

UNA APLICACIÓN DE LA ESTADÍSTICA ESPACIAL AL COMPORTAMIENTO DE LA VIVIENDA DE ALQUILER EN ESPAÑA.

Matías Gámez Martínez

correo e:Matias.Gamez@uclm.es

Noelia García Rubio

correo e:Noelia.Garcia@uclm.es

Esteban Alfaro Corté

correo e:Esteban.Alfaro@uclm.es

Departamento de Economía y Empresa

Universidad de Castilla-La Mancha

RESUMEN

En los últimos años, la vivienda en España ha experimentado una subida de precio espectacular debido a varios factores entre los que destacan la predilección de los españoles por tener una vivienda en propiedad, el déficit de suelo urbanizable, el estrangulamiento de muchos planes de ordenación urbana, la desviación de parte de las inversiones bursátiles al mercado de la vivienda, etc. Esto ha hecho que la política de vivienda sea prioritaria para todos los gobiernos, locales, autonómicos y nacional. Una posible solución está en potenciar el mercado de la vivienda de alquiler en España, donde no llegamos ni mucho menos a las cotas que se dan en el resto de países de la Unión Europea. Este mercado ha sido descuidado tanto desde el punto de vista político como científico y de éste último nos vamos a ocupar. Comenzaremos analizando la estructura de dependencia espacial de la vivienda en alquiler en España mediante un análisis exploratorio espacial en el que se realizarán los contrastes globales de autocorrelación espacial pertinentes y se visualizará la presencia de los efectos espaciales. Una vez corroborada la existencia de dicha dependencia, cualquier análisis posterior mediante los métodos econométricos clásicos es inadecuado, puesto que parte del supuesto de independencia de los residuos. Por ello, a continuación, plantearemos un modelo espacial para explicar el comportamiento del porcentaje de viviendas en alquiler por provincias a partir de la información sobre movimientos migratorios, renta per cápita y precio de la vivienda por metro cuadrado, fundamentalmente.

Palabras clave: Vivienda en alquiler, análisis exploratorio espacial, modelos espaciales.

JEL: R10.

1.- INTRODUCCIÓN.

En los últimos años, la vivienda en España ha experimentado una subida de precio espectacular debido a varios factores entre los que destacan la predilección de los españoles por tener una vivienda en propiedad, el déficit de suelo urbanizable, el estrangulamiento de muchos planes de ordenación urbana, la desviación de parte de las inversiones bursátiles al mercado de la vivienda, etc. Esto ha hecho que la política de vivienda sea prioritaria para todos los gobiernos, locales, autonómicos y nacional. Una posible solución está en potenciar el mercado de la vivienda de alquiler en España, donde no llegamos ni mucho menos a las cotas que se dan en el resto de países de la Unión Europea. Este mercado ha sido descuidado tanto desde el punto de vista político como científico y de éste último nos vamos a ocupar.

Este artículo lo hemos dividido en tres partes. En primer lugar analizaremos las variables que influyen en la proporción de viviendas en alquiler por provincias, haciendo especial hincapié en su estructura de dependencia espacial. El análisis exploratorio espacial y los contrastes globales de autocorrelación espacial nos confirmará la presencia de efecto espacial. En segundo lugar plantearemos un modelo lineal autorregresivo espacial (SAR) para explicar el comportamiento del porcentaje de viviendas en alquiler por provincias a partir de la información sobre movimientos migratorios, renta per cápita y precio de la vivienda por metro cuadrado, fundamentalmente. Comparando los resultados con los del mismo modelo sin la componente autorregresiva espacial, confirmaremos la importancia de tener en cuenta el espacio en los estudios de ámbito regional. Y, por último, extraeremos las principales conclusiones.

2.- ANÁLISIS EXPLORATORIO ESPACIAL.

Para analizar el comportamiento espacial de la variable RENT: “Proporción de viviendas en alquiler en España”, o de cualquier otra variable georreferenciada, es de gran importancia la utilización de herramientas como la Estadística Espacial junto a los GIS (Sistemas de Información Geográfica). El avance de éstos ha hecho posible la visualización y manipulación relativamente sencilla de este tipo de datos. Las figuras 1, 2 y 3 representan la variable RENT mediante mapas de colores, percentiles y cartograma.

