

Interacción espacial en el gasto en servicios públicos de las entidades locales. Un enfoque panel mediante modelos SUR^{*}

FERNANDO A. LÓPEZ HERNÁNDEZ^a, PEDRO JOSÉ MARTÍNEZ ORTIZ^a, JUAN GABRIEL CEGARRA NAVARRO^a

^a *Universidad Politécnica de Cartagena, Facultad de Ciencias de la Empresa, c/ Real 3, 30201 Cartagena (Murcia), España. E-mail: fernando.lopez@upct.es, pedro.martinezortiz@upct.es, juan.cegarra@upct.es*

RESUMEN

Las entidades locales son la principal fuente de financiación de actividades culturales, deportivas y medioambientales. Aunque hay consenso generalizado sobre la presencia de dependencia espacial en los modelos que explican el gasto en estas partidas, el signo de la dependencia espacial es ambiguo. Algunos autores muestran evidencias de interrelaciones de signo negativo y otros encuentran evidencias de dependencia espacial positiva. En este artículo, utilizando la base de datos de la liquidación de presupuestos de los municipios españoles, se analiza el gasto en actividades culturales, deportivas y medioambientales de todos los municipios de España para el periodo 2010-2012 mediante la metodología SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) en un entorno panel. Nuestros resultados muestran que ambas hipótesis son compatibles y que los dos efectos, positivos y negativos, pueden presentarse de forma simultánea.

Palabras clave: Presupuestos municipales, gastos en cultura, deporte y medioambiente, dependencia espacial, modelos SUR.

Spatial Interaction in Spending on Public Services by Local Governments. A Panel Approach Using SUR Models

ABSTRACT

The main funding source of cultural, sports and recreational activities comes from local governments. The supply of these services creates spillovers between neighboring municipalities. Literature has shown many examples of spatial dependence in spending levels in these budgetary items at small local governments. Although there is general agreement on the presence of spatial dependence in models that explain spending on these items, the sign of the spatial dependence is ambiguous. Some authors show evidence of negative correlation and justify it because the services provided by a municipality are used by their neighbors due to mobility among inhabitants of nearby localities. Other authors find proofs of positive spatial dependence and justify it due to a strong similarity in the behavior of the inhabitants from neighboring municipalities who demand similar expenses for such services. In this paper, using database of the settlement of the Spanish municipalities' budgets, spending is analyzed in cultural, sports and environmental activities of all municipalities in Spain for the period 2010-2012 by SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) methodology. Our results show that both hypotheses are compatible and that the two effects, positive and negative, can occur simultaneously.

Keywords: Municipal Budgets, Expenses Culture, Sports and Environment, Spatial Dependence, SUR Models.

JEL Classification: C23

^{*} *Agradecemos sinceramente los comentarios y sugerencias constructivas de los revisores y el apoyo financiero del proyecto ECO2012-36032-C03-01.*

Artículo recibido en octubre de 2014 y aceptado en diciembre de 2014

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. e-33109

1. INTRODUCCIÓN

Las últimas décadas han sido testigo de un importante incremento de la investigación centrada en las interacciones espaciales de las políticas de gasto público. Las propuestas originales de Case *et al.* (1993) y Kelejian y Robinson (1993) han dado paso a una multitud de trabajos que exploran las relaciones entre las políticas de gasto público de los gobiernos locales que se encuentran físicamente próximos. De forma paralela, también ha suscitado interés la investigación centrada en modelos que explican los niveles impositivos de los gobiernos locales incorporando efectos espaciales (p.e. Brett y Pinkse, 2000; Delgado y Mayor, 2011).

Ambas políticas de ingresos y gastos muestran externalidades espaciales ya que las decisiones que tomen las autoridades en las regiones vecinas, con toda seguridad que afectarán a la propia región. Por ejemplo, una política de bajos impuestos en regiones colindantes puede atraer tanto a negocios como a ciudadanos y, por tanto, dejarán de pagar sus impuestos en la propia región. Esta misma filosofía puede trasladarse también a los gastos e inversiones en servicios públicos, con especial énfasis en aquellos que están intrínsecamente relacionados con el bienestar de los ciudadanos. Es claro que determinadas políticas de bienestar en una pequeña región, no pueden blindarse a los habitantes de regiones vecinas. Por ejemplo, una política de precios bajos en las entradas de un teatro local, un museo o un festival de música, debida a la cofinanciación por parte de las autoridades locales, con seguridad que beneficiará a los ciudadanos de las regiones vecinas.

