

EFICIENCIA PRODUCTIVA Y ADOPCION DE TECNOLOGIAS EN INVERNADEROS ALMERIENSES: UN ANALISIS MEDIANTE FUNCIONES DE PRODUCCIÓN FRONTERA ESTOCASTICA

Javier Calatrava Leyva¹ y Rafael Cañero león²

¹ Departamento de Organización de Empresas y Comercialización, ETSIA, Universidad Politécnica de Cartagena, Avda. Alfonso XIII, 48, 30203 Cartagena. <j.calatrava@upct.es>

² Departamento de Economía, Sociología y Política Agraria, ETSIA, Universidad de Almería, Carretera de Sacramento s/n, 04120 La Cañada, Almería. <rleon@ual.es>

Preparado para el IV Congreso de la Asociación Española de Economía Agraria,
Pamplona 19-21 de septiembre de 2001

Resumen

El sistema hortícola almeriense con sus más de 25.000 hectáreas, en las que se producen entre 2.5 y 3 millones de Tm de hortalizas tempranas, valoradas en más de 250.000 millones de pesetas, es un sistema productivo muy dinámico, basado en explotaciones familiares, con alto grado de receptividad tecnológica, y sometido a un nivel creciente de competitividad en los mercados para sus productos. En estas circunstancias, en las que gestionar el proceso productivo y comercial de la forma más eficiente es la clave cualquier análisis que aporte información sobre la eficiencia de las explotaciones hortícolas resulta de interés.

En la presente comunicación, 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 mediante el uso de funciones frontera estocásticas bajo distintos supuestos de distribución de los términos de error, 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 técnica, funciones frontera estocástica, horticultura bajo plástico, gestión.

EFICIENCIA PRODUCTIVA Y ADOPCION DE TECNOLOGIAS EN INVERNADEROS ALMERIENSES: UN ANALISIS MEDIANTE FUNCIONES DE PRODUCCIÓN FRONTERA ESTOCASTICA

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 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 a base de 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.

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 ganaderos, como los de Alvarez et al (1988), Alvarez y González (1999) y Murua y Albisu (1993), o agrícolas, como los trabajos de Colom (1994) sobre producción de maíz, y Calatrava (1997) y Calatrava y Cañero (1999 y 2001) sobre los subsectores olivarero y vitícola respectivamente, y los distintos trabajos sobre el sector hortícola almeriense que se comentan a continuación.

Los escasos estudios existentes sobre eficiencia técnica en el sector hortícola almeriense llegan, entre otras, a la conclusión de que un alto porcentaje de la eficiencia (o ineficiencia) de las explotaciones viene explicada por aspectos organizativos del trabajo y de gestión, pero 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 índices de eficiencia, con distintas metodologías de estimación de funciones de producción frontera y con diferentes 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 muestra a 109 invernaderos, para contrastar, con mayor información, las conclusiones obtenidas respecto a la eficiencia en el sistema hortícola de Almería. Los trabajos anteriores 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, entre otras conclusiones, 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 producción 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 invernaderos¹. Finalmente se relacionan los índices de eficiencia obtenidos con

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, radiohomotética, etc.). Ni siquiera la consideración de formas funcionales muy flexibles como la Translog han mejorado los ajustes

variables como: el tamaño y la edad del invernadero, el sistema de fertirrigación utilizado, el nivel de limpieza y orden del invernadero, el hecho de trabajar o no en el invernadero el titular de la explotación, el uso de mecanismos para la recogida de agua de lluvia, la lectura de revistas y libros agrarios por parte del agricultor, y un índice de habilidad comercial del empresario. Del análisis de relación de estas variables con la eficiencia se sacan una serie de conclusiones sobre el impacto de elementos tanto de estructura como de organización y gestión en los resultados económicos de este tipo de agricultura.

Metodología

La información utilizada proviene de un seguimiento contable realizado a 78 invernaderos durante la campaña 1996/97. La obtención de índices de eficiencia para cada invernadero se ha llevado a cabo mediante la estimación de un modelo de producción frontera estocástica. La variable dependiente de los modelos son los ingresos totales del invernadero, mientras que como variables explicativas se han considerado: la superficie cubierta por el invernadero, los gastos variables de cultivo, los salarios pagados por la mano de obra utilizada y la antigüedad del invernadero en años.

