

XXIX REUNIÓN DE ESTUDIOS REGIONALES

Santander, 27-28 noviembre de 2003

ESTUDIO DE LOS PRECIOS DE LA TIERRA RÚSTICA EN ARAGÓN: UN ENFOQUE HEDÓNICO[#]

**Azucena Gracia
Luis Pérez y Pérez
Ana I. Sanjuán**

Centro de Investigación y Tecnología Agroalimentaria
Dep. de Ciencia, Tecnología y Universidad
Gobierno de Aragón
Avda. Montañana, 930
50.059 Zaragoza

agracia@aragob.es luis.perez@unizar.es aisanjuan@aragob.es

RESUMEN: El precio de la tierra rústica es función de sus características físicas, agronómicas, socioeconómicas y medioambientales. Partiendo de esta hipótesis y a través de la metodología de los precios hedónicos, el objetivo de este trabajo es analizar los precios de las parcelas de suelo rústico en Aragón. Se utiliza información socioeconómica de las 33 comarcas aragonesas e información agronómica de las explotaciones que proporciona la Encuesta de Precios de la Tierra del Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, correspondientes a los años 2001 y 2002. En total se ha dispuesto de una muestra de 450 observaciones. En la estimación econométrica y de acuerdo con la teoría económica, en este trabajo se asume una forma funcional flexible, a partir de una transformación Box-Cox de la variable dependiente y también de las variables independientes. Esta aproximación permite abordar con más rigor el problema de la selección de la forma funcional y, por otra parte, los resultados muestran que las diferencias en la orientación productiva – sobre todo en secano y regadío- junto a otros factores del entorno socioeconómico afectan muy directamente a los precios de la tierra.

[#] Una versión previa de este trabajo y con datos referidos a la provincia de Zaragoza fue presentada en el VI Encuentro de Economía Aplicada, Granada, Junio de 2003.

1.- Introducción

El precio del suelo rústico ha evolucionado de distinta manera a lo largo de los últimos veinte años, como se deduce del análisis de los datos disponibles sobre precios de la tierra que el Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación elabora desde 1983. La mayoría de los autores que han estudiado el mercado de la tierra agraria (Varela, 1988; Naredo, 1990; Alonso *et al.*, 1993 Sumpsi y Varela, 1994) coinciden en señalar un primer periodo fuertemente alcista durante 1985-89, años caracterizados por nuestra incorporación a la entonces denominada CEE y por una fase alcista de nuestra economía. Un segundo periodo iría desde entonces hasta finales de los años noventa, años en los que el precio medio de la tierra rústica no deja de disminuir en términos constantes alcanzando niveles muy por debajo de los precios de referencia de 1983. Por último, a finales de los años noventa se vuelve a recuperar ligeramente el mercado de la tierra y se vuelven a superar los niveles de precios de principios de los años ochenta. En 2002, los precios de la tierra en España crecieron un 5,9% en términos corrientes y un 1,5% en términos reales.

Según los últimos datos disponibles, el precio medio de una hectárea de cultivo en secano en Aragón gira en torno a los 1.725 €, mientras que la misma superficie para cultivos de regadío tiene un precio medio de 8.500 €, pudiendo alcanzar los 20.000 €, dependiendo del tipo de cultivo. Todo parece indicar que el precio de la tierra rústica es un indicador de las perspectivas del negocio en el campo, perspectivas que son bien diferentes entre el secano y regadío y entre distintos tipos de orientaciones productivas.

El objetivo de este trabajo es estudiar los precios de la tierra a partir de un análisis hedónico de los mismos en Aragón. Para ello se considera la dicotomía regadío-secano; las distintas orientaciones productivas y la pertenencia o no a una Denominación de Origen como características de las parcelas, junto con algunas otras del entorno socioeconómico.

2.- El modelo de los precios hedónicos

El modelo de los precios hedónicos (Rosen, 1974; Palmquist, 1991) permite estimar los precios implícitos de las diferentes características que componen un bien heterogéneo, como las parcelas de suelo rústico. La hipótesis de partida en este modelo es que las distintas características que componen un bien heterogéneo se reflejan en su precio de mercado. Por ello, se asume que el precio de dicho bien puede

ser descompuesto en función de sus características o atributos y, una vez que se haya estimado la función de precios hedónicos, es posible asignar un precio implícito o un precio sombra a cada una de dichas características.

Una parcela de suelo no urbano puede ser considerada como un bien heterogéneo cuyo precio en el mercado variará en función de las características que la definan. En primer lugar, el precio dependerá de características físicas y agronómicas, como la superficie, la calidad de la tierra, su orientación productiva, la disponibilidad o no de agua de riego, su altitud y pendiente, etc. Pero también hay otros factores que pueden influir en el precio y que están relacionados con la situación socioeconómica del territorio donde se ubica, como la disponibilidad de mano de obra y capital, la rentabilidad de la explotación o las expectativas de futuro, entre otros aspectos.

La presentación que sigue de la teoría formal de los mercados hedónicos es un resumen de la formulada por Freeman (1992). Si se simboliza por Y el bien cuyo mercado es objeto de estudio –en nuestro caso las parcelas de suelo rústico-, cualquier elemento de Y se puede describir por su vector de características $Q=(q_1, \dots, q_j, \dots, q_K)$. Así, para cada elemento Y_i (parcela individual) de Y , su precio PY_i puede expresarse como una función de sus características constituyentes:

$$PY_i = PY(q_{i1}, \dots, q_{ij}, \dots, q_{iK}) \quad (1)$$

donde q_{ij} representa la característica j -ésima del elemento i -ésimo del bien Y . La función PY es la “función hedónica de precios” de Y . Si PY pudiera estimarse a partir de las observaciones de los precios y las características de diferentes elementos de Y , entonces podría calcularse el precio de cualquier elemento de Y –parcelas de suelo rústico- a partir del conocimiento de sus características.

