

Eficiencia versus innovación en explotaciones agrarias

*DIOS PALOMARES, R., **MARTÍNEZ PAZ, J.M. y ***VICARIO MODROÑO, V.

Dpto. de Estadística e Investigación Operativa. E.T.S.I.A.M. Universidad de Córdoba. **Dpto. de Economía Aplicada. Facultad de Economía y Empresa. Universidad de Murcia. *Escuela Técnica Empresarial Agrícola. (ETEA)Universidad de Córdoba.*

Grupo de Eficiencia y Productividad de la Fundación Centro de Estudios Andaluces. CENTRA.

Tfno: 957218479. *ma1dipar@uco.es, **jmpaz@um.es, ***consultoriaETEA@etea.com

RESUMEN

El presente trabajo recoge los resultados de una investigación en la que se estiman la eficiencia técnica y el nivel de innovación de una muestra de explotaciones agrarias multicrop, situadas en la provincia de Córdoba. Para la primera, se aplica la metodología de función frontera estocástica. El nivel de innovación se calcula como índice compuesto de otros tres, que revelan niveles tecnológicos en los siguientes aspectos: gestión, maquinaria y técnicas de cultivo. Los resultados obtenidos muestran la ausencia de relación entre las medidas de eficiencia e innovación aunque el tamaño de la explotación y la pertenencia a asociaciones agrarias son factores que se asocian con ambos. Cabría pues afirmar que, y para este caso, los indicadores de eficiencia e innovación son complementarios y la construcción de ambos permite profundizar mejor en el conocimiento de la estructura productiva en la zona.

Palabras clave: Agricultura pluricultivo, Eficiencia técnica, innovación.

Efficiency versus innovation in multicrop farms

ABSTRACT

This work presents the results of research carried out in order to estimate the technical efficiency and innovation level in a sample of multicrop farms in the province of Córdoba. The stochastic frontier model is applied to calculate the latter, the former being achieved as a composed index that collects the technological level of the studied farms in the three following aspects: management, machinery and agricultural techniques. We have found that there is no relation between efficiency and innovation, but there are two factors associated with both indexes. They are the size of the farm and being a membership of an agrarian association. Therefore we conclude that, as far as this zone is concerned, efficiency and innovation may be considered as complementary. For this reason, each provides us a valuable means of acquiring a better knowledge of the productive structure of the zone.

Keywords: Multicrop Agriculture, Technique efficiency, innovation

Clasificación JEL: C61, Q12

Artículo recibido en noviembre 2001. Aceptado en octubre de 2002.

1. INTRODUCCIÓN

Eficiencia e innovación son dos conceptos claves a la hora de caracterizar un proceso productivo. Ambos se presentan siempre como dos características deseables en la producción, y es más, en muchos trabajos se presentan como un binomio inseparable en la empresa agraria, de forma que es la innovación la que conduce a una mayor eficiencia. Esta aseveración parece ser válida en agriculturas propias de países con poco nivel de desarrollo tal y como muestran algunos trabajos empíricos, como los de Birkhaeuser y Evenson (1991) o Feder (1985). El objeto de este trabajo va a ser determinar si esta relación también se verifica en una agricultura característica de España, como es la de la comarca del Alto Guadalquivir, típico sistema agrario de campiña con explotaciones de olivar y cereales de invierno. Con este fin se plantea también una metodología con la que obtener indicadores para fijar los niveles de eficiencia técnica e innovación de cada unidad productiva y la relación de los mismos con las características socioeconómicas.

Este trabajo se ha estructurado como sigue: en primer lugar se analizan los fundamentos de las medidas de eficiencia e innovación, planteando los modelos econométricos utilizados para su cálculo. A continuación se describen los datos utilizados en el análisis, pasando a estimar los modelos que permiten calcular los respectivos índices. Dichos indicadores se analizan de forma descriptiva y se estudia la relación entre ambos. Por último se construye el perfil socioeconómico del agricultor innovador y del agricultor eficiente, finalizando el trabajo con una serie de conclusiones derivadas del mismo.

2. MEDIDAS DE LA EFICIENCIA E INNOVACIÓN

2.1 El modelo de eficiencia.

Muchos análisis de la eficiencia en la agricultura se han basado en el cálculo de ratios del tipo kilogramos de trigo por Ha, que aunque nos informa del rendimiento de esa tierra, no nos dice nada acerca de otros factores productivos como trabajo, maquinaria, fertilizantes, semillas, etc. Farrell (1957) propuso un método para medir la eficiencia teniendo en cuenta varios factores de producción al mismo tiempo. Este autor descomponía la eficiencia de una empresa en dos componentes: eficiencia técnica o la capacidad de la empresa para obtener el máximo producto dado un conjunto de factores de producción, y la eficiencia asignativa, o la capacidad para usar estos factores en sus proporciones óptimas, dados sus precios respectivos. Ambas medidas podían agregarse para dar lugar a la eficiencia económica. Así, para medir la eficiencia técnica de la empresa, bastaba con comparar la producción observada con la que lograría si se tratara de una empresa “completamente eficiente”, dado el mismo conjunto de factores de producción.

La función de producción de la empresa “completamente eficiente” es la que hoy se denomina función frontera de producción. Numerosos artículos han desarrollado las ideas de Farrell desde dos enfoques diferentes, según el método de estimación de dicha función frontera: programación matemática (fundamentalmente DEA-Data Envelopment Analysis) o estimación econométrica, que es la utilizada en este trabajo.