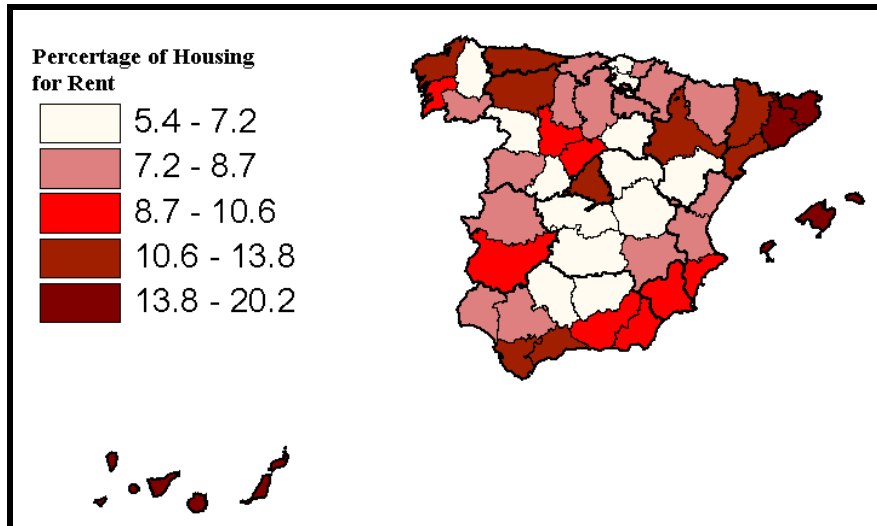


Figura 1: Mapas decolores para RENT.

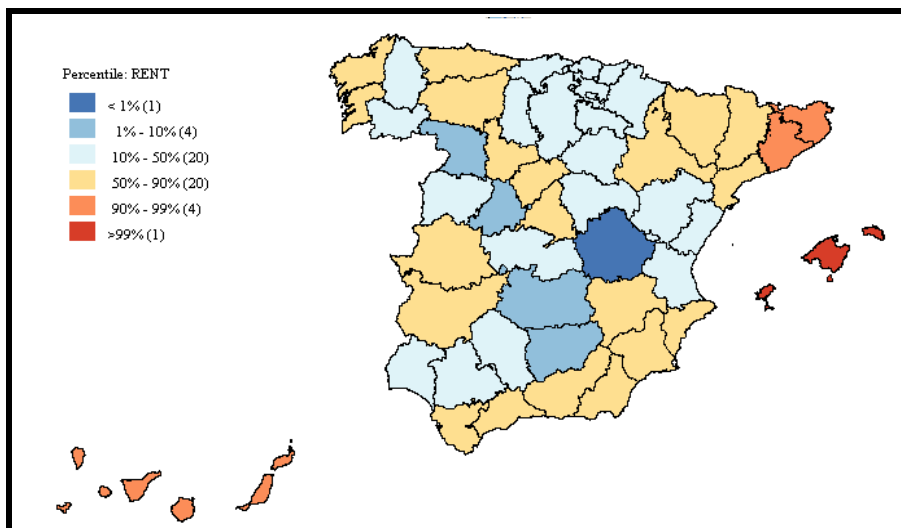


Figura 2: Mapa de Percentiles para RENT.

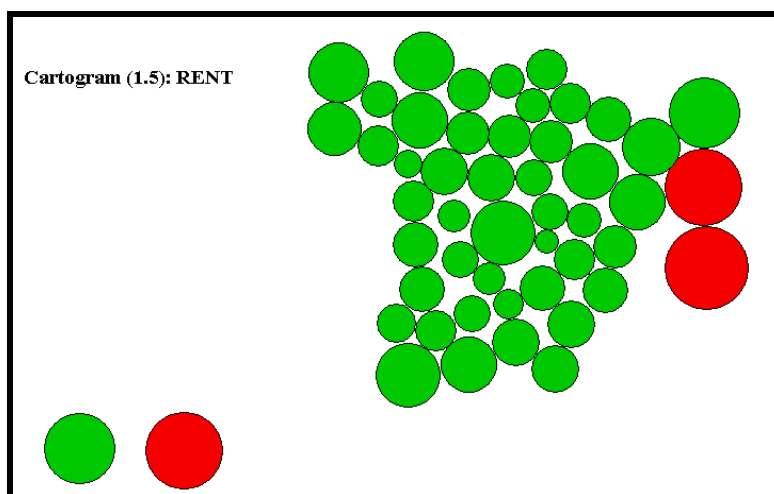


Figura 3: Cartograma para RENT.

Cuando se aborda el estudio de la proporción de viviendas en alquiler en España, por provincias, parece claro que estas dependerán del comportamiento de variables de tipo demográfico, migratorio y de renta, fundamentalmente. Por ello, a partir de la información por provincias del Anuario Social de La Caixa 2003 (cuyos datos se corresponden a 2001), y de los datos del INE sobre la Contabilidad Regional de España, la EPA y la explotación del Censo de 2001 de población y viviendas, hemos seleccionado las siguientes variables:

