Valoración agraria: contrastes estadísticos para índices y distribuciones en el método de las dos funciones de distribución

José García Pérez (*)

Rafael Herrerías Pleguezuelo (**)

Lina Beatriz García García (***)

1. INTRODUCCIÓN

El método de valoración conocido como de las dos betas o, en general, de las dos funciones de distribución fue presentado por *Ballestero, E. (1971)*. Este método supone una mejora del método sintético y fue formalizado posteriormente por su autor; Ballestero E. (1973) describe el *método de las dos Betas* en la forma siguiente: «*La variable valor de mercado de un bien obedecerá estadísticamente a la función de distribución F. Por su parte, el índice, parámetro o variable explicativa obedecerá estadísticamente a otra función de distribución G. Suponemos que las funciones F y G tienen forma de campana o similar, entonces el método de las dos Betas establece una relación entre ambas variables*».

Para ello es preciso adoptar la siguiente hipótesis: si el Índice L_i de un activo F_i es mayor que el L_j de otro activo F_j, el valor de mercado V_i correspondiente al primer activo será también mayor que el valor de mercado V_j correspondiente al segundo. A partir de ello, conocida la distribución F del valor de mercado y la G del índice, el valor de mercado V_k correspondiente a un índice L_k se establece mediante la transformación:

(*) Catedrático del Departamento de Economía Aplicada de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad de Almería.

(**) Catedrático del Departamento de Métodos Cuantitativos de la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad de Granada.

(***) Licenciada en Ciencias Financieras y Actuariales. Becaria de KPMG Auditores.

– Estudios Agrosociales y Pesqueros, n.º 199, 2003 (pp. 93-118).

$$V_k = Ø(L_k) \Leftrightarrow F(V_k) = G(L_k) \qquad [1]$$

Palacios, Callejón y Herrerías (2000) han presentado una formalización rigurosa del método:

Dado un activo a valorar, se consideran dos variables aleatorias relacionadas con el mismo: la variable L, que representa al índice elegido para el activo; y la variable V, valor de mercado del activo. Se supone que el valor que alcanza el activo V es función del valor que toma su índice L, esto es $V=Ø(L)$, donde Ø es una función estrictamente creciente sobre un cierto intervalo $[L_1,L_2]$ soporte de la distribución L.

Si L tiene una distribución de probabilidad cuya función de distribución es G(L), entonces V es una variable aleatoria cuya función de distribución es:

$$F(V) = P[V \leq v] = P[Ø(L) \leq v] = P[L \leq Ø^{-1}(v)] = G(Ø^{-1}(v))$$

o equivalentemente,

$$G(l) = P[L \leq l] = P[Ø(L) \leq Ø(l)] = P[V \leq Ø(l)] = F[Ø(l)]$$

donde se ha tenido en cuenta que Ø es estrictamente creciente.

Es evidente que si F es estrictamente creciente sobre el intervalo $[Ø(L_1), Ø(L_2)]$, entonces F es invertible sobre el citado intervalo; luego a partir de la última expresión se obtiene $Ø(l)=F^{-1}(G(l))$, definida entre $(L_1,L_2) \Rightarrow (Ø(L_1), Ø(L_2))$ que es una biyección que transforma valores del índice en valores de mercado.

A partir de aquí, si el valor del índice para un determinado bien es L_0, entonces su valor de mercado debe de ser:

$$V_0 = Ø(L_0) = F^{-1}(G(L_0))$$

Desde la presentación del método de las dos betas por Ballestero E. (1973) , se han publicado numerosas aportaciones: artículos, libros, trabajos de investigación, tesis doctorales; en todos ellos se ha ido extendiendo la aplicación de este método , Ballestero y Caballer (1982), Caballer (1993), Caballer (1994), Caballer(1998) , Caballer (1999) y , Ballestero y Rodríguez (1999) extienden su uso a la valoración de arboles frutales e inmuebles , Alonso y Lozano (1985) hacen una aplicación a la valoración de fincas en la comarca de Valladolid; Guadalajara (1996) presenta una serie de casos prácticos, Cañas, Domingo y Martínez (1994) realizan una aplicación práctica en la provincia de Córdoba; Romero (1977) hace una extensión del método utilizando distribuciones uniformes y triangulares; García, Cruz y Andújar (1998) presentan una revisión de la aplicación en distribuciones triangulares; García, Trinidad y Gómez (1999) extienden el método a la utilización de una clase especial de distribuciones trapezoidales; Herrerías, García y Cruz (2001) extienden el método al uso de distribuciones trapezoidales de cualquier tipo; García, Cruz y Rosado (2000, 2002) presentan una extensión del método al caso multiíndice bajo la hipótesis de independencia entre los índices; García, Cruz y García, L. B. (2002 a) extienden el uso del método de las dos funciones de distribución a las familias de funciones Mesocúrticas, de Varianza Constante, Caballer y Beta Clásica, aportando un método para seleccionar la distribución más adecuada a cada caso y presentando al mismo tiempo un programa informático que resuelve el problema de la inversión; Herrerías Velasco (2002) en su Tesis Doctoral, sin publicar aún, ha extendido el método de las dos funciones de distribución al caso bivariante de forma exhaustiva y en general al caso multivariante sin hipótesis de independencia; García, Cruz y García L.B. (2002 b) presentan una aplicación econométrica de la extensión multiíndice del método de las dos funciones de distribución; García (2002) (trabajo de investigación sin publicar) ha realizado una extensión utilizando funciones de distribución de la familia de Pearson. En resumen, todos los trabajos mencionados se enmarcan en las tres líneas siguientes:

a) Aplicaciones prácticas del método de las dos funciones de distribución.
b) Extensión del método a distribuciones, uniformes, triangulares, trapezoidales, subfamilias de las distribuciones Betas como la Caballer, la mesocúrtica o la de varianza constante, distribuciones de la familia de Pearson, etc.
c) Utilización de dos o mas índices, bajo el supuesto de independencia o no, e implementación de aplicaciones econométricas

En este trabajo se plantean dos cuestiones que no habían sido planteadas hasta ahora:

1.ª ¿En qué medida las funciones de distribución elegidas para modelizar el comportamiento del índice y/o del activo, consideradas como variables aleatorias, son adecuadas?
2.ª ¿Hasta qué punto podemos afirmar que el índice o los índices seleccionados para valorar el activo son realmente representativos del mismo?

Hasta ahora, la adecuación del índice o los índices elegidos para llegar a la valoración de bien no ha sido cuestionada de ninguna forma, se acepta que los índices elegidos representan adecuadamente el activo a valorar y se aplica el método. Del mismo modo, se eligen unas u otras funciones de distribución para simular el comportamiento del índice o del activo según su versatilidad, su facilidad de manejo, o su sencillez, etc., sin cuestionarse cuál de ellas representa de forma más adecuada el comportamiento del índice o del activo.

En este trabajo se van a presentar una serie de tests estadísticos que pretenden contrastar si el índice o índices elegidos para valorar el activo (en general bienes agrícolas) son realmente representativos del mismo, cuestionándose simultáneamente si las funciones de distribución utilizadas, para simular su comportamiento, son las adecuadas para el índice y el activo.

En el apartado dos se construyen y desarrollan los tests, obteniéndose los estadísticos correspondientes; en el apartado tres se presenta una aplicación de los mismos al caso de la valoración de Tierras en los campos de El Ejido (Almería); y en el apartado cuatro se comentan las conclusiones y posibles líneas de investigación.

2. TESTS ESTADÍSTICOS PARA LA ADECUACIÓN DEL ÍNDICE

Si elegimos una función de distribución para el índice G(L), y otra para el valor del activo F(V), la determinación del valor del activo v (que sólo depende del índice L), conocido el valor del índice, L, se obtendrá resolviendo:

$$V = \varnothing\ (L) \Leftrightarrow G(L) = F(v) \qquad [2]$$

Como es sabido, en este método de valoración, apropiado especialmente cuando se dispone de pocos datos, las funciones de distribución F y G son obtenidas a partir de los valores mínimos a, a’ para el índice y el activo, de los valores máximos b, b’ para el índice y el activo, y de los valores modales m, m’ para el índice y el activo; es decir, la función de distribución para el índice G quedará determinada por los valores a, m, b, y la función de distribución para el activo F quedará determinada por los valores a’, m’ y b’. Todos estos valores se determinan inicialmente a partir de los datos disponibles. En caso de acudir al sistema Pearson, se añaden los valores de subasta, o la confianza en los datos, véase García (2002).

