

## **Análisis espacial de los precios del suelo de uso agrario**

Baldomero Segura<sup>a</sup> e Inmaculada Marqués Pérez<sup>a</sup>

---

**RESUMEN:** Desde 1983 la administración española publica anualmente la Encuesta nacional de Precios de la Tierra con el objeto de medir la evolución de los precios de suelo agrarios. La Encuesta proporciona precios de referencia objetivos y libres de efectos especulativos, por Comunidades Autónomas y por los aprovechamientos más representativos en cada una de ellas. Bajo la hipótesis de que el valor del suelo está relacionado con su localización, se pretende comprobar la existencia de correlaciones espaciales entre los precios publicados y si podemos aplicar los mismos coeficientes de localización, o si es necesario introducir nuevos factores de corrección por localización.

---

**PALABRAS CLAVE:** Correlación espacial de precios, precio del suelo, suelo rural.

---

### **Spatial analysis of agricultural land prices**

---

**ABSTRACT:** Since 1983, the Spanish administration publish the national land prices survey, whose main objective is to measure the prices evolution of agricultural land. The Survey provides objective reference prices without speculative effects, by Autonomous Communities and differentiated by the most representative uses in each one of them. We start from the hypothesis that the land value is conditioned by its location. We want analyst the spatial correlation between the prices publicized or it is necessary different grouping or if it is necessary to introduce new location correction factors.

---

**KEYWORDS:** Agricultural land, land prices, price spatial correlation.

---

**Clasificación JEL/ JEL Classification:** Q15, Q24.

---

**DOI:** <https://doi.org/10.7201/earn.2018.01.06>.

---

---

<sup>a</sup> Dpto. Economía y Ciencias Sociales, Universitat Politècnica de València.

*Cite as:* Segura, B. & Marques-Perez, I. (2018). "Análisis espacial de los precios del suelo de uso agrario. *Economía Agraria y Recursos Naturales - Agricultural and Resource Economics*, 18(1), 135-159. doi: <https://doi.org/10.7201/earn.2018.01.06>.

*Correspondence author:* Baldomero Segura. E-mail: [bsegura@esp.upv.es](mailto:bsegura@esp.upv.es).

Recibido en octubre de 2017. Aceptado en mayo de 2018.

## 1. Introducción

El enfoque más común en la determinación del valor del suelo agrario es calcular dicho valor a partir de las transacciones de compra-venta registradas en el mercado. Este valor es supuestamente el reflejo de la suma de los valores individuales de las distintas características de la tierra objeto de valoración, como su productividad, la fertilidad del suelo y la localización, más el valor de otras características como la existencia de un vallado, si hay construcciones, pozo, y disponibilidad de instalaciones de riego etc. Sin embargo, el mercado del suelo agrario se caracteriza por ser menos concurrente que el mercado de suelo urbanizado, y más opaco, por lo que es difícil contar con estadísticas de precio de mercado adecuadas y desagregadas. La ausencia de un mercado formal de suelo y la tendencia a subestimar el valor de la tierra por los compradores y vendedores en el momento del registro de la transacción de compra-venta, son dos de las causas inherentes que no permiten hacer la valoración del precio de mercado del suelo (Awasthi, 2012).

Distintos investigadores proponen métodos alternativos para la valoración del suelo. Por su naturaleza de activo productivo, el primero sería la capacidad de generar retornos a partir de las producciones agrícolas (Burt, 1986; Featherstone, 2003; Delbecq *et al.*, 2014) en ese sentido, el valor se establece mediante el descuento de los flujos de caja futuros de la explotación. Pero el valor del suelo también puede explicarse por otras fuentes de retornos como son: la existencia de un sistema de políticas de pagos agrarios compensatorios, ya sea de precios o de rentas (Mishra & Goodwin, 1996; Goodwin *et al.*, 2003; Featherstone, 2003; Ahearn y El-Osta, 2006; Ciaian *et al.*, 2018) y también, cada vez más se reconoce el valor por la capacidad para proveer servicios ambientales y de recreación (Polasky *et al.*, 2014; Plantinga *et al.*, 2014). Además algunos autores apuntan incluso la existencia de licencias de caza para incrementar el valor del suelo rural (Hussain *et al.*, 2013). En este sentido, las variables agronómicas como tamaño de la parcela, características agronómicas (tipo de suelo, orografía del terreno, climatología, etc.) condicionan el rendimiento de los cultivos, y consecuentemente los ingresos, pudiéndose afirmar que ya están siendo tomadas en consideración al calcular las rentas que puede generar la explotación, y que después se descontarán para calcular el valor del suelo. Los pagos compensatorios se sumarían directamente al valor del suelo, de acuerdo con el sistema establecido para los mismos, si es acorde a los rendimientos de la explotación declarados, y utilizados para el cálculo del valor del suelo, o si por el contrario es un pago por superficie.

Sin embargo, si bien de acuerdo con estos autores el precio de los bienes inmuebles depende exclusivamente de sus características intrínsecas<sup>1</sup>, está generalmente aceptado que los factores ligados al entorno socioeconómico deben considerarse relevantes; en particular debemos prestar atención al efecto de la distribución espacial de la actividad económica y el potencial desarrollo de actividades de uso del suelo urbano (Plantinga & Miller, 2001; Livanisi *et al.*, 2006; Cloquell Ballester *et al.*, 2007; Cervelló Royo, 2008).

---

<sup>1</sup> Explicación de la renta de la tierra de Ricardo.

El problema de la localización de actividades económicas ha evolucionado desde un enfoque descriptivo, en sus comienzos (siglo XVIII), pasando por un enfoque explicativo-predictivo-especulativo, propio de la doctrina económica, hasta definirse como un problema de decisión dependiente de múltiples criterios (Cloquell Ballester *et al.*, 2007).

El efecto de la urbanización y el desarrollo sobre el valor del suelo, está muy en relación con la distribución espacial de la actividad económica. Desde finales del siglo pasado han aparecido numerosos economistas preocupados por los efectos económicos derivados del espacio, que se han preocupado por el estudio de los problemas de localización de las actividades económicas según aspectos como los costes de transporte en función de la localización, de la ubicación de los mercados existentes y de la distribución de los factores. En esta fase inicial y debido a la importancia del sector agrícola como principal sector de actividad en épocas anteriores y al principio del siglo XX, existen numerosas contribuciones en este aspecto entre las que cabría destacar las de Von Thünen (1826), Weber (1909), Christaller (1933), Lösch (1940), Alonso (1964) y Beckman (1968)<sup>2</sup>.

Von Thünen (1826) analizó cómo se disponían los cultivos en torno a los mercados urbanos. Intentó demostrar que los agricultores desarrollarían una agricultura menos intensiva cuanto más lejos del mercado urbano estuviesen, debido al aumento de los gastos de transporte. De manera que los cultivos tenderán a disponerse en zonas circulares concéntricas en torno a la ciudad según un gradiente de rendimientos, en el que las explotaciones más próximas permitirían la implantación de cultivos de rendimientos mayores, y consecuentemente mejores resultados económicos.

Weber (1909) se preocupó por geometrizar la distribución espacial de la actividad económica. La mejor localización para cada actividad sería aquella que minimizara los costes asociados tanto al traslado de inputs como de outputs, siempre teniendo en cuenta la existencia de economías de aglomeración. Introduciendo la importancia de la proximidad de la actividad, no solo a los centros de consumo en las ciudades, sino también a los centros logísticos que puedan garantizar el acceso a los *outputs*. En el mismo sentido se manifestaban Christaller (1933) y Lösch (1940) que también revisaron el modelo de Von Thünen, estableciendo una compensación entre las economías de escala y los costes de transporte para definir un entramado de “lugares centrales”, cada uno de los cuales se encargaría de abastecer a los agricultores de su entorno. En este sentido, los bienes y servicios se distribuyen desde cada ciudad hacia las de nivel inferior, situadas en su área de influencia. Introduciendo así la consideración no solo de la proximidad de los núcleos urbanos, sino también su tamaño.

