

# Funciones de producción fronterera en invernaderos almerienses: identificación de factores relacionados con la eficiencia técnica

JAVIER CALATRAVA LEYVA (\*)

RAFAEL CAÑERO LEÓN (\*\*)

## 1. INTRODUCCIÓN

La horticultura bajo plástico en el litoral almeriense constituye hoy uno de los sectores más dinámicos de la agricultura española. Sus más de 25.000 hectáreas, distribuidas en unos 16.000 invernaderos, forman la mayor concentración espacial de horticultura bajo abrigo plástico en el mundo. En dicha superficie se produjeron en 1998, 2.676.887 toneladas de hortalizas tempranas, valoradas en más de 250.000 millones de pesetas. Se trata de un sistema productivo muy dinámico, que funciona en base a explotaciones en su mayoría familiares, con un alto grado de receptividad tecnológica, sometido a un grado creciente de competitividad en los mercados. En estas circunstancias, el gestionar la producción de la forma más eficiente resulta clave para la sustentabilidad del sector, y de ahí el interés que tiene cualquier análisis que aporte información sobre el nivel de eficiencia del sistema y los factores que la determinan.

El primer análisis de eficiencia relacionado con la agricultura que aparece en España es el trabajo de Millán (1986) sobre la eficiencia técnica de almazaras de la provincia de Jaén. Otros trabajos posteriores que estudian, o bien la eficiencia técnica, o la eficiencia asignativa, utilizando métodos paramétricos, son los de Álvarez *et al.*

---

(\*) Departamento de Organización de Empresas. ETSIA. Universidad Politécnica de Cartagena.

(\*\*) Departamento de Economía, Sociología y Política Agraria. ETSIA. Universidad de Almería.

(1988), Arias y Álvarez (1993), Millán (1993), Murua y Albisu (1993), Colom (1994), Feijoo y Pérez (1994), Irázoiz y Rapún (1996) y Alvarez y González (1999). Algunos trabajos que utilizan métodos no paramétricos son los de Prieto *et al.* (1990), Alonso y Villa (2000) y Vidal *et al.* (2000).

De entre todas las aplicaciones existentes del análisis de eficiencia en la agricultura española, la mayor parte son estudios a nivel sectorial o se centran en la industria agroalimentaria, siendo escasos los trabajos relativos a sistemas productivos agrícolas, en concreto los de Colom (1994) sobre producción de maíz, y Calatrava y Cañero (1999 y 2001) sobre los subsectores olivarero y vitícola respectivamente, así como los distintos trabajos sobre el sector hortícola almeriense comentados a continuación.

Los escasos estudios existentes sobre eficiencia técnica en el sector hortícola almeriense concluyen, entre otras cosas, que un alto porcentaje de la eficiencia (o ineficiencia) de las explotaciones viene explicada por aspectos organizativos del trabajo y de gestión, si bien llegan a esta conclusión por eliminación de otras causas, ya que en ningún caso incluyen en el análisis variables relacionadas con dichos aspectos. El primero de esos trabajos es del Cañero (1995), en el que se realiza un análisis comparativo de los resultados obtenidos, en términos de eficiencia, con distintas metodologías de estimación de funciones de producción frontera y formas funcionales, a partir de datos de resultados contables de 1992 de una muestra de 40 invernaderos almerienses. Se trata de un trabajo de índole básicamente metodológica. Cañero *et al.* (1997) amplían la anterior muestra a 109 invernaderos, para contrastar, con mayor información, las conclusiones obtenidas por Cañero (1995). Los dos trabajos mencionados se refieren a la eficiencia de los invernaderos considerados como conjunto de actividades productivas. Cañero y Calatrava (1998) realizan una estimación de los índices de eficiencia específicamente para la producción de tomate bajo plástico.

En los trabajos anteriores se relacionan los índices de eficiencia obtenidos con parámetros de productividad y estructura productiva de las explotaciones. De sus resultados se desprende, como se ha comentado, que un alto porcentaje de la eficiencia en los invernaderos puede deberse a factores de carácter organizativo y de gestión, no tenidos en cuenta en dichos trabajos. Cañero y Calatrava (2000) introducen, por primera vez en el análisis de eficiencia en los invernaderos almerienses, variables cualitativas de gestión y organización, realizando una sencilla aplicación mediante funciones de produc-

ción frontera determinística en el contexto de un trabajo más amplio sobre funciones de producción en invernaderos.

El presente trabajo supone una extensión del último mencionado, ampliando el análisis de eficiencia mediante la consideración de funciones frontera estocásticas. Basándose en información contable de 78 invernaderos del litoral almeriense correspondiente a la campaña 1996/97, se lleva a cabo un análisis de eficiencia técnica, suponiendo tecnología Cobb-Douglas en los invernaderos, mediante técnicas paramétricas (1). Finalmente se relacionan los índices de eficiencia obtenidos con una serie de características estructurales, organizativas y de gestión del invernadero. De este análisis de relación se sacan algunas conclusiones sobre el impacto de dichas características en los resultados económicos del sistema productivo en cuestión.