2.1. Una medida sobre la adecuación del modelo (1)

Si se suponen conocidos a, b, m (s, en el caso de sistemas Pearsonianos) para el índice, y a’, b’, m’ (s’), para el valor del activo, se puede elegir el modelo estadístico G(L) para el índice y F(V) para el valor activo, de tal modo que, aplicando [2] al valor m’, se podría obtener un valor m* para la moda del índice (2).

$$m' = Ø(m^*) \Leftrightarrow G(m^*) = F(m') \qquad [3]$$

Si además se dispone de una serie de datos durante un periodo t=1, ... ,n se podría obtener una serie de valores teóricos de la moda del índice m^*_t , t=1 ... n que podrían compararse con la serie de valores reales para la moda del índice m_t , t=1 ... n, utilizando [3]. Se supone que las funciones de distribución G y F no están afectadas por el momento temporal y que no cambian en todo el periodo t=1 ... n.

Una medida de la adecuación del modelo sería:

$$Q = \sum_{t=1}^{n} \frac{(m_t - m_t^*)^2}{m_t^*} \qquad [4]$$

donde:

m_t = valor real para la moda del índice en el momento temporal t, del periodo t=1 ... n , en valores deflactados.

m^*_t = valor proporcionado por la relación teórica [3] para cada momento temporal t, del periodo t=1 ... n , en valores deflactados.

La regla de actuación será:

1) Determinar los valores más frecuentes de V y L para un periodo t=1 ... n expresados en valores constantes o deflactados.
2) Determinar los valores mínimo, máximo y modal de la serie para definir las funciones de distribución de V y L.

---

(1) Para analizar la adecuación del índice y su capacidad para interpretar los valores del activo, así como los modelos probabilísticos que los representan son los adecuados, debemos disponer de una serie de valores para el índice y otro para el activo, aconsejamos trabajar con valores en unidades monetarias constantes.

(2) En principio pudiera pensarse que esta hipótesis no está de acuerdo con lo afirmado por el profesor Ballester, E. (1991) cuando mantiene: «ni el principio ni el razonamiento matemático obligan a que exista una correspondencia entre las modas respectivas de las dos distribuciones», pero no es así, ya que la hipótesis planteada aquí incluye una serie de observaciones para índice y activo y la correspondencia planteada es dentro de la misma distribución para la moda real y la moda estimada.

3) Para cada valor real más frecuente de la serie de L, calcular su valor teórico.
4) Obtener el valor de Q.

Está claro que valores de Q próximos a cero indican una gran adecuación del modelo; por el contrario, valores grandes de Q señalarían poca adecuación del modelo a las estimaciones realizadas.

El problema principal de la medida de Q es que no se conoce su distribución estadística, por lo que no sirve como test estadístico para valorar la adecuación.

Se ha de señalar que la adecuación, en este caso, encierra una doble condición, a saber:

1. ***Adecuación del índice***. Se quiere comprobar con ello si el índice elegido para representar al activo es realmente representativo o no.
2. **Adecuación del modelo.** Se quiere comprobar si el modelo estadístico elegido para representar ambas distribuciones teóricas, G(L) y F(V), es el correcto.

2.2. Un primer test para la adecuación del índice y del modelo

Se puede suponer que, bajo las hipótesis H_0 de

a) adecuación de los modelos probabilísticos elegidos,

b) representatividad del índice respecto al valor del activo,

los valores m^*_t obtenidos a partir de la relación [3] se comporten de acuerdo con el esquema:

$$m_t = m^*_t + \varepsilon_t \text{ con } \varepsilon_t \text{ i.i.d} \quad N(0, \sigma^2) \qquad [5]$$

Es decir, los valores modales del índice obtenidos de [3] se distribuyen en torno a los valores reales de la moda del índice. En el caso de que esta hipótesis fuese falsa, ocurriría:

$$E(\varepsilon_t) = \mu_t \neq 0 \qquad [6]$$

de modo que si se dispone de los datos para un periodo t, t=1 ... n, es evidente que el estadístico:

$$\sum_{t=1}^{n} \frac{(m_t - m_t^* - \mu_t)^2}{\sigma^2} = \sum_{t=1}^{n} \frac{(\varepsilon_t - \mu_t)^2}{\sigma^2} = \sum_{t=1}^{n} \left[N(0,1)\right]^2 \qquad [7]$$

sigue una χ^2 con n grados de libertad. Y a partir de aquí se puede establecer que el estadístico:

$$t = \frac{n(\bar{\varepsilon} - \bar{\mu})}{\sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{t=1}^{n}\left[(\varepsilon_t - \bar{\varepsilon}) - (\mu_t - \bar{\mu})\right]^2}} \qquad (8)$$

sigue una t de Student con n-1 grados de libertad. Véase Herrerías, Palacios y Pérez (1994) (3).

Lógicamente, bajo la hipótesis nula H_0, señalada anteriormente, debería ocurrir que $\mu_t = 0 \quad t = 1,2...,n$, y, por lo tanto [8] se convierte en:

$$t = \frac{n\bar{\varepsilon}}{\sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{t=1}^{n}\left[(\varepsilon_t - \bar{\varepsilon})\right]^2}} \qquad [9]$$

Con este estadístico se puede contrastar la hipótesis H_0, aunque será preciso puntualizar la potencia del test, ya que el estadístico [9], cuando falla la hipótesis nula (en cualquiera de sus dos condiciones) puede no desplazarse hacia las colas de la distribución, y ello debido a:

a) Puede ocurrir que cuando sea $\mu_t \neq 0 \quad \forall t$ sea $\bar{\mu} = 0$.

b) Si $\frac{1}{n-1}\sum_{t=1}^{n}(\mu_t - \bar{\mu})^2 - \frac{2}{(n-1)}\sum_{t=1}^{n}(\varepsilon_t - \bar{\varepsilon})(\eta_t - \bar{\mu}) > 0$

el no cumplimiento de H_0 ocasionaría un incremento en el denominador del estadístico de contraste, y, por lo tanto, una disminución en la t experimental.

En definitiva, si con este contraste se rechaza H_0, se debe intentar buscar otro modelo probabilístico para F(V) y F(L), u otro índice, pero, en el caso de que se acepte, lo que procedería hacer es aplicar algún test más potente; es decir, se trata de un test que sirve para rechazar, y resulta poco potente en el caso de aceptar.

2.3. Test para la coherencia del índice

En principio, el índice que se está utilizando para determinar, por el método de las dos funciones de distribución, el valor del índice, puede venir expresado como una función desconocida de valores del periodo:

---

(3) Se trata de un trabajo donde se desarrollan tests estadísticos para contratar el valor más probable en el ámbito de la metodología PERT.

$$m_t = \mu(t) + \varepsilon_t \qquad [10]$$

siendo ε_t perturbaciones esféricas. Pero, además, esta función puede venir dada como una combinación lineal de valores conocidos y relacionados con el índice; es decir:

$$\mu(t) = \sum_{i=1}^{k} b_i X_i(t) \qquad b_i \in R \qquad [11]$$

siendo $X_i(t)$ algún valor conocido y relacionado con el índice. (Generalmente los índices se expresan como funciones de características cuantitativas más generales y conocidas. Se supone que estas características son independientes entre sí, o se agrupan en una, las que sean dependientes).