Rosen (1974) y Freeman (1974), de manera independiente, desarrollaron modelos teóricos para productos de consumo diferenciados, base para la estimación empírica de precios marginales de productos característicos. Palmquist (1989) extendió el modelo teórico de Rosen para considerar el suelo como un factor de producción diferenciado y hacer estimaciones del valor del suelo, y las características de las que depende. El marco teórico de esta metodología analítica es la de fijación de precios

<sup>2</sup> En Ramón (1976), Hormigo (2006) y Faiña & López Rodríguez (2006).

hedónicos. Está basada en la hipótesis de que las características de bienes no homogéneos como el suelo, son valoradas como una función de sus atributos de utilidad. Un ejemplo en el sector, referido también a un factor productivo, el agua, ha sido desarrollado por Berbel y Mesa (2007). Muchos autores han utilizado esta metodología para estimar el valor del suelo. La ventaja del método, es que es posible abarcar muchos factores basados en la pluralidad de teorías sobre valor del suelo.

En este sentido, la mayor parte de estos estudios pueden agruparse en dos categorías. Un grupo de estudios que estiman el valor del suelo según las características edafológicas, el Ph, la erosionabilidad, la profundidad del suelo, etc, y otro grupo, en el que el valor del suelo se explica por el efecto de la urbanización y el desarrollo (Roka y Palmquist, 1997).

Siguiendo estos desarrollos teóricos, numerosos autores incluyeron en los estudios de valoración del suelo atributos o características como: medidas de la distancia de las parcelas a las carreteras o infraestructuras y a los núcleos urbanos (López Tureo, 1898) (Hushak y Sadr, 1979; Chicoine, 1981; Vitaliano & Hill, 1994; Elad *et al.*, 1994; Colwell y Munneke, 1997; Shi *et al.*, 1997), medidas de la población, densidad de población y variaciones de estas (Palmquist y Danielson, 1989; Elad *et al.*, 1994; Plantinga *et al.*, 2002), como variables proxie. Garvert (2017) demuestra que los precios en Alemania dependen del Lander, pero esto es así porque la renta de la tierra depende de (correlación alta y significativa) de las políticas estatales de subvenciones al biogás, del nivel de renta del Lander (ex RDA frente a RFA), o de la propia productividad de la tierra. Maasikamäe *et al.* (2015) demuestran la relación del precio de la tierra en Estonia con la distancia a las ciudades (20 % del precio) y la calidad del suelo (80 %).

Sin embargo, en estos trabajos, los autores se han mostrado incapaces de separar las contribuciones al valor de mercado del suelo, de las rentas debidas a uso agrícola y las rentas debidas al potencial desarrollo.

Una solución propuesta en España por Caballer (2012) para la modificación de la legislación relativa al suelo, ha introducido novedades respecto a la consideración de la localización del suelo rural, incluyendo un factor de corrección por localización. De acuerdo con esta propuesta, la valoración final del suelo, deberá tener en cuenta la localización espacial concreta del inmueble y aplicar, cuando corresponda, un factor global de corrección al valor de capitalización.

La Ley del Suelo, aprobada por el Real Decreto legislativo 2/2008, de 20 de junio, ya dice en su preámbulo que la localización influye en el valor del suelo rural, siendo la renta de posición un factor relevante en la formación tradicional del precio de la tierra. Tanto la Ley como el Reglamento de desarrollo, Real Decreto 1492/2011, contemplan el efecto positivo sobre el valor del suelo rural por la proximidad a los núcleos urbanos, logísticos y medioambientales, e introduce coeficientes de corrección de las variables a utilizar en el proceso de evaluación en base a los mismos.

La administración española realiza la Encuesta nacional de Precios de la Tierra cuyo objetivo básico es medir la evolución de los precios medios de las diferentes

tipologías de suelo de uso agrario. La Encuesta provee precios de referencia objetivos y libres de efectos especulativos, desagregados por Comunidades Autónomas (CCAA), distinguiendo entre secano y regadío, o secano de regadío, y diferenciando precios para 28 clases distintas de aprovechamientos agrarios.

La disponibilidad de una metodología, un diseño y un proceso común de recogida, depuración, edición y elevación en todo su ámbito geográfico, garantiza la comparabilidad de los resultados entre las diferentes Comunidades Autónomas.

No existe hasta la fecha ningún análisis espacial de los precios de la tierra de uso agrario. Disponemos de los precios de las distintas Comunidades Autónomas o Provincias pero no se ha profundizado en las relaciones que pueden existir a nivel espacial y que puedan proporcionar información para una agrupación distinta de los precios medios de las distintas clases y aprovechamientos, que realiza la Encuesta.

En el presente trabajo de investigación, bajo la hipótesis de que el valor del suelo está condicionado por sus características o atributos diferenciados de acuerdo con su localización, se propone un análisis de la correlación espacial existente entre los distintos precios medios de distintos tipos de aprovechamientos a nivel provincial. Se pretende comprobar si esta correlación proporciona información para una agrupación distinta de los precios medios de las distintas clases y aprovechamientos de suelo rural que actualmente realiza la encuesta. El estudio permitirá obtener una buena representación espacial de los precios de la tierra. Si existe una alta correlación y podemos aplicar los mismos coeficientes de localización de acuerdo con la agrupación actual, o si es necesario introducir nuevos factores o modelos de corrección por localización para el cálculo de los valores de la Encuesta.

## **2. Metodología**

### **2.1. Metodología de la Encuesta**

Desde 1983 el Ministerio de Agricultura a través de la Subdirección General de Estadística, viene publicando resultados anuales sobre precios de la tierra e índices nacionales y regionales de hasta 28 clases distintas de aprovechamientos agrarios. Su objetivo es medir la evolución anual del nivel de precios de la tierra de uso agrario libres a la venta y cuyo destino sea el de su explotación agraria. Complementariamente puede ser utilizada como referencia en transacciones de compra venta, en valoraciones expropiatorias, valoración catastral o cualquier otra de índole fiscal, etc. La encuesta forma parte del Plan Estadístico Nacional y es demandada por el EUROSTAT.

Los datos de base son recogidos en forma de encuesta por los servicios de estadística de cada Comunidad Autónoma. Las principales características medidas por la encuesta son las variaciones (índices y tasas) temporales y las diferencias geográficas entre precios. Los cultivos y aprovechamientos se determinan según la importancia relativa de los mismos en la producción agraria. La estadística se lleva a cabo con carácter anual y existen datos desde el año 1983. Los datos se publican en la página web del Ministerio de Agricultura según el calendario de publicación establecido.

No existen otras fuentes de información que aborden el estudio de los precios medios de las tierras de uso agrario.

Aunque el ámbito geográfico de la encuesta nacional son las Comunidades Autónomas el trabajo se organiza a nivel provincial, siendo los servicios provinciales de estadística los encargados de obtener la información base a partir de un cuestionario entregado a expertos conocedores del mercado (registradores de la propiedad, servicios catastrales, servicios comarcales de agricultura, cámaras agrarias, sindicatos agrarios, bancos, informaciones directas de agricultores, corredores de fincas, etc.). En general las Comunidades Autónomas publican estos a nivel provincial, en sus respectivas páginas web, así la Comunidad Valenciana lo hace en el “Informe del Sector Agrari Valencià” que publica anualmente, Andalucía a través de la publicación anual “Resultados de la encuesta de precios de la tierra en Andalucía”, etc. En muchos casos se amplía la información básica incluyendo también los precios mínimos y los máximos.

La metodología consistente en el cálculo del precio medio ponderado de la tierra ocupada por cada cultivo y aprovechamiento objeto de transacción, expresado en euros/hectárea. El cálculo se realiza recabando los precios de una muestra de transacciones u operaciones de compra-venta realizadas entre los agentes en el mercado libre. El precio excluye: IVA, posibles cargas vinculadas a la transacción, cualquier compensación que puedan recibir comprador/vendedor por la misma, los valores de los posibles edificios incluidos y las cesiones por herencias. Las cantidades que se utilizan para el cálculo del precio medio ponderado se refieren a las superficies provinciales de cada uno de los cultivos y aprovechamientos de la tierra registradas en las estadísticas de superficies para la media del trienio anterior al año para el que calculan.