## 2. METODOLOGÍA

### 2.1. Justificación de la metodología empleada

La obtención de índices de eficiencia para cada invernadero se ha llevado a cabo inicialmente mediante la estimación de varios modelos de producción frontera estocástica. La elección del enfoque econométrico para la realización de este trabajo, se justifica por razones de índole práctica. El enfoque paramétrico presenta el inconveniente de requerir especificación de la tecnología y del término de error, mientras que el enfoque no paramétrico o «Data Envelopment Analysis (DEA)» no requiere de tales especificaciones. Sin embargo, el análisis DEA es un enfoque determinístico que, al igual que el paramétrico de frontera determinística (Mínimos Cuadrados Corregidos), atribuye todas las desviaciones con respecto a la frontera a causas de ineficiencia, sin tener en cuenta los efectos aleatorios tan importantes en el ámbito de la producción agraria (Coelli, 1995). Con todas las limitaciones derivadas de los supuestos distribucionales acerca de los términos de error que se comentan posteriormente, el enfoque de frontera estocástica es menos sensible a

---

(1) El supuesto de tecnología Cobb-Douglas en las explotaciones hortícolas almerienses viene avalado por resultados de trabajos anteriores (Cañero, 1995; Cañero et al., 1997) en los que los ajustes de funciones de producción en invernaderos bajo el supuesto de dicha tecnología son mejores que los obtenidos utilizando otras formas funcionales (semilogarítmica, radio-homotética, etc.). Ni siquiera la consideración de formas funcionales muy flexibles como la Translog han mejorado los ajustes Cobb-Douglas en los trabajos realizados en invernaderos almerienses. Comentar que Settlage et al. (2000) obtienen, con distintos conjuntos de datos, mejores resultados asumiendo tecnologías Cobb-Douglas que Translog. No obstante, para contrastar estos resultados se ha realizado un ajuste Translog que ha resultado no ser significativo.

errores de medida y a variables aleatorias. Tal vez por esto son más numerosas las aplicaciones a la agricultura de esta metodología (Battese, 1992), si bien los métodos no paramétricos son plenamente aplicables (Sharma *et al.*, 1999).

Sin querer ir mucho más allá en la discusión sobre qué metodología de análisis de la eficiencia es más robusta, sí es necesario comentar que ésta parece ser una cuestión más empírica que teórica, dependiendo de las características de la muestra utilizada. Lo que sí suele ser un resultado general es la existencia de elevados coeficientes de correlación ordinal de Spearman entre los índices obtenidos con diferentes metodologías y supuestos (Sharma *et al.*, 1999), indicando que, si bien los resultados cardinales difieren entre aplicaciones sobre una misma muestra, la ordenación de las empresas en función de su nivel de eficiencia suele mantenerse en gran medida. En este sentido, Settlege *et al.* (2000) utilizan muestras obtenidas aleatoriamente según diferentes supuestos distribucionales para analizar comparativamente los métodos comentados (Mínimos Cuadrados Ordinarios Corregidos, frontera estocástica bajo distintos supuestos de distribución del término de error, y frontera DEA). Su análisis se centra en la ordenación de las empresas desde el punto de vista de la eficiencia técnica, concluyendo que se obtienen mejores resultados con la frontera estocástica que con el análisis DEA.

Se expone a continuación, a grandes rasgos, el esquema metodológico de la estimación de funciones frontera estocástica basadas en el modelo de error compuesto, que aparece como una alternativa a la de frontera determinística en los artículos de Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y de Meeusen y van den Broeck (1977), quienes realizaron planteamientos similares por separado. En el método de frontera determinística se asume que toda desviación en la producción con respecto a la frontera se debe a ineficiencias en el proceso productivo, sin tener en cuenta aquellos factores aleatorios que pudieran influir en el mismo (climáticos, biológicos, etc.), por lo que la frontera estimada es muy sensible a errores de observación y/o medida, al venir determinada por aquellos valores de los datos más extremos (Russell y Young, 1983).

Una función de producción frontera estocástica puede expresarse como:

$$y_i = f(x_i) + \varepsilon_i \quad [1]$$

donde  $y_i$  es la producción,  $x_i$  es el vector de factores de producción y  $\varepsilon_i$  es el término de error, que está compuesto de dos elementos independientes,  $v_i$  y  $u_i$ , de forma que:

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \quad [2]$$

La componente  $v_i$  recoge aquellas variaciones en la producción debidas a factores aleatorios que escapan al control del agricultor. El modelo asume que cada  $v_i$  se distribuye como una variable aleatoria normal de media cero y varianza  $\sigma_v^2$ . La componente  $u_i$  representa la eficiencia técnica relativa a la frontera estocástica, y toma sólo valores positivos ( $u_i \geq 0$ ). En el modelo original se asume que cada  $u_i$  se distribuye independientemente como una distribución asimétrica, seminormal de media cero y varianza  $\sigma_u^2$ . La eficiencia técnica será total cuando  $u_i = 0$ , existiendo ineficiencia técnica si  $u_i > 0$ , independientemente del valor que tome  $v_i$ . También pueden suponerse otras distribuciones asimétricas de una cola, como una exponencial, una normal truncada o una gamma.

Para estimar el modelo de frontera estocástica se parte del ajuste mínimo-cuadrático de la función de producción media, y se realiza la estimación máximo-verosímil mediante el algoritmo de Davidon-Fletcher-Powell (Greene, 1980), obteniéndose los estimadores de los parámetros  $\lambda$  (cociente entre las desviaciones típicas de  $u_i$  y de  $v_i$ ) y  $\sigma^2$  (suma de las varianzas de dichos términos de error). El parámetro  $\gamma$  mide la proporción de la varianza de la producción atribuible a ineficiencias técnicas y, por lo tanto, susceptible de corregirse a través de mejoras en la gestión de los factores de producción. Dicho parámetro  $\gamma$  se estima como  $\gamma = \lambda^2 / (1 + \lambda^2) = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ , de tal forma que  $0 \leq \gamma \leq 1$  (Battese y Corra, 1977).

Los índices de eficiencia técnica para cada explotación se calculan como:

$$ET_i = \exp[-E(u_i \mid \varepsilon_i)] \quad [3]$$

donde  $0 \leq ET_i \leq 1$ , y  $E(u_i \mid \varepsilon_i)$  es la esperanza del término  $u_i$  condicionada al valor de  $\varepsilon_i$ , cuyo valor proporciona un estimador de dicho término de error, y que puede obtenerse mediante la fórmula desarrollada por Jondrow *et al.* (1982).