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, 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

Cobb-Douglas en los trabajos realizados en invernaderos almerienses. Por otra parte, Settlage et al. (2000) obtienen, con distintos conjuntos de datos, mejores resultados asumiendo tecnologías Cobb-Douglas que Translog.

distribucionales acerca de los términos de error que se comentan posteriormente, el enfoque de frontera estocástica es menos sensible a errores de medida y a variables aleatorias. Tal vez por esto son más numerosas las aplicaciones a la agricultura de esta metodología (Battese, 1992) que de la no paramétrica, si bien ésta última es plenamente aplicable (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 a tal efecto. 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.

El esquema metodológico de la estimación econométrica de funciones frontera estocásticas se presenta, a grandes rasgos, a continuación.

La principal desventaja del método de frontera determinística radica en el supuesto de que toda la desviación en la producción con respecto a la frontera se debe a ineficiencias en el proceso productivo, sin tener en cuenta aquellos efectos aleatorios que pudieran influir igualmente en el mismo (climáticos, biológicos, etc.). Asimismo, dicha frontera es enormemente sensible a errores de observación y/o medida, debido a que viene determinada por aquellos valores de los datos más extremos (Russell y Young, 1983).

El método de estimación por frontera estocástica basado en el modelo del error compuesto aparece como una alternativa al de frontera determinística en los artículos de Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y de Meeusen y van den Broeck (1977), quienes realizaron similares planteamientos por separado. En este modelo, la función de producción frontera viene dada como $y_i = f(\mathbf{x}_i) + \varepsilon_i$, donde $\varepsilon_i = v_i - u_i$ es el término de error, que está compuesto de dos elementos independientes.

La componente v_i recoge aquellas variaciones en la producción debidas a factores aleatorios que escapan al control del agricultor. El modelo asume que v_i es simétrica y se distribuye como una variable aleatoria normal de media cero y varianza σ_v^2 . La componente u_i representa la eficiencia técnica relativa a la frontera estocástica, y toma solo valores positivos ($u_i \geq 0$). En el modelo original se asume que u_i sigue una distribución asimétrica, seminormal de media cero y varianza σ_u^2 . La eficiencia técnica será total cuando $u_i=0$, existiendo ineficiencia técnica si $u_i > 0$, independientemente del valor que tome la variable v_i .

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 Fletcher-Powell (Greene, 1980), obteniéndose los valores de los parámetros λ , cociente entre las desviaciones típicas de los términos de error u_i y v_i , y σ^2 . El parámetro γ se estima, siguiendo a Battese y Corra (1977), como $\gamma = \lambda^2 / (1 + \lambda^2) = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$, de tal forma que $0 \leq \gamma \leq 1$. Cuanto mayor es γ , mayor porcentaje de la desviación de la producción con respecto a la frontera estocástica es atribuible a ineficiencias técnicas y, por lo tanto, susceptible de corregirse a través de mejoras en la gestión de los factores de producción. Igualmente, puede testarse la forma funcional elegida a través del nivel de significación del parámetro γ .

Jondrow et al (1982) desarrollan una expresión que permite obtener un estimador para el término u_i como $E(u_i / \varepsilon_i)$. A partir de dichos valores se calculan los índices de eficiencia técnica para cada una de las explotaciones como $ET_i = \exp[E(u_i / \varepsilon_i)]$, donde $0 \leq ET_i \leq 1$.

Los índices obtenidos a partir del modelo de frontera determinística presentan un mayor nivel de dispersión que los obtenidos a partir del modelo de error compuesto (Dawson y Lingard, 1991). La propia naturaleza del método de cálculo de los índices propuesto por Jondrow et al. (1982) provoca un efecto de reducción de los valores extremos del residuo u_i , y consecuentemente de los índices de eficiencia. Sin embargo, los resultados obtenidos por los autores en anteriores trabajos (Cañero, 1995, Calatrava, 1997) ponen de manifiesto la

existencia de elevados coeficientes de correlación lineal y por rangos entre los índices de eficiencia obtenidos a partir de las fronteras determinística y estocástica, contrastando la generalidad de la coincidencia ordinal ya mencionada.