De este modo, sí se dispone, a lo largo de n periodos (n > k) de pares de valores (m'_1 , m_1) , (m'_2 , m_2) , ... , (m'_n , m_n) correspondientes al valor del activo y al valor del índice. Teniendo en cuenta [10] y [11], se puede escribir:

$$\overline{M} = \begin{pmatrix} m_1 \\ m_2 \\ \ldots \\ m_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_1(t_1) & X_2(t_1) & \ldots & X_k(t_1) \\ X_1(t_2) & X_2(t_2) & \ldots & X_k(t_2) \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ X_1(t_n) & X_2(t_n) & \ldots & X_k(t_n) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \ldots \\ b_k \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \ldots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix} = X\overline{b} + \varepsilon \qquad [12]$$

Se plantea así un modelo lineal general en el que se dan las hipótesis del Teorema de Gauss-Markov, si se considera que las perturbaciones aleatorias son esféricas y, que las variables exógenas son linealmente independientes; por lo tanto, se podrá obtener un estimador ELIO de los parámetros del modelo:

$$\hat{b} = (X'\,X)^{-1}\,X'\,\overline{M} \qquad [13]$$

Si se llama $\hat{M} = X\hat{b}$, teniendo en cuenta [11] y [12], a partir del citado trabajo de Herrerías, Palacios y Pérez (1994) puede establecerse que:

El estadístico:

$$F = \frac{\dfrac{\left[X\overline{b} - \hat{M}\right]'\left[Xb - M\right]}{k}}{\dfrac{\left[\overline{M} - \hat{M}\right]'\left[\overline{M} - \hat{M}\right]}{n-k}} \qquad [14]$$

se distribuye según una F de Snedecor de [k, n-k] grados de libertad, utilizando este estadístico se puede decidir si los valores de la moda del índice para los distintos periodos $m_1 \ldots m_n$ son coherentes con los valores que se obtienen utilizando la relación [3] y los valores del activo para los mismos periodos $m'_1, m'_2, \ldots, m'_n$, es decir, $m^*_1, m^*_2, \ldots, m^*_n$.

Concretamente, en el caso de que se den las siguientes circunstancias:

a) El índice sea representativo del activo que queremos valorar.

b) Los modelos probabilísticos elegidos para representar al índice y el activo sean los adecuados.

c) Las variables exógenas $X_1(t) \ldots X_k(t)$ tengan capacidad para explicar el comportamiento de $\mu(t)$.

Se cumplirá que $mt = m^*_t + \varepsilon_t$, es decir, $m^*_t = \mu(t)$, y, por lo tanto, la hipótesis nula que resume las condiciones a), b) y c) anteriores será H_0: $X\bar{b} = \bar{M}^*$, donde $\bar{M}^*$ es el vector columna de los valores modales $(m^*_1, m^*_2, \ldots, m^*_n)$ calculados a partir de los valores modales del activo, correspondiente a periodos anteriores, utilizando [3].

En definitiva, la expresión del estadístico [14] se transforma en:

$$F = \frac{\dfrac{\left[\bar{M}^* - \hat{M}\right]'\left[\bar{M}^* - \hat{M}\right]}{k}}{\dfrac{\left[\bar{M} - \hat{M}\right]'\left[\bar{M} - \hat{M}\right]}{n-k}} \qquad [15]$$

Y, como se sabe, se distribuye según una F de Snedecor de [k,n-k] grados de libertad, por lo tanto.

Si $F<F_{k,n-k}(a)$, o $F>F_{k,n-k}(a)$, se acepta o rechaza, respectivamente, la hipótesis $H_0 = \mu(t) = \vec{M}^*$. Si se acepta la hipótesis, concluiremos que los valores obtenidos a partir de la relación [3] están adecuados y son coherentes con el modelo probabilístico subyacente, y los valores del periodo para el índice, recogidos en el vector $\vec{M}$, pueden ser explicados por las variables exógenas:

$$X_i\,(t_j) \qquad \begin{array}{l} i=1\ldots k \\ j=1\ldots n \end{array}$$

2.4. Dificultades para el segundo test

Supóngase que al establecer el índice como una combinación lineal de valores observables en el activo a valorar se tiene una mala especificación en la muestra, expresión [11]; es decir, $\vec{M} = \mu(\vec{t})+\vec{\varepsilon}$ pero

$\mu(\bar{t})\neq X\bar{b}$. En este caso se puede establecer, véase Palacios, Herrerías y Pérez (1994), que el estadístico:

$$F = \frac{\frac{1}{k}\left[\hat{M} - D\mu(\bar{t})\right]'\left[\hat{M} - D\mu(\bar{t})\right]}{\frac{1}{n-k}\left[\overline{M} - \hat{M} - N\mu(t)\right]'\left[\overline{M} - \hat{M} - N\mu(t)\right]} \qquad [16]$$

donde $D=X(X'X)^{-1}$ y $N=I-D$ se distribuye según una F de Snedecor con [k, n-k] grados de libertad. Este permite contrastar si los valores obtenidos para la moda del índice, a partir de la ecuación [3] y de los valores más frecuentes para el activo, se adaptan a la especificación lineal del índice, es decir; bajo esta hipótesis, el valor del estadístico será:

$$F = \frac{\frac{1}{k}\left[\hat{M} - DM^*\right]'\left[\hat{M} - DM^*\right]}{\frac{1}{n-k}\left[\overline{M} - \hat{M} - NM^*\right]'\left[\overline{M} - \hat{M} - NM^*\right]} \qquad [17]$$

que si se compara con el valor teórico $F_{k,n,-k(\alpha)}$ obtenido de las tablas, permite concluir con la aceptación o negación de la hipótesis H_0.

Se puede observar que si no existe error de especificación en la muestra, entonces, $\mu(t) = X\bar{b}$ y, por tanto:

$$D\mu(t) = X(X'X)^{-1} X' Xb = Xb = \mu(t),$$

por lo que [17] coincidirá con [15], ya que:

$$N\mu(\bar{t}) = (I–D)\, \mu(\bar{t}) = \mu(\bar{t}) – D\mu(\bar{t}) = \mu(\bar{t}) – \mu(\bar{t}) = 0$$

3. APLICACIÓN PRÁCTICA: VALORACIÓN DE PARCELAS AGRARIAS EN EL EJIDO (ALMERÍA)

En este apartado se tratará de aplicar los tests desarrollados anteriormente al caso de la valoración de tierras destinadas al cultivo intensivo en la provincia de Almería, municipio de El Ejido.

El valor de las tierras en los últimos años ha sufrido variaciones importantes y, como todos los bienes, ha estado sometido a la especulación. Históricamente el valor de las tierras de cultivo ha estado ligado a múltiples factores que van desde los de carácter personal a los puramente económicos. No resulta sencillo decir cuál de estos factores puede haber tenido una influencia mayor; no obstante, se acepta, generalmente, que el valor de las tierras oscila con el éxito de la campaña, y éste, evidentemente, está relacionado con el volumen de ingresos de la campaña, de manera que el activo a valorar será la hectárea de terreno factible de invernar (es decir, que reúna los requisitos legales y disponga de la infraestructura necesaria para ello) y el índice serán los ingresos anuales por hectárea.

Es importante señalar que el ingreso por ha (I/H) dependerá de la cesta de productos que el agricultor haya decidido plantar. Dentro de los ocho productos históricos (que aparecen en el cuadro 3), el agricultor selecciona una «cartera» de productos a plantar. Esta decisión determinará los ingresos por ha de la cosecha para el agricultor. Generalmente, esta decisión descansa en el «saber hacer» del agricultor y en su experiencia. Existen algunos trabajos científicos que han tratado de analizar este proceso de toma de decisiones (García, Trinidad y Sánchez (1997); Alaejos y Cañas (1992); Alonso Sebastián y Rodríguez Barrio (1983); Alonso (1977); Arias (1994); Nieto Ostolaza (1969); Romero (1976)).

En definitiva, la hipótesis de trabajo será considerar como activo la hectárea de terreno apto para invernar en la provincia de Almería, y como índice los ingresos anuales por hectárea, supuesto, claro está, que la producción se mantiene constante en todo el periodo t=1...n y que no hay progreso tecnológico alguno en el mismo. Esta suposición no es muy restrictiva si se piensa en periodos de tiempo no demasiado largos y en que la tecnología del cultivo en tales invernaderos ha alcanzado ya un alto nivel tecnológico y por ello no hay cambios notables en el mismo. Además, dichos ingresos estarán explicados por los precios de los productos que componen la cartera en el año de referencia.

Cuando se habla del valor de la hectárea de terreno, éste se refiere únicamente al suelo y a la disposición de infraestructura que permita su explotación, se excluye el valor del invernadero, debido a que existen diferentes tipos de invernadero cuyos precios oscilan, aproximadamente, entre 6 millones y 35 millones de pesetas por hectárea. La información que se ha utilizado es la siguiente.