El primer modelo propuesto de frontera econométrica, que se denomina frecuentemente frontera determinística, suponía la eficiencia explicada por una variable aleatoria no-negativa u_i . Posteriormente, Aigner, Lovell y Smith (1977) y Meeusen y Van den Broeck (1977) propusieron independientemente la función frontera estocástica de producción. Ésta se diferencia de la anterior en la estructura del término de error. Se trata de un error ε_i compuesto por dos elementos: u_i , variable aleatoria no-negativa asociada con la ineficiencia técnica en la producción y v_i , error aleatorio simétrico fuera del control de la empresa que tiene en cuenta otros factores, tales como el error de medida en la variable tomada como producto, errores de omitir variables significativas del modelo, la suerte, el tiempo, etc.

La función frontera estocástica de producción puede ser expresada como:

$$Q_i = f(X_i, \beta) e^{\varepsilon_i}, \quad i=1,2,\dots,N, \quad \text{con } \varepsilon_i = v_i - u_i \quad [1]$$

donde el subíndice i denota la i -ésima empresa de la muestra; Q_i es el producto obtenido por la i -ésima empresa; X_i es un vector de factores de producción; β es un vector de parámetros desconocidos; $f(\cdot)$ es una forma funcional apropiada, como la Cobb-Douglas o la Translog tal como señala Greene (1993). De una forma general, para la frontera estocástica de producción (1), en forma Cobb-Douglas o Translog, el índice de eficiencia viene dado por la expresión:

$$ET_i = e^{-u_i} \quad [2]$$

donde la perturbación u_i no es observable directamente, por lo que Jondrow et al (1982) propusieron la predicción de la ineficiencia de cada observación a partir de la distribución condicionada de u_i dada ε_i , es decir:

$$E_{T_i} = \left[e^{\mathbb{E}[-u_i | \varepsilon_i]} \right]$$

Sin embargo, el paquete Frontier (Coelli, 1996), aplica la siguiente expresión

$$E_{it} = E \left[e^{-u_{it}} / \varepsilon_{it} \right] \quad [3]$$

propuesta por Battese y Coelli (1988), para casos en que la variable endógena se expresa en logaritmos.

1.2. El modelo de innovación

Los estudios sobre la innovación en agricultura son muy numerosos, sobre todo desde que en 1943 Ryan y Gross estudiaron y describieron las fases del proceso de adopción de innovaciones agrarias con un trabajo sobre la difusión de la semilla híbrida del maíz en Iowa. Empiezan a aparecer entonces muchos trabajos sobre el tema, cada uno con variantes sobre la idea inicial de estos investigadores (Holdaway y Seger, 1968). En España, sin embargo, no existen muchos estudios que aborden el tema, siendo de destacar los de García (1977) y Gómez (1986). En este último trabajo puede encontrarse una cuidada revisión bibliográfica de estos temas, tanto desde el punto de vista teórico como práctico, proporcionando a la vez unas ideas claras sobre las tendencias y evolución en este tipo de estudios. El nivel de innovación (Beaudry y Breschi, 2000) hace referencia al grado en que un agricultor acepta e incorpora innovaciones. Es pues, una cualidad individual que está asociada a una serie de atributos del individuo, tanto intrínsecos como en relación a su entorno (Gómez, 1986). El estudio sobre el grado de tecnología en explotaciones agrarias se aborda desde el punto de vista de la adopción (en el sentido de uso) de innovaciones tecnológicas, es decir, de nuevas técnicas que están a disposición del agricultor para que las aplique en su explotación (Poveda, 1991). Estas innovaciones las podemos clasificar en tres grandes grupos: mecánicas, biológicas y organizativas (Gómez, 1986). Las primeras se refieren al equipamiento de la explotación: tractores, aperos, sistemas de riego,... Las segundas las forman los temas más fitotécnicos, tales como nuevos cultivos, nuevas variedades, abonado o tratamientos de plagas y enfermedades. Las últimas son aquellas que afectan al modo de organizar y gestionar el proceso productivo.

Los métodos utilizados para medir la adopción de innovaciones en agricultura se suelen basar en las siguientes acciones:

- Ver el momento de adopción de cada agricultor, haciendo una gradación de los agricultores en función de la prontitud relativa en la adopción.
- Considerar la adopción o no de una determinada innovación tecnológica y/o determinar el nº de las adoptadas entre un grupo de ellas.
- Determinar la extensión para cada agricultor del uso de las innovaciones divisibles, es decir, aquellas que se pueden adoptar en diferentes grados según la intensidad con que se empleen.
- Estudiar la adopción de paquetes tecnológicos completos, es decir, grupos de técnicas que se deben adoptar juntas para que sean efectivas.

En este trabajo, vamos a medir la innovación a partir de la producción prevista para cada agricultor según su nivel tecnológico. Así, a partir de la función de producción estimada para la zona atribuiremos a cada empresario su nivel de innovación. La estimación de los parámetros de esta función proporciona las ponderaciones para obtener un índice de adopción de tecnología. Este índice recoge el rendimiento proyectado por los agricultores atribuible directamente a las variables de tecnología (en-

tendiendo tecnología en sentido amplio) que son las que se utilizan como variables exógenas. Queda sin explicar la incidencia debida a otros tipos de variables y que también influyen en la producción, pero no así en la innovación. La base de esta idea ha sido aplicada previamente en algunos trabajos sobre adopción de tecnología como por ejemplo Monardes (1990) para el caso del maíz.

3. DATOS Y VARIABLES

Los datos utilizados en este estudio provienen de un trabajo desarrollado en la Universidad de Córdoba a raíz de convenio firmado por esta institución y dos Mancomunidades de Municipios de la provincia. Se realizó una encuesta a una muestra de agricultores de la comarca, que recoge información individual sobre datos personales, familiares, datos económicos, técnicos y de gestión de la explotación y preguntas de opinión sobre temas de la actividad agraria. La misma fue materializada mediante entrevista directa con cada uno de los individuos seleccionados, siendo el total de encuestas válidas de 100, que con un nivel de confianza de 95,5% que, para la población objeto de estudio de 5201 agricultores, proporciona un error aceptable para la estimación de proporciones intermedias.