Antes de pasar a la interpretación de la función hedónica de precios puede ser clarificador describir la forma en que dicha función se genera en el mercado competitivo de productos. Supóngase que cada individuo compra sólo una unidad del bien Y en cada periodo de tiempo. La función de utilidad de un individuo dependerá del consumo que haga de su cesta de bienes X (bien unitario) y de las características proporcionadas por la unidad i -ésima adquirida del bien Y :

$$U = U(X, Q) \quad (2)$$

o, de forma equivalente, si se toma como patrón la renta disponible, tras el pago de PY_i por adquirir el elemento Y_i de Y :

$$U = U(M - PY_i, q_{i1}, \dots, q_{ij}, \dots, q_{in}) \quad (3)$$

siendo M la renta inicial.

Para maximizar (2) bajo la restricción presupuestaria dada por:

$$M - PY - X = 0$$

el consumidor debe escoger los niveles q_j de cada característica que satisfagan la ecuación:

$$\frac{\partial U / \partial q_j}{\partial U / \partial X} = \partial PY / \partial q_j \quad (4)$$

expresión que indica que, *ceteris paribus*, la disposición marginal a pagar por q_j debe ser igual al coste marginal de la adquisición de q_j .

El precio implícito marginal de una característica puede deducirse por diferenciación de la función hedónica de precios, con relación a dicha característica, de la forma siguiente:

$$\partial PY / \partial q_j = Pq_j (q_{i1}, \dots, q_{ij}, \dots, q_{in}) \quad (5)$$

Esta ecuación expresa el aumento de gasto en Y que se precisa para adquirir una unidad de dicho grupo de bienes, que posea una unidad más de la característica q_j , permaneciendo constantes las restantes variables. Si (1) es lineal en las características se desprende que los precios implícitos son constantes. Pero si (1) es no-lineal entonces el precio implícito de la unidad adicional de una característica dependerá, en general, de la cantidad de la misma que se esté adquiriendo. En general, la ecuación (1) no tiene por qué ser lineal. De hecho la linealidad sólo surgirá si los consumidores pueden llevar a cabo la recomposición a su gusto de los conjuntos de atributos, lo que no siempre será posible y, por tanto, la no-linealidad será el rasgo común de las funciones hedónicas de precio.

Las formas funcionales más frecuentes que se han propuesto en la literatura, además de la lineal, incluyen la semi-logarítmica (*log-lin*), la logarítmica (*lin-log*), o la doble-logarítmica (*log-log*), entre otras. El primer paso para escoger la forma funcional es atender a lo que la teoría postula. Conforme a ella, la función hedónica de precios es una forma reducida derivada de la interacción de las funciones de preferencia de

los consumidores y de las funciones de coste o beneficio de los productores. La única restricción obvia de tipo general sobre la forma de la función hedónica de precios es que su primera derivada con respecto a la característica sea positiva (negativa) si dicha característica es un bien (mal). La derivada segunda podría ser negativa pero esta propiedad no puede deducirse de la estructura general del modelo hedónico. Más allá de este punto no hay mucho que pueda derivarse de los principios básicos.

Los primeros investigadores ensayaron diversas formas para la función hedónica de precios (principalmente la logarítmica, semi-logarítmica y doble-logarítmica) seleccionando una de ellas sobre la base de criterios de ajuste. La investigación más reciente ha mostrado las ventajas de utilizar, para la variable dependiente, formas funcionales más flexibles como las del tipo Box-Cox, que analizaremos más adelante.

Además del importante problema de la elección de la forma funcional, que la teoría económica no resuelve, el modelo de precios hedónicos plantea otros problemas de tipo metodológico como se recoge, entre otros, en Hanley *et al.*, (1997). Por una parte, puede producirse el sesgo causado por las variables omitidas cuando, por la razón que sea, no se incluye en la función hedónica de precios alguna variable que afecte significativamente al precio y que, al mismo tiempo, esté correlacionada con una de las variables incluidas en la función. En este caso, el coeficiente estimado de la variable correlacionada estará sesgado. Por otra parte, puede presentarse un problema de multicolinealidad entre algunas de las variables que se incluyen en la función de precios. En este caso, habría que estimar ecuaciones independientes y separadas para cada variable ya que de otra manera sería difícil determinar los precios implícitos de las características consideradas en el modelo.

Si nos centramos en el caso español, se constata que las aplicaciones del modelo hedónico comienzan a ser ya relativamente importantes en la literatura económica centrándose, la mayoría de ellas, en el estudio de los precios de la vivienda. Además, se puede observar que los diferentes autores adoptan distintas soluciones a las cuestiones metodológicas -como la elección de la forma funcional- que acabamos de comentar. La primera aplicación sobre la que tenemos noticia aparece a mediados de la década de los noventa con el objetivo de estudiar los precios de la vivienda en Córdoba y los autores asumen una forma funcional lineal (Brañas y Caridad, 1996). Por su parte, Bilbao (2000 y 2001) también se decanta por una forma lineal en cuatro de las cinco ciudades asturianas en las que utiliza el

enfoque hedónico para analizar los precios y características de la vivienda. Del mismo modo, Bengochea (2000), también utiliza una especificación lineal en su valoración de las zonas verdes y su influencia en los precios de la vivienda en Castellón. Una vez más, Tránchez (2001) analiza el precio hedónico de la vivienda en Madrid asumiendo una forma funcional lineal. Bover y Velilla (2001) analizan el precio hedónico de la vivienda asumiendo una forma doble logarítmica entre el precio y la superficie en metros cuadrados, lo que les permite interpretar directamente como elasticidades los coeficientes estimados.

Gómez Gómez (2002) analiza el impacto del ruido aeronáutico sobre el precio hedónico de la vivienda en los alrededores del aeropuerto Madrid-Barajas, asumiendo por primera vez que los mejores coeficientes de la regresión se obtienen utilizando una transformación Box-Cox. Esta misma aproximación se encuentra en Aguiló (2002), en su análisis del mercado inmobiliario en la isla de Mallorca.