Variable	Definition	Survey
RENT	Proporción de viviendas en alquiler	Censo de Población y Viviendas 2001. INE.
URBAN	Proporción de habitantes en núcleos urbanos	Anuario Social 2003
VEGROW	Crecimiento vegetativo	Anuario Social 2003
BIRTH	Tasa de Natalidad	Anuario Social 2003
FECUND	Tasa de Fecundidad	Anuario Social 2003
DEATH	Tasa de Mortalidad	Anuario Social 2003
VEGROWR	Tasa de Crecimiento Vegetativo	Anuario Social 2003
DOMMIG	Inmigración Interior	Anuario Social 2003
FORMIG	Inmigración Exterior	Anuario Social 2003
MIGBAL	Saldo migratorio	Anuario Social 2003
25-39POP	Proporción de habitantes entre 25 y 39 años.	Censo de Población y Viviendas 2001. INE.
25-39/ADU	Idem en relación a la población mayor de 25 años.	Censo de Población y Viviendas 2001. INE.
MIGRATE	Tasa de Migración	Censo de Población y Viviendas 2001. INE.
HOUSEPR	Precio de la Vivienda por metro cuadrado	Anuario Social 2003
ACTIRATE	Tasa de Actividad	Encuesta de Población Activa. INE
UNEMPR	Tasa de Desempleo	Encuesta de Población Activa. INE
CHILDEP	Índice de dependencia infantil	Anuario Social 2003
SOCWELF	Índice de bienestar social	Anuario Social 2003
RESTLEV	Índice de Restaurantes	Anuario Social 2003
TOURLEV	Índice de Turismo	Anuario Social 2003
OVERNPR	Proporción of pernoctaciones en relación al total in España	Encuesta de Ocupación Hotelera. INE
INCHOME	Renta de los Hogares	Contabilidad Regional. INE.
RDBPC	Renta Nacional Disponible per capita	Contabilidad Regional. INE.

Estas variables presentan mucha correlación entre ellas, además su número parece excesivo comparado con el número de observaciones (50 provincias). Es recomendable, por tanto, realizar un análisis factorial para reducir la dimensión, además, los factores resultantes son independientes y tienen varianza unidad, por lo que evitamos los problemas de multicolinealidad y heterocedasticidad en la regresión.

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación	
	Total	% varianza	% acum	Total	% acum	Total	% acum
1	9534	43,338	43,338	9,534	43,338	6,641	30,188
2	5,026	22,845	66,183	5,026	66,183	4,644	51,295
3	2,335	10,613	76,795	2,335	76,795	4,297	70,827
4	1398	6,353	83,149	1,398	83,149	1,953	79,706
5	1119	5,088	88,237	1,119	88,237	1,877	88,237
6	642	2,919	91,156				
7	,488	2,218	93,374				
8	,415	1,888	95,261				
9	,310	1,409	96,670				
10	193	,878	97,548				
11	151	,686	98,234				
12	,123	,561	98,795				
13	,085	,385	99,179				
14	,068	,311	99,491				
15	,061	,277	99,767				
16	,029	,132	99,899				
17	,013	,060	99,960				
18	,005	,021	99,981				
19	,003	,013	99,994				
20	,001	,005	99,999				
21	0	,001	100,000				
22	0	3,556E-08	100,000				

Tabla 1: Análisis Factorial utilizando ACP para extracción.

La varianza total explicada por los factores alcanza un porcentaje acumulado del 88,237%. Asimismo hemos optado por rotar los factores por el método Varimax, que minimiza el número de factores con carga factorial elevada en cada factor. Observando la matriz de componentes rotados, podemos interpretar los factores en función de las variables que presentan mayor correlación con dichos factores:

Factor 1: Demográfico

Factor 4: Turismo

Factor 2: Migratorio

Factor 5: Urbano

Factor 3: De Renta.

	Factors				
	1	2	3	4	5
BIRTH	951				
VEGROWR	931				
25-39/ADU	894				
FECUND	889				
DEATH	-812				
25-39POP	781				
CHILDEP	768		-,521		
ACTIRATE	536		,504		
MIGRATE	484				
FORMIG		,963			
MIGBAL		,928			
RESTLEV		,863			
DOMMIG		,817			
VEGROW	609	,727			
INCHOME			,947		
RDBPC			,947		
SOCWELF			,803		
UNEMPR			-,740		,451
HOUSEPR			,656		,572
OVERNPR				,919	
TOURLEV		,484		,584	
URBAN					,627

Tabla 2: Matriz de Componentes Rotada mediante el método Varimax con Kaiser.

Para ver si la variable RENT y los factores seleccionados presentan algún patrón de comportamiento espacial, calculamos el índice de autocorrelación global de Moran, dado por

$$I = \frac{N \sum_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S_0 \sum_{j=1}^N (x_j - \bar{x})^2} \quad i \neq j$$

donde x_i es el valor de la variable cuantitativa X en la region i , \bar{x} es la media muestral, w_{ij} son los pesos de la matriz de ponderación o contigüidad espacial \mathbf{W} , N es el tamaño muestral y $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$. Su interpretación es similar a un coeficiente de correlación lineal, pero sólo

alcanza los valores -1 y 1 asintóticamente, y, en este caso, su distribución es normal estándar.