Muchos de los trabajos que utilizan el método de frontera estocástica estiman, en una segunda etapa, mediante mínimos cuadrados ordinarios, modelos que especifican los índices de eficiencia calculados como una función de variables o características del empresario y su gestión, buscando determinar cuáles de éstas están relacionadas con el nivel de eficiencia. Este procedimiento es inconsistente con el supuesto de normalidad de la estimación mínimo-cuadrática y con el de distribución independiente del término de eficiencia (Reifschneider y Stevenson, 1991). Lo primero puede no ser incon-

veniente, ya que el procedimiento mínimo-cuadrático es válido cuando existen variables no normales para muestras grandes, e incluso para muestras pequeñas si la significación del modelo es elevada (Malinvaud, 1964). Battese y Coelli (1995) proponen un modelo, denominado «de efectos de eficiencia técnica», en el que el término  $u_i$  es una variable aleatoria que se distribuye como una normal truncada cuya media  $\mu$  es una función de aquellas variables que se piensa explican las diferencias en la eficiencia. De esa forma la estimación de la frontera y de las relaciones entre la eficiencia y las variables que la explican es consistente y se realiza en un solo paso. Este modelo ha sido profusamente aplicado en el último lustro, especialmente desde la popularización del programa FRONTIER (Coelli, 1992 y 1996) que permite su estimación. Otra opción es analizar las relaciones entre la eficiencia y las variables mediante análisis de varianza o contrastes Chi-cuadrado.

## 2.2. Análisis empírico

La información utilizada proviene de un seguimiento contable realizado a 78 invernaderos durante la campaña 1996/97. Esto ha requerido visitas semanales a los invernaderos durante la campaña, el manejo posterior de las facturas y la comprobación de los stocks de inputs (abonos, fitosanitarios, etc.) al acabar la campaña, así como el procesado y validación de los datos. Además del análisis de eficiencia aquí presentado, la investigación en la que este trabajo se enmarca incluye estudios de costes y análisis de las relaciones de producción en el sistema. El tamaño de la muestra utilizada es suficientemente grande, ya que no se pretende realizar inferencia de parámetros poblacionales (medias, proporciones o ratios), sino un análisis de comparación entre empresas, es decir, realizar inferencias de relación.

Se han estimado varios modelos de producción frontera estocástica en los que la variable dependiente son los ingresos totales del invernadero. Expresar la variable dependiente en términos monetarios es algo que viene obligado por la naturaleza del sistema productivo analizado, ya que se trata no solamente de un sistema multiproducto, sino de un sistema que presenta múltiples posibilidades de rotaciones y alternativas, además de grandes variaciones en la naturaleza comercial de los productos según fechas y cultivares. Dada la complejidad del problema no bastaría con utilizar una especificación multiproducto diferenciándola por cultivos para llevar a cabo el análisis de eficiencia, sino que habría que hacerla diferenciándola por

cultivos, variedades, estrategias de fechas de recolección, cultivos precedentes o siguientes, por lo que se ha optado, como una opción metodológica realista, por utilizar un solo output expresado en términos monetarios, aun a sabiendas de que actuando así se está, como ha indicado uno de los evaluadores, «contaminando» la eficiencia técnica con la habilidad del empresario para lograr un determinado nivel de precios para sus productos. Si bien, es importante recalcar que dicha habilidad no es sólo estrictamente comercial, sino que incluye igualmente decisiones tecnológicas como la elección de cultivos y fechas de recolección.

Una posibilidad para abordar el problema de la naturaleza monetaria de la variable dependiente es incluir los precios de los productos como variable explicativa, lo que se ha de hacer utilizando un índice individual de precios de los productos obtenidos por cada agricultor. Se plantean por tanto dos posibles especificaciones. En primer lugar, una especificación en la que no se introduce dicho índice de precios como variable en la función de producción y se estudia su posible relación a posteriori con la «eficiencia contaminada», lo que se justificaría por las componentes tecnológicas y estratégicas, y no sólo comerciales, que dicho índice encierra. En segundo lugar, otra especificación en la que se considera el índice de precios como un factor de producción, y se «descontamina», caso de que dicho factor fuese significativo, la eficiencia, obteniendo así una «proxy» de la eficiencia técnica, imposible de obtener de otra manera en el caso del sistema productivo estudiado. El inconveniente de realizar así el análisis es que, al no ser el índice manejado solo un mero indicador comercial, podemos estar «descontaminando» demasiado la eficiencia, privándola de determinados elementos tecnológicos y de estrategia productiva de cada agricultor que el indicador contiene. Se ha optado por ambas opciones, con el objeto de comparar sus resultados.

Las variables explicativas consideradas en los modelos son:

- Superficie cubierta por el invernadero ( $S_i$ ), expresada en hectáreas;
- Gastos variables de cultivo ( $GV_i$ ), expresados en unidades monetarias, que comprenden el gasto realizado en agroquímicos, agua, semillas y energía;
- Otros gastos de la explotación ( $OG_i$ ), expresados en unidades monetarias;
- Salarios totales ( $ST_i$ ), expresados en unidades monetarias;
- Edad o antigüedad del invernadero ( $ED_i$ ), en años;
- Un índice de precios percibidos ( $IP_i$ ) definido como:

$$IP_i = \frac{1}{c_i} \sum_{j=1}^{j=c_i} \frac{P_{ij}}{P_j} \times 100$$

donde,  $c_i$  es el número de hortalizas cultivadas en el invernadero  $i$ ;  $P_{ij}$  es el precio medio obtenido por el producto  $j$  en el invernadero  $i$ ;  $P_j$  es el precio medio obtenido por el producto  $j$  en todos los invernaderos.  $IP_i$  es, por tanto, un índice de precios compuesto relativo, cuyo valor medio para todos los invernaderos, tal y como ha sido especificado, es 100.