En los modelos iniciales de Aigner, Lovell y Schmidt (1977) y de Meeusen y van den Broeck (1977) se supone que u_i sigue una distribución semi-normal de media cero y varianza σ_u^2 . También pueden suponerse también otras distribuciones de una cola, como una exponencial, una normal truncada en cero o una gamma.

En muchos de los trabajos en los que se ha aplicado la metodología de frontera estocástica se estiman por mínimos cuadrados ordinarios modelos de regresión utilizando los índices de eficiencia calculados como variable dependiente y una serie de variables o características del empresario y su gestión como variables explicativas (“modelos de eficiencia” en la literatura), buscando determinar cuales de éstas determinan un mayor nivel de eficiencia. Este procedimiento es inconsistente con la asunción de normalidad de la regresión mínimo-cuadrática (Reifschneider y Stevenson, 1991). Battese y Coelli (1995) proponen un modelo, denominado “technical efficiency effects model” en el que el término u_i es una variable aleatoria que se distribuye como una normal truncada cuya media μ 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 propuesto por Battese y Coelli (1995) ha sido profusamente aplicado en el último lustro, especialmente desde la popularización del programa FRONTIER (Coelli, 1992 y 1996) que permite su estimación.

En el caso de la muestra de invernaderos de Almería, los coeficientes obtenidos a partir de la estimación del modelo de efectos de Battese y Coelli (1995) han resultado ser extremadamente sensibles a cambios en los valores de inicio del algoritmo de resolución, presentando reducidos valores del logaritmo de máximo-verosimilitud. Igualmente, algunas de

las conclusiones derivadas de la aplicación de dicho modelo son claramente inconsistentes desde el punto de vista económico, de forma similar a lo reportado en Calatrava y Cañero (1999) para un panel de explotaciones olivareras. Por este motivo, en el presente trabajo solo se exponen los resultados de los modelos de frontera estocástica convencional.

En primer lugar, se han estimado distintas funciones de ingreso y sus correspondientes funciones frontera estocástica, utilizando distintas formas funcionales y distintas variables dependientes (gastos de capital, gastos de cultivo, salarios, superficie, edad o antigüedad del invernadero, etc.). Las fronteras estocásticas se han estimado asumiendo dos distribuciones distintas para el componente de eficiencia del término de error u_i , seminormal y normal truncada, 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 γ , 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 técnica obtenidos en la estimación (valores medios, dispersión, etc.), y se interpretan económicamente los distintos parámetros de la frontera estocástica.

Una vez calculados los índices de eficiencia, se han analizado las posibles relaciones existentes entre éstos y una serie de variables e índices de naturaleza estructural, de funcionamiento, organizativa 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, 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 antigüedad del invernadero y su superficie, la orientación productiva en la campaña estudiada, el hecho de que el agricultor lea o no revistas hortícolas, la existencia en la explotación de mecanismos de recogida de agua de lluvia, y un índice de habilidad comercial

del empresario (π_j) definido como:

$$\pi_j = \frac{1}{c_j} \sum_{i=1}^{i=c_j} \frac{P_{ij}}{\bar{P}_i} \times 100$$

donde, c_j es el número de hortalizas cultivadas en el invernadero j ; P_{ij} es el precio medio obtenido por el producto i en el invernadero j ; \bar{P}_i es el precio medio obtenido por el producto i en todos los invernaderos. π_j es, por tanto, un índice de precios compuesto relativo. Lógicamente, tal y como ha sido especificado, el valor medio de π_j para todos los invernaderos es 100.

Se ha comentado anteriormente la inconsistencia de la estimación mínimo-cuadrática de un modelo de eficiencia, por lo que se ha optado por analizar la relación entre los índices de eficiencia y las variables que pudiesen determinarla mediante coeficientes de correlación, en el caso de variables numéricas, y tests Chi-cuadrado, discretizando el índice de eficiencia. Comentar solamente que, pese a la no normalidad de los índices de eficiencia, el procedimiento mínimo-cuadrático sería válido para muestras grandes, e incluso para muestras pequeñas si la significación del modelo es elevada (Malinvaud, 1964).