Ahora bien, algunas de estas políticas de gasto han suscitado un especial interés por los investigadores. Sobresalen los estudios dedicados a analizar los gastos realizados por gobiernos locales en: Cultura (Lundberg, 2006; Werck *et al.*, 2008, St'astná, 2009; Benito *et al.*, 2013), Actividades recreacionales y deportivas (St'astná, 2009; Ermini y Santolini, 2010) y Medio ambiente (St'astná, 2009; Ermini y Santolini, 2010; Deng *et al.*, 2012).

Todos estos trabajos, plantean modelizaciones que explican el gasto público per cápita en una o varias partidas de gasto, utilizando modelos que pertenecen al campo de la econometría espacial (Anselin, 1988). En unos casos analizan solo la información procedente de un único corte transversal (Ermini y Santolini, 2010, Werck *et al.*, 2008; St'astná, 2009; Deng *et al.*, 2012), mientras que en otros hacen uso de técnicas de datos de panel con efectos espaciales (Akai y Suhata, 2013; Lundberg, 2006; Benito *et al.*, 2013). La diversidad de especificaciones es tan amplia como modelos ofrece la literatura y no hay unanimidad sobre qué estructura de dependencia espacial es la que mejor se adapta este tipo de procesos. Es fácil encontrar especificaciones que introducen dependencia espacial sustantiva, en adelante SLM por *Spatial Lag Model*, (Ermini y Santolini, 2010; Lundberg, 2006), estructura espacial en los residuos del modelo de

regresión, en adelante SEM por *Spatial Error Model*, (St'astná, 2009) y modelos tipo SARAR en referencia a un ARAR(1,1) con efectos espaciales (Case *et al.*, 1993; Deng *et al.*, 2012).

Además, y en esta cuestión el presente trabajo quiere centrar la investigación, el signo de los parámetros de dependencia espacial es también ambiguo. En unos casos, la dependencia espacial es positiva (Revelli, 2006; St'astná, 2009); en otros la dependencia espacial es negativa (Lundberg, 2006; Akai y Suhata, 2013) e incluso hay modelos que incorporan los dos signos en distintos coeficientes del modelo (Case *et al.*, 1993; St'astná, 2009; Deng *et al.*, 2012).

Nuestro interés es aportar una nueva evidencia sobre esta cuestión con una aplicación en el ámbito nacional. El estudio está en la línea de los trabajos arriba referenciados y tiene como objetivo modelizar el gasto público per cápita de las Administraciones locales en España para tres políticas de gasto, Cultura, Deporte y Medio ambiente, incorporando efectos espaciales. La metodología que se ha seleccionado es la de modelos SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) para datos de panel desarrollada en López *et al.* (2014) que permite analizar de forma simultánea las tres partidas de gasto.

El trabajo se estructura como sigue. En la segunda sección se realiza una breve revisión de la literatura discutiendo los posibles mecanismos de dependencia espacial. En la Sección 3 se muestra la metodología basada en modelos SUR en un entorno de datos de panel. La sección 4 presenta los resultados más importantes y la última sección cierra el trabajo presentando las principales conclusiones.

2. EFECTOS ESPACIALES EN EL GASTO PÚBLICO

Cuando las responsabilidades del gasto de los gobiernos locales están descentralizadas, es difícil imaginar que éstos actúen de forma independiente. Por el contrario, debemos esperar que emerjan (dis)similitudes en las partidas de gasto de aquellas entidades locales que se encuentren físicamente próximas.

Las causas que originan esta ausencia de independencia en las políticas de gasto pueden ser de muy diversa índole. Siguiendo el trabajo de St'astná (2009), es posible diferenciar entre comportamientos de tipo cooperativo y no cooperativo. En el primer caso, se entiende por comportamientos cooperativos los que surgen fruto del trabajo en proyectos conjuntos, el intercambio de experiencias o incluso procesos de aprendizaje. También es posible que aparezcan mecanismos de cooperación cuando entre entidades locales próximas se acuerden estrategias de especialización para proveer determinados servicios a sus ciudadanos. Frente a este tipo de comportamientos también pueden surgir (dis)similitudes en las políticas de gasto como resultado de comportamientos no cooperativos. Generalmente, estas externalidades surgen como consecuencia de comportamientos miméticos entre gobiernos locales principalmente debidos al fenómeno

