respecto a su valor de equilibrio de largo plazo. El modelo estimado de corto y largo plazo se especifica en el Cuadro 2:

El coeficiente del mecanismo de corrección del error es significativo y de signo negativo, lo que implica que cada año se corrige el 70 por 100 de las desviaciones respecto al equilibrio de largo plazo cometidas en el período anterior. Ello confirma la relación de cointegración. Destacaríamos como principales resultados las siguientes:

- La renta de la UE es una variable influyente en las exportaciones.

CUADRO 2

**FUNCION DE EXPORTACION
(Variable dependiente:
cambio en la exportación)**

Variable	Coefficiente
Cambios en <i>TCER</i>	-0,70 (-2,6)
Cambios en <i>Y^{ue}</i>	0,94 (4,7)
Mecanismo de corrección error.....	-0,70 (-3,9)
<i>X_{t-1}</i>	1*
<i>TCER_{t-1}</i>	-0,51 (-3,2)
<i>Y^{ue}_{t-1}</i>	0,93 (22,1)
<i>Dummy91</i>	0,08 (2,2)
Constante.....	8,5 (3,6)

Método de estimación	Mínimos cuadrados no lineales
Período muestral.....	1974-1998
R ² ajustado.....	0,65
Desviación típica σ_e	0,04
Durbin-Watson.....	2,34
Jarque-Bera de normalidad.....	0,18
Ljung-Box estadístico Q(4).....	2,56

NOTAS: Entre paréntesis se presentan los estadísticos *t*. Todas las variables están en logaritmos.

* Coeficiente restringido.

- La demanda interna no tiene una influencia sobre las exportaciones.
- La elasticidad precio/demanda es baja.
- El tipo de cambio efectivo real ha tenido una influencia en la exportación hortícola española.
- La variable ficticia (*dummy*-UE) que toma el valor 1 en 1986 no es significativa, pero sí lo es durante 1991-1998 al nivel de significación del 5 por 100, lo que explica el efecto positivo que

ha tenido la finalización del primer período transitorio, la creación del Mercado Único Europeo y las sucesivas devaluaciones de la peseta durante los primeros años noventa.

La entrada en vigor de la moneda única europea elimina la política de devaluaciones y obliga a las empresas a esforzarse en reducir sus costes mediante la mejora de la productividad. Así, para poder competir en el futuro, hay que introducir nuevas tecnologías en el sistema de producción, manipulación y marketing.

La baja elasticidad precio-demanda apoya la idea de que el precio tiene cada vez menos relevancia en la determinación del consumo de hortalizas frescas, especialmente en los países desarrollados, y que las importaciones de estos productos suelen estar influida por otras características como la tecnología, calidad y servicio.

5. Conclusiones

En el presente trabajo se ha intentado analizar los factores determinantes de las exportaciones hortícolas españolas durante el período 1974-1998. Para ello, se ha estimado una función de exportación utilizando la metodología de cointegración. Destacamos como principales conclusiones los siguientes:

- El nivel de la renta parece seguir siendo la principal variable explicativa.
- En cuanto a la influencia de los precios relativos, la elasticidad obtenida es muy baja.
- La demanda interna no parece ejercer una influencia sobre la exportación.
- La variable ficticia (*dummy*-UE) ha sido significativa a partir de 1991 y no en 1986, lo que explica el aumento de las exportaciones hortícolas españolas sobre todo tras la creación del Mercado Único Europeo.

El análisis macroeconómico realizado en este trabajo, aunque resulta útil para identificar los determinantes cuantitativos de las exportaciones a nivel agregado, presenta el inconveniente de ocultar información relativa a las estrategias empresariales y las variables cualitativas que cada vez adquieren mayor relevancia en el comercio internacional.

Así, como línea de investigación futura, se plantea estudiar el comportamiento de las empresas exportadoras hortícolas.