Resultados

En la tabla 1 pueden verse los resultados de la estimación de la frontera estocástica para las dos especificaciones del término de error consideradas. Ambos modelos se han estimado tanto incluyendo como excluyendo la variable edad del invernadero. Los modelos incluyen solo aquellas variables cuyos coeficientes de regresión difieren significativamente de cero.

De la observación de los resultados de la tabla 1 puede verse que los resultados ofrecen bastante similitud en lo que respecta a los valores de los coeficientes, aunque existen diferencias apreciables en los estimadores del parámetro γ .

Los valores de γ correspondientes a las especificaciones semi-normal y normal truncada

del término de error u , si bien varían dependiendo de la especificación considerada entre 0'68 y 0'82, indican que, bajo dichas hipótesis, es mayor el porcentaje de errores debidos a causas potencialmente controlables por el empresario (ineficiencia) que de errores debidos a causas aleatorias o no controlables por el empresario. Una mayor proporción de la varianza de los residuos se debe a efectos de eficiencia técnica que a efectos aleatorios. 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 μ , media de la distribución normal truncada, no es significativamente distinto de cero.

[Tabla 1 aquí]

En la tabla 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 la tabla 2 se observa como no han resultado significativas las diferencias ($\alpha \geq 0.001$) entre las medias de los índices 1 y 3 por un lado, y de los índices 2 y 4 por otro, lo que implica que los resultados en términos de eficiencia media presentan valores cercanos, si bien significativamente distintos, entre los índices correspondientes a diferentes especificaciones del término de error u .

[Tabla 2 aquí]

En la literatura se suele considerar la distribución normal truncada como la más adecuada para el término de error u al tratarse de una generalización de la semi-normal, y

nuestros resultados, así como los expuestos en Calatrava y Cañero (1999), apuntan en ese sentido. 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 de rangos de Spearman son 0’99 entre los índices correspondientes a la seminormal y normal truncada de cada especificación de la función de producción, y de 0’97 entre los índices correspondientes a distintas especificaciones de la función de producción. Es decir, se obtiene una ordenación de las explotaciones en función de su eficiencia técnica casi idéntica, lo que pone de manifiesto que el orden de eficiencia de las explotaciones es prácticamente idéntico en los cuatro casos o, lo que es lo mismo, la escasa influencia, en este caso, de la naturaleza de la distribución de u en el "resultado ordinal" del análisis de eficiencia, como ya se había comentado en el apartado de metodología.

Por todo lo anterior, se ha optado por utilizar el índice obtenido a partir de la especificación nº4 (normal truncada), la cual presenta un mayor valor de la función de verosimilitud, así como un mayor nivel de significación del parámetro γ . El histograma de frecuencias de dicho índice de eficiencia puede verse en la figura 1.

[Figura 1 aquí]

Puede verse en el gráfico como el grueso de los invernaderos almerienses considerados tienen un índice de eficiencia superior a 0’80, estando los valores más frecuentes entre 0’90 y 0’95. Tan solo cinco invernaderos, los más ineficientes, presentan índices inferiores a 0’80. 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. Tampoco ha resultado significativa la relación entre la eficiencia y la orientación productiva de los invernaderos en la campaña considerada.

Muy interesante resulta la variable Edad o Antigüedad del invernadero, la cual no presenta relación significativa ($p \geq 0,05$) con el índice de eficiencia. Sin embargo, dicha variable aparece inversamente relacionada con la producción, lo que se deduce de los contrastes de los coeficientes de regresión de las funciones de producciones frontera que la incluyen (estocásticas 3 y 4, ver tabla 1), y está también relacionada con la productividad del invernadero (expresada como ingresos por m^2). Lo anterior 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 estar relacionadas. El cálculo de coeficientes de correlación en su caso entre dichas características y la eficiencia y el contraste de relaciones de dependencia mediante tests Chi-cuadrado, discretizando los índices de eficiencia respecto a su media, permite 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 no están relacionadas con el nivel de eficiencia.