conocido como competición *yardstick* (Revelli, 2006). También es posible que aparezcan externalidades espaciales de signo negativo cuando surjan estrategias de tipo no cooperativo fruto de mecanismos de sustitución: Si una entidad local realiza una fuerte inversión en una partida de gasto, las entidades locales próximas reducen su inversión en esta partida ya que sus ciudadanos pueden beneficiarse de los servicios provisionados por la otra. La Tabla 1 resume de forma esquemática los principales mecanismos que pueden originar estructuras de dependencia espacial en las políticas de gasto de entidades locales. Los trabajos de Brueckner (2003) y St'astná (2009) hacen una excelente descripción de todas la posibles formas de interacción.

Tabla 1
Mecanismos que originan la dependencia espacial

	Signo de la dependencia espacial	
	Positivo	Negativo
Cooperativos	Proyectos conjuntos	Acuerdos de especialización
No cooperativos	Competición (<i>yardstick</i>)	Sustitución/Complementario

Fuente: Elaboración propia.

2.1. Dependencia espacial negativa

Los mecanismos de sustitución inducen dependencia espacial negativa. La provisión de bienes culturales, o de protección medioambiental en una región puede incrementar el bienestar de los residentes en regiones vecinas ya que pueden disfrutar de ellos. Una posible reacción de los gobiernos locales sería aprovechar estos servicios y disminuir su gasto en estas partidas presupuestarias, reasignando recursos en otras políticas de bienestar. En este sentido, cabría esperar encontrar modelos en los que se manifestara autocorrelación espacial negativa de tal forma que si los gobiernos locales que se encuentran próximos a una región realizan una fuerte inversión en determinada partida de gasto, el gobierno de la propia región dedicará sus recursos a otras políticas de gasto.

Lundberg (2006) es una contribución relevante en la que se pone de manifiesto este mecanismo de interacción mostrando el carácter sustitutivo del gasto público en cultura y actividades recreacionales entre los municipios de Suecia. Utilizando la metodología SUR (que permite correlaciones para distintos periodos de tiempo) identifica parámetros de dependencia espacial sustantiva significativos y negativos. En sus conclusiones Lundberg defiende que este tipo de gastos son utilizados de forma sustitutiva por los gobiernos.

En la misma línea y también con un enfoque panel, Akai y Suhara (2013) analizan los gastos en cultura para el periodo 1997-2007 de 45 gobiernos locales de Japón. Al igual que Lundberg (2006) los autores identifican fuertes patrones de dependencia espacial negativa utilizando diversas matrices de conectividad a

las que asignan distinta interpretación. Otro ejemplo se muestra en Schaltegger y Zemp (2006) analizando diversas partidas de gasto usando metodología panel con efectos espaciales en 100 comunas suizas (municipios) para el periodo 1992-2001. Los autores identifican una fuerte estructura de dependencia espacial negativa en los gastos en seguridad concluyendo que un incremento del 10% en los gastos en seguridad de los municipios vecinos induce una reducción del 3,1% de esta partida de gastos en el propio.

Otra de las causas que pueden generar estructuras de dependencia espacial de signo negativo serían situaciones cooperativas entre entidades locales que acuerden diseñar sus políticas de gasto estableciendo especializaciones. Este tipo de comportamiento es poco frecuente.

2.2. Dependencia espacial positiva

Los gobiernos locales pueden también imitar a sus vecinos en las decisiones sobre sus políticas de gasto. Hay dos formas mediante las que se produce este comportamiento. La primera, puede explicarse por la teoría de la competición *yardstick* en la que se postula que los gobiernos locales tienden a imitar el comportamiento de sus vecinos *trying not to get too far out of line with the policies enacted in nearby jurisdictions* (Revelli, 2006, pág. 110), ya que los votantes establecen comparaciones entre los servicios que se ofrecen en su entorno. St'astná (2009) encuentra dependencia espacial positiva en las partidas correspondientes a gastos en Vivienda, Desarrollo regional y Cultura, deportes y actividades recreativas. Revelli (2006) explora los efectos espaciales en la provisión en servicios sociales y prueba que la fuente que genera dependencia espacial positiva en el gasto social se debe a un efecto de mimetismo entre localidades vecinas. Ermini y Santolini (2007) evalúa también la interdependencia entre 246 municipios italianos y encuentran evidencias de interacciones significativas y positivas tanto para el total de gasto como para diferentes subcategorías (Seguridad, Medio ambiente, Carreteras,...). Solé-Ollé (2006) en el caso español también presenta un modelo para evaluar las externalidades que resultan de las políticas de los gobiernos municipales.