Con el fin de obtener las variables con las que estimar los modelos mencionados en el apartado anterior, se han construido unos índices sintéticos y globalizadores de la información. Una descripción detallada de la elaboración de los mismos puede encontrarse en Dios y Martínez (1997) pasando aquí solamente a señalar los aspectos más relevantes de los mismos.

Una característica importante de las explotaciones estudiadas, y, por tanto, del trabajo en general, es el hecho de que no son monocultivo, sino que la situación más frecuente es que se realicen varias actividades agrarias como trigo, girasol y olivar en una misma explotación. Esta característica obligaba a buscar la forma de sintetizar y homogeneizar los datos: medidas típicas como la productividad no son aplicables en este caso, al tratar en la misma muestra, y aun más, en la misma explotación, muy diversos outputs e inputs. Así, se elaboran 4 índices que recogen los aspectos que determinan la actividad agraria, como son la producción, la calidad de la gestión de la explotación, el grado de mecanización de la misma y las técnicas culturales aplicadas a cada cultivo.

Estos cuatro índices, que van a ser las variables de los modelos de eficiencia y de innovación son (Martinez, 1995):

Factor de Producción (y_i): Índice de producción relativa pluricultivo, que se calcula como cociente del rendimiento de cada cultivo y el rendimiento máximo de la muestra, ponderado por la superficie de cada cultivo para cada agricultor.

Factor Técnicas de Cultivo (FT_i): este índice se calcula comparando una serie de aspectos de las técnicas aplicadas por cada agricultor y cultivo, con un plan modelo ideal previamente establecido.

Factor Gestión (FG_i): se trata de un índice que mide aspectos administrativos y de control de la explotación. Se calcula como la suma ponderada de las respuestas dicotómicas a siete preguntas de la encuesta que reflejan esta gestión.

Factor Maquinaria (FM_i): es un índice que se calcula de forma muy parecida al factor técnicas de cultivo, esto es, en base a un plan modelo previamente establecido.

Dichos índices se han relativizado en la muestra de forma que todos se pueden mover en el intervalo 0-100, y su valor será mayor cuanto mejor es el agricultor en el aspecto que dicho índice recoge. En el cuadro 1 se presenta la estadística descriptiva de los mismos.

Cuadro 1. Estadística descriptiva de los índices

Variable	Media	Mediana	Desv Típica	Mínimo	Máximo
y	57.61	55.49	12.68	31.32	93.33
FT	62.57	61.11	14.97	33.33	100
FG	69.89	67.57	16.89	35.14	100
FM	61.05	62.50	18.84	5	100

Fuente: Elaboración propia

Además de las variables utilizadas en la construcción de los índices, en la encuesta se recababa información de 26 variables socioeconómicas de cada agricultor, que se utilizaran para estudiar su posible relación con la eficiencia y la innovación.

4. ESPECIFICACIÓN Y ESTIMACIÓN DEL MODELO DE EFICIENCIA.

El estudio de la eficiencia técnica en la producción se ha planteado considerando el índice de producción como una variable proxy de la producción global de cada agricultor. Para especificar la función frontera se ha considerado que los índices de técnicas de cultivo, maquinaria y gestión reflejan fielmente el nivel en que cada agricultor hace uso de los tres pilares fundamentales en que se basa la producción: cada uno de ellos resume una parcela significativa en el proceso de producción y además los tres están contruidos precisamente como índices agregados de factores de producción propiamente dichos. La agregación también atañe a todos los cultivos, por lo que la eficiencia se implica directamente al agricultor. Por este motivo, en el estudio se han considerado dichos índices como proxys de factores de producción.

Para el estudio de la eficiencia y los factores determinantes de la misma, se ha especificado el siguiente modelo de función frontera estocástica expresado en su forma Translog, de la que la Cobb-Douglas es un caso particular en el que $\beta_{kk} = 0$:

$$\begin{aligned} \ln(y_i) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(FT_i) + \beta_2 \ln(FG_i) + \beta_3 \ln(FM_i) + \beta_{11} \ln(FT_i)^2 + \\ & \beta_{22} \ln(FG_i)^2 + \beta_{33} \ln(FM_i)^2 + \beta_{12} \ln(FT_i) \ln(FG_i) + \\ & \beta_{13} \ln(FT_i) \ln(FM_i) + \beta_{23} \ln(FG_i) \ln(FM_i) + v_i - u_i \end{aligned} \quad [4]$$

donde:

- el subíndice i , denota el i -ésimo agricultor de la muestra, $i=1,2,\dots,100$;
- los β son parámetros desconocidos de la función de producción a estimar;
- v_i se asumen independientes e idénticamente distribuidas como variables normales $N(0, \sigma_v^2)$;
- u_i se supone independientemente distribuida como una distribución normal truncada en cero con media μ_i y la varianza σ^2 .

La estimación del modelo se realiza por máxima verosimilitud mediante el programa FRONTIER, Versión 4.1, diseñado por *Coelli (1992, 1994)*, siguiendo la parametrización propuesta por *Battese y Corra (1977)* que sustituyeron σ_v^2 y σ^2 por

$$\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2 \quad [5]$$

y

$$\gamma = \frac{\sigma^2}{\sigma_s^2} \quad [6]$$

donde el parámetro γ recoge la relación entre la varianza de la normal de la que procede u_i , y la varianza total del error compuesto. Está claro que dicha relación nos da una idea de la importancia que tiene la ineficiencia en el error de la frontera, debido a que la varianza de u_i es tanto menor que el parámetro σ^2 cuanto mayor sea su coeficiente de variación (Dios, 1999).