Referencias bibliográficas

- [1] ALONSO, J. A. (1997): «Funciones de comercio: una nueva estimación», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, número 765, páginas 55-72.
- [2] BANERJEE, A.; DOLADO, J.; GALBRAITH, J. y HENDRY, D. F. (1993): *Co-integration, Error-Correlation and the Econometric of Non-stationary data*, Oxford University Press, Oxford.
- [3] BARCELO VILA, L. (1987): «La exportación española de frutas y hortalizas a la CEE», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, números 648-649, agosto-septiembre.
- [4] BILLON CURRAS, M. (1992): «La exportación hortofrutícola», *Boletín Económico de Información Comercial Española*, número 2350, páginas 3879-88.
- [5] BILLON CURRAS, M. (1995): *La exportación hortofrutícola: El caso del albaricoque en fresco y la lechuga iceberg*, MAPA. Serie Estudios, número 94, Madrid.
- [6] BUISAN, A. y GORDO, E. (1994): «Funciones de exportación e importación de la economía española», *Investigaciones Económicas*, volumen XVIII (1), páginas 165-192.
- [7] COMISION EUROPEA (varios años): *La situación de la agricultura en la Unión Europea*, Bruselas-Luxemburgo.
- [8] CORTES PEREZ, R. (1989): *El comercio exterior de tomate*, FEPEX, Madrid.
- [9] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1979): «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, número 74, páginas 427-431.
- [10] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1981): «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root», *Econometrica*, número 49, páginas 1057-1072.
- [11] ENGLE, R. F. y YOO, B. S. (1987): «Forecasting and Testing in Cointegrated Systems», *Journal of Econometrics*, número 35, páginas 143-159.
- [12] ESCRIBANO, A. (1996): «Funciones de exportación e importación en España: Elasticidades a corto y largo plazo», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, número 750, páginas 93-110.
- [13] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. (1987): «Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, número 55, páginas 251-276.
- [14] EUROSTAT (varios años): *Analytical Tables Nimex*, Luxemburgo.

- [15] FERNANDEZ, Y. y SEBASTIAN, M. (1991): «EL sector exterior y la incorporación de España a la CEE: Análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones», en MOLINAS, C.; SEBASTIAN, M. y ZABALZA, A. (eds.): *La economía española: Una perspectiva macroeconómica*, Antoni Bosch e IEF, capítulo 6, páginas 211-303.
- [16] GOLDSTEIN, M. y KHAN, M. (1985): «Income and Price Effects in Foreign Trade», en JONES, R. W. y KENEN, P. B. (eds): *Handbook of International Economics*, volumen II, páginas 1041-1105.
- [17] HARGREAVES, C. P. (1997): *Non-stationary Time Series Analysis and Cointegration*, Oxford University Press.
- [18] MACKINNON, J. G. (1991): «Critical Values for Cointegration Tests», en R. F. ENGLE y C. W. J. GRANGER (eds.): *Long-run Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford, páginas 267-276
- [19] MAULEON, I. y SASTRE, L. (1994): «El saldo comercial en 1993: Un análisis econométrico», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, número 735, páginas 167-172.
- [20] MAPA (varios años): *La agricultura, la pesca y la alimentación*, Madrid.
- [21] MUÑOZ TORRES, M. J. (1995): *Las importaciones de cítricos en la República Federal de Alemania: Un enfoque cuantitativo*, MAPA, Serie Estudios, número 103, Madrid.
- [22] NOVALES, A. (1993): *Econometría*, McGraw-Hill, segunda edición, Madrid.
- [23] OCDE (varios años): *Economic Outlook*, París.
- [24] ORTEGA JIMENEZ, L. (1998): «Las exportaciones españolas de hortalizas», *Horticultura*, número 126, páginas 13-16.
- [25] PALLA SAGUES, O. (1988): «El comercio exterior español de frutas y hortalizas», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, números 660-661, agosto-septiembre, páginas 121-140.
- [26] LOPEZ-PUERTAS SANCHEZ, E. (1991): «Comercio exterior de frutas y hortalizas frescas», *Alimentación, equipos y tecnología*, junio, Madrid, páginas 105-115.
- [27] SANZ, C. (1990): «Exportaciones españolas de frutas y hortalizas en 1989», *Hortofrutícola*, número 1, páginas 6-7.
- [28] SARGAN, J. D. y BHARGAVA, A. (1983): «Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk», *Econometrica*, número 51, páginas 153-174.
- [29] SPARKS, A. L. y WARD, R. W. (1990): «A Simultaneous Econometric Model of World Fresh Vegetable Trade, 1962-82: An Application of Nonlinear Simultaneous Equations», *The Journal of Agricultural Economics Research*, volumen 44, número 2, páginas 15-26.
- [30] SURIÑACH, J.; ARTIS, M.; LOPEZ, E. y SANSO, A. (1995): *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración*, Antoni Bosch.