También es posible que se manifiesten estructuras espaciales de signo positivo debido a mecanismos de cooperación y coordinación entre gobiernos locales próximos. Por ejemplo, municipios vecinos pueden trabajar en proyectos conjuntos; pueden financiar una infraestructura o realizar inversiones en la protección del medio ambiente. Hay pocas evidencias de este comportamiento en la literatura y señalamos aquí la contribución de Reifschneider (2006).

2.3. Dependencia espacial positiva y negativa

La última de las situaciones destacable se refiere a la identificación de forma simultánea de estructuras de dependencia espacial positivas y negativas. La

interpretación en este caso es más compleja y muy probablemente recoja distintos mecanismos de interacción en un mismo modelo. El primer trabajo en el que aparecen de forma simultánea es en Case *et al.* (1993) planteando un modelo de tipo SARAR en el que identifica dependencia espacial sustantiva (+) y residual (-). St'astná (2009) también estima SARAR encontrando dependencia espacial sustantiva (-) y residual (+) en los gastos en Industria e Infraestructura y en la partida de Protección Medioambiental mientras que en la partida de Vivienda y Desarrollo Regional encuentra dependencia espacial sustantiva (+) y residual (-). Deng *et al.* (2012) en la partida de protección medioambiental encuentra dependencia espacial sustantiva (-) y residual (+) en un modelo SARMA.

3. METODOLOGÍA

3.1. Datos y variables

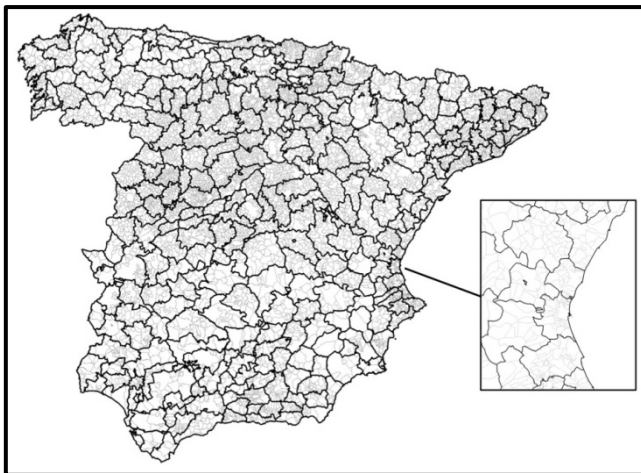
La principal fuente de información utilizada en nuestra investigación procede de la inversión realizada por los municipios españoles en los programas de Cultura (Bibliotecas y archivos, Promoción cultural, Fiestas populares y festejos,...), Deportes (Promoción y fomento del deporte, Instalaciones deportivas,...) y Medio ambiente (parques y jardines, protección y mejora del medio ambiente,...) durante los ejercicios 2010, 2011 y 2012. Estos datos de inversión han sido obtenidos de forma libre en la web de la Oficina Virtual para la coordinación financiera con las Entidades Locales, dependiente del Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas de España.

Los gobiernos municipales son los que mayor peso tienen en el gasto público que se realiza en estas tres partidas presupuestarias. Además tienen un elevado nivel de autonomía ya que la ley apenas les asigna obligaciones legales sobre cómo debe ejecutar su presupuesto (la única obligación se refiere a que los municipios de más de 5000 habitantes deben ofrecer servicios de biblioteca). Por ejemplo, en el ejercicio 2011 el gasto liquidado en Cultura por la Administración General del Estado se situó en 957 millones de euros, por la Administración Autónoma en 1483 millones y por la Administración Local en 3397 millones. En este mismo ejercicio el gasto liquidado en deportes por la Administración General del Estado se situó en 152 millones de euros, por la Administración Autónoma en 579 millones y por la Administración Local en 2521 millones. Un menor nivel de información hay sobre los gastos en Medio ambiente aunque la inversión en esta política de gasto por parte de las Administraciones locales para el año 2011 fue de 1569 millones.