Una vez realizada la estimación, se impone realizar una serie de contrastes de hipótesis con el fin de concretar la especificación que mejor se adapta a la estructura productiva, así como la significación de los parámetros que definen la estructura del error compuesto del modelo. Para ello se emplea el contraste de la razón de verosimilitudes generalizado, lo que implica el cálculo del estadístico:

$$\lambda = (-2) [Ln(LH_0) - Ln(LH_1)] \quad [7]$$

donde $Ln(LH_0)$ y $Ln(LH_1)$ son los valores que toma la función de verosimilitud bajo la hipótesis nula y alternativa, respectivamente. El estadístico λ se distribuye asintóticamente como una χ_p^2 con p (número de restricciones impuestas por la hipótesis nula) grados de libertad.

A continuación se realiza el contraste de hipótesis acerca de la estructura de la producción, comprobando cuál de las dos formas funcionales (Cobb-Douglas o Translog) utilizadas en el análisis define el estado actual de tecnología. Para ello se contrasta la hipótesis nula $\beta_{11} = \beta_{22} = \beta_{33} = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{23} = 0$, de forma que si se

acepta, es el supuesto de tecnología Cobb-Douglas el que define la estructura de producción, lo que conlleva una simplificación en la estimación y análisis de la misma. Si se rechaza dicha hipótesis se acepta la forma funcional Translog.

Por otro lado, también se analiza la estructura de la ineficiencia técnica, realizando contrastes de hipótesis para comprobar si es significativa la participación de la ineficiencia en el error compuesto, lo que se corresponde con el contraste de $\gamma=0$. Si se acepta esta hipótesis, el término de ineficiencia u_i se podría eliminar del modelo de frontera estocástica, dando lugar a un modelo de función de producción media que asume que todas las explotaciones son completamente eficientes, y que se puede estimar por mínimos cuadrados ordinarios.

Tanto las elasticidades, los rendimientos a escala así como las matrices de varianzas-covarianzas del anterior modelo constituyen una información de interés pero que no ofrece ningún paquete econométrico y han de ser calculadas a posteriori. Para el cálculo de las varianzas-covarianzas se ha establecido una metodología específica mediante el enfoque del estudio de restricciones lineales sobre los parámetros de modelo (Dios, 2000).

Una vez estimada y caracterizada la frontera de producción se calculan los índices de eficiencia para cada agricultor utilizando la expresión (3).

4.1. Estimación del modelo y resultados

Los resultados del ajuste de la frontera estocástica supuesta una distribución normal del término de error v (*causas aleatorias*) y una distribución normal truncada del término de error u (*ineficiencia técnica*) aparecen en el cuadro 2, en la que se comparan las estimaciones obtenidas con una Translog y una Cobb-Douglas.

El valor del parámetro $\gamma=0.99$, dada su desviación típica estimada, implica que la ineficiencia es altamente significativa en el análisis de la producción de los agricultores. Este valor próximo a 1, tiene como consecuencia que la componente debida a factores aleatorios es prácticamente nula en el caso que nos ocupa, lo que a priori podría resultar contradictorio, habida cuenta de la aleatoriedad a la que están sometidos todos los cultivos (granizo, lluvias, sequía, etc.), por lo que la explicación más lógica a este fenómeno habrá que buscarla en la propia constitución de los datos, esto es, índices sintéticos y que los mismos sean de corte transversal, referidos al mismo periodo de tiempo, por lo que los factores aleatorios afectan a todas las explotaciones por igual.

En el cuadro 2 aparecen los estimadores de la frontera estocástica de producción en su especificación Translog (tercera columna), y Cobb-Douglas (cuarta columna). Las desviaciones típicas están entre paréntesis. Los estadísticos t , es decir, el cociente entre el coeficiente estimado y su desviación típica correspondiente, estudian la significación individual de los coeficientes. Así, si nos fijamos, en primer lugar en la especificación Translog, observamos que los estadísticos t correspondientes a los

Cuadro 2. Modelo de frontera estocástica

Variable	Parámetro	Translog	Cobb-Douglas	
Constante	β_0	12.190 (0.838)	1.179 (0.155)	
$\ln(F.Técnicas\ de\ Cultivo)$	β_1	-2.981 (0.528)	0.190 (0.050)	
$\ln(F.Gestión)$	β_2	-3.791 (0.789)	0.414 (0.054)	
$\ln(F.Maquinaria)$	β_3	2.191 (0.623)	0.136 (0.015)	
$\ln(F.Técnicas)$	β_{11}	0.534 (0.210)		
$\ln(F.Gestión)$	β_{22}	0.452 (0.257)		
$\ln(F.Maquinaria)$	β_{33}	0.138 (0.082)		
$\ln(F.Técnicas)\ln(F.Gestión)$	β_{12}	0.274 (0.334)		
$\ln(F.Técnicas)\ln(F.Maquinaria)$	β_{13}	-0.565 (0.086)		
$\ln(F.Gestión)\ln(F.Maquinaria)$	β_{23}	-0.192 (0.387)		
σ^0	σ^0	0.022 (0.016)	0.032 (0.006)	
γ	γ	0.999 (0.001)	0.999 (0.031)	
μ	μ	0.187 (0.219)	0.170 (0.038)	
Log. Verosimilitud		73.194802	67.192240	
Contraste de hipótesis del modelo de frontera estocástica				
Hipótesis nula	F.máx. verosimilitud	λ	Valor crítico	Decisión
$H_0 \equiv \beta_{11} = \beta_{22} = \beta_{33}$ $= \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{23} = 0$	67.19	12.00	12.6	Acepto
$H_0 \equiv \gamma = 0$	62.34	9.69	5.13 ¹	Rechazo
$H_0 \equiv \mu = 0$	63.43	7.52	3.84	Rechazo
Contraste de rendimientos a escala constantes: $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$				
	Coficiente	Probabilidad		
Estadístico t	-65.302555	0.00000		

Fuente: Elaboración propia

términos de segundo orden son no significativos. En cambio, los de la especificación Cobb-Douglas son todos significativos.