La ponderación de un cultivo “i” para el cálculo del precio se obtiene como cociente entre la superficie media, durante el periodo de referencia, ocupada por dicho cultivo y la superficie agrícola útil (SAU) efectiva:

$$W_i = \text{Superficie efectiva del cultivo "i"} / \text{SAU efectiva}$$

Las ponderaciones permanecen fijas a lo largo del periodo de vigencia del cambio de base realizado. Un mismo cultivo puede tener ponderaciones diferentes en las distintas agrupaciones geográficas, según la importancia superficial en cada uno de estos conjuntos.

La encuesta también proporciona la tasa de variación anual de los precios, la repercusión de la variación del precio de cada cultivo o ámbito geográfico en la variación general del precio y, por supuesto, los correspondientes índices de precios que se calculan utilizando la fórmula de Laspeyres. Cuando se produce un cambio de base se proporcionan los correspondientes coeficientes de enlace.

Como podemos apreciar los criterios para la elaboración de la encuesta están fundamentados, por un lado, en la importancia relativa de un cultivo o aprovechamiento en un ámbito geográfico (superficie ocupada por el mismo frente a la SAU total) y la demarcación territorial provincial para posteriormente integrarse en la Comunidad Autónoma.

Las agregaciones, funcional y geográfica, de los precios medios de la tierra requieren para su elaboración la selección de clases de los cultivos y aprovechamientos más representativos de las categorías existentes, así como la estructura de ponderaciones que defina la importancia de dichas categorías.

Las clases y estructura se van adaptando a la realidad económica mediante cambios de base, en el año 2011 se estableció una nueva base. Tomándose como referencia la superficie media ocupada por cultivos y aprovechamientos durante el trienio 2010-2012.

## **2.2. Análisis Exploratorio de Datos Espaciales**

Los precios de la tierra así obtenidos son claramente datos espaciales, existe un primer elemento de representatividad (el precio solo existe si el cultivo o aprovechamiento está suficientemente representado en la provincia/comunidad) y en segundo lugar su localización.

La presencia o ausencia de efectos espaciales en los mismos no ha sido estudiada aún. Los dos efectos espaciales fundamentales son la heterogeneidad y la autocorrelación espacial. La heterogeneidad aparecerá cuando tratemos de utilizar los precios de unidades espaciales muy distintas para explicar un determinado proceso de análisis. La autocorrelación espacial aparece siempre que el valor de una variable, en nuestro caso el precio de la tierra, en un lugar del espacio esté relacionado con su valor en otro u otros lugares del espacio (Acevedo & Velásquez, 2008).

La autocorrelación espacial puede ser positiva o negativa. Si los factores que condicionan el precio de la tierra de una clase de aprovechamiento en una provincia condicionan también los precios en el resto de provincias que la rodean, nos hallaremos ante un caso de autocorrelación positiva. Existirá autocorrelación negativa cuando la presencia de un factor determinado en una provincia impida o dificulte su aparición en las vecinas a ella, en definitiva, cuando unidades geográficas cercanas sean netamente más disímiles entre ellas que entre regiones alejadas en el espacio. Cuando no podamos establecer un patrón determinado de distribución de la variable analizada, es decir cuando se distribuya de forma aleatoria por el espacio, no existirá autocorrelación espacial.

Para analizar problema de la autocorrelación espacial es necesario definir la denominada matriz de pesos espaciales,  $W$ , una matriz cuadrada cuyos elementos  $w_{ij}$  reflejan la intensidad de la interdependencia existente entre las unidades espaciales consideradas  $i$  y  $j$ . No existe unanimidad a la hora de establecer los pesos, si bien se ha de cumplir que dichos pesos sean no negativos y finitos (Anselin, 1980). Usualmente se recurre al concepto de contigüidad física de primer orden, utilizado inicialmente por Moran (1948) y Geary (1954), que dan a  $w_{ij}$  el valor 1 si las unidades espaciales  $i$  y  $j$  son físicamente adyacentes y el valor 0 en caso contrario (se asume por definición que  $w_{ii} = 0$ ). No obstante, en algunos estudios realizados en España, la contigüidad se ha basado en un criterio de distancia mínima entre capitales de provincia (por ejemplo 200 km). En estos casos los pesos están relacionados con la dis-

tancia ( $w_{ij}$  es la inversa de la distancia al cuadrado, si esta distancia es menor a 200 y 0 en caso contrario). La matriz  $W$  suele estandarizarse dividiendo cada elemento  $w_{ij}$  por la suma de cada fila, de esta forma la suma de las filas de la  $W$  estandarizada es igual a 1.

Si se multiplica la matriz  $W$  por el vector  $Y_i$  de precios de la tierra en cada provincia obtendremos el denominado retardo espacial del precio. El vector resultante sería una media ponderada de los precios en el subgrupo de las provincias vecinas.

En el análisis descriptivo usual de las variables en el espacio se suelen presentar sus estadísticos básicos a nivel local (precios medios por provincia por ejemplo) junto con la obtención de diversos índices de concentración/ desigualdad como el índice de Gini, de Atkinson o la  $\sigma$ -convergencia; este procedimiento presenta notables limitaciones. Aunque siempre la observación de un mapa nos ofrece una idea acerca de la posible correlación entre provincias limítrofes o la presencia de algunas provincias próximas con valores elevados o bajos de los precios analizados, la información obtenida es subjetiva y altamente dependiente, entre otras cosas, del número de intervalos seleccionados para representar a la variable. Asimismo, muy diferentes distribuciones espaciales, con distintos patrones de dependencia espacial, podrían suministrar valores similares de los citados índices de desigualdad (Vayá, 1998) dado que no consideran de forma explícita el espacio en el cual están localizadas las regiones.

El análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE) centrado de forma explícita en los efectos espaciales permite superar los anteriores problemas y proporcionar una información bastante más útil la distribución espacial de una variable. El ADAE consistente en el conjunto de técnicas que permiten describir distribuciones espaciales de una o varias variables, identificar localizaciones atípicas (*outliers* espaciales), descubrir esquemas de asociación espacial (*cluster* espacial) y sugerir diferentes regímenes espaciales u otras formas de inestabilidad espacial.

Los estadísticos globales de autocorrelación constituyen la aproximación más tradicional al efecto de dependencia espacial, permitiendo contrastar la presencia o ausencia de un esquema de dependencia espacial a nivel univariante, es decir, contrastar si se cumple la hipótesis de que una variable se encuentra distribuida de forma totalmente aleatoria en el espacio o si, por el contrario, existe una asociación significativa de valores similares o disímiles entre regiones vecinas.

Entre dichos estadísticos globales, los cuales resumen en un indicador único el esquema general de dependencia, se encuentran la  $I$  de Moran (Moran, 1948) y la  $G(d)$  (Getis y Ord, 1992). A partir de los valores obtenidos para estos índices se contrasta la hipótesis nula de no autocorrelación espacial, es decir, la hipótesis nula de la existencia de una distribución aleatoria de la variable a lo largo del territorio, en nuestro caso si el precio de la tierra de uso agrario en las 47 provincias peninsulares se distribuye aleatoriamente o no. Sus expresiones son:

$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (p_i - \bar{p})(p_j - \bar{p})}{\sum_i (p_i - \bar{p})^2} \quad [1]$$



$$G(d) = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) p_i p_j}{\sum_i \sum_j p_i p_j} \quad [2]$$

Siendo:

- $N$  el número de provincias (47).
- $w_{ij}$  los coeficientes de la matriz de ponderación espacial, determinan la relación o continuidad existente entre la provincia  $i$  y la provincia  $j$ .
- $p_i$  el precio de la tierra en la provincia  $i$ .
- $\bar{p}$  el precio medio de la tierra de uso agrario en las provincias peninsulares.
- $\sum_i \sum_j w_{ij}$  suma de los elementos de la matriz de ponderación espacial.
- $w_{ij}(d)$  los coeficientes de la matriz de ponderación espacial a una distancia  $d$ , determinan la relación de proximidad o entre la provincia  $i$  y la provincia  $j$ , es decir si la distancia entre la provincia  $i$  y la provincia  $j$  es menor o igual a  $d$ .

Si se cumple la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación espacial, la  $I$  de Moran obtenida debería distribuirse como una normal con un valor medio y una desviación típica calculada; a partir de esta distribución teórica pueden contrastarse la aceptación o rechazo de la hipótesis nula.