ANEXO

Resultados de la aplicación del modelo

En este trabajo se han utilizado los contrastes de Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller aumentado (DFA) para determinar el orden de integrabilidad. El estadístico de DFA está basado en la regresión siguiente:

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

CUADRO A1

**CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA
DE LAS VARIABLES EN NIVELES**

Variable	Modelo	p	ADF
<i>LX</i>	C	1	-1,8
<i>LTCER</i>	B	0	-1,2
<i>LY^{ue}</i>	C	1	-2,6

CUADRO A2

**CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA CON
VARIABLES EN PRIMERA DIFERENCIA**

Variable	Modelo	p	ADF
<i>DLX</i>	B	1	-5,8
<i>DLTCER</i>	A	0	-4,6
<i>DLY^{ue}</i>	B	0	-4,5

NOTAS:

¹ Los test ADF se han llevado a cabo sobre los logaritmos de cada serie (L).

² Los niveles críticos utilizados se encuentran en MACKINNON (1991). Para un tamaño muestral de 25 datos y un nivel de significatividad del 5 por 100 son:

A: Modelo sin constante (sin tendencia): -1,95

B: Modelo con constante (sin tendencia): -3,00

C: Modelo con constante (con tendencia): -3,60



VII JORNADAS DE ECONOMÍA INTERNACIONAL

MÁLAGA, 20, 21 y 22 de junio de 2001

Las **VII Jornadas de Economía Internacional**, se celebrarán en Málaga los días 20, 21 y 22 de junio de 2001, organizadas por el Departamento de Teoría e Historia de la Universidad de Málaga, la Asociación Española de Economía y Finanzas Internacionales (AEEFI) y la International Economics and Finance Society (IEFS). Las Jornadas están abiertas a las aportaciones de investigadores tanto nacionales como extranjeros, constituyéndose en un lugar de encuentro y discusión que contribuye al intercambio de ideas entre investigadores en esta área de la Economía. Es de destacar que, por primera vez, en las **VII Jornadas de Economía Internacional** se incluirán una o varias sesiones en inglés, que estarán organizadas por Marcelo Bianconi, Secretario de la International Economics and Finance Society (IEFS).

Los trabajos deben enviarse vía e-mail en formato PDF a la siguiente dirección del Profesor Oscar Bajo Rubio: viijornadas@unavarra.es. En la primera página debe figurar: Título del trabajo, Autor(es), Institución, Resumen (no más de 100 palabras), Palabras clave (hasta 5) y Clasificación JEL (hasta 3). A pie de página se pondrá la dirección completa de cada uno de los autores, incluyendo la dirección de e-mail, así como los agradecimientos. La fecha límite para el envío de trabajos es el 15 de enero de 2001. El Comité Científico de las Jornadas seleccionará las ponencias que serán expuestas y debatidas en las sesiones de trabajo. Información adicional se encuentra disponible en internet en la dirección <http://www.viijornadas.uma.es>.