Para estudiar la significación del modelo completo, utilizaremos el contraste de la razón de verosimilitudes. El primer contraste realizado considera la hipótesis nula de si la tecnología Cobb-Douglas es la apropiada. La aceptación de esta hipótesis podría simplificar la estimación y análisis de la producción. El valor del estadístico λ es

1. Este valor se obtiene de la Tabla 1 de Kodde y Palm (1986) en la que aparecen los valores críticos para los contrastes de hipótesis nulas que incluyan parámetros con valores en el límite de su espacio paramétrico. Si la hipótesis nula $H_0 \equiv \gamma = 0$, es cierta, entonces habrá otro parámetro que tampoco estará incluido en el modelo. Por tanto, los grados de libertad para el valor crítico son $q+1$, donde $q=1$.

menor que el valor crítico, por lo que rechazamos la especificación Translog, en favor de la Cobb-Douglas.

Centrando ahora la atención en los coeficientes asociados con la ineficiencia técnica, se constata que los estadísticos t de la última columna son significativos. Sin embargo, se han realizado algunos contrastes aplicando la razón de verosimilitudes, comenzando por comprobar si no hay ineficiencia técnica en la muestra objeto de estudio. Si se aceptara la segunda hipótesis, el término de ineficiencia u_i se quitaría del modelo (1), y el modelo resultante se podría estimar por MCO. La omisión de u_i es equivalente a la hipótesis $H_0 \equiv \gamma = 0$. El estadístico λ resulta 9.69, mayor que el valor crítico 5.13, por lo que se rechaza la hipótesis nula, y el modelo está correctamente especificado con un término para la ineficiencia técnica.

La última hipótesis nula de que $H_0 \equiv \mu = 0$ supone que la especificación en vez de normal truncada sea seminormal. De acuerdo con el valor que toma el estadístico t se rechaza la hipótesis en el caso de la especificación Cobb-Douglas, que es la forma funcional aceptada. Por tanto, la especificación válida para u_i es la Normal Truncada, con una estimación de $\mu = 0.17$.

Al tratarse de una especificación Cobb-Douglas, los valores estimados de los coeficientes coinciden con las elasticidades de producción de los distintos factores.

De la misma forma, el mayor de dichos coeficientes es el correspondiente al factor gestión (0.41), quien parece determinar en mayor medida las variaciones de la producción. Le sigue el factor técnicas con un valor estimado de 0.19, y por último, la elasticidad de producción respecto al factor maquinaria (0.13).

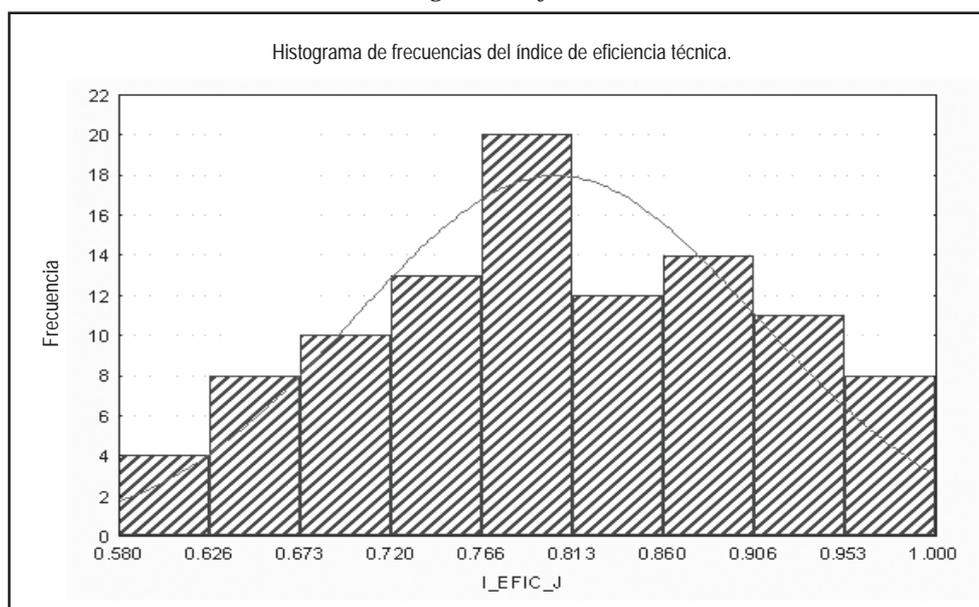
Los rendimientos a escala de la función frontera estocástica de producción vienen dados por la suma de las elasticidades de producción respecto a los factores, que en nuestro caso es 0.74. Para determinar si existen rendimientos a escala constantes, contrastamos si este valor es significativamente igual a uno (*Hipótesis nula*) mediante una prueba t , ya que existe una sola restricción al modelo. El estadístico t , así como su correspondiente valor crítico aparecen al final del cuadro 1, rechazándose la hipótesis nula, aceptando pues la existencia de deseconomías de escala.

Una vez determinada completamente la especificación de la frontera se calcula el índice de eficiencia técnica según la fórmula de Battese y Coelli (1988), con la expresión (3) para cada una de las explotaciones de la muestra, cuyas medidas descriptivas e histograma se muestran en el cuadro 3.