Estos test de autocorrelación espacial global analizan las observaciones de precios de forma conjunta, por lo que no son sensibles a situaciones donde predomine una importante inestabilidad en la distribución espacial de los precios (procesos no estacionarios espacialmente), no contemplan por lo tanto que los esquemas de dependencia a nivel global (por ejemplo, ausencia de autocorrelación espacial) pueda no mantenerse en todas las subunidades del espacio analizado.

Pueda superarse esta dificultad mediante el cálculo de contrastes locales de asociación espacial como el estadístico local de Moran,  $I_i$ , (Anselin, 1995) o New-Gi(d) y New-Gi\*(d) (Ord y Getis, 1995). Estos contrastes calculan un valor de dichos estadísticos para cada observación de la muestra, analizando la situación de cada unidad espacial por separado. Moreno y Vayá (2000) confirmaron la complementariedad de la información suministrada por estos índices, tanto globales como locales.

$$I_i = \frac{(p_i - \bar{p})}{\sum_i (p_i - \bar{p})^2 / N} \sum_{j \in J_i} w_{ij} (p_j - \bar{p}) \quad [3]$$

Donde  $j \in J_i$  indica toda provincia  $j$  que es contigua a la provincia  $i$  para la que se está calculando el índice local.

### 3. Datos

#### 3.1. Precios Medios Provinciales

Para el estudio necesitamos los precios de la tierra para los distintos aprovechamientos en las distintas provincias. En principio vamos a utilizar el precio medio de la tierra a nivel provincial, precio medio de las tierras de labor de secano, precio medio de las tierras de labor de regadío y precio medio de las tierras destinadas a pastizal, por ser las de mayor presencia en el conjunto de la encuesta. Los últimos datos disponibles completos son los correspondientes al año 2014 (Cuadro 1).

CUADRO 1  
Precios medios provinciales de la Tierra

	Precio medio general	Tierras de labor		Pastizal de secano
		de secano	de regadío	
<b>España</b>	<b>10.127,00</b>	<b>6.622,00</b>	<b>17.272,00</b>	<b>3.032,00</b>
<b>Andalucía</b>	<b>18.875,00</b>	<b>11.289,00</b>	<b>26.481,00</b>	<b>3.979,00</b>
<i>Almería</i>	<i>38.579,00</i>	<i>24.786,00</i>	<i>85.379,50</i>	<i>6.047,50</i>
<i>Cádiz</i>	<i>14.304,00</i>	<i>12.569,50</i>	<i>36.454,50</i>	<i>4.416,00</i>
<i>Córdoba</i>	<i>16.023,00</i>	<i>9.500,50</i>	<i>19.650,50</i>	<i>5.092,50</i>
<i>Granada</i>	<i>17.029,00</i>	<i>9.378,50</i>	<i>41.719,50</i>	<i>1.919,00</i>
<i>Huelva</i>	<i>12.729,00</i>	<i>11.753,00</i>	<i>25.791,00</i>	
<i>Jaén</i>	<i>21.745,00</i>	<i>8.388,00</i>	<i>16.153,50</i>	<i>1.442,50</i>
<i>Málaga</i>	<i>19.607,00</i>	<i>11.947,50</i>	<i>18.313,50</i>	<i>4.700,00</i>
<i>Sevilla</i>	<i>14.192,00</i>	<i>11.947,50</i>	<i>18.313,50</i>	<i>4.700,00</i>
<b>Aragón</b>	<b>5.187,43</b>	<b>3.991,00</b>	<b>14.880,00</b>	<b>815,00</b>
<i>Huesca</i>	<i>7.673,30</i>	<i>5.261,00</i>	<i>15.689,00</i>	<i>689,18</i>
<i>Teruel</i>	<i>2.751,53</i>	<i>4.131,00</i>	<i>9.341,00</i>	<i>725,00</i>
<i>Zaragoza</i>	<i>5.600,90</i>	<i>3.174,00</i>	<i>15.000,00</i>	<i>1.143,00</i>
<b>Asturias (Principado de)</b>	<b>7.893,00</b>			<b>5.011,00</b>
<b>Cantabria</b>	<b>15.315,00</b>			<b>15.315,00</b>
<b>Castilla y León</b>	<b>5.296,00</b>	<b>5.453,00</b>	<b>11.348,00</b>	<b>2.331,00</b>
<i>Ávila</i>	<i>3.410,00</i>	<i>4.587,00</i>	<i>8.738,00</i>	<i>1.937,45</i>
<i>Burgos</i>	<i>7.302,00</i>	<i>8.905,00</i>	<i>14.717,00</i>	<i>2.365,00</i>
<i>León</i>	<i>4.602,00</i>	<i>2.636,00</i>	<i>10.548,00</i>	<i>2.086,00</i>
<i>Palencia</i>	<i>7.453,00</i>	<i>6.358,00</i>	<i>14.043,00</i>	—
<i>Salamanca</i>	<i>4.841,00</i>	<i>5.510,00</i>	<i>14.349,00</i>	<i>2.986,00</i>
<i>Segovia</i>	<i>4.499,00</i>	<i>5.322,00</i>	<i>9.555,00</i>	<i>1.741,79</i>
<i>Soria</i>	<i>4.968,00</i>	<i>4.968,00</i>	—	—
<i>Valladolid</i>	<i>8.731,00</i>	<i>7.262,00</i>	<i>12.130,00</i>	—
<i>Zamora</i>	<i>3.434,00</i>	<i>2.538,00</i>	<i>10.658,00</i>	<i>2.370,00</i>

CUADRO 1 (cont.)  
Precios medios provinciales de la Tierra

	Precio medio general	Tierras de labor		Pastizal de secano
		de secano	de regadío	
<b>Castilla-La Mancha</b>	<b>6.527,00</b>	<b>5.035,00</b>	<b>13.400,00</b>	<b>2.312,00</b>
<i>Albacete</i>		5.952,07	18.259,43	444,82
<i>Ciudad Real</i>		3.958,18	10.722,17	1.198,64
<i>Cuenca</i>		5.605,36	15.143,70	1.400,06
<i>Guadalajara</i>		3.192,58	7.387,99	590,47
<i>Toledo</i>		5.504,78	11.399,29	1.778,61
<b>Cataluña</b>	<b>14.398,00</b>	<b>9.907,00</b>	<b>26.376,00</b>	<b>1.632,00</b>
<i>Barcelona</i>	14.403,00	12.836,00	69.997,00	
<i>Girona</i>	12.306,00	9.354,00	21.004,00	1.632,00
<i>Lleida</i>	13.696,00	6.434,00	25.295,00	
<i>Tarragona</i>	17.141,00	13.331,00	29.896,00	
<b>Comunidad Valenciana</b>	<b>20.271,00</b>	<b>5.015,00</b>	<b>29.256,00</b>	<b>1.520,00</b>
<i>Alicante</i>		7.000,00	46.200,00	5.900,00
<i>Castellón</i>		5.453,50	27.261,00	2.626,00
<i>Valencia</i>		4.135,50	12.511,00	903,50
<b>Extremadura</b>	<b>3.949,00</b>	<b>2.778,00</b>	<b>11.237,00</b>	<b>2.045,00</b>
<i>Badajoz</i>				
<i>Cáceres</i>				
<b>Galicia</b>	<b>13.633,00</b>	<b>15.712,00</b>	<b>17.316,00</b>	<b>5.483,00</b>
<i>A Coruña</i>		18.826,00		
<i>Lugo</i>		13.166,00	13.490,00	4.872,00
<i>Ourense</i>		11.647,00	17.704,00	5.152,00
<i>Pontevedra</i>		17.387,00	28.590,00	8.294,00
<b>Madrid (Comunidad de)</b>	<b>7.234,00</b>	<b>6.609,00</b>	<b>14.423,00</b>	<b>6.533,00</b>
<b>Murcia (Región de)</b>	<b>15.630,00</b>	<b>4.922,00</b>	<b>38.110,00</b>	<b>1.205,00</b>
<b>Navarra (C. Foral de)</b>	<b>13.315,00</b>	<b>13.154,00</b>	<b>16.127,00</b>	<b>4.233,00</b>
<b>País Vasco</b>	<b>15.557,00</b>	<b>12.480,00</b>	<b>17.800,00</b>	<b>8.100,00</b>
<i>Álava</i>		12.480,00	17.800,00	8.100,00
<i>Guipúzcoa</i>				
<i>Vizcaya</i>				
<b>Rioja (La)</b>	<b>11.515,00</b>	<b>7.627,00</b>	<b>17.155,00</b>	<b>2.580,00</b>
<b>Baleares</b>	<b>17.577,00</b>	<b>16.781,00</b>	<b>22.374,00</b>	
<b>Canarias</b>	<b>67.930,00</b>	<b>45.913,00</b>	<b>83.227,00</b>	<b>30.043,00</b>
<i>Las Palmas</i>				
<i>Tenerife</i>				

Fuente: Elaboración propia a partir de distintas páginas web.