Las formas funcionales consideradas inicialmente han sido la Cobb-Douglas y la Translog. Los ajustes de funciones de producción frontera realizados considerando una especificación Translog han resultado no ser significativos, lo que se comprobó mediante un contraste de la razón de verosimilitud (Coelli, 1992). Por ello, y porque trabajos anteriores confirman la bondad de la Cobb-Douglas como especificación de la relación de producción en el sistema agrario estudiado (ver nota al pie 1), se ha optado finalmente por considerar sólo esta especificación. Los modelos estimados, incluyendo o no la variable de precios de los productos, pueden escribirse respectivamente, en términos logarítmicos, como:

$$\ln(I_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(S_i) + \alpha_2 \ln(GV_i) + \alpha_3 \ln(OG_i) + \alpha_4 \ln(ST_i) + \alpha_5 \ln(ED_i) + v_i - u_i \tag{4}$$

$$\ln(I_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(S_i) + \alpha_2 \ln(GV_i) + \alpha_3 \ln(OG_i) + \alpha_4 \ln(ST_i) + \alpha_5 \ln(ED_i) + \alpha_6 \ln(IP_i) + v_i - u_i \tag{5}$$

donde  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6$  son los coeficientes del modelo a estimar.  $I_i$  son los ingresos obtenidos por el invernadero  $i$ .

Las funciones frontera se han estimado asumiendo dos distribuciones distintas para el componente de eficiencia del término de error  $u_i$ , seminormal (SN) y normal truncada (NT), obteniendo a partir de dicho término error los correspondientes índices de eficiencia. Para ello se ha utilizado el programa FRONTIER 4.1 (Coelli, 1996), que proporciona un estimador del parámetro  $\gamma$ , así como los valores individuales de eficiencia técnica para cada invernadero según la fórmula propuesta por Jondrow *et al.* (1982). Posteriormente se ha estudiado la distribución de frecuencias de los índices de eficiencia obtenidos (valores medios, dispersión, etc.), interpretando económicamente los parámetros de la frontera estocástica. Asimismo, se han analizado las posibles relaciones existentes entre los índices de eficiencia obtenidos y una serie de variables e índices de naturaleza



estructural, de funcionamiento, y de gestión de los invernaderos. Se han considerado a este respecto las siguientes variables: las productividades de la tierra, del capital fijo y del capital circulante, el sistema de fertirrigación (contemplando las opciones de fertirriego programado, Venturi y abonadora convencional), el nivel de limpieza y mantenimiento del invernadero (medido, por observación directa en una escala de 0 a 5), si el horticultor trabaja o no en el mismo, la orientación productiva en la campaña estudiada, el hecho de que el agricultor lea o no revistas y libros agrarios, y la existencia o no en la explotación de mecanismos de recogida de agua de lluvia.

La estimación del modelo de efectos de Battese y Coelli (1995) proporciona, para la muestra utilizada, coeficientes extremadamente sensibles a cambios en los valores de inicio del algoritmo de resolución, presentando valores del logaritmo de máxima verosimilitud muy reducidos, y resultando un ajuste no significativo según el contraste de la razón de verosimilitud realizado. Asimismo, algunas de las conclusiones derivadas de dicho modelo son inconsistentes desde el punto de vista económico. Por ello, en el presente trabajo solo se exponen los resultados de los modelos de frontera estocástica clásica, optándose por analizar la relación entre los índices de eficiencia y las anteriores variables mediante coeficientes de correlación, en el caso de variables numéricas, y análisis de dependencia mediante tests Chi-cuadrado, discretizando el índice de eficiencia, en el caso de variables cualitativas.

### 3. RESULTADOS

En el cuadro 1 pueden verse los resultados de la estimación de la frontera estocástica para las diferentes especificaciones consideradas. De dichos resultados se deduce que los modelos estimados ofrecen bastante similitud en lo que respecta a los valores  $\gamma$ , y, sobre todo, a los signos de los coeficientes, si bien existen diferencias apreciables en los estimadores del parámetro  $\gamma$ .

Los coeficientes obtenidos para las variables explicativas son significativos en los cuatro modelos estimados, siendo todos sus signos positivos excepto en el caso de la variable antigüedad del invernadero.

Los estimadores de  $\gamma$  son en todos los casos significativamente distintos de cero. Los correspondientes a las especificaciones que no incluyen la variable  $IP_i$  son sensiblemente inferiores, si bien en todos los modelos es mayor la proporción de la varianza de la producción debida a causas potencialmente controlables por el empresario (ineficiencia técnica) que debida a causas aleatorias no controlables por

el empresario. Esto coincide con los resultados de los trabajos anteriores sobre el sistema hortícola, mencionados, y resulta bastante lógico en un sistema con tan alto grado de «artificialidad» como la horticultura bajo abrigo, donde los «aleas» que suelen afectar a los sistemas agrarios convencionales están muy reducidos y controlados. El coeficiente del parámetro  $\mu$ , media de la distribución normal truncada, no es significativamente distinto de cero en ningún caso. Igualmente, se deduce que las especificaciones que incluyen la variable  $IP_i$  presentan, especialmente la normal truncada, niveles de ajuste muy superiores. La distribución normal truncada es una generalización de la semi-normal, por lo que es de esperar que presente mejores, o al menos similares, resultados que la semi-normal. Los resultados aquí, así como los expuestos en Calatrava y Cañero (1999), apuntan en ese sentido.