Aunque la información se recopiló al menor nivel de desagregación espacial posible, el nivel municipal, los datos se agruparon en unidades geográficas más homogéneas con el objetivo de reducir la fuerte variabilidad de la información que podría generar problemas de heterocedasticidad en la modelización. Por

ejemplo en el año 2010, en la partida de Cultura a nivel municipal el gasto medio es 116,4€ (resp. 65,4€ para Deporte y 19,2€ para Medio Ambiente) con desviación típica que duplica la media 216,9€ (resp. 208,2€ para Deporte y 103,2€ para Medio Ambiente). Además un elevado número de municipios no tienen gastos en Cultura 1521 (resp. 2448 para Deporte y 3325 para Medio Ambiente) que podrían distorsionar el análisis por el elevado número de ceros. Notemos que en España más del 55% de los municipios son de pequeño tamaño (<1000 habitantes). Atendiendo a estas cuestiones, la unidad espacial de análisis seleccionada fue la división en comarcas agrarias¹ (Figura 1 muestra la división territorial). Esta división administrativa es inferior al nivel provincial -nivel geográfico demasiado grande para nuestros objetivos- y reduce en buena medida la fuerte variabilidad de la información a nivel municipal que podría generar importantes sesgos en la estimación de los modelos propuestos (ver Tabla 3).

Figura 1
División espacial (comarcal) de análisis



Fuente: Elaboración propia.

Del análisis se excluyeron las comarcas correspondientes a las Islas Canarias, Baleares ya que cada una de las 11 comarcas en las que están divididas se corresponden con una de las islas que forman estos archipiélagos (con excepción de la isla de Tenerife que está dividida en dos comarcas) y por tanto es difícil justificar que los habitantes de una comarca se desplacen a otra isla ve-

¹ El Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente, define las comarcas agrarias como subdivisiones provinciales integradas por un número determinado de términos municipales con una cierta homogeneidad en su potencial productivo agrario, en su sistema de cultivo y aprovechamiento agrario, y además en su desarrollo económico.

cina para beneficiarse de los servicios que ésta presta. Por las mismas razones se excluyeron las Ciudades Autónomas de Ceuta y Melilla. En total 313 comarcas forman la división comarcal que se muestran en la Figura 1.

Atendiendo a la división del presupuesto de gastos de acuerdo con la clasificación funcional o por programa (esta clasificación agrupa los gastos según la naturaleza de la función que realizan). Se consideran tres variables dependientes a nivel de artículo (dos dígitos): gasto en Cultura (partida 33); gasto en Deporte (partida 34) y gasto en Medio ambiente (partida 17). Las tres variables son expresadas en euros por habitante.

Tabla 2
Descripción de las variables

Variable	Descripción	Fuente
Variables Dependientes		
<i>GCpc</i>	Gasto en Cultura (33. Cultura) per cápita (euros)	Liquidación de Presupuestos de las Entidades Locales (MINHAP)
<i>GDpc</i>	Gasto en Deporte (34. Deporte) per cápita (euros)	
<i>GMpc</i>	Gasto en Medio ambiente (17. Medio ambiente) per cápita (euros)	
Variables Independientes		
<i>NMxC(+)</i>	Número de municipios que forman una comarca agrícola	Elaboración propia a partir de la cartografía digitalizada ofrecidas por el INE
<i>Latitud(?)</i>	Coordenada de Latitud (Dirección Norte Sur)	
<i>TPart^{**}(+)</i>	Ratio de votos emitidos en las elecciones municipales (2007, 2011) sobre el total del censo.	Resultados Electorales. Ministerio del Interior
<i>Idlзда^{**}(+/-)</i>	Variable dicotómica. Toma el valor 1 si el porcentaje de votos en las elecciones municipales (2007, 2011) a partidos con ideología de izquierda (PSOE + IU + PNV + ESQUERRA) es superior al de votos a los partidos con ideología de derechas (PP+CIU+PNV)	
<i>PFpc(+)</i>	Impuestos Indirectos+ directos+ Tasas y precios públicos (Capítulos I, II y III) per cápita (euros)	
<i>TPR(+/-)</i>	Total de paro registrado en el primer semestre sobre Población mayor de 15 años	Ministerio de Empleo y Seguridad Social
<i>PIBpc[*](+)</i>	Producto Interior Bruto per cápita (miles de euros)	Contabilidad Regional de España. INE
<i>Dpc(-)</i>	Deuda viva per cápita (euros/habitante)	Liquidación de Presupuestos de las Entidades Locales (MINHAP)
<i>Lpob(+)</i>	Logaritmo del total de población	Padrón municipal de habitantes. INE
<i>TP16-65(+)</i>	Tasa de población entre 16 y 65 años	Padrón municipal de habitantes. INE
<i>TP>65(+)</i>	Tasa de población mayor de 65 años	Padrón municipal de habitantes. INE
<i>Dens(+/-)</i>	Densidad de Población (habitantes por Km ²)	Padrón municipal de habitantes. INE

(*) A cada comarca se le asignó el PIBpc de la provincia a la que pertenece. Para el año 2012 se utilizaron los datos del 2011.