La tabla 3 muestra los coeficientes I de Moran utilizando como matriz \mathbf{W} una matriz de contigüidad (GAL) o una matriz de pesos espaciales en función de la inversa de la distancia euclídea al cuadrado entre los centroides de las regiones (GWT). Podemos observar que las variables RENT, FACTOR 1 y FACTOR 3, presentan una marcada autocorrelación espacial y en menor medida FACTOR 4.

Variable	I de Moran con GAL	I de Moran con GWT
RENT	0,4167	0,5039
FACTOR 1: DEMOGRÁFICO	0,5558	0,542
FACTOR 2: MIGRATORIO	0,0222	0,0484
FACTOR 3: DE RENTA	0,7258	0,5916
FACTOR 4: TURISMO	0,3089	0,3252
FACTOR 5: URBANO	0,2497	0,1442

Tabla 3: I de Moran para RENT y Factores.

En las figuras 1 y 2 se muestran los gráficos de autocorrelación espacial y los estadísticos de Moran para matrices de pesos espaciales y de contigüidad espacial, respectivamente.

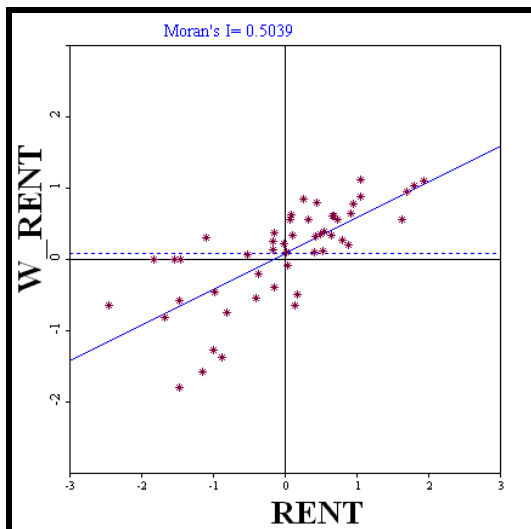


Figura 4: Autocorrelación Espacial usando matriz de pesos espaciales.

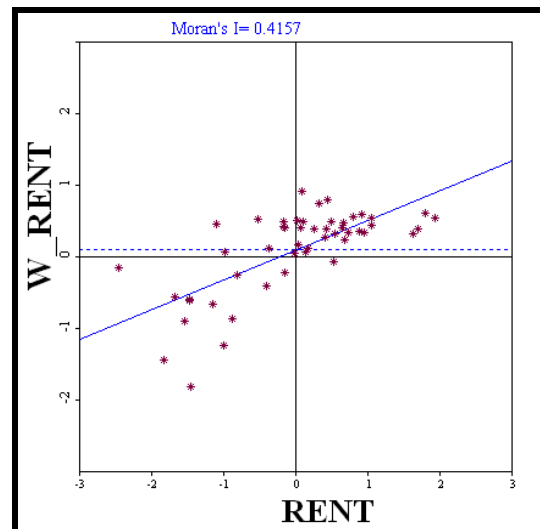


Figura 5: Autocorrelación Espacial usando matrix de contigüidad espacial.

Para explicar el comportamiento espacial de la variable objeto de estudio, elegimos la matriz de pesos espaciales puesto que obtenemos una mayor autocorrelación espacial y, además, parece más razonable utilizar ésta ya que, en nuestro problema, la influencia que ejercen las provincias limítrofes dependerá más de su distancia que del número de ellas.

Una vez visto la existencia de autocorrelación espacial global, podemos estudiar su comportamiento a escala local, mediante el estadístico de autocorrelación local I_i de Moran (Anselin, 1995):

$$I_i = \frac{z_i}{\sum_i z_i^2 / N_{j \in J_i}} \sum_j w_{ij} z_j$$

donde z_i es el valor correspondiente a la región i de la variable ya normalizada y J_i el conjunto de regiones vecinas a i . I_i estandarizada se distribuye según una $N(0,1)$ asintóticamente. Valores positivos (negativos) indican la existencia de un cluster de valores similares (disímiles) de la variable.

Su representación en las figuras 6 y 7 muestran la existencia de correlación espacial local positiva en el centro y nordeste de la península y en las Islas Canarias. Quedando como anecdótica la provincia de Madrid con correlación local negativa (está rodeada de valores mucho menores).