Otros autores utilizan el modelo hedónico para analizar los precios de los servicios en los establecimientos hoteleros en la Costa Brava (Pastor, 1999) o para analizar los precios de los paquetes turísticos en Mallorca (Aguiló *et al.*, 1999). También el modelo hedónico se ha utilizado para valorar atributos de algunos productos agroalimentarios. Angulo *et al.* (2000) abordan el estudio de los precios del vino tinto en España a través de un modelo *logit multinomial*. El mismo producto es estudiado por Morilla y Martínez (2002), quienes siguiendo de cerca el enfoque de Oczkowski (1994) lo aplican al caso español. Loureiro y McCluskey (2000) analizan los precios de la *ternera gallega* a partir de la transformación Box-Cox. Por su parte, Guerrero de Lizardi y Pérez García (2002) comparan el precio y las características de los ordenadores personales en España con Estados Unidos asumiendo una forma funcional doble-logarítmica. Por último, Del Saz *et al.*, (2003) emplean esta metodología asumiendo formas funcionales lineales y semilogarítmicas para analizar las diferencias de suelo industrial de promoción pública y privada.

En lo que se refiere a estudios del precio del suelo rústico con este enfoque hedónico, aunque no son muy abundantes en la literatura económica internacional, cabe mencionar los estudios pioneros sobre características del suelo en Estados Unidos con una aproximación similar al modelo hedónico de Miranowski y Hammes (1984); Ervin y Mill, (1985); Gardner y Barrows (1985) o Palmquist y Danielson (1989).

En Europa podemos mencionar los trabajos de Le Goffe (2000) en Francia y Maddison (2000) en el Reino Unido. Le Goffe (2000) estima los precios implícitos de

los alojamientos rurales asumiendo una forma lineal de la función de precios hedónicos. Por su parte, Maddison (2000), en su análisis del mercado de la tierra de Inglaterra y Gales apunta la conveniencia de asumir la transformación Box-Cox.

En España, las únicas referencias que hemos encontrado sobre los precios de la tierra con un enfoque hedónico son los recientes trabajos de Arias (2001) y Sala y Torres (2002). Arias (2001) analiza las diferencias entre secano y regadío de los precios medios comarcales en las tierras de labor y en los prados y pastizales de León entre 1979 y 1987. Este autor estima el valor del regadío a partir del precio hedónico de la tierra y, al ser binarias todas sus variables explicativas, asume una función de precios lineal. Por su parte, Sala y Torres (2002), estudian los precios medios provinciales de las superficies de cultivos herbáceos de regadío y secano en Lérida en el periodo 1984-2000, usando como variables explicativas las relativas a los factores inflación, trabajo-capital productivo, expectativas de plusvalía, subvención y refugio, asumiendo del mismo modo una forma funcional lineal. Por nuestra parte, en el siguiente epígrafe vamos a tratar de avanzar con la estimación de un modelo más flexible de los precios del suelo rústico, utilizando una transformación Box-Cox de las variables, como recomienda la literatura más reciente, y con información desagregada sobre 450 transacciones de parcelas de suelo rústico en los municipios de Aragón.

3.- Análisis empírico de los precios hedónicos de la tierra

3.1 Los datos

Para estudiar los precios hedónicos del mercado de la tierra en Aragón se utilizan las 450 observaciones con información completa que recoge la Encuesta Anual de Precios de la Tierra para las provincias de Huesca, Zaragoza y Teruel y referida a los años 2001 y 2002. Los precios de venta fueron convertidos a euros constantes de 2001.

Las variables 2 a 13 del cuadro 1 se han elaborado casi directamente a partir de la información disponible en la encuesta y son variables binarias que pretenden recoger el tipo de orientación productiva de la parcela objeto de transacción. Algunas modificaciones de estas variables originales han sido necesarias para crear otras ficticias, como CALANDA, SOMONTANO y BARAGÓN (variables 14 a 16, en el cuadro) y que recogiesen el hecho de ser precios de parcelas en un territorio acogido a una Denominación de Origen (D.O.), normalmente bastante más elevados que los equivalentes en territorios fuera de una D.O. Otras D.O. no han sido consideradas por

no detectarse una diferencia de precios significativa con respecto a los territorios no amparados por la Denominación de Origen.

Cuadro 1.- Definición de variables inicialmente disponibles

	<i>VARIABLE</i>	<i>SIGLA</i>	<i>UNIDAD MEDIDA</i>
1	Precio	PRECIO	Continua
2	Tierra labor regadío	TLR	(1/0)
3	Tierra labor secoano	TLS	(1/0)
4	Frutales hueso regadío	FHR	(1/0)
5	Frutales pepita regadío	FPR	(1/0)
6	Frutales hueso secoano	FHS	(1/0)
7	Almendo secoano	ALMS	(1/0)
8	Viñedo secoano	VINS	(1/0)
9	Olivar secoano	OLIS	(1/0)
10	Olivar regadío	OLIR	(1/0)
11	Viñedo regadío	VINR	(1/0)
12	Pastizales secoano	PASTIS	(1/0)
13	Prados secoano	PRADOS	(1/0)
14	D.O. Melocotón Calanda	CALANDA	(1/0)
15	D.O. Vino Somontano	SOMONTANO	(1/0)
16	D.O. Aceite Bajo Aragón	BARAGON	(1/0)
17	%. Pob. > 65 años en la comarca respectiva C.R.)	ENVEJ	%
18	%. Pob. afiliada a la SS entre pob. 15-64 años en la C.R.	EMPGRAL	%
19	Afiliados a regímenes agrarios SS/total afiliados	EMPAGR	%
20	Núm. licencias servicios IAE *100 /total de hab. en la C.R.	ACTSER	Ratio
21	Núm. licencias industrias IAE *100 /total hab. en la C.R.	ACTIND	Ratio
22	Plazas residencia 3 edad /Pob. > 65 Años en la C.R.	RESANC	Ratio
23	Núm. alumnos enseñ. no oblig. /pob.15-19 años en la C.R.	ENSEC	Ratio
24	Porcentaje ocupados agrarios / total ocupados	OCUAGR	%
25	Densidad de población en la C.R.	DENSID	Continua
26	Superficie cultivo respecto a la total en la C.R.	SUPCULT	%
27	Sup. en regadío respecto a la de cultivo en C.R.	SUPREG	%