La Delegación de Agricultura y Pesca dispone de una encuesta (4) sobre los precios de la tierra que nos permite elaborar el cuadro 1 referida al campo de Dalías (cuadro 1).

A partir de los datos expresados en valores constantes del ejercicio 1988, se determinan los siguientes valores: un valor mínimo

(4) Esta encuesta es realizada por funcionarios de la Delegación y por empresas subcontratadas, sus resultados se obtienen a partir de más de mil personas encuestadas, el cuestionario contempla otra serie de cuestiones que, en este caso, no son de interés. Esta informacion no está publicada.

Cuadro 1

EVOLUCIÓN DEL PRECIO / HECTÁREA EN PESETAS

Ejercicio	Precio/ha, v. corrientes	Precio/ha, v. constantes
1988	2.500.000,00	2.500.000,00
1989	6.000.000,00	5.602.652,96
1990	5.000.000,00	4.361.879,23
1991	6.000.000,00	4.949.540,87
1992	4.500.000,00	3.509.300,58
1993	4.500.000,00	3.369.998,42
1994	5.500.000,00	3.932.502,08
1995	6.500.000,00	4.437.934,29
1996	8.000.000,00	5.276.833,78
1997	11.000.000,00	7.149.166,32
1998	20.000.000,00	12.824.417,10
1999	21.000.000,00	13.207.961,06
2000	20.000.000,00	12.355.556,43

Fuente: Encuesta anual precios de la tierra. Delegación Provincial de la Consejería de Agricultura y Pesca de la Junta de Andalucía de Almería.

a'=2.500.000, un valor máximo b'=13.207.961,06 y un valor modal m'=5.000.000 para el activo.

Respecto del índice Ingresos/Hectárea, se dispone de una serie histórica extraída de los datos publicados por la Consejería de Agricultura de la Junta de Andalucía. Estos datos son muy discutibles porque en general existe ocultación de ingresos, basta con considerar que el coste medio de construir un invernadero es de 33 millones, y los ingresos/hectárea publicados nos conduciría, mediante un análisis de viabilidad económica tipo VAN o TIR, a una situación comprometida (véase López Gálvez *et al.* (2000)).

Se puede considerar que en la información aportada por la Consejería de Agricultura de la Junta de Andalucía (CAJA), las hectáreas están duplicadas, ya que cada agricultor suele obtener dos cosechas al año y, por tanto, se debería multiplicar el ingreso/hectárea por 2. (Algunos autores aconsejan multiplicar por 1,8). De todos modos estos ingresos van a ser considerados como un índice, y, por tanto, si aceptamos que la serie ha sido obtenida en unas condiciones similares a lo largo de estos años, es posible, que aun no siendo real, pueda servir como índice. La serie de datos disponibles para el índice es más amplia, aquí sólo recogemos el mismo rango de datos del cuadro 2.

Cuadro 2

EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS POR HECTÁREA, EN PESETAS

Ejercicio	Ingresos/ha, c. corrientes	Ingresos/ha, v. constantes
1988	1.996.178,00	1.996.178,00
1989	2.059.765,53	1.923.358,57
1990	2.085.443,00	1.819.290,10
1991	2.102.660,00	1.734.533,60
1992	2.276.672,50	1.775.450,70
1993	2.238.875,48	1.676.668,18
1994	3.310.295,00	2.366.862,18
1995	3.499.377,00	2.389.231,57
1996	4.376.175,00	2.886.543,51
1997	3.803.292,00	2.471.851,55
1998	4.416.222,00	2.831.773,65
1999	3.814.770,00	2.399.301,60
2000	4.184.847,00	2.581.120,82

Fuente: Consejería de Agricultura y Pesca de la Junta de Andalucía y elaboración propia.

En definitiva se dispone de la siguiente información:

Los valores expresados en pesetas constantes del ejercicio 1988 nos permitirán obtener un valor mínimo a=1.676.668,18, un valor máximo b =2.886.543,51 y un valor modal m=2.350.000, para el índice.

Por otra parte, los ingresos/hectárea de cada periodo L_t se pueden considerar como una función de valores del periodo

$$L_t = \overline{\mu}(t) + \varepsilon_t \quad \text{con} \quad \varepsilon_t \in N_i(0, \sigma^2)$$

o, dicho de otro modo:

$$\overline{M} = \begin{pmatrix} L_1 \\ L_2 \\ \dots \\ L_n \end{pmatrix} = \overline{\mu}(t) + \overline{\varepsilon}$$

La función μ(t) para cada periodo t, va a venir expresada mediante una combinación lineal de los precios $p_i(t)$ o P_{it} de los productos que componen las carteras posibles de productos a plantar, de modo que se tendrá:

$$\mu(t) = \sum_{i=1}^{k} b_1 p_1(t) = \sum_{i=1}^{k} b_1 p_{it}, \quad t = 1 \dots n \qquad [18]$$

En principio se puede aceptar que los precios de estos productos son independientes entre sí; los precios también están expresados en pesetas corrientes.

Cuadro 3

PRECIOS CORRIENTES DE LOS PRODUCTOS BÁSICOS (1988-2000), EN PESETAS

Ejercicio	Tomate	Judía	Pimiento	Pepino	Berenjena	Calabacín	Melón	Sandía
1988	42,8	131,4	59,6	54,8	70,2	47,9	46,3	26,3
1989	40,8	125,4	54,6	53	76,7	81,2	58	31,2
1990	60,1	119,6	104,2	40,1	59	75,5	50	26,8
1991	52,5	160,6	96,2	50,1	50,6	48,7	43,7	24,5
1992	51,48	180	80	65	98,5	33	54	23
1993	48	205	77	51	108	55	57	29
1994	70	244	118	73	104	70	67	44
1995	71	189	90	50	77	60	67	38
1996	83	170	95	68	78	101	81	45
1997	61	165	107	64	107	52	73	32
1998	75	201	113	68	80	98	76	34
1999	66	199	104	79	79	79	45	28
2000	89	196	115	82	60	69	70	35

Por lo tanto, a lo largo de n periodos, con n>k, se dispondrá de los pares de valores (V_t, L_t) y se podría escribir:

$$\overline{M} = \begin{pmatrix} L_1 \\ L_2 \\ \cdots \\ L_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{k1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{k2} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ p_{1n} & p_{2n} & \cdots & p_{kn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \cdots \\ b_k \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \cdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix} \qquad [19]$$

En primer lugar se trata de seleccionar los productos cuyos precios tienen capacidad para explicar los ingresos por hectárea; para ello se realizará una regresión lineal simple tomando como variable explicada los ingresos/hectarea y como explicativa los precios de cada uno de los productos, en el cuadro 4 se recogen los resultados, en base a los cuales se decide considerar como variables explicativas para los ingresos/hectárea las siguientes variables: precio tomate, precio pepino y precio melón.

Cuadro 4

SELECCIÓN DE VARIABLES RESULTADO DE LA REGRESIÓN SIMPLE

	F	**R cuadrado**
Tomate	**39,143**	**0,781**
Judía	4,237	0,278
Pimiento	9,145	0,454
Pepino	**11,67**	**0,515**
Berenjena	0,126	0,011
Calabacín	5,582	0,337
Melón	**15,509**	**0,585**
Sandía	8,861	0,441

F(1,11,0,99) = 9,68

Fuente: Elaboración propia.

Por lo tanto, se está ante un MLG en el que se supone que se cumplen las hipótesis del Teorema de Gauss Markov; se puede escribir:

$$\overline{M} = X\overline{b} + \overline{e}$$

de donde:

$$\hat{b} = (X'\ X)^{-1}\ X'\ \overline{M}$$

Realizada la regresión múltiple (Anexo 1) se obtiene una F=23,403, lo que significa que el modelo es globalmente significativo al 95 por ciento, mientras que el único parámetro que resulta individualmente significativo al 95 por ciento es el del precio del tomate y el término independiente. Este resultado muestra que no se está ante una buena regresión y que pueden existir problemas de multicolinealidad.