(**) Para los años 2010 y 2011 se utilizaron los resultados de las elecciones municipales del 2007 y para el año 2012 los resultados de las elecciones municipales de 2011.

Fuente: MINHAP: Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas. Elaboración propia.

Se han seleccionado estas tres partidas porque son claras candidatas a presentar externalidades espaciales ya que con facilidad un habitante de una comarca puede beneficiarse de las inversiones realizadas en las comarcas vecinas.

Además, los servicios prestados en estas tres categorías de gasto son principalmente responsabilidad municipal y la proximidad con el ciudadano y la posible rentabilidad política de actuaciones en estas partidas podrían explicar los mecanismos de dependencia espacial.

Además de estas tres variables dependientes, se introducen una serie de factores explicativos que han sido considerados como relevantes en trabajos que abordan este mismo tópico (Ermini y Santolini, 2010; Benito *et al.*, 2014; St'astná, 2009). El conjunto de las variables explicativas del gasto, junto con la fuente de información y el signo esperado se muestran en la Tabla 2. La mayoría de ellas han sido ya testadas como factores explicativos del gasto.

Se han agrupado los factores en tres categorías. Factores políticos (*TPart*, *Idlzda*), Socioeconómicos (estructura de la población por grandes grupos de edad, *Dens*, *PIBpc*, *TPR*), Geográficos (*NMxC*, *Latitud*) y Financieros (*PFpc* y *Dpc*). La Tabla 3 presenta los estadísticos descriptivos de todas las variables para cada uno de los años analizados.

Tabla 3
Estadísticos descriptivos de las variables

	Media 2010	dt 2010	Media 2011	dt 2011	Media 2012	dt 2012	Mín	Máx
Variables Dependientes								
<i>GCpc</i>	97,6	54,9	81,4	54,7	64,2	38,6	0,00	453,9
<i>GDpc</i>	67,0	42,7	49,4	36,9	40,3	31,1	0,00	344,6
<i>GMpc</i>	23,3	19,9	18,9	16,9	16,6	16,9	0,00	157,60
Variables Independientes								
<i>NMxC</i>	24,67	17,97	--	--	--	--	4,00	112,00
<i>Latitud</i>	40,46	2,00	--	--	--	--	36,27	43,52
<i>TPart</i>	0,72	0,08	--	--	0,74	0,08	0,49	0,91
<i>Ideolzda</i>	0,63	0,48	--	--	0,44	0,50	0,00	1,00
<i>PFpc</i>	508,52	180,52	430,02	159,96	422,12	153,34	144,91	1383,58
<i>TPR</i>	0,12	0,05	0,12	0,04	0,09	0,03	0,03	0,29
<i>PIBpc</i>	21,27	4,30	21,43	4,55	--	--	15,62	35,18
<i>Dpc</i>	387,40	230,24	383,14	228,79	491,94	299,43	0,00	1894,39
<i>Lpob</i>	10,72	1,42	10,72	1,42	10,71	1,43	7,36	15,39
<i>TP16-65</i>	0,65	0,04	0,64	0,04	0,64	0,04	0,51	0,73
<i>TP>65</i>	0,22	0,07	0,22	0,07	0,22	0,06	0,08	0,42
<i>Dens</i>	121,43	374,23	121,82	374,53	122,10	375,52	2,28	4534,71

Fuente: Elaboración propia.

Algunos comentarios sobre los resultados descriptivos mostrados en la Tabla 3. Es evidente la fuerte reducción de gasto per cápita en las tres partidas que se analizan. Por ejemplo, en la partida de cultura se pasó de un gasto de 97,6€ por habitante en el año 2010 a los 64,2€ del año 2012 que en términos porcentuales se traduce en una reducción de casi el 35%. Esta reducción bien podría explicarse por dos razones. La primera, la fuerte crisis económica que ha obligado a

los ayuntamientos a reducir sus gastos y la segunda, la realización en mayo del 2011 de las elecciones municipales ya que todos los ayuntamientos realizan esfuerzos en meses anteriores para satisfacer al ciudadano incrementando la oferta cultural y recreacional que posteriormente recortan. Las evidencias sobre este comportamiento han sido descritas en varios trabajos (p.e. Benito *et al.*, 2013).