La variable CALANDA pretende recoger las transacciones de árboles frutales de hueso en regadío (FHR) en los municipios acogidos a la D.O. Melocotón de Calanda. Se trata de una variable ficticia construida a partir de “frutales hueso regadío”, que toma el valor uno cuando el precio observado se localiza territorialmente en la comarca a la que pertenece Calanda y cero en el resto. SOMONTANO es otra variable ficticia que quiere captar los precios de los viñedos en la pujante D.O. de vino

Somontano y que toma el valor uno cuando se refiere a precios de esos viñedos oscenses específicamente y cero en caso contrario. Por último, la variable BARAGON intenta separar los precios de los olivares bajo la D.O. aceite del Bajo Aragón del resto de olivares de secano. También toma el valor 1 cuando el precio del olivar se toma de los municipios acogidos a esa D.O. y cero en caso contrario.

En la encuesta del MAPA se especifica también el municipio al que se refiere la transacción. Con el fin de disponer de más información de tipo socioeconómico, identificamos la comarca a la que pertenece el municipio afectado por la transacción y, a partir de los datos disponibles del CESA¹, elaboramos para cada comarca las variable socioeconómicas 17 a 23 del cuadro 1 que pretenden recoger el entorno socio-económico comarcal en cuanto a envejecimiento (ENVEJ); el empleo general (EMPGRAL), la ocupación en el sector agrario (EMPAGR), la actividad económica en los distintos sectores productivos (ACTSER y ACTIND); el número de alumnos de enseñanza secundaria no obligatoria (ENSEC) o la dotación de plazas de residencia de la tercera edad (RESANC).

Por último, las variables 24 a 27 han sido elaboradas a partir de los datos proporcionados por el entonces Departamento de Agricultura del Gobierno de Aragón².

3.2 Especificación Box-Cox de la función de precios de la tierra

Como se ha mencionado anteriormente la elección de la forma funcional para la ecuación de precios hedónicos es un tema que la teoría económica no resuelve. Sin embargo sí que ofrece ciertos indicios ya que suponer una función lineal conduce a que los precios implícitos sean constantes, es decir, el precio implícito de una unidad adicional de una característica no dependerá de la cantidad de la misma que se está adquiriendo, supuesto que no resulta muy realista. Por lo tanto, una solución plausible a este dilema sería definir una forma funcional más flexible que permita que esta dependencia entre el precio implícito de una característica y los niveles de los demás argumentos de la función pueda existir, y que además anide a las formas funcionales habitualmente utilizadas. Esto último permitirá contrastar cual de las formas funcionales es la que mejor se ajusta a los datos concretos de la aplicación empírica. Esta ha sido la aproximación utilizada en el presente trabajo, por lo que se han

¹ Las comarcas y el desarrollo local en Aragón, en: Consejo Económico y Social de Aragón (2002). Informe Anual, 2001. CESA. Zaragoza

² Gobierno de Aragón (2003). Datos agrarios básicos en las comarcas y delimitaciones comarcales de Aragón, 2001-2002. Dep. Agricultura, Sección de Estudios y Planificación. 342 pp.

transformado la variable o variables de la ecuación hedónica de precios mediante la siguiente transformación Box-Cox (1964):

$$Z^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{Z^\lambda - 1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \ln Z & \lambda = 0 \end{cases} \quad (6)$$

Esta transformación, con $Z > 0$, se puede aplicar tanto a la variable dependiente como a las independientes (características) del modelo de precios hedónicos. Habitualmente, se ha aplicado exclusivamente a la variable dependiente, o precios, lo que conduce a que se obtengan como casos particulares la función lineal cuando $\lambda = 1$ y la función semi-logarítmica cuando λ tiende a cero. Sin embargo, la aplicación de esta transformación únicamente a la variable dependiente no permite mas que una gama limitada de funciones. Otras versiones mas generales de la forma Box-Cox llevan a considerar estimaciones separadas para el exponente λ de cada variable independiente y la posibilidad de incluir términos para recoger potenciales interacciones entre tales variables.

En este trabajo se ha aplicado la transformación Box-Cox tanto a la variable dependiente como a las independientes pero se ha supuesto para estas últimas la misma transformación, es decir, el mismo exponente θ . De esta manera se ha obtenido la siguiente ecuación de precios hedónicos de la tierra:

$$PY_i^{(\lambda)} = \alpha + \sum_j^n \beta_j q_{ij}^{(\theta)} + \varepsilon_i \quad (7)$$

donde,

- PY_i : Precio, variable dependiente a explicar $i=1,2,...,n$ número de observaciones
- q_{ij} : variables independientes, características; $j=1,2,...,k$ número de características
- ε_i : perturbación aleatoria
- λ : parámetro de transformación de la variable dependiente
- θ : parámetro de transformación de las variables independientes
- β_j : precios implícitos marginales de las características; $j=1,2,...,k$

La ecuación (7) es una función flexible de precios hedónicos que puede ser estimada mediante máxima verosimilitud obteniéndose además de la estimación de los precios implícitos marginales de las diferentes características (β_j), la estimación de la transformación de las variables, λ y θ . La principal ventaja de este enfoque es la

posibilidad de contrastar empíricamente cual de las formas funcionales tradicionalmente utilizadas en la estimación de funciones de precios hedónicos es la que mejor se ajusta a los datos. Esta forma flexible anida, además de la función lineal y semi-logarítmica mencionadas anteriormente, otro conjunto de formas funcionales imponiendo ciertos valores a λ y θ . Este modelo general ha sido utilizado para contrastar alguna de las formas funcionales más utilizadas en la literatura de precios hedónicos, lo que supone contrastar las siguientes hipótesis nulas:

- 1) $H_0: \lambda = 1$ y $\theta = 1$ Forma lineal
- 2) $H_0: \lambda = 0$ y $\theta = 1$ Función semi-logarítmica (*log-lin*)
- 3) $H_0: \lambda = 0$ y $\theta = 0$ Función doble logarítmica (*log-log*)
- 4) $H_0: \lambda = 1$ y $\theta = 0$ Función lineal logarítmica (*lin-log*)

4. Estimación y resultados

La función definida en (7) se ha estimado para las variables explicativas definidas en la cuadro 1 mediante máxima verosimilitud obteniéndose los parámetros estimados que se recogen en el cuadro 2.