Si se llama $\overset{\triangle}{M} = X\ \overset{\triangle}{b}$ y para cada uno de los valores V_i (i=1...n) se obtienen los correspondientes valores del índice L^*_i(i=1...n), utilizando la relación 3, bajo los supuestos:

a) Las distribuciones subyacentes son betas clásicas.

b) Las distribuciones subyacentes son de varianza constante.

c) Las distribuciones subyacentes son Caballer.

Se obtendrían los siguientes resultados para $\overline{M}^*$, recogidos en el cuadro 5 (los cálculos se hacen en valores constantes y se pasan a valores corrientes):

Cuadro 5

VALORES ESTIMADOS PARA LOS INGRESOS (RELACIÓN 3) SUPONIENDO BETAS CLÁSICAS, BETAS DE VARIANZA CONSTANTE Y BETAS CABALLER SUBYACENTES

	Valores reales u observados				Valores estimados					
	pta/ha	pta/ha	pta/ha	pta/ha	pta/ha	pta/ha	pta/ha	pta/ha	pta/ha	pta/ha
Ejercicio	Ingreso/ha corriente	Precio/ha corriente	Ingreso/ha constante	Precio/ha constante	Valor const. ingr. estimad beta clásica	Valor corrient. ingr. estimad beta clásica	Valor const. ingr. estimad varianza cte.	Valor corrient. ingr. estimad varianza cte.	Valor const. ingr. estimad Caballer	Valor corrient. ing. estimad Caballer
1988	1.996.178,00	2.500.000,00	1.996.178,00	2.500.000,00	1.676.668,18	1.676.668,18	1.676.668,18	1.676.668,18	1.676.668,18	1.676.668,18
1989	2.059.765,53	6.000.000,00	1.923.358,57	5.602.652,96	2.316.900,00	2.481.217,40	2.333.000,00	2.498.459,23	1.971.004,57	2.110.790,64
1990	2.085.443,00	5.000.000,00	1.819.290,10	4.361.879,23	2.144.250,00	2.457.942,88	2.174.680,00	2.492.824,64	1.899.642,94	2.177.551,05
1991	2.102.660,00	6.000.000,00	1.734.533,60	4.949.540,87	2.230.690,00	2.704.117,48	2.254.820,00	2.733.368,68	1.934.729,56	2.345.344,28
1992	2.276.672,50	4.500.000,00	1.775.450,70	3.509.300,58	1.996.120,00	2.559.638,25	2.035.260,00	2.609.827,74	1.840.384,78	2.359.937,92
1993	2.238.875,48	4.500.000,00	1.676.668,18	3.369.998,42	1.967.910,00	2.627.774,23	2.007.790,00	2.681.026,48	1.828.967,71	2.442.242,90
1994	3.310.295,00	5.500.000,00	2.366.862,18	3.932.502,08	2.073.950,00	2.900.627,83	2.109.100,00	2.949.788,65	1.871.539,73	2.617.536,70
1995	3.499.377,00	6.500.000,00	2.389.231,57	4.437.934,29	2.156.030,00	3.157.819,40	2.185.610,00	3.201.143,61	1.904.366,78	2.789.222,03
1996	4.376.175,00	8.000.000,00	2.886.543,51	5.276.833,78	2.275.000,00	3.449.037,96	2.294.900,00	3.479.207,56	1.953.174,16	2.961.130,47
1997	3.803.292,00	11.000.000,00	2.471.851,55	7.149.166,32	2.491.730,00	3.833.877,79	2.492.360,00	3.834.847,14	2.052.035,60	3.157.345,99
1998	4.416.222,00	20.000.000,00	2.831.773,65	12.824.417,10	2.877.090,00	4.486.893,99	2.848.730,00	4.442.665,86	2.483.245,37	3.872.683,41
1999	3.814.770,00	21.000.000,00	2.399.301,60	13.207.961,06	2.886.543,00	4.589.459,55	2.886.543,00	4.589.459,55	2.886.734,90	4.589.764,66
2000	4.184.847,00	20.000.000,00	2.581.120,82	12.335.556,43	2.862.910,00	4.641.720,08	2.848.730,00	4.618.729,63	2.402.526,52	3.895.286,82

Fuente: Elaboración propia.

bajo las hipótesis:

a) El índice es representativo del activo que queremos valorar.

b) Los modelos probabilísticos elegidos (clásico, varianza constante, Caballer, etc.) para representar el índice y el activo son adecuados.

c) Los precios de la cartera de productos tienen capacidad para explicar el Ingreso por hectárea; es decir:

$$L_t = L^*_t + \varepsilon_t$$

siendo L_t los ingresos por hectárea observados y L^*_t los obtenidos a partir del índice aplicando la relación [3].

Bajo estas condiciones, la hipótesis nula sería $L_i = L^*_i$ + et equivalente a $\overline{M} = \overline{M}^* + \varepsilon$, o sea, H_0: $\overline{M}^* = X\overline{b}$ y por lo tanto el estadístico:

$$F_{k,n-k} = \frac{\dfrac{\left[\overline{M}^* - \hat{M}\right]'\left[\overline{M}^* - \hat{M}\right]}{k}}{\dfrac{\left[\overline{M} - \hat{M}\right]'\left[\overline{M} - \hat{M}\right]}{(n-k)}} \qquad [20]$$

sigue una F con k y n-k grados de libertad y nos permite contrastar la hipótesis nula.

Si además:

$$\hat{M} = X\hat{b} = \begin{pmatrix} \hat{L}_1 \\ \hat{L}_2 \\ \ldots \\ \hat{L}_n \end{pmatrix} \qquad [21]$$

entonces la expresión anterior se transforma en:

$$F_{k,n-k} = \frac{\dfrac{\sum_1^n (L_i^* - \hat{L}_i)^2}{k}}{\dfrac{\sum_1^n (L_i - \hat{L}_i)^2}{n-k}} = \frac{\sum_{i=1}^n (L_i^* - \hat{L}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (L_i - \hat{L}_i)^2} \cdot \frac{n-k}{k}$$

Pero es posible que el índice I/H no pueda ser explicado de un modo adecuado por los precios de los productos, es decir, que los precios de los productos no sean los que explican los ingresos por hectárea, y, por lo tanto, se tenga una mala especificación de la muestra, lo que ha ocurrido en realidad, ya que, como se puso de manifiesto, la regresión podía presentar problemas de multicolinealidad, es decir:

$$\overline{M} = \overline{\mu}(t) + \varepsilon \quad \text{pero} \quad \overline{\mu}(t) \neq X\overline{b}$$

en ese caso, la hipótesis nula debería ser: H_0: $\overline{M}^* = \overline{\mu}(t)$, y siendo N y D las matrices:

$$N = [I - X(X'X)^{-1} X'] \text{ y } D = X(X'X)^{-1} X'$$

el estadístico de contraste sería:

$$F_{k,n-k} = \frac{\frac{1}{k}\left[\hat{M} - D\overline{M}^*\right]'\left[\hat{M} - D\overline{M}^*\right]}{\frac{1}{n-k}\left[\overline{M} - \hat{M} - N\overline{M}^*\right]'\left[\overline{M} - \hat{M} - N\overline{M}^*\right]} \qquad [22]$$

Los resultados del contraste para la 1.ª hipótesis nula y para la 2.ª hipótesis nula se encuentran en los cuadros 6, 7 y 8 según las distribuciones subyacentes utilizadas.

4. CONCLUSIONES Y LINEAS DE INVESTIGACIÓN

Como puede observarse en los cuadros 6 y 7 se rechaza la primera hipótesis nula y se acepta la segunda en los supuestos de distribución subyacente de varianza constante y beta clásica, por lo tanto se puede concluir que las variables explicativas precios de los productos no tienen capacidad para explicar los ingresos por hectárea; sin embargo, el índice Ingresos por hectárea es representativo del activo precio de la hectárea y los modelos probabilísticos elegidos, es decir, modelo de varianza constante y beta clásica son adecuados para representar tanto al índice como al activo.

Por otro lado, al rechazar ambas hipótesis, cuadro 8, en el supuesto de distribución Caballer subyacente, se debe de concluir que este modelo probabilístico no es adecuado para representar al Índice o al Activo, o a ninguno de los dos, o bien que el Índice no tiene capacidad para representar al activo.