Así, el índice de eficiencia calculado para las explotaciones a partir de esta frontera presenta un valor medio del 80.5%, eficiencia técnica mínima del orden de 57.5% y máxima del casi 100%. Del análisis del histograma (Cuadro 3), se deduce que solamente el 3% de las explotaciones presentan un nivel de eficiencia inferior al 60%. El 14% de las explotaciones tienen un índice de eficiencia entre el 60 y el 70%, mientras que el 33% se sitúan entre el 70 y 80%. Por último, la mitad de la muestra presenta un nivel de eficiencia técnica superior al 80%. Así se puede hablar de un alto nivel de eficiencia técnica en las explotaciones agrarias del Alto Guadalquivir.

Cuadro 3. Medidas descriptivas e histograma del índice de eficiencia

Medidas descriptivas					
	Media	Mediana	Desv. Std.	Mínimo	Máximo
Índice de Jondrow	0.80490	0.79976	0.10401	0.57594	0.99785

Histograma de frecuencias

Fuente: Elaboración propia

5. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE INNOVACIÓN

El índice de innovación se va a obtener de la estimación de la función de producción media. La forma funcional finalmente elegida ha sido la Cobb-Douglas, que en su expresión lineal toma la forma

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(FT_i) + \beta_2 \ln(FG_i) + \beta_3 \ln(FM_i) + \varepsilon_i \quad [11]$$

que una vez estimada por MCO da el resultado que se muestra en el cuadro 4.

Todas las variables incluidas son significativas, por lo que se puede concluir que cada uno de los tres índices explica parte de la producción de cada agricultor. Además, los signos de los coeficientes de dichas variables en la ecuación son siempre positivos, que era lo esperado ya que los índices recogen características técnicas que en principio deben tener una relación positiva con el de producción.

Cuadro 4. Estimación del modelo de innovación

Variable	Parámetro	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Constante	0.894	0.255	3.500	0.0007
Ln(F. Gestión)	0.350	0.068	5.122	0.0000
Ln (F. Maquinaria)	0.113	0.042	2.699	0.0082
Ln (F. Técnicas de cultivo)	0.293	0.072	4.082	0.0001
R-cuadrado	0.648094	F-statistic		58.93340
R-cuadrado ajustado	0.637097	Prob(F-statistic)		0.000000
S.E. of regression	0.132396	Log Verosimilitud		62.34340
Contraste de rendimientos a escala constantes:				
	Coefficiente	Probabilidad		
Estadístico t	-3.99298	0.000128		

Fuente: Elaboración propia

El ajuste del modelo con un R^2 ajustado de 0.64 es bueno, considerando la cantidad de observaciones y los datos con los que se trabaja (Uriel, 1997). Al igual que en el caso anterior, las elasticidades de cada factor corresponden directamente con los coeficientes estimados, obteniendo una gradación de la importancia de cada factor a la hora de explicar la producción igual que el anterior. Por otra parte los rendimientos a escala son en este caso también decrecientes, (con un valor medio de 0.756) ya que el contraste de rendimientos a escala constantes arroja, como se observa en el cuadro 4, que no se puede aceptar la hipótesis nula.

Los resultados obtenidos para el índice de innovatividad se muestran el cuadro 5. Vemos que el nivel de innovación es en general bajo en la zona. Los techos de producción, con valores superiores a 90 (ver Cuadro 1), son bastante superiores al máximo de los índices de innovación, cuyo valor superior no llega a 77, mientras que las medias (y las medianas) de ambas variables están muy próximas, por lo que cabe afirmar que el grado de innovación de los agricultores de la zona no es muy elevado, no detectándose la presencia clara de figuras como el agricultor líder en innovación, aunque si existen diferencias dentro de los mismos, que se reflejan en el rango de este indicador.

6. RELACIÓN EFICIENCIA TÉCNICA E INNOVACIÓN

Para estudiar la relación entre los dos índices calculados, se procedió en primer lugar a estudiar su correlación, empleando el coeficiente de correlación lineal de Pearson (Uriel, 1997). Los resultados del mismo ($r^2=0.0059$), y el test t sobre su significación ($t=-0.7619$), indican que no existe ninguna relación lineal entre ambos

índices. Con el fin de buscar patrones de relación no lineal entre dichos índices, se ha procedido al ajuste de curvas según distintas formas funcionales. Los ajustes realizados para las especificaciones cuadrática, cúbica, compuesta, exponencial, inversa, logarítmica, logística, sigmoideal y potencial presentan unos coeficientes de determinación en ningún caso superiores a 0.05.

Por último se han categorizado ambos índices en tres estratos cada uno, bajo, medio y alto, construyendo una tabla de contingencia 3x3 con ambos. Se ha estudiado la relación en esta tabla mediante el test χ^2 de Pearson (Uriel, 1997) no detectándose una asociación significativa.

Por ello se puede concluir que, y en este caso, los indicadores de eficiencia e innovación no están relacionados, siendo ambos indicadores complementarios respecto a la información que proporcionan de las explotaciones analizadas.

7. ANÁLISIS DE LAS RELACIONES ENTRE LOS ÍNDICES Y LAS VARIABLES SOCIOECONÓMICAS

Con el objetivo de detectar qué variables socioeconómicas influyen en la ineficiencia técnica y la innovación de los agricultores objeto de estudio, se han realizado tablas de contingencia entre dichas variables y los índices que recogen la eficiencia y la innovación respectivamente.

En el caso de la eficiencia, este método es una variante del método de estimación en dos etapas. Con cierta frecuencia, la segunda etapa en el estudio de la eficiencia se ha llevado a cabo realizando una regresión entre el índice de eficiencia calculado y dichas variables socioeconómicas, o bien, un análisis de la varianza.