Se observa que la hipótesis nula de igualdad a cero del parámetro λ es rechazada al nivel de significación del 5% mientras que dicha hipótesis para el parámetro θ no puede ser rechazada por lo que las variables explicativas deberán ser definidas en logaritmos en la ecuación de los precios hedónicos. También se ha llevado a cabo un test de Wald para contrastar las hipótesis nulas definidas en el apartado anterior (cuadro 3) y la hipótesis nula $\lambda = 1$.

El test de Wald permite contrastar restricciones lineales sobre los parámetros:

$$H_0: R\beta = r$$

$$H_1: R\beta \neq r$$

donde, $R\beta$ representa cualquier combinación lineal de los parámetros estimados que se quiere contrastar. El estadístico de prueba del test de Wald se define de la siguiente manera:

$$W = (R\beta - r)'(RVR')^{-1} (R\beta - r) \quad (8)$$

donde V es la matriz de varianzas y covarianzas estimadas de los parámetros. Bajo la hipótesis nula el test de Wald (W) sigue una distribución χ^2 con tantos grados de libertad como restricciones se van a contrastar.

Cuadro 2. Estimación de la ecuación de precios hedónicos de la tierra: especificación Box-Cox

	Parámetro	t-ratio
Constante	6,725	2,49
λ	0,143	3,00
θ	0,237	1,07
TLR	7,550	2,72
TLS	2,600	3,12
FHR	8,794	2,67
FPR	8,363	2,71
FHS	1,746	1,65
ALMS	3,158	3,01
VINS	5,233	2,90
OLIS	2,543	2,39
OLIR	7,443	2,72
VINR	6,054	2,26
PRADOS	1,662	2,86
CALANDA	12,46	2,47
SOMONTANO	4,950	2,89
BARAGON	9,888	2,58
DENSID	0,160	0,76
SUPREG	0,035	0,81
ENVEJ	-0,356	-0,75
EMPGRAL	0,503	1,14
EPMAGR	0,307	1,38
ACTSER	0,215	0,81
ACTIND	-0,060	-0,28
RESANC	-0,096	-1,36
ENSEC	0,050	1,54
LogL	3814,93	

Nota: la orientación productiva pastizales se utiliza como variable de referencia

Cuadro 3. Test de Wald

Hipótesis nula	Tipo función	Test Wald
$\lambda = 1 \quad \theta = 1$	Función lineal	330,86
$\lambda = 0 \quad \theta = 1$	Función semi-logarítmica	9,93
$\lambda = 0 \quad \theta = 0$	Función doble-logarítmica	327,10
$\lambda = 1 \quad \theta = 0$	Función lineal-logarítmica	21,93
$\lambda = 1$		323,65

Se observa que el valor del estadístico de Wald para los cuatro contrastes conjuntos son superiores a 5,99, valor de la χ^2_2 para el nivel de significación del 5%, es decir, se rechazan las respectivas hipótesis nulas. Además el valor del test de Wald para la hipótesis nula de igualdad a 1 del parámetro λ también es superior a valor de la χ^2_1 , por lo que dicha hipótesis es rechazada al nivel del 5%.

Los contrastes de significatividad univariantes y estos últimos conducen a la conclusión de que las variables explicativas deben incluirse en logaritmos en la ecuación de precios hedónicos, si bien aportan una respuesta más ambigua sobre la especificación idónea de la variable dependiente al rechazarse valores de λ iguales a 0 y a 1. No obstante, en la literatura no se contemplan especificaciones intermedias, por lo que consideraremos dos posibles candidatas: la lineal logarítmica y la doble logarítmica. Para determinar cuál de las dos especificaciones se ajusta mejor a los datos se ha utilizado el contraste de modelos no anidados de Vuong (1989). Este contraste permite determinar cual es el mejor entre dos modelos no anidados a partir de los respectivos valores de la función de verosimilitud y la estimación de la varianza de las diferencias entre ambas. Los detalles del estadístico se muestran en anexos. El valor del test de Vuong es de 7,79, positivo y claramente superior al valor crítico de una distribución normal, por lo que el modelo doble logarítmico (función f en anexos) es preferido frente al lineal logarítmico (función g en anexos).

En el cuadro 4 se muestran los parámetros estimados para la especificación doble logarítmica de la ecuación de precios hedónicos estimada con aquellas variables explicativas que han resultado estadísticamente significativas. Debido a la posible presencia de problemas de heterocedasticidad en la estimación, lo que conducirá a no poder utilizar los t -ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros estimados, se han calculado los t -ratio robustos de White.

En la última columna se muestran los parámetros corregidos de las variables ficticias siguiendo a Suits (1982), para facilitar la interpretación directa de sus parámetros. Primero, se calcula el parámetro de la variable utilizada como referencia, PASTIS (pastizales seco), como el cociente entre la suma de los 11 parámetros estimados de las variables representativas de la orientación productiva entre el número total de orientaciones productivas (12) y cambiado de signo. El resultado es -1,565. A continuación, se suma este valor a cada uno de los parámetros estimados, y se resta en el caso de la constante.