Los tests presentados en este trabajo, tienen como objetivo aceptar o rechazar los modelos probabilísticos elegidos para simular el comportamiento del índice y del activo, y contrastar la capacidad del índice para representar al activo. Estos tests son los únicos que existen en la literatura sobre el método de las dos funciones de distribu-

Cuadro 6

BAJO EL SUPUESTO DE BETAS CLÁSICAS SUBYACENTES
(LOS CÁLCULOS DE M* ESTÁN REALIZADOS CON LA BETA CLÁSICA)

Valores originales	Obtenido de relación 4.4	Valor estimado en la regresión										
M	M*	$\hat{M}$	M* - $\hat{M}$	M - $\hat{M}$	(M*–$\hat{M}$)’ (M*–$\hat{M}$)	(M – $\hat{M}$)’ (M – $\hat{M}$)	D,M*	N.M*	$\hat{M}$ – DM*	M–$\hat{M}$–NM*	$K^2 * K^2$	$L^2 * L^2$
1.996.178,00	1.676.668,18	1.979.938,00	-303.269,82	16.240,00	91.972.583.540,87	263.737.609,74	2.392.190,86	-715.522,68	-412.252,86	731.762,68	169.952.424.105,44	35.476.626.101,78
2.059.765,53	2.481.217,40	2.148.281,72	332.935,68	-88.516,19	110.846.165.143,97	7.835.115.998,34	2.241.281,99	239.935,40	-93.000,27	-328.451,59	8.649.051.016,10	107.880.449.277,47
2.085.443,00	2.457.942,88	2.232.745,56	225.197,32	-147.302,56	50.713.833.390,08	21.698.044.536,08	2.473.329,80	-15.386,92	-240.584,24	-131.915,65	57.880.774.739,11	17.401.737.645,14
2.102.660,00	2.704.117,48	2.100.883,92	603.233,56	1.776,08	363.890.724.071,90	3.154.446,31	2.562.058,21	142.059,27	-461.174,29	-140.283,19	212.681.722.858,17	19.679.374.479,95
2.276.672,50	2.559.638,25	2.688.052,15	-128.413,90	-411.379,65	16.490.130.777,50	169.233.219.527,70	2.977.867,56	-418.229,31	-289.815,40	6.849,65	83.992.968.254,46	46.917.761,84
2.238.875,48	2.627.774,23	2.297.542,83	330.231,40	-58.667,35	109.052.778.537,98	3.441.857.956,02	2.412.447,66	215.326,57	-114.904,83	-273.993,92	13.203.120.459,87	75.072.667.821,72
3.310.295,00	2.900.627,83	3.770.764,36	-870.136,53	-460.469,36	757.137.582.338,85	212.032.035.182,57	3.797.885,40	-897.257,56	-27.121,03	436.788,20	735.550.488,53	190.783.932.464,50
3.499.377,00	3.157.819,40	3.221.364,08	-63.544,68	278.012,92	4.037.925.822,31	77.291.185.911,03	3.097.991,69	59.827,71	123.372,39	218.185,21	15.220.745.613,73	47.604.787.544,27
4.376.175,00	3.449.037,96	4.377.788,43	-928.750,47	-1.613,43	862.577.439.240,22	2.603.149,91	4.023.453,63	-574.415,67	354.334,80	572.802,24	125.553.152.463,19	328.102.407.543,34
3.803.292,00	3.833.877,79	3.405.949,24	427.928,55	397.342,76	183.122.848.060,18	157.881.270.513,79	3.206.045,08	627.832,72	199.904,16	-230.489,95	39.961.673.452,45	53.125.618.675,06
4.416.222,00	4.486.893,99	4.011.810,80	475.083,19	404.411,20	225.704.038.491,21	163.548.421.111,91	3.777.711,78	709.182,20	234.099,01	-304.771,00	54.802.348.163,77	92.885.363.487,40
3.814.770,00	4.589.459,55	3.279.527,33	1.309.932,22	535.242,67	1.715.922.409.880,33	286.484.713.647,76	3.914.460,57	674.998,98	-634.933,24	-139.756,31	403.140.219.781,34	19.531.825.442,68
4.184.847,00	4.641.720,08	4.657.875,48	-16.155,40	-473.028,48	260.996.959,23	223.755.945.729,28	4.690.070,79	-48.350,71	-32.195,31	-424.677,78	1.036.537.749,76	180.351.213.731,69

k=4 n-k=9

Primera hipótesis nula	Segunda hipótesis nula
F(exper.)= **7,636275328**	F(exper.)=**1,600967944**
F(4,9,0.5)=3,63	F(4,9,0,5)=3,63
F(4,9,0,1)=6	F(4,9,0,1)=6
Rechazo la hipótesis	**Acepto la hipótesis**

Cuadro 7

BAJO EL SUPUESTO DE BETAS CON VARIANZA CONSTANTE SUBYACENTES
(LOS CÁLCULOS DE M* ESTÁN REALIZADOS CON EL MODELO DE VARIANZA CONSTANTE)

M	M*	$\hat{M}$	M* - $\hat{M}$	M - $\hat{M}$	(M*–$\hat{M}$)' (M*–$\hat{M}$)	(M – $\hat{M}$)' (M – $\hat{M}$)	D,M*	N.M*	$\hat{M}$ – DM*	M–$\hat{M}$–NM*	$K^2 * K^2$	$L^2 * L^2$
1.996.178,00	1.676.668,18	1.979.938,00	-303.269,82	16.240,00	91.972.583.540,87	263.737.609,74	2.421.123,21	-744.455,03	-441.185,21	760.695,03	194.644.391.849,94	578.656.932.679,27
2.059.765,53	2.498.459,23	2.148.281,72	350.177,51	-88.516,19	122.624.287.802,44	7.835.115.998,34	2.270.798,94	227.660,29	-122.517,22	-316.176,48	15.010.469.275,76	99.967.566.041,47
2.085.443,00	2.492.824,64	2.232.745,56	260.079,08	-147.302,56	67.641.125.474,23	21.698.044.536,08	2.513.645,51	-20.820,87	-280.899,95	-126.481,69	78.904.779.782,75	15.997.618.009,50
2.102.660,00	2.733.368,68	2.100.883,92	632.484,75	1.776,08	400.036.965.045,56	3.154.446,31	2.594.555,78	138.812,90	-493.671,85	-137.036,82	243.711.899.469,18	18.779.091.311,56
2.276.672,50	2.609.827,74	2.688.052,15	-78.224,42	-411.379,65	6.119.059.257,29	169.233.219.527,70	2.995.118,97	-385.291,23	-307.066,82	-26.088,42	94.290.029.325,45	680.605.764,19
2.238.875,48	2.681.026,48	2.297.542,83	383.483,65	-58.667,35	147.059.711.380,40	3.441.857.956,02	2.443.086,68	237.939,80	-145.543,85	-296.607,15	21.183.012.721,33	87.975.801.726,07
3.310.295,00	2.949.788,65	3.770.764,36	-820.975,72	-460.469,36	674.001.129.148,40	212.032.035.182,57	3.803.698,79	-853.910,14	-32.934,42	393.440,78	1.084.676.156,77	154.795.644.080,48
3.499.377,00	3.201.143,61	3.221.364,08	-20.220,47	278.012,92	408.867.211,37	77.291.185.911,03	3.125.542,00	75.601,61	95.822,07	202.411,31	9.181.870.006,83	40.970.340.207,45
4.376.175,00	3.479.207,56	4.377.788,43	-898.580,87	-1.613,43	807.447.571.418,60	2.603.149,91	4.030.755,20	-551.547,63	347.033,23	549.934,21	120.432.064.135,10	302.427.630.083,32
3.803.292,00	3.834.847,14	3.405.949,24	428.897,90	397.342,76	183.953.407.464,62	157.881.270.513,79	3.220.828,24	614.018,90	185.121,00	-216.676,14	34.269.785.676,43	46.948.549.404,60
4.416.222,00	4.442.665,86	4.011.810,80	430.855,06	404.411,20	185.636.082.811,55	163.548.421.111,91	3.786.597,17	656.068,68	225.213,62	-251.657,48	50.721.176.385,71	63.331.487.736,98
3.814.770,00	4.589.459,55	3.279.527,33	1.309.932,22	535.242,67	1.715.922.409.880,33	286.484.713.647,76	3.917.655,08	671.804,47	-638.127,75	-136.561,80	407.207.024.351,20	18.649.124.814,20
4.184.847,00	4.618.729,63	4.657.875,48	-39.145,85	-473.028,48	1.532.397.639,36	223.755.945.729,28	4.684.611,38	-65.881,74	-26.735,89	-407.146,74	714.807.957,30	165.768.467.456,37

k=4 n-k=9

Primera hipótesis nula	Segunda hipótesis nula
F(exper.)= **7,487733248**	F(exper.)=**1,79350639**
F(4,9,0,5)=3,63	F(4,9,0,5)=3,63
F(4,9,0,1)=6	F(4,9,0,1)=6
Rechazo la hipótesis	**Acepto la hipótesis**