Actualmente, el estudio de la incidencia de determinados factores en la eficiencia, está en abierto debate en cuanto a la metodología que mejor resuelve el problema. Cabe señalar, en este sentido, que el modelo de Battese y Coelli (1995), ha sido aplicado en muy diversas áreas de investigación y sigue en auge (Tveteras y Battese, 2001; Vicario y Dios, 2001; Ibourk et al, 2001; y Faria et al, 2001, entre otros). Este modelo, incorpora a la frontera de producción, otro modelo de eficiencia, que recoge dicha incidencia, estimándose ambos simultáneamente. No obstante, como contrapunto hay que mencionar otro modelo propuesto recientemente por Huang y Smith (2001), que permite también conjuntamente estimar la frontera y realizar la detección de los factores determinantes de la eficiencia.

En nuestro caso, hemos creído conveniente abordar el análisis utilizando el método de dos etapas, por medio de tablas de contingencia, por dos motivos. El primero es el carácter dicotómico de las variables socioeconómicas, y el segundo la conveniencia de la uniformidad en el estudio de relaciones de las mismas con ambos índices.

De esta forma, determinamos las variables socioeconómicas que explican las características que comparten las unidades productivas más eficientes o más innovadoras.

Para la construcción de las tablas de contingencia, se ha hecho necesario el categorizar las variables continuas: ambos índices se han categorizado en tres estratos cada uno, que corresponden a las categorías bajo, medio y alto. El resto de variables se han transformado en variables dicotómicas con el fin de evitar un excesivo número de celdas en las tablas, que da lugar a bajas frecuencias en algunos cruces que invalidarían el test.

Dicho estudio de relaciones se ha realizado con más de 30 variables de tipo socioeconómico resultando significativas las relaciones mostradas en el cuadro 6. Las demás variables estudiadas resultaron independientes de los índices, a un nivel de significación del 0.05%.

Cuadro 6. Relación entre los índices y variables socioeconómicas

Nivel de eficiencia Alto	Nivel de innovación alto
Perteneciente a asociaciones profesionales agrarias	Pertenencia a asociaciones profesionales agrarias.
Superficie grandes	Superficies grandes
Propensión alta al riesgo	Gusto por la agricultura
Tramitación propia subvenciones	Cultivos herbáceos
Gestión contable de la explotación	Invertiría en Agricultura
Mayor edad	Nivel de Renta alto
Mano de obra mixta	Nivel de vida bueno
Nivel de estudios medio-alto	Padres agricultores
Satisfacción con la actividad	

Fuente: Elaboración propia

Cada columna representa el perfil de un agricultor eficiente en el primer caso y de un agricultor innovador en el segundo. Solo dos variables, la pertenencia a asociaciones agrarias y la gestión de explotaciones de gran tamaño son comunes a los agricultores innovadores y a los agricultores eficientes. Hay resaltar, no obstante, que la variable “Satisfacción por la Actividad”, que resultó asociada con la eficiencia, y la variable “Gusto por la agricultura”, asociada con la innovación no recogen la misma información, en contra de lo que se podría pensar en base a sus respectivas denominaciones. La primera se refiere a la obtención de buenos resultados económicos de la empresa, mientras que la segunda representa la afición y dedicación con agrado a la agricultura.

8. CONCLUSIONES

El presente trabajo recoge los resultados de una investigación en la que se estiman la eficiencia técnica y el nivel de innovación de una muestra de explotaciones agra-

rias multicultivo, situadas en la provincia de Córdoba. Para la primera, se aplica la metodología de función frontera estocástica. El nivel de innovación se calcula como índice compuesto de otros tres, que revelan niveles tecnológicos en los siguientes aspectos: gestión, maquinaria y técnicas de cultivo. Se relacionan posteriormente dichos índices con objeto de estudiar si recogen características similares o complementarias.

Como conclusiones generales de las funciones e índices estimados se pueden señalar las siguientes:

El supuesto de función Cobb-Douglas se muestra válido como función de producción para la agricultura de la comarca del Alto Guadalquivir. Las elasticidades de producción respecto a los factores considerados siguen la jerarquía siguiente: el factor gestión es quien determina los posibles aumentos de la producción, seguido por el factor técnicas de cultivo y el factor de maquinaria. Existen deseconomías de escala en la producción respecto a los factores considerados, al constatar la existencia de rendimientos decrecientes de escala.

El nivel de eficiencia técnica media alcanza un valor de 80%, por lo que podemos concluir que existen razones para plantear actuaciones que ayuden a paliar el 20% que se podría mejorar la producción usando los mismos factores de producción.

El grado de innovación calculado muestra que, en su conjunto, pocos agricultores pueden considerarse muy innovadores. Su productividad proyectada sobre la media de la zona, atribuible solo a los factores tecnológicos, no determina un alto nivel de innovación en algunos de los miembros de la muestra. En este caso, también se verifican los rendimientos decrecientes a escala.

Altos niveles de eficiencia técnica, junto con bajos niveles de innovación nos lleva a caracterizar a este sistema productivo como el de una agricultura madura y poco dinámica. Existen unas técnicas de producción bien conocidas y aplicadas correctamente por la mayoría de los agricultores, pero sin modificaciones en las mismas. Al ser el factor de gestión el más influyente, tanto en los niveles de eficiencia como en los que innovación, cabe pensar que este es aquel parámetro en el que se debería actuar buscando la modernización agraria en la zona.

No existe ninguna relación entre el nivel de eficiencia y el nivel de innovación entre los agricultores de la muestra. En este caso, no podemos afirmar que, y como se ha hecho en algunos trabajos recientes sobre innovación en el sector agrario Conley (2000), el agricultor más innovador es también el más eficiente. Esta idea se podría resumir diciendo que el aplicar las últimas técnicas productivas (innovador) no ha de conducir a que dichas técnicas se apliquen de la mejor forma (eficiencia).