Las variables explicativas son conjunta e individualmente significativas, tal como señala el contraste de la F y los correspondientes t -ratios. A partir del valor de la constante, se puede calcular el precio de la tierra ($e^{6,408}$), que es de 607 €/ha.

Las variables socio-económicas afectan positivamente al precio del suelo rústico, salvo RESANC (porcentaje de plazas en residencias de la 3ª edad respecto del total de población mayores de 65 años). Entre estas variables destaca EMPGRAL (tasa de población afiliada a la Seguridad Social) como la más influyente. Un incremento en un 1% en la tasa de afiliados a la S.S. conduce a un aumento de 0.29% en el precio de la tierra. El efecto de aumentos en la densidad de la población comarcal (DENSID) y de la tasa de afiliados a la S.S. en regímenes agrarios (EMPAGR) tienen un impacto semejante sobre el precio de la tierra, de manera que aumentos de un 1% en cualquiera de estas variables causan incrementos de un 0,08% en el precio de la tierra. Por tanto, zonas más densamente pobladas y con mayor peso de la ocupación agraria presentan unos precios de la tierra superiores. No obstante, como se puede apreciar, las elasticidades de las variables socio-económicas comarcales son relativamente bajas, por lo que el impacto de estas variables sobre los precios de la tierra es limitado.

Las orientaciones productivas, por el contrario, influyen muy significativamente sobre el precio de la tierra. Los valores de estos parámetros son positivos para todos los cultivos de regadío (TLR, FHR, FPR, OLIR, VINR) y negativos para los cultivos de seco (TLS, ALMS, OLIS, PRADOS y PASTIS), lo que significa que el precio de las tierras de regadío es superior al precio medio de la tierra, mientras que el precio de las tierras de seco es inferior. No obstante, la contribución del regadío en la determinación del precio de la tierra no es homogénea a través de alternativas de producción. Así, las diferencias más acusadas entre regadío y seco se dan en los frutales de hueso, cuyo precio en regadío se sitúa un 126% por encima del precio

medio, mientras que su equivalente en seco, tan sólo alcanza un 92% del precio medio. En las tierras de labor también se aprecia una clara contribución del regadío al precio, de manera que el precio en regadío triplica al de seco (el parámetro de TLR es 0,950 frente a -0,593 de TLS). La mínima diferencia entre seco y regadío se da en el viñedo, donde incluso el cultivo en seco (VINS) tiene un efecto positivo sobre el precio de la tierra (0,249).

Cuadro 4. Resultados de la estimación doble-logarítmica de la función de precios hedónicos

	Parámetro	t-ratio	Parámetros
Constante	4,843	9,231	6,408
TLR	2,515	23,796	0,950
TLS	0,972	10,116	-0,593
FHR	2,829	27,627	1,264
FPR	2,722	27,967	1,157
FHS	0,638	6,252	-0,927
ALMS	1,161	11,603	-0,404
VINS	1,814	18,327	0,249
OLIS	0,935	9,63	-0,630
OLIR	2,463	25,154	0,898
VINR	2,082	19,352	0,517
PRADOS	0,646	4,621	-0,919
PASTIS	---	---	-1,565
CALANDA	3,751	21,253	2,186
BARAGON	1,765	14,627	0,200
SOMONTANO	3,104	11,525	1,539
DENSID	0,084	2,076	---
EMPGRAL	0,293	2,302	---
EMPAGR	0,083	2,602	---
RESANC	-0,012	-2,204	---
ENSEC	0,02	3,464	---
Log L		-612,124	
F		20,393	

Comparando entre orientaciones productivas, los precios de la tierra de regadío son máximos en las plantaciones de frutales de pepita y hueso de regadío (el doble del precio medio), seguidas por las labores de seco y el olivar (ligeramente por debajo del precio medio). Por lo que respecta a los precios de seco, el viñedo es el que aporta a un mayor valor a la tierra, superando el precio medio en un 20%, seguido por el almendro (un 40% por debajo del precio medio), las tierras de labor y el olivar (en

torno a un 60% por debajo del precio medio). Los mínimos precios corresponden a pastizales y prados de secano.

Por último, se puede destacar el efecto positivo que las Denominaciones de Origen tienen en la revalorización de la tierra, tanto de secano como regadío. Así, el Aceite de Bajo Aragón, añade valor a las parcelas de secano, de manera que aproxima su precio al de la explotación de regadío. En concreto, el precio de la tierra en aquellos municipios amparados por esta Denominación de Origen, es un 20% superior al precio medio (BARAGON), mientras que el valor implícito de su equivalente en secano se sitúa un 63% por debajo de la media. En el caso de la D.O. Melocotón de Calanda, al precio implícito de frutales de hueso en regadío se le añade el valor aportado por la D.O. Así, el precio de la tierra en aquellas explotaciones amparadas por esta D.O. prácticamente duplica el precio de las parcelas de frutales de hueso en regadío (CALANDA tiene un parámetro de 2,186 frente a 1,264 de FHR). En cualquier caso, el mayor valor añadido proporcionado por la Denominación de Origen lo aporta la D.O. Somontano. Si comparamos el coeficiente de SOMONTANO, 1,539 con el coeficiente de VINR, es decir, de una parcela de viñedo en regadío típica, no acogida a esta D.O., 0,517, observamos que el primero prácticamente triplica al segundo.

En resumen, la orientaciones productivas y la disponibilidad de agua son las variables fundamentales en la explicación de los precios de la tierra para usos agrarios. Asimismo, la Denominación de Origen ha mostrado ser una variable que permite la revalorización de la tierra a través de la revalorización de sus productos. Por último, las variables socio-demográficas comarcales tienen un impacto menor en la explicación de la determinación de los precios de la tierra.