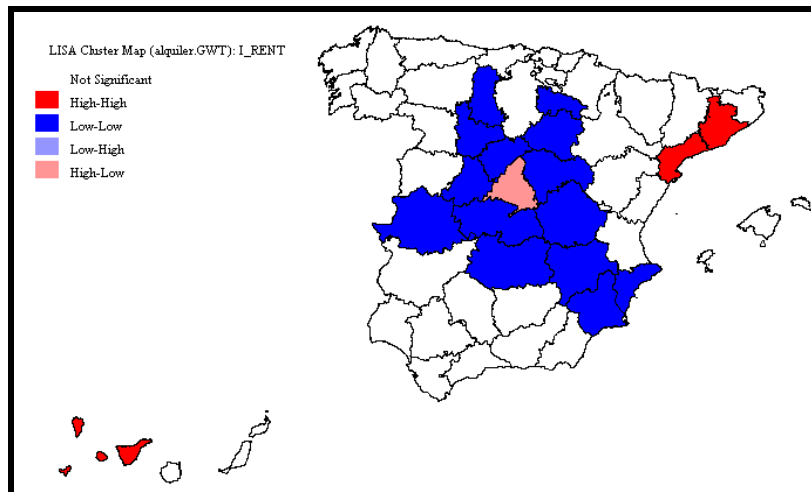


Figura 6: LISA (Local Indicator of Spatial Association). Mapa Cluster.

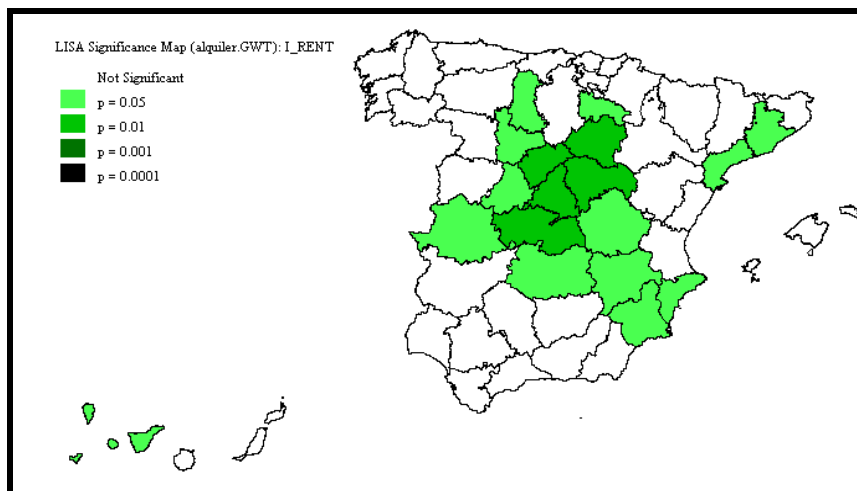


Figura 7: LISA (Local Indicator of Spatial Association). Mapa de Significación.

Resumiendo: de entre las variables que pueden influir en la proporción de viviendas en alquiler hemos reducido la dimensión seleccionando 5 factores (DEMOGRÁFICO, MIGRATORIO, DE RENTA, TURISMO y URBANO) mediante Análisis Factorial por Componentes Principales. Algunos de estos factores, junto con la variable RENT presentan autocorrelación espacial y para cuantificarla hemos elegido una matriz W de pesos espaciales (inversa de la distancia euclídea al cuadrado). A continuación plantearemos varios modelos lineales para explicar el comportamiento de la variable RENT y elegiremos el más adecuado en función de los contrastes sobre los parámetros y sobre los residuos.

3.- ANÁLISIS CONFIRMATORIO ESPACIAL.

Los resultados obtenidos por el test I de Moran en la variable dependiente y en tres de los cinco factores explicativos, inicialmente, pone de manifiesto la presencia de correlación espacial positiva y ello habrá que tenerlo en cuenta en la modelización. También tendremos en cuenta que los factores utilizamos como regresores son incorrelados y homocedásticos.

Seguiremos la estrategia descrita por Moreno y Vayá (2000) y Chasco Irigoyen (2003): partiendo del *Modelo Básico de Regresión Lineal*, $y = X\beta + u$; $u \sim N(0, I)$, estimado por MCO, iremos incorporando componentes hasta llegar a la especificación más completa de un modelo espacial, que se corresponde con un *modelo mixto regresivo espacial-regresivo con perturbaciones autorregresivas y heterocedásticas*, si es el caso (Anselin 1988b, Florax y Folmer 1992):

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 + X\beta_1 + W_2 S\beta_2 + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W_3 \varepsilon + u \\ u &\sim N(0, \Omega) \end{aligned}$$

En concreto, partiremos del modelo lineal:

$$RENT = \beta_0 + \beta_1 F1_i + \beta_2 F2_i + \beta_3 F3_i + \beta_4 F4_i + \beta_5 F5_i + u_i$$

si lo estimamos por MCO y realizamos los contrastes de autocorrelación y dependencia espacial en el error y en el modelo (retardo espacial), obtenemos:

Dependent Variable : **RENT** Number of Observations: 50
 Mean dependent var : 9.628 Number of Variables : 6
 S.D. dependent var : 3.31011 Degrees of Freedom : 44

 R-squared : 0.520214 F-statistic : 9.5415
 Adjusted R-squared : 0.465693 Prob(F-statistic) : 3.22918e-006
 Sum squared residual: 262.847 Log likelihood : -112.436
 Sigma-square : 5.97378 Akaike info criterion : 236.871
 S.E. of regression : 2.44413 Schwarz criterion : 248.343
 Sigma-square ML : 5.25693
 S.E of regression ML: 2.2928

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Probability
CONSTANT	9.628003	0.3456525	27.85457	0.0000000
FACT1	0.7313684	0.3491623	2.094637	0.0419949
FACT2	0.9474564	0.3491604	2.713527	0.0094681
FACT3	0.739609	0.349162	2.11824	0.0398388
FACT4	1.838278	0.349162	5.264829	0.0000040
FACT5	0.6762967	0.3491616	1.936916	0.0591930

REGRESSION DIAGNOSTICS

MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 1.000022

TEST ON NORMALITY OF ERRORS

TEST	DF	VALUE	PROB
Jarque-Bera	2	5.895129	0.0524673

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	5	58.73076	0.0000000
Koenker-Bassett test	5	34.80246	0.0000016

SPECIFICATION ROBUST TEST

TEST	DF	VALUE	PROB
White	20	41.47171	0.0032387

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

FOR WEIGHT MATRIX : **alquiler.GWT** (row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.210465	N/A	N/A
Lagrange Multiplier (lag)	1	19.6966162	0.0000091
Robust LM (lag)	1	12.2554615	0.0004639
Lagrange Multiplier (error)	1	8.7454397	0.0031038
Robust LM (error)	1	1.3042849	0.2534320
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	21.0009012	0.0000275

Tabla 4: Estimación del modelo básico de regresión por MCO.

El cuadro anterior pone de manifiesto que la significatividad individual de los parámetros (t-student) y un coeficiente de determinación de 0,52 (ajustado 0,47). Pero los resultados quedan invalidados puesto que los contrastes de los multiplicadores de Lagrange para el retardo (LM-LAG)¹ y para el error (LM-ERR)² rechazan la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación espacial (dependencia espacial sustantiva) y de correlación espacial en el error (dependencia residual).

Cuando solamente el test LM-LAG es significativo, o bien lo son ambos pero la probabilidad de éste es inferior a la del LM-ERR, como en nuestro caso, la mejor estrategia para la selección final de un modelo espacial es alguna de las propuestas por Florax (1992) y Folmer y Florax (1992), basadas en el *Método de Expansión Espacial de Variables*. Este método fue ideado para corregir la existencia de dependencia espacial mediante la inclusión de retardos en las variables explicativas omitidas erróneamente. Dicha estrategia se basa en los siguientes pasos: una vez estimado el modelo básico de regresión lineal (ya hecho) por MCO y probado que existe dependencia espacial, se selecciona un conjunto S de variables sistemáticas para las que la inclusión de un retardo espacial tenga sentido. Se expande el modelo incluyendo todas aquellas variables del conjunto S , retardadas espacialmente, que sean significativas y muestren una menor probabilidad. Se finalizará cuando no se rechace la hipótesis de no autocorrelación espacial, ni sustantiva ni residual, mediante los test LM-ERR y LM-LAG.

A partir del análisis exploratorio espacial del apartado 2, seleccionamos como conjunto de variables sistemáticas

$$S = \{\text{FACT1}, \text{FACT3}, \text{FACT4}\} = \{\text{DEMOGRÁFICO}, \text{DE RENTA}, \text{TURISMO}\}.$$

En el siguiente modelo vamos a incluir, por tanto, un retardo espacial de la variable dependiente, para corregir la dependencia sustantiva, los factores y los tres factores de S

¹Se define dicho contraste (Anselin, 1988b): $LM-LAG = \frac{[e'Wy/s^2]^2}{RJ_{\rho-\beta}} \sim \chi_1^2$, donde e son los residuos MCO del modelo básico de regresión, $RJ_{\rho-\beta} = [T_1 + (WX\beta)'M(WX\beta)/s^2]^{-1}$, $T_1 = tr(W'W + W^2)$, $M = I - X(X'X)^{-1}X'$, idempotente, y s^2 es la estimación de la varianza residual. Permite contrastar la existencia de dependencia espacial en el modelo.