Cuadro 1

COEFICIENTES DE LAS FUNCIONES FRONTERA ESTIMADAS (ESPECIFICACIÓN COBB-DOUGLAS)

Coeficiente	Especificación			
	SN sin precios	NT sin precios	SN con precios	NT con precios
$\alpha_0$ (Constante)	2.7038 (1.8199)*	2.67246 (2.6579)	-1.1892 (-0.8837)*	-1.2707 (-1.1801)*
$\alpha_1$ (Superficie)	0.21869 (2.1818)	0.22215 (3.0326)	0.23982 (3.1451)	0.24251 (3.7761)
$\alpha_2$ (Salarios totales)	0.12425 (1.9689)	0.12419 (1.9757)	0.25519 (1.9628)	0.22139 (2.0271)
$\alpha_3$ (Gastos variables)	0.68938 (3.4448)	0.68761 (4.0693)	0.51093 (2.7627)	0.55397 (3.5670)
$\alpha_4$ (Otros gastos)	0.11704 (2.6447)	0.11947 (2.7205)	0.13759 (3.519)	0.13637 (3.5442)
$\alpha_5$ (Antigüedad)	-0.1049 (-2.9304)	-0.112 (-3.1305)	-0.071 (-2.0556)	-0.08834 (-2.906)
$\alpha_6$ (Índice de precios)	-	-	0.96466 (5.1294)	0.94474 (5.0324)
$\sigma^2$	0.07038 (3.3713)	0.15909 (2.1167)	0.07616 (3.4639)	0.19086 (2.1234)
$\gamma$	0.75034 (4.4732)	0.87112 (6.5318)	0.92401 (9.8382)	0.9441 (27.6873)
$\mu$	-	-0.74454 (-0.647)*	-	-0.849 (-0.7741)*
Logaritmo de la Máx-ver	19.175648	19.521192	28.395658	28.565378
Razón de verosimilitud	2.7576113	4.6486977	6.7499723	7.0894133

Fuente: Elaboración propia. Estadístico t asintótico entre paréntesis. (\*) No significativamente distinto de cero.

En el cuadro 2 pueden verse los estadísticos descriptivos básicos de los índices de eficiencia calculados a partir de los residuos de los anteriores ajustes. Los estadísticos de los índices estimados presentan un bajo nivel de dispersión. Las diferencias que se observan, tanto en el coeficiente de variación como en la media, hacen necesario analizar la significación de dichas diferencias, lo que se ha contrastado mediante el test no paramétrico de Kruskal-Wallis, dado

que, por la no normalidad de las distribuciones, no puede utilizarse el contraste paramétrico *t* de Student. En el cuadro 2 se observa cómo no han resultado significativas las diferencias ( $\alpha \geq 0.001$ ) entre las medias de los índices obtenidos a partir de las especificaciones seminormales del término de error por un lado, y de los obtenidos con especificaciones normal truncada por otro, lo que implica que los resultados en términos de eficiencia media presentan valores cercanos, aunque significativamente distintos, entre los índices correspondientes a diferentes especificaciones del término de error *u*.

Cuadro 2

### MEDIDAS DESCRIPTIVAS DE LOS ÍNDICES DE EFICIENCIA Y ANÁLISIS DE SIGNIFICACIÓN DE DIFERENCIAS ENTRE MEDIAS

	Media	Mediana	Desv. típica	Coef. variación	Mínimo	Máximo
SN sin precios	0.8409 (A)	0.8644	0.08059	0.095839	0.55198	0.94484
NT sin precios	0.8775 (B)	0.9002	0.07160	0.081601	0.57078	0.95481
SN con precios	0.8193 (A)	0.8326	0.11019	0.134492	0.46594	0.96834
NT con precios	0.8627 (B)	0.8885	0.09248	0.107195	0.50101	0.96516

Fuente: Elaboración propia. Valores medios con una letra distinta son significativamente diferentes entre sí ( $\alpha \geq 0.001$ ).

Los índices de eficiencia obtenidos a partir de distintas especificaciones del término de error, e incluso de distintos métodos de estimación, suelen presentar elevados coeficientes de correlación, lo que ocurre en este trabajo, tal y como puede verse en el cuadro 3. Sin embargo, si se piensa en la naturaleza «relativa» del análisis de eficiencia paramétrico, en el que los índices de eficiencia se estiman con respecto a la(s) explotación(es) más eficiente(s) de la muestra, y éstas a su vez respecto a la frontera estimada, hay que considerar, incluso como más importantes que los propios valores de eficiencia, el aspecto ordinal de éstos. En ese sentido, los coeficientes de correlación por rangos de Spearman son aproximadamente 0,99 entre los índices correspondientes a una misma especificación de la función de producción, y de aproximadamente 0,89 entre los correspondientes a distintas especificaciones de la función de producción. Es decir, se obtiene una ordenación de las explotaciones en función de su eficiencia técnica que es prácticamente el mismo en los cuatro casos, lo que pone de manifiesto la escasa influencia, en este caso, de la naturaleza de la distribución de  $u_i$  en el «resultado ordinal» del análisis de eficiencia, como ya se comentó en el apartado de metodología.