La deseada combinación de ambos aspectos, con el fin de potenciar la modernización de la agricultura en la zona, cabría buscarla, dado el perfil obtenido por los agricultores más innovadores y más eficientes, en el apoyo al asociacionismo agrario y en la creación de empresas con un mayor tamaño de las fincas que gestionan.

BIBLIOGRAFIA

- AIGNER, D., LOVELL, C., SCHMIDT, P. (1977). "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.
- BATTESE, G. y COELLI, T.J., (1988). "Prediction on Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalised Frontier Production Function and Panel Data", *Journal of Econometrics*, 38, 387-399.
- BATTESE, G. y COELLI, T.J. (1995). "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- BATTESE, G., CORRA, G. (1977). "Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21, 169-179.
- BIRKHAUSER, D. y EVENSON, R. (1991) "The economic impact of agricultural extension: a review". *Economic Development and Cultural Change* 39 (3): 607-650.
- BEAUDRY, C. y BRESCHI, S. (2000). "Does clustering really help firms' innovative activities?". Working Paper 111. Centro Studi sui Processi de internazionalizzazioni. Università Commerciale "Luigi Bocconi". Milán.
- COELLI, T.J., (1992). "A Computer Program for Frontier Production Function Estimation: FRONTIER, Version 2.0", *Economics Letters*, 39, 29-32.
- COELLI, T. (1996). A guide to DEAP Version 2.1: A data envelopment analysis Computer program. Working paper 96/08. Centre for Efficiency and Productivity Analysis. Department of Econometrics. University of New England. Australia. 49 p.
- CONLEY, T. y URDÍ R. (2000). "Learning about a new technology: pineapple in Ghana" . Center Discussion paper nº 817. Economic Growth Center. Yale University.
- DIOS, R. y MARTÍNEZ, J. (1997). Estudio del grado tecnología en explotaciones agrarias Un análisis microeconómico. *Investigación Agraria. Serie Economía*. 1 (3).
- DIOS, R., (1999). "Análisis de interpretación de los parámetros de relación de varianzas en el modelo de frontera estocástica", Documento de Trabajo 99.02, Departamento de Estadística, Universidad de Córdoba.
- DIOS, R., (2000). "Contrastes sobre elasticidades en el modelo de frontera estocástica. Un enfoque metodológico", Documento de Trabajo 2000.03, Departamento de Estadística, Universidad de Córdoba.
- FARIA, A., FENN, P., BRUCE, A. (2001). "Technological Flexibility and Efficiency in Portuguese Manufacturing Firms using SFA" Seventh EWEPA. Oviedo.
- FARRELL, M., (1957). "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society, A CXX*, part 3, 253-290.
- FEDER, G. et al (1985). "Adoption of agricultural Innovations in Developing Countries: a survey". *Economic Development and Cultural Change* 33 (2): 255-298.

- GARCÍA, M. (1977). La innovación tecnológica y su difusión en la agricultura. Madrid. Ministerio de Agricultura Pesca y Alimentación.
- GÓMEZ, A. (1986). Difusión-adopción de innovaciones en agricultura: un estudio sobre la campiña de Córdoba. Tesis Doctoral. E.T.S.I.A. Córdoba.
- GREENE, W.H., (1993). "The Econometric Approach to Efficiency Analysis", en H.O. Fried, C.A.K. Lovell y S.S. Schmidt (editors), *The Measurement of Productive Efficiency*, Oxford University Press, New York, 68-119.
- HOLDAWAY, E. y SEGER, J. (1968). The development of indices of innovatiens. *Canadian education and Research Digest*, Vol 8, pp 366-379.
- HUANG, H., SCHMIDT, P. (2001). "One-Step Modelling of Production Frontiers and Determinants of Technical Efficiency" Seventh EWEPA. Oviedo.
- IBOURK, A., MAILLARD, B., PERELMAN, S., SNEESSENS, H. (2001). "The Matching Efficiency of Regional Labour Markets: A Stochastic Production Frontier Model" Seventh EWEPA. Oviedo.
- JONDROW, J., LOVELL, C.A.K., MATEROV, I. S., SCHMIDT, P. (1982). "On Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model", *Journal of Econometrics*, 19, 233-238.
- KODDE, D.A., PALM, F.C. (1986). "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restriccions", *Econometrica*, 54, 1243-1248.
- LAWSON, L. , AGGER J., LUND M. (2001) . "Technical Inefficiency of Milk Production and Udder Related Diseases in Danish Dairy Herds"Seventh EWEPA. Oviedo.
- MARTINEZ PAZ, J.M. (1995). "Estudio del grado de tecnología en explotaciones agrarias: Aplicación a la comarca del Alto Guadalquivir". Trabajo Profesional Fin de Carrera. ETSIAM. Universidad de Córdoba.
- MEEUSEN, W., BROECK, J. VAN DEN, (1977). "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error", *International Economic Review*, 18, 435-444.
- MONARDES, A. (1990). "Análisis de Adopción de Tecnología en el cultivo de maíz en el valle del Cachapoal, Chile." Madrid. *Investigación Agraria: Economía* 5 (1). 75-94.
- POVEDA, L. (1991). *Innovación tecnológica y modernización agraria*. Instituto de Cultura "Juan Gil-Albert" . Alicante.
- RYAN, B. y GROSS, N. C. (1943). "The Diffusion of Hybrid Seed Corn in two Iowa Communities", *Rural Sociology*, 8, 15-24.
- TVETERAS, R., y BATTESE, G. (2001). "The influence of regional agglomeration externalities on efficiency in Norwegian Salmon Aquaculture" CEPA Working Paper nº 1/2001. University of New England. Australia.
- URIEL, E. y GEA, I. (1997) *Econometría aplicada*. Ed. AC. Madrid.
- VICARIO, V. y DIOS R. (2001). "Sales Efficiency in Food Distribution Units" Seventh EWEPA. Oviedo.