² Se define dicho contraste (Burrige, 1980): $LM-ERR = \frac{[e'We/s^2]^2}{T_1} \sim \chi_1^2$. Permite contrastar la existencia de dependencia espacial en el error.

retardados espacialmente, para corregir la dependencia residual.³

Dependent Variable	:	RENT	Number of Observations:	50
Mean dependent var	:	9.628	Number of Variables	: 10
S.D. dependent var	:	3.31011	Degrees of Freedom	: 40
Lag coeff. (Rho)	:	0.358097		
R-squared	:	0.710474	Log likelihood	: -100.25
Sq. Correlation	:	-	Akaike info criterion	: 220.501
Sigma-square	:	3.17228	Schwarz criterion	: 239.621
S.E of regression	:	1.78109		

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
W_RENT	0.3580969	0.1946627	1.839576	0.0658304
CONSTANT	6.492344	1.917986	3.384979	0.0007119
FAC1_1	0.934911	0.5202102	1.797179	0.0723070
FAC2_1	0.9893274	0.262152	3.773869	0.0001608
FAC3_1	0.05373443	0.6292837	0.08538983	0.9319513
FAC4_1	0.7202935	0.3497304	2.059568	0.0394397
FAC5_1	0.8925358	0.2651669	3.36594	0.0007629
W_FACT1	-1.025371	0.6569377	-1.560835	0.1185626
W_FACT3	0.3096997	0.9008562	0.3437838	0.7310090
W_FACT4	2.599901	0.9406479	2.763947	0.0057108

REGRESSION DIAGNOSTICS				
DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY				
RANDOM COEFFICIENTS				
TEST		DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test		8	13.7749	0.0878246
DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE				
SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : alquiler.GWT				
TEST		DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test		1	2.678142	0.1017344

Tabla 5: Estimación del modelo regresivo espacial-regresivo por máxima verosimilitud.

Observando esta tabla vemos que el coeficiente de determinación (que es ajustado) ha aumentado hasta el 71.04%, ya no existe autocorrelación en los residuos, pero algunos de los regresores, FACT3 y W_FACT3 (su retardo) no son significativos. Por lo tanto tendremos que simplificar un poco el modelo eliminando dichas variables.

El modelo nos queda del siguiente modo:

$$RENT = \rho W \cdot RENT + F\beta_1 + W \cdot R\beta_2 + u$$

$$u \sim N(0, I)$$

donde $F = \{\text{DEMOGRÁFICO, MIGRATORIO, TURISMO, URBANO}\}$ y $R = \{\text{DEMOGRÁFICO, TURISMO}\}$

³ En todos los retardos usaremos la matriz de pesos espaciales del apartado anterior.

Dependent Variable	:	RENT	Number of Observations:	50
Mean dependent var	:	9.628	Number of Variables	: 8
S.D. dependent var	:	3.31011	Degrees of Freedom	: 42
Lag coeff. (Rho)	:	0.392836		
R-squared	:	0.706588	Log likelihood	: -100.683
Sq. Correlation	:	-	Akaike info criterion	: 217.367
Sigma-square	:	3.21486	Schwarz criterion	: 232.663
S.E of regression	:	1.793		

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
W_RENT	0.3928362	0.1868111	2.102852	0.0354786
CONSTANT	6.160571	1.839067	3.349835	0.0008087
FAC1_1	0.9347863	0.4070391	2.296552	0.0216443
FAC2_1	0.9799803	0.2579649	3.79889	0.0001454
FAC4_1	0.7000452	0.3502211	1.998866	0.0456227
FAC5_1	0.8769441	0.2657925	3.299356	0.0009692
W_FACT1	-1.16696	0.5695596	-2.048882	0.0404736
W_FACT4	2.640914	0.9309291	2.836859	0.0045561

REGRESSION DIAGNOSTICS

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	6	9.018462	0.1725425

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : **alquiler.GWT**

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	3.349621	0.0672205

Tabla 6: Estimación del modelo regresivo espacial-regresivo, eliminando las variables no significativas, por máxima verosimilitud.

Podemos observar que todas las variables son significativas y que no se rechaza la hipótesis de no autocorrelación espacial de los errores, además el coeficiente de determinación se mantiene por encima del 70% (**70.66%**). Los signos de todos los coeficientes son positivos, salvo el del factor demográfico retardado, lo que nos dice que la existencia de provincias limítrofes muy activa desde el punto de vista demográfico (población joven y activa), incide negativamente en la tasa de viviendas en alquiler. Mientras que el resto de factores inciden positivamente.

4.- CONCLUSIONES.

Las principales conclusiones que podemos extraer de este estudio son las siguientes:

1) Los Sistemas de Información Geográfica nos proporciona el soporte ideal para realizar estudios de Estadística Espacial, es decir, para explicar fenómenos que muestran un patrón de comportamiento dependiente del espacial.