5. Conclusiones

Aunque la literatura económica no resuelve el problema de la elección de la forma funcional, recomienda la asunción de formas funcionales flexibles en la estimación de las funciones de precios hedónicos. En España los trabajos sobre precios hedónicos de la tierra se han llevado a cabo utilizando información muy agregada y asumiendo formas funcionales lineales de difícil justificación teórica. En este trabajo hemos utilizado datos desagregados de 450 precios de suelo rústico correspondientes a 2001 y 2002, en distintos municipios de Aragón y llevando a cabo una transformación Box-Cox, tanto de la variable dependiente como de las independientes.

Los resultados ponen de manifiesto que las diferencias en la orientación productiva -sobre todo en secano y regadío- junto a otros factores del entorno socioeconómico afectan muy directamente a los precios del suelo rústico. Como era de esperar, los valores de los parámetros estimados son positivos para las tierras de regadío y negativos para las de secano, salvo en el caso del viñedo. No obstante, la contribución del regadío en la determinación del precio de la tierra no es homogénea a través de alternativas de producción, siendo máxima en el caso de los frutales de hueso, cuyos precios duplican el precio medio, y mínima en el viñedo, donde incluso las explotaciones de secano poseen un precio superior a la media. Excluida la vid, los precios de la tierra de secano oscilan entre el mínimo correspondiente a las explotaciones de prados y pastizales, situado por debajo de la mitad del precio medio rústico en Aragón, y el almendro, cuyos precios son un 40% inferiores a la media regional. Asimismo, se ha constatado el impacto positivo que las Denominaciones de Origen tienen en la revalorización de la tierra. En cuanto a las variables socioeconómicas, se puede concluir que territorios con mayores niveles de poblamiento y tasa de ocupación de la población activa conllevan también mayores precios del suelo rústico.

Referencias

Aguiló, P.M., Alegre, J., y Riera, A., 1999. El precio de los paquetes turísticos alemanes: análisis descriptivo y aplicación del método de los precios hedónicos a la isla de Mallorca, Documento de Trabajo, 17. Dept. de Economía y Empresa. Universitat de les Illes Balears.

Aguiló, P.M., 2002. El método de valoración de los precios hedónicos. Una aproximación al sector residencial de las Islas Baleares. Tesis Doctoral. Dept. de Economía y Empresa. Universitat de les Illes Balears.

Alonso, R., Iruretagoyena, T., Lozano, J., y Serrano, A., 1993. Los costes de oportunidad derivados de la posesión e inversión en tierras en los trienios 1983-85 y 1985-87. *Investigación Agraria. Economía*, Vol. 8 (1), 29-43 pp.

Angulo, A.M., Gil, J.M., Gracia, A., y Sánchez, M. 2000. Hedonic prices for Spanish red quality wine. *British Food Journal*, Vol. 107 (7), 481-493 pp.

Arias, C., 2001. Estimación del valor de regadío a partir del precio de la tierra. *Economía Agraria y Recursos Naturales*, Vol. 1(1), 115-123 pp.

Bengochea, A., 2000. Valoración económica de zonas verdes: una aplicación para la ciudad de Castellón. III Encuentro de Economía Aplicada. Valencia.

Bilbao, C., 2000. Relación entre el precio de venta de una vivienda y sus características: en análisis empírico para Asturias. *Revista Asturiana de Economía*, 18, 141-150 pp.

Bilbao, C., 2001. El otro exceso de gravamen. Un análisis empírico para las políticas de vivienda. *Revista de Economía Aplicada*, 27, 35-61 pp.

Bover, O., y Velilla, P. 2001. Precios hedónicos de la vivienda sin características: el caso de las promociones de viviendas nuevas. *Estudios Económicos*, 73. Banco de España. Madrid

Box G., y Cox D., 1964. An análisis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society, serie B*, 211-252 pp.

Brañas, P., y Caridad, J.M., 1996. Demanda de características de la vivienda en Córdoba: un modelo de precios hedónico. *Estudios Regionales*, 46, 139-153 pp.

Consejo Económico y Social de Aragón, 2002. Informe Anual, 2001. CESA. Zaragoza

Del Saz, S., García, L., y Barreiro, J., 2003. Provisión publica versus provisión de suelo industrial: una aproximación hedónica. *X Encuentro de Economía Pública*, Tenerife.

Ervin, D.E. y Mill, J.W., 1985. Agricultural land markets and soil erosion: policy relevance and conceptual issues. *American Journal of Agricultural Economics*, 67, 938-942 pp.

Freeman III, A.M., 1992. *El método hedónico*, en: Evaluación económica de los costes y beneficios de la mejora ambiental. Monografías de Economía y Medio Ambiente, 4. Junta de Andalucía. Sevilla. 125-154 pp.

Gardner, K., y Barrows, R., 1985. The impact of soil investments on land prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 67, 943-947 pp.

Gobierno de Aragón, 2003. *Datos agrarios básicos en las comarcas y delimitaciones comarcales de Aragón, 2001-2002*. Dep. Agricultura, Sección de Estudios y Planificación. Zaragoza, 342 pp.

Gómez Gómez, C.M., 2002. El precio hedónico de la contaminación del aeropuerto de Madrid-Barajas en: Proyecto Madrid III: Evaluación económica del impacto ambiental del aeropuerto Madrid-Barajas. AENA - Universidad de Alcalá.

Guerrero de Lizardi, C., y Pérez García, J., 2002. Comparación del precio de los ordenadores en Estados Unidos y España 1990-2000: un enfoque hedónico. *Estudios de Economía Aplicada*, Vol. 20-III, 549-564 pp.

Hanley, N., Shogren J.F., y White, B., 1997, *Environmental economics in theory and practice*. McMillan Texts in Economics. London.

Le Goffe, P., 2000. Hedonic pricing of agriculture and forestry externalities. *Environmental and Resource Economics*, 15, 397-401 pp.

Loureiro, M.L. y McCluskey, J.J., 2000. Assessing consumer response to protected geographical identification labelling. *Agribusiness*, Vol 16 (3), 309-320 pp.

Naredo, J.M., 1990, Precio y renta de la tierra. *Revista Catastro*, abril, 1990. 26-31 pp.