Cuadro 8

BAJO EL SUPUESTO DE BETAS CABALLER
(LOS CÁLCULOS DE M* ESTÁN REALIZADOS CON EL MODELO CABALLER)

M	M*	$\hat{M}$	M* - $\hat{M}$	M - $\hat{M}$	(M*–$\hat{M}$)’ (M*–$\hat{M}$)	(M – $\hat{M}$)’ (M – $\hat{M}$)	D,M*	N.M*	$\hat{M}$ – DM*	M–$\hat{M}$–NM*	$K^2 * K^2$	$L^2 * L^2$
1.996.178,00	1.676.668,18	1.979.938,00	-303.269,82	16.240,00	91.972.583.540,87	263.737.609,74	2.269.794,84	-593.126,66	-289.856,84	609.366,66	84.016.984.974,88	371.327.720.601,49
2.059.765,53	2.110.790,64	2.148.281,72	-37.491,08	-88.516,19	1.405.581.241,53	7.835.115.998,34	1.976.328,24	134.462,40	171.953,48	-222.978,59	29.568.000.559,73	49.719.452.556,85
2.085.443,00	2.177.551,05	2.232.745,56	-55.194,51	-147.302,56	3.046.433.852,91	21.698.044.536,08	2.207.675,44	-30.124,39	25.070,12	-117.178,17	628.510.810,28	13.730.723.480,29
2.102.660,00	2.345.344,28	2.100.883,92	244.460,35	1.776,08	59.760.863.886,58	3.154.446,31	2.426.182,14	-80.837,86	-325.298,22	82.613,94	105.818.929.065,71	6.825.062.967,95
2.276.672,50	2.359.937,92	2.688.052,15	-328.114,24	-411.379,65	107.658.951.701,48	169.233.219.527,70	2.755.332,99	-395.395,07	-67.280,84	-15.984,58	4.526.710.930,99	255.506.852,99
2.238.875,48	2.442.242,90	2.297.542,83	144.700,07	-58.667,35	20.938.109.265,09	3.441.857.956,02	2.129.703,25	312.539,65	167.839,58	-371.207,00	28.170.126.119,64	137.794.637.630,53
3.310.295,00	2.617.536,70	3.770.764,36	-1.153.227,67	-460.469,36	1.329.934.053.135,05	212.032.035.182,57	3.369.604,77	-752.068,08	401.159,59	291.598,71	160.929.017.272,46	85.029.809.273,67
3.499.377,00	2.789.222,03	3.221.364,08	-432.142,05	278.012,92	186.746.752.072,96	77.291.185.911,03	2.608.412,95	180.809,08	612.951,13	97.203,85	375.709.086.819,76	9.448.587.595,07
4.376.175,00	2.961.130,47	4.377.788,43	-1.416.657,96	-1.613,43	2.006.919.778.348,34	2.603.149,91	3.363.648,98	-402.518,51	1.014.139,45	400.905,09	1028.478.819.059,02	160.724.887.513,86
3.803.292,00	3.157.345,99	3.405.949,24	-248.603,25	397.342,76	61.803.576.248,11	157.881.270.513,79	2.712.224,17	445.121,82	693.725,07	-47.779,05	481.254.468.247,07	2.282.838.008,60
4.416.222,00	3.872.683,41	4.011.810,80	-139.127,38	404.411,20	19.356.428.883,08	163.548.421.111,91	3.207.837,46	664.845,95	803.973,34	-260.434,75	646.373.123.633,84	67.826.258.223,44
3.814.770,00	4.589.764,66	3.279.527,33	1.310.237,33	535.242,67	1.716.721.853.578,87	286.484.713.647,76	3.787.928,79	801.835,87	-508.401,46	-266.593,20	258.472.042.547,42	71.071.934.897,48
4.184.847,00	3.895.286,82	4.657.875,48	-762.588,66	-473.028,48	581.541.465.084,78	223.755.945.729,28	4.180.831,02	-285.544,20	477.044,46	-187.484,29	227.571.421.139,27	35.150.357.892,80

k=4 n-k=9

Primera hipótesis nula	Segunda hipótesis nula
F(exper.)= **10,51973278**	F(exper.)=**7,635489634**
F(4,9,0,5)=3,63	F(4,9,0,5)=3,63
F(4,9,0,1)=6	F(4,9,0,1)=6
Rechazo la hipótesis	**Acepto la hipótesis**

ción. El primer test se refiere a la adecuación del índice y no requiere que éste sea, a su vez, explicado por variables exógenas del periodo. El segundo test trata de comprobar la coherencia del índice y necesita disponer de unas variables observadas a lo largo del periodo que, en principio, expliquen el comportamiento del índice.

Los conceptos de «adecuación » y «coherencia» han sido desarrollados a lo largo del trabajo, y a partir de ellos es posible afirmar que ambos tests se pueden aplicar de forma independiente, siempre que se disponga de los datos necesarios.

Las herramientas Matemáticas y Econométricas utilizadas para la fundamentación teórica de los tests pueden parecer excesivamente complicadas. Sin embargo, la aplicación práctica puede desarrollarse fácilmente en una hoja de cálculo, por lo que se puede considerar a estos tests como un instrumento que no ha de presentar una gran dificultad para su utilización, por lo profesionales de la valoración. De todos modos, es sabido que en cualquier campo científico las teorías emergentes necesitan un espacio de tiempo, generalmente largo, para alcanzar una aceptación generalizada, en el mejor de los casos.

Las líneas de investigación a seguir serían:

– Encontrar nuevos tests que mejoren los presentados aquí.
– Extender estos tests al caso multiíndice.

BIBLIOGRAFÍA

ALAEJOS, A. y CAÑAS, J. A. (1992): «Obtención de planes de cultivo eficientes en el sentido de Markowitz en la provincia de Córdoba». *Investigaciones Económicas*, 16(2): pp. 281-297.

ALONSO, R. (1977): «Programación de cultivos en situaciones de riesgo y de incertidumbre en Castilla la Vieja». *Revista de Estudios Agrosociales*, 99: pp. 157-188.

ALONSO SEBASTIÁN, R. y RODRÍGUEZ BARRIO, J. R. (1983): «Una adaptación del modelo de Sharpe a la evaluación del riesgo de los cultivos». *Revista de Estudios Agrosociales*, 124: pp. 21-43.

ALONSO, R. y LOZANO, J. (1985): «El método de las dos funciones de distribución: Una aplicación a la valoración de fincas agrícolas en las comarcas Centro y Tierra de Campos (Valladolid)». *Anales del INIA, Economía*, 9: pp. 295-325.

ARIAS, P. (1994): «Planificación agraria en contexto de riesgo, mediante los modelos Motad y de Markowitz. Una aplicación a la comarca de la campiña (Guadalajara)». *Inves. Agr. Econ.*, 9(3): pp. 392-409.

BALLESTERO, E. y RODRÍGUEZ, J. A. (1999): *El precio de los inmuebles urbanos*. CIE Inversiones Editoriales Dossat 2000.

BALLESTERO, E. (1971): «Sobre la valoración sintética de tierras y un nuevo método aplicable a la concentración parcelaria». *Revista de Economía Política*: pp. 225-238 (abril).

BALLESTERO, E. (1973): «Nota sobre un nuevo método rápido de valoración». *Revista de Estudios Agrosociales*, 85, octubre-diciembre 1973: pp. 75-78.