Cuadro 3

COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE LOS ÍNDICES DE EFICIENCIA

	Pearson				Spearman			
	ST sin precios	NT sin precios	SN con precios	NT con precios	ST sin precios	NT sin precios	SN con precios	NT con precios
SN sin precios	1	0.9865	0.8734	0.8774	1	0.9992	0.8924	0.8987
NT sin precios		1	0.8519	0.8815		1	0.8902	0.8981
SN con precios			1	0.9813			1	0.9955
NT con precios				1				1

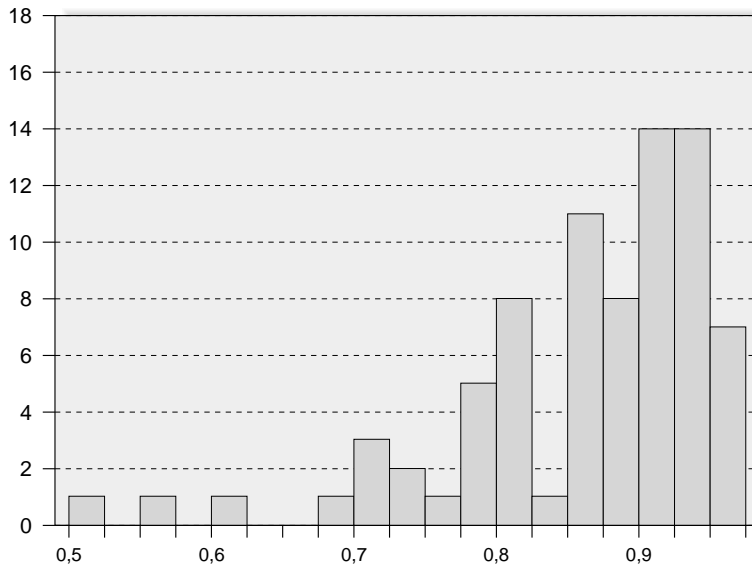
Fuente: Elaboración propia. Todos los coeficientes de correlación son significativamente distintos de cero ( $\alpha \geq 0.001$ ).

Asimismo, los resultados obtenidos al relacionar los índices de eficiencia con las características conocidas de la explotación son similares. Se ha optado, por todo lo anterior, por comentar los obtenidos para el índice calculado a partir la especificación normal truncada que incluye el índice de precios, la cual presenta un mayor valor de la función de verosimilitud. El histograma de frecuencias de dicho índice de eficiencia puede verse en el gráfico 1, donde se observa cómo el grueso de los invernaderos considerados tienen un índice de eficiencia superior a 0,80, estando los valores más frecuentes entre 0,90 y 0,95. Tan sólo quince invernaderos presentan índices inferiores a 0,80, y cuatro de ellos, los más ineficientes, valores inferiores a 0,70.

Como es de esperar, la eficiencia está correlacionada significativamente con los ingresos por unidad de capital fijo y con los ingresos por unidad de gastos variables, siendo los coeficientes de correlación de Pearson 0,61 y 0,75 respectivamente. Por el contrario, no se ha encontrado relación significativa entre la eficiencia y los ingresos por unidad de superficie ni entre la eficiencia y el tamaño del invernadero, lo que quiere decir que no existen economías de escala en eficiencia en los invernaderos de Almería, si bien este segundo resultado deriva de la inclusión de la variable superficie en el modelo y de la estimación máximo-verosímil. Ello significa que la naturaleza de la técnica utilizada impide sacar conclusiones sobre la relación entre el tamaño y la eficiencia en los invernaderos. No obstante, trabajos anteriores desde Calero (1995) no detectan efectos de escala ni en producción ni en eficiencia en este sistema productivo, lo que resulta lógico dada la homogeneidad dimensional del sistema, que presenta una dimensión media de 1,5 hectáreas con escasa varianza.

Gráfico 1

**Histograma de frecuencias del índice obtenido a partir de la especificación 4**



Comentar que la variable Edad o Antigüedad del invernadero, la cual no presenta, por idénticas razones a la variable superficie, relación significativa ( $p \geq 0,95$ ) con el índice de eficiencia, sí que está inversamente relacionada con la producción, lo que se deduce de los contrastes de los coeficientes de regresión de las funciones de producciones frontera, así como con la productividad del invernadero (expresada como ingresos por  $m^2$ ). Esto indica que, si bien la edad de la estructura del invernadero (que suele implicar a menor edad nuevos materiales y, sobre todo, formas de estructura) está inversamente relacionada con la producción y con la productividad de la tierra, no presenta, sin embargo, relación significativa con la eficiencia, pues posiblemente la mayor productividad de las nuevas estructuras se obtenga también con mayores costes unitarios de estructura. Este es un tema que merece profundización y que tiene gran interés en un sistema que se caracteriza dentro del mundo hortícola, en el que mantiene un liderazgo internacional, por la sencillez y el bajo costo de sus estructuras de protección del cultivo.

De todas las características de gestión del invernadero que pudiera esperarse que estuviesen relacionadas con la eficiencia, la mayoría

resultaron no estarlo ( $p \geq 0,95$ ). El cálculo de coeficientes de correlación, en el caso de variables continuas, entre dichas características y la eficiencia, y los contrastes de dependencia mediante tests Chi-cuadrado, discretizando los índices de eficiencia respecto a su media, en el caso de variables cualitativas, no permiten afirmar que características tales como el uso de balsas para recoger el agua de lluvia (fuente adicional de agua para riego), la lectura de revista técnicas por parte del agricultor, y el nivel de conservación y limpieza del invernadero estén relacionadas significativamente ( $\alpha \leq 0,05$ ) con el nivel de eficiencia. Tampoco resulta significativa la relación entre la eficiencia y la orientación productiva de los invernaderos en la campaña considerada.

En cuanto a las variables significativamente relacionadas con la eficiencia, existe una relación positiva entre el hecho de que el agricultor trabaje en el invernadero y el nivel de eficiencia técnica (estadístico Chi-cuadrado con 1 grado de libertad igual a 8,76). Existe igualmente una relación positiva con el uso de fertirriego programado con bomba dosificadora y de Venturi como sistemas de fertirrigación con respecto al uso de abonadora convencional.