En cuanto a las variables significativamente relacionadas con la eficiencia, se ha

encontrado una relación positiva entre el hecho de que el agricultor trabaje en el invernadero y el nivel de eficiencia técnica. 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.

Finalmente, el índice de precios percibidos por cada empresario está relacionado significativamente de manera positiva con la eficiencia (coeficiente de correlación lineal igual a 0'438 y de correlación por rangos de 0'557). El estadístico Chi-cuadrado (1 grado de libertad) es 8'873, mostrando igualmente dicha relación positiva entre la eficiencia y la habilidad comercial del agricultor. En la figura 2 puede verse el diagrama de la regresión entre ambas variables, observándose que dicha relación no parece existir para las explotaciones menos eficientes. Esta relación tiene bastante consistencia, toda vez que la variable dependiente de los modelos de frontera se ha expresado en unidades monetarias, al tratarse de un sistema multioutputs, y no poder expresarse los resultados en términos físicos con una sola variable. El índice de precios utilizado que identificamos como de "habilidad comercial", realmente contiene dos efectos: la capacidad del empresario, para producir y recolectar cuando los precios son más altos, y su "habilidad comercial" propiamente dicha, o sea la elección más adecuada de la forma de comercialización en origen.

[Figura 2 aquí]

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 12 y un 16% de ineficiencia media relativa. Dicha ineficiencia alcanza en las explotaciones más ineficientes valores superiores al 40%. De dicha ineficiencia media, entre un 12 - 15% es imputable a la actuación empresarial, siendo el resto (20-23%) debido a causas aleatorias fuera del control del empresario. En algunas explotaciones extremas, por ineficientes, la ineficiencia imputable a la gestión del empresario llega a aproximarse al 40%. Lo anterior indica que el sistema hortícola intensivo tiene un buen nivel medio de eficiencia técnica, aunque hay explotaciones en situaciones de funcionamiento ineficiente considerable.

No existe efecto en escala de eficiencia en los invernaderos almerienses, contrariamente a lo que ocurre en otros muchos sistemas agrarios. Esto viene a corroborar claramente el resultado de trabajos anteriores.

No hay relación entre la eficiencia y la orientación productiva del invernadero, lo que asimismo ha sido corroborado en todos los trabajos previos realizados, desde Cañero (1995). Tampoco presenta relación con la eficiencia la edad del invernadero, que si influye, sin embargo, en la producción y, en mayor medida, en la productividad.

No 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 está relacionado con el nivel de eficiencia. Resultado no 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.

La "habilidad comercial" (medida por el índice de precios medios percibidos) del empresario está altamente relacionada con la eficiencia productiva.

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

Como estrategias para el aumento de la eficiencia de las empresas, habría que favorecer la presencia permanente del empresario en los trabajos del invernadero (en definitiva, la explotación más familiar), la adopción de tecnologías modernas de fertirrigación, y la obtención de mejores precios de venta, por dos vías: vía variedad de cultivo y, sobre todo, momento óptimo de recolección para la obtención de mayores precios, así como la habilidad para elegir el sistema comercial en origen más adecuado.

Referencias

- 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.
- Alvarez, A., Belknap, J. y Saupe, W. (1988): Eficiencia técnica de explotaciones lecheras. *Revista de Estudios Agrosociales*, 145, pp.143-15.
- Alvarez, 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.
- 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. (1997): Análisis de la eficiencia productiva en explotaciones olivareras andaluzas: un estudio mediante funciones de producción frontera. Universidad de Córdoba. Trabajo Profesional Fin de Carrera.
- 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. International Symposium on Protected Cultivation in Mild Winter Climates: Current Trends for Sustainable Technologies, ISHS, Cartagena.
- 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.
- Dawson, P.J. y Lingard, J. (1991): Approaches to measuring technical efficiency on Philippine rice farms. Journal of International development, 3(3), pp.211-228.
- Greene, W.H. (1980): Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions.