BALLESTERO, E. (1991): *Métodos evaluatorios de Auditoria*. Alianza Universidad. Madrid.

BALLESTERO, E. y CABALLER, V. (1982): «Il metodo delle due beta. Un procedimiento rapido nella stima dei beni fondiari». *Genio Rurale*, vol. 45(6): pp. 33-36.

CABALLER, V. (1994): *Métodos de valoración de empresas*. Ediciones Pirámide, S.A., Madrid: pp. 101-104.

CABALLER, V. (1998): *Valoración agraria. Teoría y práctica*. Ediciones Mundi-Prensa, Madrid, 4ª edición.

CABALLER, V. (1999): *Valoración de árboles, frutales, forestales, medioambientales, ornamentales*. Ediciones Mundi-Prensa.

CAÑAS, J. A.; DOMINGO, J. y MARTÍNEZ, J. A. (1994): «Valoración de tierras en las campiñas y la Subbética de la provincia de Córdoba por el método de las funciones de distribución». *Investigación Agraria. Serie Economía*, vol. 9 (3): pp. 447-467.

GARCÍA, J.(2002): Trabajo de Investigación (proyecto de Investigación Cátedra) pendiente de publicación.

GARCÍA, J.; CRUZ, S. y ANDÚJAR, A. S. (1999): «Il metodo delle due funzioni di distribuzione: Il modello triangolare. Una revisione». *Genio Rurale*, 11: pp. 3-8.

GARCÍA, J.; CRUZ, S. y GARCÍA, L. B. (2002a): *Generalización del Método de las dos funciones de distribución (MDFD) a familias betas determinadas con los tres valores habituales*. Análisis, Selección y Control de Proyectos y Valoración. Servicio de publicaciones de la Universidad de Murcia .

GARCÍA, J.; CRUZ, S. y GARCÍA, L. B. (2002b): *Regresión a través de las funciones de Distribución*. Actas de la XVI Reunión Asepelt-España, Madrid (publicación en CD-Rom).

GARCÍA, J.; CRUZ, S. y ROSADO, Y. (2000): *Las funciones de distribución multivariantes en la teoría general de valoración*. Actas de la XIV Reunión Asepelt-España, Oviedo (publicación en CD-Rom).

GARCÍA, J.: CRUZ, S. y ROSADO, Y. (2002): «Extensión multi-índice del método beta en valoración agraria». *Economía Agraria y Recursos Naturales*. Vol. 2(2): pp. 3-26.

GARCÍA, J.; TRINIDAD, J. E. y GÓMEZ, J. (1999): «El método de las dos funciones de distribución: la versión trapezoidal». *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*: pp. 57-80.

GARCÍA, J.; TRINIDAD, J. E. y SÁNCHEZ, M. (1997): «Selección de una cartera de cultivos: el principio «primero la seguridad» de Roy». *Investigación Agraria. Economía*: pp. 425-443.

GUADALAJARA, N. (1996): *Valoración Agraria. Casos Prácticos*. Ediciones Mundi-Prensa, Madrid.

HERRERÍAS PLEGUEZUELO, R.; GARCÍA PÉREZ, J.; CRUZ RAMBAUD, S. y HERRERÍAS VELASCO, J. M. (2001): «Il modello probabilistico trapezoidale nel metodo delle due distribución della teoria generale de valutazioni «Genio Rurale». Estimo e Territorio». *Rivista de Scienze Ambientali* ANNO LXIV aprile 2001, 4: pp. 3-9.

HERRERÍAS, R.; PALACIOS, F. y PÉREZ, E. (1994): «Dos tests estadísticos para el valor más probable del PERT clásico». *Estudios de Economía Aplicada*. Ed. Department d'Economia de l'Empresa. Universitat de Les Illes Balears. Vol. I. pp. 153-159.

LÓPEZ GÁLVEZ, J.; MOLINA, A.; JAÉN, M. y SALAZAR, J. (2000): *Análisis económico y ambiental en agronomía*. Ed. Analistas Económicos de Andalucía. Málaga.

NIETO OSTOLAZA, M. C. (1969): «Problemas de adopción de decisiones frente a la incertidumbre en la agricultura». *Revista de Estudios Agrosociales*, 68: pp. 7-21.

PALACIOS, F.; CALLEJÓN, J. y HERRERÍAS, J. M. (2000): *Fundamentos probabilísticos del Método de Valoración de las dos distribuciones*. Actas de la XIV Reunión Asepelt-España, Oviedo (publicación en CD-Rom).

ROMERO, C. (1976): «Una aplicación del modelo de Markowitz a la selección de planes óptimos de variedades de manzanas en la provincia de Lérida». *Revista de Estudios Agrosociales*, 97: pp. 61-79.

ROMERO, C. (1977): «Valoración por el método de las dos distribuciones beta: Una extensión». *Revista de Economía Política*, 75: pp. 47-62.

Anexo 1

REGRESIÓN MÚLTIPLE

Modelo	Variables introducidas/eliminadas (b)		Método
	Variables introducidas	Variables eliminadas	
1	Pepino, Melón, Tomate (a)		Introducir

(a) Todas las variables solicitadas introducidas.
(b) Variable dependiente: Ingresos.

Resumen del modelo				
Modelo	R	R cuadrado	R cuadrado correg.	Error tip. de la estimación
1	,941 (a)	,886	,849	380861,9762

(a) Variables predictoras: (constante), pepino, melón, tomate.

ANOVA (b)						
Modelo		Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.
1	Regresión	10184210731479,610	3	3394736910493,205	23,403	,000 (a)
	Residual	1305502604435,619	9	145055844937,291		
	Total	114897133335915,230	12			

(a) Variables predictoras: (constante), pepino, melón, tomate.
(b) Variable dependiente: ingresos.

Coeficientes (a)						
Modelo		Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados	t	Sig.
		B	Error típ.	Beta		
1	(Constante)	–1821783,404	657013,561		–2,773	,022
	Tomate	31014,847	11688,336	,478	2,653	,026
	Melón	25235,425	12030,544	,323	2,098	,065
	Pepino	23572,347	11100,533	,302	2,124	,063

(a) Variable dependiente: Ingresos.

RESUMEN

Valoración agraria: contrastes estadísticos para índices y distribuciones en el método de las dos funciones de distribución

En este trabajo se presenta una aportación original en el ámbito del método de valoración conocido como «de las dos betas» (en general método de las dos funciones de distribución), como es sabido, en este método el valor de un activo se establece a través del valor de un índice de referencia seleccionado. El proceso exige estimar una función de distribución para el índice y otra para el activo.

En primer lugar se cuestiona el acierto de los índices elegidos para valorar los activos, a continuación se analiza la adecuación de las distribuciones de probabilidad seleccionadas para simular el comportamiento del índice y del activo. Posteriormente se presentan varios tests estadísticos, desarrollados a propósito de este método de valoración, que permiten contrastar la representatividad de los índices y la adecuación de los modelos probabilísticos. El trabajo finaliza con una aplicación práctica sobre la valoración de parcelas agrícolas en el Campo de El Ejido (Almería), donde el activo a valorar es la hectárea de terreno agrícola y el índice es el ingreso anual por hectárea.

PALABRAS CLAVE: Valoración, método de las dos betas, test estadísticos.

SUMMARY

Agricultural valuation: statistical tests for indexes and distributions in the method of the two distribution functions

In this work an original contribution in the fiel of the «two betas» valuation method (in general method of the two distribution functions) is presented. As it is well-known, in this method the value of an asset is deduced from the value of a chosen reference index. The process requires to estimate a distribution function for the index and another one for the asset. In first place, the success of the chosen index to value the asset is questioned; next, fit of the chosen probability distributions to simulate the behaviour both of the index and the asset is analysed. Later, several statistical tests for this valuation method are presented, that allow us to contrast the representative ness of the inex and the fitting of th probabilistic model. This paper finished with a practical application about the valuation of agricultural parcels in the Field of El Ejido (Almería, Spain), where the asset to be valued is the price of a hectare of agricultural land and the index is the annual income per hectare.

KEYWORDS: Valuation, method of the two betas, statistical tests.