En aquellas especificaciones en que no se incluye el índice de precios percibidos por cada empresario ( $IP_i$ ), los índices de eficiencia están lógicamente relacionados de forma significativa con dicha variable (coeficiente de correlación lineal igual a 0,45 y de correlación por rangos de 0,53).

#### 4. CONCLUSIONES

Los métodos paramétricos, basados en la estimación de funciones de producción frontera, se muestran como un instrumento adecuado para el análisis de eficiencia en los sistemas agrarios, y, concretamente, del sistema hortícola almeriense. Los resultados obtenidos son similares para las distintas especificaciones de frontera estocástica consideradas, pues aunque las medias de los índices, muy próximas, difieren significativamente, los resultados en términos ordinales son prácticamente idénticos.

Existe en los invernaderos estudiados entre un 13 por ciento y un 18 por ciento de ineficiencia media relativa. Dicha ineficiencia alcanza en las explotaciones más ineficientes valores superiores al 30 por ciento e incluso al 40 por ciento. La mayor parte de la varianza de los ingresos de las explotaciones, entre un 92 y 94 por ciento, es imputable a la actuación empresarial, siendo el resto debido a causas aleatorias fuera del control del empresario. Lo anterior indica que el sis-

tema hortícola intensivo tiene un elevado nivel medio de eficiencia técnica, aunque hay explotaciones en situaciones de funcionamiento ineficiente considerable.

No existe relación entre la eficiencia y la orientación productiva del invernadero, lo que ha sido corroborado en todos los trabajos previos realizados, desde Cañero (1995). Tampoco hay relación entre la eficiencia y la productividad de la tierra, pero sí entre la eficiencia y la productividad del capital, lo que tiene gran consistencia teórica, considerando el concepto neoclásico de eficiencia, que subyace en la metodología empleada.

El hecho de que el agricultor (titular de la explotación) trabaje (o esté) habitualmente en el invernadero sí está relacionado con el nivel de eficiencia. Resultado que no es sorprendente si se considera la naturaleza familiar del propio sistema productivo.

El sistema de fertirrigación empleado presenta también relación con el índice de eficiencia, en el sentido de que las explotaciones que usan fertirriego programado o Venturi presentan niveles superiores de eficiencia que las que usan abonadora convencional.

Ninguna de las otras características consideradas (nivel de conservación y limpieza del invernadero, posesión de sistemas de recogida de agua de lluvia, o lectura de revistas técnicas por parte del horticultor), presentan relación significativa con el nivel de eficiencia.

El porcentaje de eficiencia no explicado por las variables anteriores ha de estar, necesariamente, relacionada con elementos puros de gestión, de organización del trabajo día a día, etc.

Como estrategias adecuadas para el aumento de la eficiencia de las empresas habría que considerar todas aquellas que favorezcan la presencia permanente del empresario en los trabajos del invernadero (en definitiva, la explotación más familiar), así como la adopción de tecnologías modernas de fertirrigación.

## BIBLIOGRAFÍA

- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K. y SCHMIDT, P. (1977): «Formulation and estimation of stochastic production function models». *Journal of Econometrics*, 6: pp. 21-37.
- ALONSO SEBASTIÁN, R. y VILLA PÉREZ, A. (2000): «Comparación de la eficiencia de las empresas del sector agroalimentario con los sectores productivos restantes en Castilla-León». *Actas del 7º Congreso de Economía Regional de Castilla y León*, Soria.
- ÁLVAREZ, A.; BELKNAP, J. y SAUPE, W. (1988): «Eficiencia técnica de explotaciones lecheras». *Revista de Estudios Agrosociales*, 145: pp. 143-15.

- ÁLVAREZ, A. y GONZÁLEZ, E. (1999): «Using cross-section data to adjust technical efficiency indexes estimated using panel data». *American Journal of Agricultural Economics*, 81(4): pp. 894-901.
- ARIAS, C. y ÁLVAREZ, A. (1993): «Estimación de eficiencia técnica en explotaciones lecheras con datos de panel». *Investigación Agraria: Economía*, 8(1): pp. 101-109.
- BATTESE, G. E. (1992): «Frontier Production Functions and Technical efficiency: A Survey of Empirical Applications in Agricultural Economics». *Agricultural Economics*, 7: pp. 185-208.
- BATTESE, G. E. y COELLI, T. J. (1995): «A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data». *Empirical Economics*, 20: pp. 325-332.
- BATTESE, G. E. y CORRA, G. S. (1977): «Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia». *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21: pp. 169-179.
- CALATRAVA LEYVA, J. y CAÑERO LEÓN, R. (1999): «An Analysis of Technical Efficiency in Spanish Non-irrigated Olive Tree Orchards Using Panel Data». *IX European Congress of Agricultural Economics*, Varsovia, Polonia.
- CALATRAVA LEYVA, J. y CAÑERO LEÓN, R. (2001): «Análisis de la eficiencia productiva en explotaciones españolas de viñedo para vinificación: un análisis en base a funciones de producción frontera». *IV Congreso Ibérico de Ciencias Hortícolas*, Cáceres.
- CAÑERO LEÓN, R. (1995): *Métodos de análisis de la eficiencia productiva mediante funciones frontera: una aplicación a explotaciones hortícolas bajo abrigo en Almería*. Tesis Doctoral. Universidad de Córdoba.
- CAÑERO LEÓN, R.; CALATRAVA REQUENA, J. y LÓPEZ DE PABLO, M. (1997): «Análisis de eficiencia productiva basado en funciones de producción frontera estocástica: Aplicación a la horticultura almeriense». *Actas de Horticultura*, 17: pp. 443-450.
- CAÑERO LEÓN, R. y CALATRAVA REQUENA, J. (1998): «Eficiencia en la producción de tomate bajo abrigo plástico: una aplicación de modelos econométricos de producción frontera estocástica». *III Congreso Nacional de Economía y Sociología Agrarias*, Lérida.
- CAÑERO LEÓN, R. y CALATRAVA LEYVA, J. (2000): «Production Functions for Plastic Covered Pepper and Tomato at the Coastal Line of Almeria: An Analysis of Productive Efficiency». *Acta Horticulturae*, 559: pp. 725-730.
- COELLI, T. J. (1992): «A Computer Program for Frontier Production Function Estimation: FRONTIER, Version 2.0». *Economics Letters*, 39: pp. 29-32.
- COELLI, T. J. (1995): «Recent Developments in Frontier Modelling and Efficiency Measurement». *Australian Journal of Agricultural Economics*, 39(3): pp. 219-245.
- COELLI, T. J. (1996): *A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*. CEPA, Working Paper 96/07. University of New England, Armidale, Australia.