Los datos en **negrita** corresponden a los publicados en la página web del Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, los datos a nivel provincial se han obtenido de las páginas web de las respectivas Consejerías de agricultura o con competencias en la misma y como se puede apreciar la información facilitada no es la misma en las diferentes comunidades autónomas.

Del análisis excluimos las provincias insulares y los datos faltantes a nivel provincial los hemos sustituido por los respectivos valores medios de la comunidad autónoma correspondiente.

### 3.2. *Matriz de contigüidad especial W*

En nuestro caso vamos a utilizar la matriz de contigüidad física de primer orden, que normalizaremos dividiendo su respectiva suma de filas, tenemos por lo tanto una matriz 47 x 47, de las provincias peninsulares ordenadas alfabéticamente.

## 4. Resultados

Una panorámica sobre los precios medios provinciales muestra que los más altos se sitúan al sureste de la línea que forman las provincias de Huesca y Gerona que definen la mediana de precios medios. Todas las provincias mediterráneas, junto con el resto de las provincias andaluzas, se encuentran en los dos cuartiles de precios más altos. También aparecen en estos cuartiles las provincias vascas, Cantabria y Navarra. Las dos Castillas, Aragón y Extremadura conforman el área de precios más bajos. Almería aparece como un dato anómalo en los diagramas de distribución (Mapa 1). Una distribución territorial casi idéntica aparece para los precios medios de las tierras de labor de regadío, si bien en este caso Barcelona aparece también como dato anómalo. En los otros dos aprovechamientos la pauta de distribución territorial no es tan evidente si bien los precios más bajos continúan siendo los relativos a las provincias no marítimas.

Los coeficientes de correlación espacial I de Moran obtenidos para las cuatro series provinciales de precios seleccionadas presentan todos valores positivos, lo que indica la existencia de correlación espacial positiva, agrupándose en las mismas zonas del espacio los valores de precios altos mientras que los precios más bajos se agrupan también entre sí en otras zonas.

Para contrastar o no la existencia de esta correlación positiva se utiliza el estadístico  $Z(I)$ , cuyo valor se obtiene de la siguiente forma:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{DT(I)} \quad [4]$$

Siendo:

I el valor de la I de Moran obtenido.

$$E(I) = -1/(N-1).$$

$$DT(I) = \sqrt{\frac{N[(N^2 - 3N + 3)S_1 - NS_2 + 3S_0^2] - D[(N^2 - N)S_1 - 2NS_2 + 6S_0^2]}{(N-1)(N-2)(N-3)S_0^2}} - (E(I))^2 \quad [5]$$

Con:

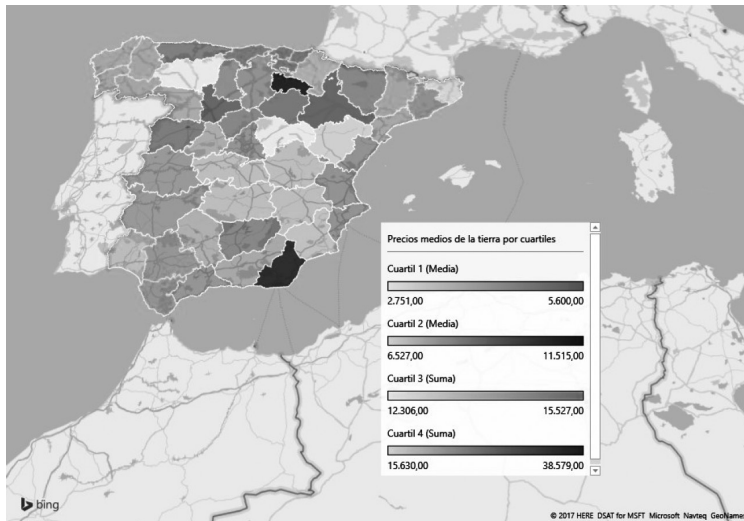
$$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij} \quad [6]$$

$$S_1 = \left(\frac{1}{2}\right) \sum_i \sum_j (w_{ij} + w_{ji})^2 \quad [7]$$

$$S_2 = \sum_i (\sum_j w_{ij} + \sum_j w_{ji})^2 D = \frac{\sum_i (p_i - \bar{p})^4}{\sum_i (p_i - \bar{p})^2} \quad [8]$$

MAPA 1

Distribución de los precios medios de la tierra en España por cuartiles



Fuente: Elaboración propia.

En ausencia de correlación espacial ese estadístico tendría que distribuirse como una normal estandarizada; con los valores obtenidos para nuestros datos podemos concluir que en todos los casos existe correlación espacial positiva a un nivel de significación superior al 99,9 % (Cuadro 2).

CUADRO 2  
**I de Moran para las series de precios**

	<b>P medios</b>	<b>P Labor S</b>	<b>P Labor R</b>	<b>P pastos</b>
I de Moran	0,342686	0,347526	0,375489	0,307522
E(I)	-0,021739	-0,021739	-0,021739	-0,021739
DT (I)	0,095985	0,096041	0,095920	0,095956
I de Moran Normalizada	3,796691	3,844888	4,141235	3,431388
Probabilidad (Inorm > N(0,1))	0,000073	0,000060	0,000017	0,000300

Fuente: Elaboración propia.

Los Gráficos 1, 2, 3 y 4 muestran los Scatter Plot de Moran para las cuatro series de precios analizadas. En todos los casos la nube de puntos se agrupa en los cuadrantes 1 y 3 (correlación positiva) y la línea de tendencia tiene por pendiente la I de Moran respectiva. En cada gráfico se han mantenido sólo los nombres de las provincias que se separan de la línea, y por tanto presentan un comportamiento destacable.

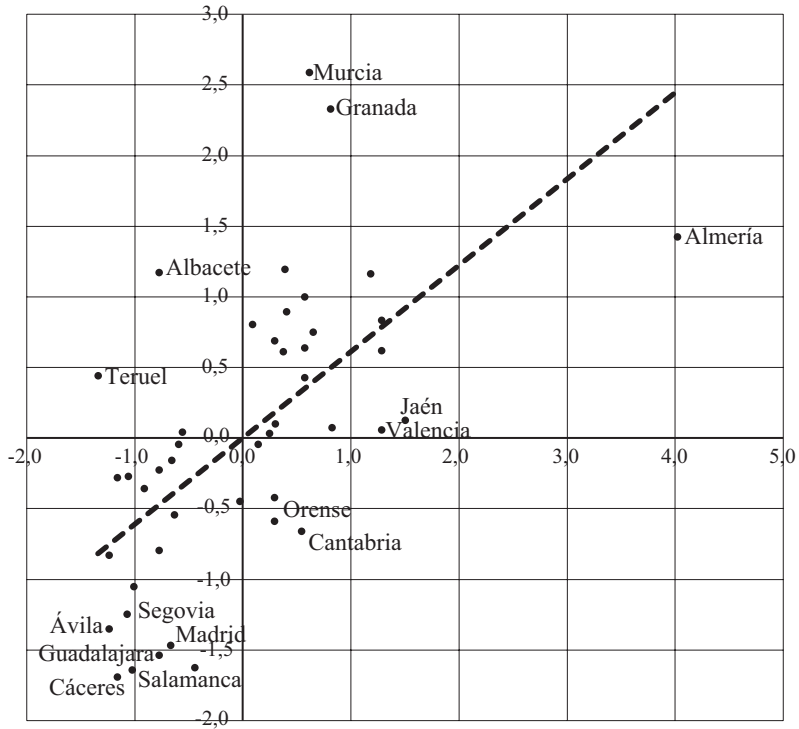
Hemos calculado también las I locales de Moran para las distintas provincias y aprovechamientos. En el Cuadro 3 hemos reflejado resúmenes estadísticos de los valores encontrados; para los precios medios de la tierra resultan significativos los valores obtenidos para la provincia de Almería, en el cuadrante de precios altos rodeados de precios altos y el grupo formado por las provincias de Cáceres, Salamanca, Zamora, Toledo, Ávila, Segovia, Soria, Madrid, Toledo y Guadalajara en el extremo opuesto (Mapa 2).