2) El fenómeno estudiado: proporción de viviendas en alquiler a nivel de provincias españolas, presentan autocorrelación espacial positiva, global y local. Su estudio habrá que realizarlo teniendo en cuenta el espacio.

3) Los factores rotados, extraídos por componentes principales a partir de las variables que pueden explicar su comportamiento, también muestran autocorrelación espacial positiva.

4) La existencia de dependencia sustantiva o residual, puesta de manifiesto mediante los contrastes LM-LAG y LM-ERR invalida los resultados del Modelo Básico de Regresión Lineal, poniéndose de manifiesto la **necesidad de incluir el espacio en el modelo** mediante retardos espaciales en las variables explicada y explicativas utilizando la matriz de pesos espaciales

6) La formulación y estimación del modelo regresivo espacial-regresivo nos permite aumentar el poder explicativo con las mismas variables, simplemente teniendo en cuenta su dependencia espacial. Hemos pasado de explicar el 46.57% en el modelo básico de regresión lineal a un 70.66% en el modelo espacial final. Hemos podido cuantificar el efecto que producen los factores demográfico, migratorio, turístico y urbano, así como sus retardos, en el comportamiento de las viviendas en alquiler.

7) Por todo lo anterior, *no podemos obviar el efecto del espacio en los estudios de ámbito regional.*

5.- REFERENCIAS.

- Anselin, L. 1988a**, *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publisher, The Netherlands.
- Anselin, L. 1988a**, “Lagrange multiplier test diagnostic for spatial dependence and spatial heterogeneity”. *Geographical Analysis*, 20(1), 1-17.
- Anselin, L. 1994**, “Testing for spatial dependence in linear regression models: A review”. Regional Research, Institute Research Paper. West Virginia University, Morgantown.
- Anselin, L. 1995**, “Local indicators of spatial association-LISA”. *Geographical Analysis*, 27, 93-115.
- Anselin, L. & D.A. Griffith, 1995**, “New directions in Spatial Econometrics”. Ed. Springer-Verlag
- Anselin, L., A. Bera, R. Florax & M.J. Yoon, 1996**, “Simple diagnostic for spatial dependence”. *Regional Science & Urban Economics*, 26, 77-104.
- Anselin, L. & H.H. Kelejian 1997**, “Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors”. *International Regional Science Review*, 20(1,2), 153-182.
- Anselin, L. & A.K. Bera, 1998**, *Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics*. Handbook of Applied Economic Statistics. Eds., Aman Ullah and D.E.A. Giles. New York: Marcel Dekker, Inc.
- Ashworth, J. & S.C. Parker, 1997**, “Modelling regional house prices in the UK”. *Scottish Journal of Political Economy*, 44(3), 225-246.
- Basu, S. & T.G. Thibodeau, 1988**, “Analysis of spatial autocorrelation in houses prices”. *Journal of Real State Finance Economics*, 17(1), 61-85.
- Burridge, P., 1980**, “On the Cliff-Ord test for spatial autocorrelation”. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 42, 107-108.
- Chasco, M.C., 2003**, “Econometría espacial aplicada a la predicción-extrapolación de datos microterritoriales”. Ediciones de la Comunidad de Madrid.
- Cliff, A. & J. Ord, 1973**, “Spatial autocorrelation”. London, Pion.
- Cliff, A. & J. Ord, 1981**, “Spatial process. Models and applications”. London, Pion.
- Florax, R., 1992**, “The university: a regional booster?. Economics impacts of academics knowledge infrastructure”. Ph Dissertation. Wageningen University.
- Florax, R. & Folmer, 1994**, “The relevance of Hendry’s econometric methodology in linear spatial process modeling: experimental simulation results for ML and IV estimators”. Regional Research Institute Research Paper. West Virginia University, Morgantown.
- Haining, R., 1995**, “Data problems in spatial econometric modeling”, *New Directions in Spatial Econometrics*, 156-171. Ed: Springer, Berlin.
- Meen, G., 1996**, “Spatial aggregation, spatial dependence and predictability in the UK housing market”. *Housing Studies*, 11(3), 345-372.
- Moreno, R. & E. Vayá, 2000**, “Técnicas econométricas para el tratamiento de datos espaciales: La Econometría Espacial”. Edicions Universitat de Barcelona, col·lecció UB 44, manuals.
- Mur, J., 1999**, “Testing for spatial autocorrelation: moving average versus autorregressive processes”. *Environment and Planning A*, 144, 79-104.
- Ord, J.K. & A. Getis, 2001**, “Testing for local spatial autocorrelation in the presence of global autocorrelation”. *Journal of Regional*, 41(3); 411-432.
- Vayá, E. & R. Moreno, 2000**, “La utilidad de la econometría espacial en el ámbito de la ciencia regional”. Documento de trabajo 13. FEDEA, Madrid.