- COLOM, A. (1994): «Estimación paramétrica de frontera de producción: Eficiencia productiva en empresas de maíz». *Investigación Agraria. Economía*, 9(1): pp. 5-32.
- FEIJOO, M. L. y PÉREZ, L. (1994): «Determinación paramétrica de la eficiencia técnica de las industrias agroalimentarias en Aragón». *Investigación Agraria: Economía*, 9(2): pp. 267-278.
- GREENE, W. H. (1980): «Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions». *Journal of Econometrics*, 13: pp. 27-56.
- IRÁZOIZ, B. y RAPÚN, M. (1996): «Eficiencia técnica de la industria agroalimentaria de Navarra». *Revista Española de Economía Agraria*, 178: pp.115-138.
- JONDROW, J.; LOVELL, C. A. K.; MATEROV, I. S. y SCHMIDT, P. (1982): «On the estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model». *Journal of Econometrics*, 19: pp. 233-238.
- MALINVAUD, E. (1964): *Méthodes statistiques de l'économetrie*. Ed. Dunod. Paris.
- MEEUSEN, W. y VAN DEN BROECK, J. (1977): «Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error». *International Economic Review*, 18: pp. 435-444.
- MILLÁN, J. (1986): *Eficiencia, dimensión y crecimiento en cooperativas oliveras de Jaén*. Tesis Doctoral. Universidad de Córdoba.
- MILLÁN, J. (1993): «Eficiencia productiva y demanda de madera. Un análisis con datos de panel». *Investigación Agraria: Economía*, 8(1): pp. 111-122.
- MURÚA, J. R. y ALBISU, L. M. (1993): «Eficiencia técnica en la producción porcina en Aragón». *Investigación Agraria: Economía*, 8(2): pp. 239-251.
- PRIETO, A.; REVUELTA, J. F. y RODRÍGUEZ, F. (1990): «Eficiencia productiva agraria en las comarcas de la Comunidad Autónoma de Castilla-León». *Revista de Estudios Agro-Sociales*, 151: pp. 119-138.
- REIFSCHEIDER, D. y STEVENSON, R. (1991): «Systematic departures from the frontier: A framework for the analysis of firm inefficiency». *International Economic Review*, 32: pp. 715-723.
- RUSSELL, N. P. y YOUNG, T. (1983): «Frontier production function and the measurement of technical efficiency». *Journal of Agricultural Economics*, 34: pp. 139-149.
- SETTLAGE, D. M.; DIXON, B. L. y THOMSEN, M. R. (2000): *A Comparison of Various Frontier Estimation Methods under Differing Data Generation Assumptions*. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Lexington, Kentucky, EEUU.
- SHARMA, K. R.; LEUNG, P. y ZALESKI, H. M. (1999): «Technical, allocative and economic efficiencies in swine production in Hawaii: a comparison of parametric and nonparametric approaches». *Agricultural Economics*, 20(1): pp. 23-35.
- VIDAL GIMÉNEZ, F.; SEGURA DEL RÍO, B. y DEL CAMPO GOMIS, F. J. (2000): «Eficiencia de las cooperativas de comercialización hortofrutícola de la Comunidad Valenciana». *Revista de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 188: pp. 205-224.

## RESUMEN

### **Funciones de producción frontera en invernaderos almerienses: identificación de factores relacionados con la eficiencia técnica**

En el presente trabajo, partiendo de información proveniente de un seguimiento contable, correspondiente a la campaña 1996/97, de 78 invernaderos de la costa almeriense, se lleva a cabo un análisis econométrico de la eficiencia técnica, mediante la estimación de funciones frontera estocástica, obteniéndose índices de eficiencia para las empresas de la muestra. A continuación se analiza la relación de los índices de eficiencia con algunas características tecnológicas y de gestión de los invernaderos, lo que permite, finalmente, proponer algunas estrategias para mejorar la eficiencia en el sistema.

**PALABRAS CLAVE:** Eficiencia productiva, frontera estocástica, horticultura bajo plástico, gestión.

## SUMMARY

### **Frontier production functions in Almerian greenhouse horticulture: identification of factors determining technical efficiency**

Using accounting data from a sample of 78 greenhouses of the Almería coastal area corresponding to the 1996/97 season, efficiency indexes are estimated for the greenhouses by means of stochastic frontier production function analysis. A final study on the relationships between efficiency and some variables related to greenhouse management, educational and training levels of the farmers, marketing ability, etc. identifies strategies that allow to increase efficiency in horticultural production in the area.

**KEYWORDS:** Productive efficiency, stochastic frontier, greenhouse horticulture, management.