Para los precios de las tierras de labor en secano los valores de correlación espacial local significativos se obtienen, en el cuadrante de precios altos-altos, para las provincias de Guipúzcoa, Coruña y Pontevedra. En el cuadrante bajo-bajo solo es significativo el valor de la provincia de Cáceres y en el cuadrante de precios altos rodeados de precios bajos aparece de nuevo la provincia de Almería (Mapa 3).

Para los precios de la tierra de regadío son significativos solo valores situados en el primer cuadrante (alto-alto) y concretamente los de las provincias de Almería, Murcia y Barcelona (Mapa 4).

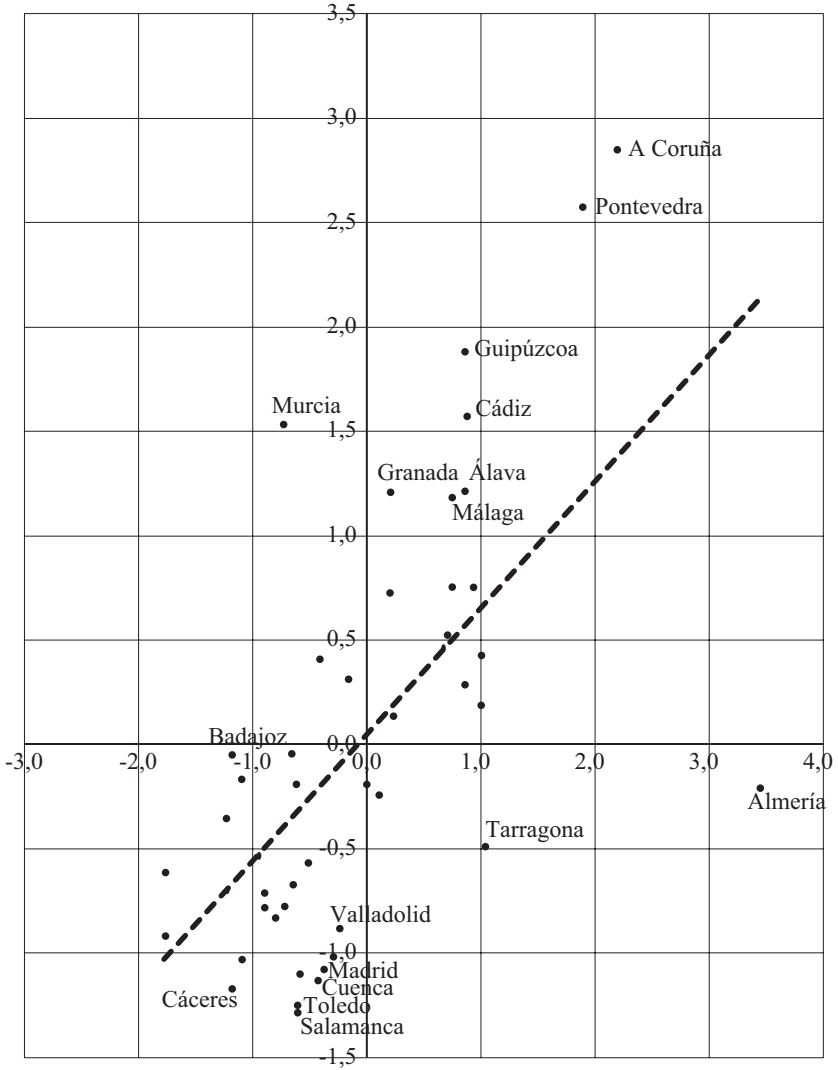
Por último, para el aprovechamiento de pastos resultan significativos los valores de las tres provincias vascas, Asturias, Coruña y Pontevedra en el cuadrante de precios altos rodeados de precios altos y Madrid, Almería y Alicante con precios altos rodeados de provincias con precios bajos en este aprovechamiento (Mapa 5).

GRÁFICO 1  
Scatter Plot de Moran para precios medios



Fuente: Elaboración propia.

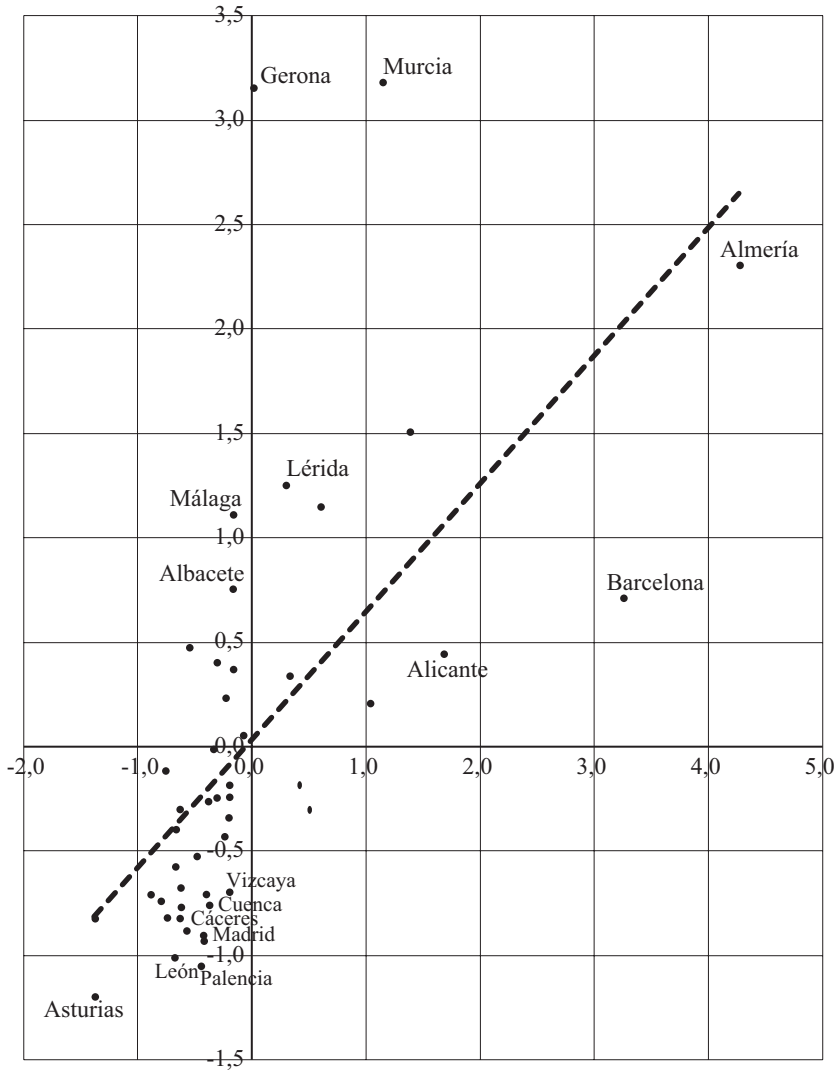
GRÁFICO 2  
Scatter Plot de Moran para precios labor de secano



Fuente: Elaboración propia.