- Journal of Econometrics, 13, pp.27-56.
- 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.
- Murua, J.R., Albisu, L.M. (1993): Eficiencia técnica en la producción porcina en Aragón. Investigación Agraria: Economía, 8(2), pp.239-251.
- Reifschneider, 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.

Tablas

Tabla 1. Funciones frontera estimadas.

Coefficiente	Estocástica 1 (semi-normal)	Estocástica 2 (normal-trunc)	Estocástica 3 (semi-normal)	Estocástica 4 (normal-trunc)
Constante	6'6601 (5'460)	6'7929 (6'803)	6'5878 (5'437)	6'571 (4'939)
Superficie	0'4630 (5'055)	0'4552 (5'9845)	0'4353 (4'723)	0'4396 (4'484)
Gastos variables	0'1904 (4'689)	0'1967 (5'204)	0'1999 (4'995)	0'1994 (4'781)
Salarios totales	0'5038 (7'0931)	0'5045 (8'412)	0'5069 (7'198)	0'5055 (6'645)
Antigüedad	-	-	-0'012 (-1'980)	-0'013 (-2'019)
σ^2	0'0817 (2'787)	0'0531 (4'171)	0'0764 (2'81)	0'1561 (2'861)
γ	0'7032 (2'893)	0'6999 (3'53)	0'6864 (2'764)	0'819 (3'737)
μ	-	-0'374 (-0'294)*	-	-0'715 (-0'472)*
Log. F. Máx-veros.	10'7674	12'005	12'573	12'65
LR test	1'0916	1'1672	1'2614	1'4148

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Valor del estadístico t asintótico entre paréntesis. (*) Coeficiente no significativamente distinto de cero.

Tabla 2. Medidas descriptivas de los índices de eficiencia y análisis de significación de diferencias entre medias.

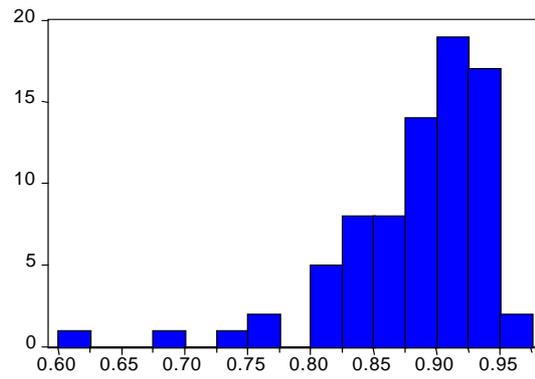
	Media	Mediana	Desv. típica	Coef. variación	Mínimo	Máximo
Índice estocástico 1	0'8339 (B)	0'8529	0'0784	0'09398	0'5796	0'9376
Índice estocástico 2	0'8796 (C)	0'8824	0'0619	0'06893	0'6178	0'9876
Índice estocástico 3	0'8407 (B)	0'8585	0'0741	0'08812	0'5666	0'9449
Índice estocástico 4	0'8813 (C)	0'8991	0'0609	0'06913	0'6002	0'9541

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Valores medios con una letra distinta son significativamente diferentes entre sí ($\alpha \geq 0.001$)

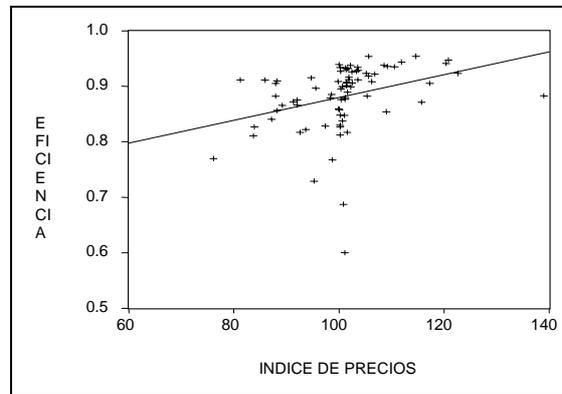
Figuras

Figura 1. Histograma de frecuencias del índice obtenido a partir de la especificación 4



Fuente: Elaboración propia

Figura 2. Regresión entre el índice de eficiencia y el índice de precios percibidos



Fuente: Elaboración propia