Maddison, D., 2000. A hedonic analysis of agricultural land prices in England and Wales. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 27 (4), 519-532 pp.

Miranowski, J.A., y Hammes, D.B., 1984. Implicit prices of soil characteristics for farmland in Iowa, *American Journal of Agricultural Economics*, 66, 745-749 pp.

Morilla, J. y Martínez, A. 2002. Una función de precios hedónicos para el vino español de calidad en el año 2000. *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 196, 173-193 pp.

Oczkowski, E. 1994. A hedonic price function for australian premium table wine. *Australian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 38 (1), 93-110 pp.

Palmquist, R.B., y Danielson, L.E., 1989. A hedonic study of the effects of erosion control and drainage of farm values. *American Journal of Agricultural Economics*, 71, 943-946 pp.

Palmquist, R.B., 1991, *Hedonic Methods*, en: Braden J.B., and Kolstad, C.D. (Editors), *Measuring the demand for environmental quality*, Elsevier Science Publishers B.V. (North Holland).

Pastor, V.J., 1999. Un análisis de los precios hoteleros empleando funciones hedónicas. *Estudios Turísticos*, 139, 65-87 pp.

Rosen, S., 1974, Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in perfect competition, *Journal of Political Economy*, 82, 34-6-55 pp.

Sala Rios, M., y Torres Solé, T., 2002., Análisis empírico de la evolución de los precios en el mercado del suelo rústico. V Encuentro de Economía Aplicada, Oviedo.

Sumpsi, J. M., y Varela, C., 1994. El mercado de la tierra y las nuevas tendencias de cambio estructural. *Papeles de Economía Española*, 60-61, 126- 140 pp.

Suits D.B., 1984. Dummy variables: mechanics v. interpretation. *Review of Economics and Statistics*, 66(1), 177-180 pp.

Tránchez, J. M., 2001. Estimación de las diferencias de precios entre viviendas con distinta localización: una aproximación a través del modelo hedónico. VIII Encuentro de Economía Pública. Cáceres.

Varela, C., 1988, Structural policy, land mobility and land values in Spain. XIX Congreso Internacional de Economistas Agrarios. Buenos Aires, Argentina.

Young, Q.H. 1989. Likelihood ratio test for model selection and non-nested hypothesis. *Econometrica* 57, 307-333 pp.

ANEXO

Contraste de modelos no anidados de Vuong (1989)

Se parte de dos modelos no anidados: $f(y_{i,t} | z_i, x_i; \alpha)$ y $g(y_{i,t} | z_i, x_i; \beta)$, donde $y_{i,t}$ es la variable dependiente; z_i y x_i son las variables explicativas; α y β , son sendos vectores de parámetros de cada uno de los modelos. Los logaritmos de las respectivas funciones de verosimilitud son:

$$\text{Log } L(\alpha) = \sum_{t=1}^n \log f(y_{i,t} | z_i, x_i; \alpha) \quad (\text{A.1})$$

$$\text{Log } L(\beta) = \sum_{t=1}^n \log g(y_{i,t} | z_i, x_i; \beta) \quad (\text{A.2})$$

donde n es el tamaño muestral. Denotaremos por $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ a los estimadores máximo verosímiles de α y β , respectivamente. El estadístico de Vuong se define bajo tres hipótesis. La primera es que no existen diferencias significativas entre ambos modelos, es decir, bajo:

$$H_0 : E \left[\log \frac{f(y_{i,t} | z_i, x_i; \alpha)}{g(y_{i,t} | z_i, x_i; \beta)} \right] = 0 \quad (\text{A.3})$$

Esta hipótesis se contrasta contra:

$$H_0 : E \left[\log \frac{f(y_{i,t} | z_i, x_i; \alpha)}{g(y_{i,t} | z_i, x_i; \beta)} \right] > 0 \quad (\text{A.4})$$

lo que significa que la función f es mejor que la función g o,

$$H_0 : E \left[\log \frac{f(y_{i,t} | z_i, x_i; \alpha)}{g(y_{i,t} | z_i, x_i; \beta)} \right] < 0 \quad (\text{A.5})$$

que representa que la función g es mejor que la función f .

Bajo la hipótesis nula, el estadístico de Vuong se define mediante la siguiente expresión:

$$\hat{Z} = \frac{LR(\hat{\alpha}, \hat{\beta})}{n^{1/2} \omega} \quad (\text{A.6})$$

donde $\hat{Z}$ es una variable normal estándar $N(0,1)$ y $LR(\hat{\alpha}, \hat{\beta})$ representa la diferencia entre los logaritmos de las funciones de verosimilitud y viene definido por:

$$LR(\hat{\alpha}, \hat{\beta}) = \log L(\hat{\alpha}) - \log L(\hat{\beta}) = \sum_{t=1}^n \left[\log \frac{f(y_{i,t} | z_i, x_i; \alpha)}{g(y_{i,t} | z_i, x_i; \beta)} \right] \quad (\text{A.7})$$

y ω es la raíz cuadrada de la varianza (ω^2) de las diferencias entre las dos funciones de verosimilitud objeto de contraste, que viene dada por:

$$\omega^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left[\log \frac{f(y_{i,t} | z_i, x_i; \alpha)}{g(y_{i,t} | z_i, x_i; \beta)} \right]^2 - \left[\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \log \frac{f(y_{i,t} | z_i, x_i; \alpha)}{g(y_{i,t} | z_i, x_i; \beta)} \right]^2 \quad (\text{A.8})$$

Un valor positivo de $\hat{Z}$ (es decir, $\hat{Z} > Z_{\delta/2}$), donde δ es el nivel de significación, recomendaría que el modelo representado en la función g es preferido sobre el representado con la función f. Un valor negativo de $\hat{Z}$ (es decir, $\hat{Z} < -Z_{\delta/2}$) sugeriría lo contrario. Si $|\hat{Z}| \leq Z_{\delta/2}$, no aparecen diferencias significativas entre los dos modelos.