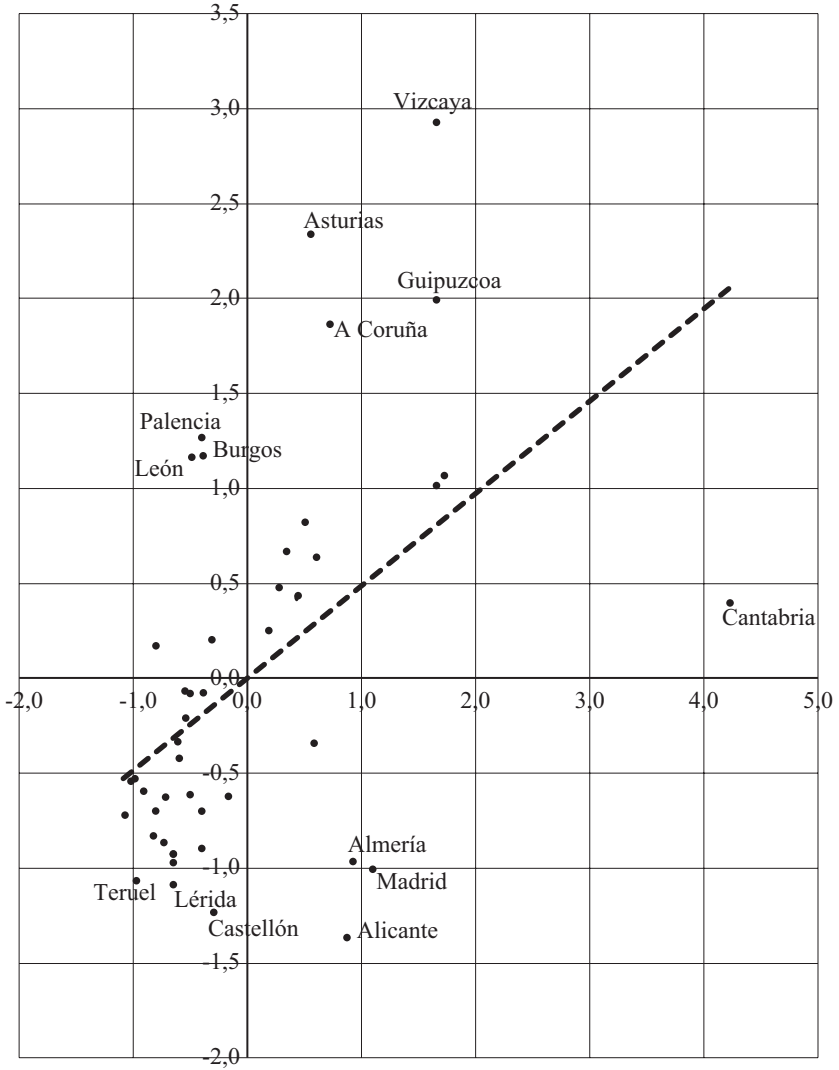


GRÁFICO 3  
Scatter Plot de Moran para precios labor de Regadío



Fuente: Elaboración propia.

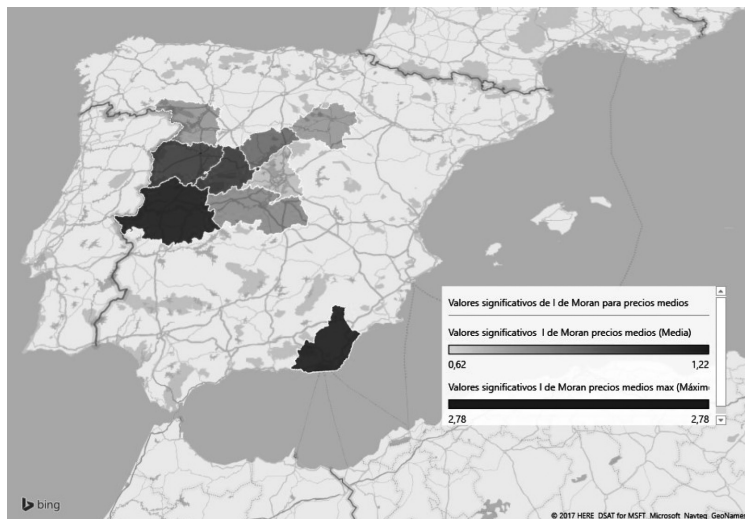
GRÁFICO 4  
 Scatter Plot de Moran para precios de pastos



Fuente: Elaboración propia.

### MAPA 2

#### Valores significativos de la I local de Moran para los precios medios



Fuente: Elaboración propia.

### MAPA 3

#### Valores significativos de la I local de Moran para los precios de la tierra de labor de secano



Fuente: Elaboración propia.

## MAPA 4

**Valores significativos de la I local de Moran para los precios de la tierra de labor de regadío**

Fuente: Elaboración propia.

## MAPA 5

**Valores significativos de la I local de Moran para los precios de los pastos**

Fuente: Elaboración propia.

**CUADRO 3**  
**Estadística descriptiva para la I local de Moran**  
**de los precios medios provinciales**

	Precios medios	Tierras de secano	Tierra de regadío	Pastos
media	0,34269	0,34753	0,37549	0,30752
Error típico	0,07675	0,08503	0,11778	0,08864
Mediana	0,20587	0,25233	0,21282	0,22001
Desviación estándar	0,52620	0,58291	0,80745	0,60770
Varianza	0,27688	0,33978	0,65198	0,36930
Mínimo	-0,43167	-0,85646	-0,15358	-0,80807
Máximo	2,77984	2,87147	5,15520	2,92319
1er cuartil	0,01035	0,06314	0,02200	0,06066
3er cuartil	0,65030	0,48313	0,37205	0,46216
Rango Inter cuartilico	0,63995	0,41999	0,35006	0,40150
LI para valores normales	-0,94957	-0,56684	-0,50309	-0,54159
LS para valores normales	1,61023	1,11311	0,89714	1,06442

Fuente: Elaboración propia.

## 5. Conclusiones

En primer lugar debemos destacar la ausencia de una estrategia informativa uniforme respecto a la Encuesta Nacional de Precios de la Tierra en las diferentes Comunidades Autónomas, mientras que en algunos casos, pocos, se amplía y difunde la información a nivel provincial (Andalucía, Aragón y Cataluña) manteniendo el esquema de la encuesta nacional, en la mayoría de las comunidades autónomas esta información aparece englobada en otras estadísticas generales (o simplemente no aparece), haciendo muy difícil para investigadores y usuarios el acceso a la información. De esta forma difícilmente se puede aceptar que los objetivos de esta encuesta, que aparecen de forma explícita en la documentación del ministerio, puedan alcanzarse. Como puede ser utilizada como referencia en transacciones de compra venta, en valoraciones expropiatorias, valoración catastral o cualquier otra de índole fiscal, si los datos elaborados de la misma a nivel provincial no están accesibles.

Con el análisis realizado, destacamos la tendencia a presentarse los precios más altos agrupados en determinadas zonas, que a nivel de precios medios estaría al sur y este del eje Gerona – Huelva, pudiendo existir efectos locales importantes entorno a la provincia de Almería (con Granada y Murcia como provincias posiblemente influenciadas), que aparece como punto caliente en todos los aprovechamientos analizados.

De este comportamiento general se aleja el caso del aprovechamiento pastizal en secano, en el que los precios más altos se dan al norte del eje anterior, si bien se mantiene la misma correlación espacial positiva.

La profundización en el análisis de los comportamientos a nivel local, permitiría zonificar mejor los procesos de recogida de datos, priorizando la agrupación funcional frente a la política y facilitando que los objetivos de la encuesta puedan alcanzarse. En ese sentido la agrupación mencionada de la parte norte de Extremadura, suroeste de Castilla y León, Madrid y parte limítrofe de Castilla la Mancha quizás sería mejor tratarlas de forma conjunta y no separarlas en 4 unidades independientes.

## Referencias

- Acevedo, I. & Velásquez, E. (2008). "Algunos conceptos de econometría espacial y de análisis exploratorio". *Ecós de Economía*, 27, 9-34.
- Ahearn, M. & El-Osta, H. (2006). "The Impact of Coupled and Decoupled Government Subsidies on Off-Farm Labor Participation of U.S. Farm Operators". *American Journal of Agricultural Economics*, 88(2), 393-408. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8276.2006.00866.x>.
- Alonso, W. (1964). *Location and Land Use*. Cambridge: Harvard University Press.
- Anselin, L. (1980). *Estimation methods for spatial autoregressive structures*. Regional Science Dissertation and Monograph Series n°. 8., Ithaca NY: Cornell University.
- Anselin, L. (1995). "Local indicators of spatial association-LISA". *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>.
- Awasthi, M. (2012). *Conceptualizing a Multivariate Land Valuation Model*. Indian Institute of Management, Seed Money Project Report (SM-181), Lucknow.
- Beckmann, M. (1968). *Location Theory*. Nueva York: Random House.
- Berbel, J. & Mesa, P. (2007). "Valoración del agua de riego por el método de precios quasi-hedónicos: aplicación al Guadalquivir". *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 7(14), 127-144.
- Burt, O. (1986). "Econometric Modeling of the Capitalization Formula for Farmland Prices". *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1), 10-26. <http://dx.doi.org/10.2307/1241645>.
- Caballer Mellado, V. (2012). "Valoraciones de suelo rural". En Caballer Mellado, V. & Roger Fernández, G. (Eds.): *Manual de Valoraciones Urbanísticas*: 25-88. Valencia: Tirant Lo Blanch.
- Cervelló Royo, R. (2008). *Evolución del mercado inmobiliario en centros urbanos. Efectos de la política de intervención pública*. Tesis Doctoral.
- Chicoine, D. (1981). "Farmland values at the urban fringe: An analysis of sale prices". *Land economics*, 57(3), 353-362.
- Christaller, W. (1933). *Die zentralen Orte in Süddeutschland*. Jena: Friedrich Schiller University.

- Ciaian, P., Kancs, dA' & Espinosa, M. (2018). "The Impact of the 2013 CAP Reform on the Decoupled Payments' Capitalisation into Land Values". *Journal of Agricultural Economics*, 69(2), 306-337. <http://dx.doi.org/10.1111/1477-9552.12253>.
- Cloquell Ballester, V., Cloquell Ballester, V., Santamarina Siurana, M. & Monterde Díaz, R. (2007). *Localización Industrial e Impacto Ambiental* (V-553-2007 ed.). Valencia: Editorial de la UPV.
- Colwell, P. & Munneke, H. (1997). The Structure of Urban Land Prices. *Journal of Urban Economics*, 41(3), 321-336.
- Delbecq, B., Kuethe, T. & Borchers, A. (2014). "Identifying the Extent of the Urban Fringe and Its Impact on Agricultural Land Values". *Land Economics*, 90(4), 587-600.
- Elad, R., Clifton, I. & Epperson, J. (1994). "Hedonic Estimation Applied to the farmland market in Georgia". *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 26(2), 351-366. <http://dx.doi.org/10.1017/S1074070800026286>.
- Faíña, J. & López-Rodríguez, J. (2006). "Renta per cápita, potencial de mercado y proximidad: el caso de España". *Papeles de Economía Española*, 107, 268-276.
- Freeman, A. (1974). "On Estimating Air Pollution Control Benefits from Land Value Studies". *Journal of Environmental, Economics and Mangement*, 1(1), 74-83. [http://dx.doi.org/10.1016/0095-0696\(74\)90018-7](http://dx.doi.org/10.1016/0095-0696(74)90018-7).
- Garvert, H. (2017). *Determinanten der Pachtpreise in Deutschland –Biogasförderung und Direktzahlungen im Fokus*. Trabajo de disertación. Justus-Liebig-Universität Gießen.
- Geary, R. (1954). "The contiguity ratio and statistical maping". *The Incorporates Statistician*, 5(3), 115-145. <http://dx.doi.org/10.2307/2986645>.
- Getis, A. & Ord, J. (1992). "The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics". *Geographical*, 24(3), 189-206. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1538-4632.1992.tb00261.x>.
- Goodwin, B., Mishra, A. & Ortalo-Magné, F. (2003). "What's Wrong with Our Models of Agricultural Land Values?" *American Journal of Agricultural Economics*, 85(3), 744-752.
- Hormigo, J.P. (2006). *La evolución de los factores de localización de actividades*. Minor thesis. obtenido de: <http://hdl.handle.net/2099.1/3308>.
- Hushak, L. & Sadr, K. (1979). "Spatial Model of Land Market Behavior". *American Journal of Agricultural Economics*, 61(4), 697-701. <http://dx.doi.org/10.2307/1239919>.
- Hussain, A., Munn, I., Brashier, J., Jones, W. & Henderson, J. (2013). "Capitalization of Hunting Lease Income into Northern Mississippi Forestland Values". *Land Economics*, 89(1), 137-153.
- Livanisi, G., Moss, C., Breneman, V. & Nehri, R. (2006). "Urban sprawl and farmland prices". *American Journal of Agricultural Economics*, 88(4), 915-929.

- López Tureo, F. (1898). "Valoración de terrenos". *Revista Agrícola de la Asociación de Ingenieros Agrónomos*, 7, 1-8.
- Lösch, A. (1940). *Die räumliche Ordnung der Wirtschaft*, J. Jena: Friedrich Schiller University Jena.
- Maasikamäe, S., Luik, K. & Aasmäe, K. (2015). "Impact of spatial characteristics of land on the price of arable land". *Proceedings of the 2015 International Conference "Economic Science for Rural Development"*, 38, 31-38. Jelgava.
- Mishra, A. & Goodwin, B. (1996). "Farm Income Variability and the Supply of Off-Farm Labor". *American Agricultural Economics Association*, 79(3), 880-887. <http://dx.doi.org/10.2307/1244429>.
- Moran, P. (1948). "The interpretation of statistical maps". *Journal of the Royal Statistical Society*, 10(2), 243-251.
- Moreno, R. & Vayá, E. (2000). *Técnicas Económicas para el tratamiento de datos espaciales: La econometría espacial*. En *UB 44 manuals*. Barcelona: Edicions Universitat de Barcelona.
- Ord, J. & Getis, A. (1995). "Local spatial autocorrelation statistics: Distributional issues and an application". *Geographical Analysis*, 27(4), 286-306. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00912.x>.
- Palmquist, R. & Danielson, L. (1989). "A Hedonic Study of the Effects of Erosion Control and Drainage on Farmland Values". *American Journal of Agricultural Economics*, 71(1), 55-62.
- Plantinga, A. & Miller, D. (2001). "Agricultural Land Values and the Value of Rights to Future Land Development". *Land Economics*, 77(1), 56-57. <http://dx.doi.org/10.2307/3146980>.
- Plantinga, A., Helvoigt, T. & Walker, K. (2014). "Critical habitat for threatened and endangered species: How should the economic costs be evaluated?" *Journal of Environmental Management*, 134, 127-135. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvman.2013.10.025>.
- Plantinga, A., Lubowski, R. & Stavins, R. (2002). "The effects of potential land development on agricultural land prices". *Journal of Urban Economics*, 52, 561-581.
- Polaski, S., Lewis, D., Plantinga, A. & Nelson, E. (2014). "Implementing the optimal provision of ecosystem services". *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(17), 6248-6253. <http://dx.doi.org/10.1073/pnas.1404484111>.
- Ramón, M. (1976). "Valor actual del modelo de Von Thünen y dos comprobaciones empíricas". *Revista de Geografía*, 10(1), 11-33.
- Roka, F. & Palmquist, R. (1997). "Examining the Use of National Databases in a Hedonic Analysis of Regional Farmland Values". *American Journal of Agricultural Economics*, 79(5), 1651-1656. <http://dx.doi.org/10.2307/1244397>.
- Rosen, S. (1974). "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition". *The Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.



- 
- Shi, Y., Phipps, T. & Colyer, D. (1997). "Agricultural land values under urbanizing influences". *Land Economics*, 73(1), 90-100. <http://dx.doi.org/10.2307/3147079>.
- Vayá, E., López-Bazo, E. & Artís, M. (1998). *Growth, convergence and (why not?) Regional externalities*. Working Paper, E98/31, Divisió II. Universidad de Barcelona.
- Vitaliano, D. & Hill, C. (1994). "Agricultural districts and farmland prices". *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 8(3), 213-223. <http://dx.doi.org/10.1007/BF01096992>.
- Von Thünen, J. (1826). *Der Isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationaloekonomie* (Vol. 1). Jena, G. Fischer: University of Toronto.
- Weber, A. (1909). *The theory of the location of industries*. Chicago: University of Chicago Press.