Con respecto a las variables explicativas, destacamos también la reducción de la presión fiscal (*PFpc*) que pasa de los 508,5€ por habitante a los 422,1€ (una reducción del 16,9%) y un incremento en los niveles de deuda (*Dpc*) que pasa de 387€ a 481€

3.2. Modelo Econométrico

Los modelos tradicionales que explican el gasto público de entidades locales, habitualmente adoptan una especificación lineal clásica, asumiendo que el gasto per cápita viene determinado por diversos factores que recogen las características demográficas, socioeconómicas y geográficas de cada entidad local:

$$Y = X\beta + e \quad (1)$$

siendo Y un vector $R \times 1$ correspondiente al gasto per cápita de las R entidades locales. X es la matriz $R \times k$ de factores exógenos y ε es un vector $R \times 1$ de términos independientes e idénticamente distribuidos.

La propuesta metodológica que planteamos en este trabajo está desarrollada en López *et al.* (2014) y aquí la exponemos de forma breve por completitud. El planteamiento metodológico es un modelo SUR con efectos espaciales (Chasco y López, 2004) pero más general que introduciendo la metodología SUR en un entorno panel, permitirá la estimación simultánea de diversas partidas de gasto para distintos periodos de tiempo. El modelo más simple, es un modelo SUR puro sin efectos espaciales (SUR-SIM), puede expresarse como:

$$Y_{gt} = X_{gt}\beta_g + e_{gt} \quad (2)$$

donde Y_{gt} se refiere a un vector $R \times 1$ de la política de gasto g ($g=1, \dots, G$) para el periodo t ($t=1, \dots, T$). Esta modelización supone coeficientes β_g constantes en t y permite incorporar correlaciones entre los residuos de los modelos explicativos de las distintas unidades de gasto de tal forma que $E[e_{gt}e'_{ht}] = \sigma_{gt}I_R$.

Además, tal y como se comentó en la introducción, la literatura teórica asume la presencia de interacción entre las distintas unidades locales. Varias alternativas se han propuesto (por ejemplo, Brueckner, 2003; Ermini y Santolini, 2010; St'arná, 2009; Lundberg, 2006) para incorporar estas interacciones en la modelización de estas políticas de gasto, aunque es con diferencia el enfoque basado en técnicas de econometría espacial (Anselin, 1988) es el más habitual.

La taxonomía que presentamos aquí comprende tres modelos SUR-SLM, SUR-SEM y SUR-SARAR que de forma breve describimos a continuación.

En la modelización SUR-SLM se incorpora un retardo espacial de la variable dependiente como un factor más explicativo

$$Y_{gt} = \lambda_g WY_{gt} + X_{gt} \beta_g + u_{gt} \quad (3)$$

donde W es una matriz $R \times R$ mediante la que se codifica la estructura de vecindades. Esta especificación asume que el gasto en una partida presupuestaría o política de gasto (Y_{gt}) está en parte determinado por la media ponderada (WY_{gt}) del gasto en las localizaciones vecinas. El coeficiente λ_g identifica la intensidad y su signo el impacto (+/-) de las políticas de las regiones vecinas.

La habitual especificación alternativa al SUR-SLM es la que incorpora estructura espacial en los residuos del modelo (2). El modelo SUR-SEM introduce la estructura espacial en los residuos del modelo y tiene la siguiente especificación:

$$\begin{aligned} Y_{gt} &= X_{gt} \beta_g + u_{gt} \\ u_{gt} &= \rho_g W u_{gt} + \varepsilon_{gt} \end{aligned} \quad (4)$$

Este tipo de dependencia espacial aparece habitualmente cuando en la modelización (2) se omiten variables que presentan dependencia espacial. Un claro ejemplo de cómo puede inducirse esta estructura en los residuos del modelo es el planteado por Brueckner (2003) y que aquí reproducimos. Supongamos que Y mide la superficie de parques de un municipio y supongamos que esta superficie está inversamente relacionada con la orografía del municipio (playas, montañas próximas, etc.). Estas características, fomentan la recreación al aire libre sin necesidad de que el municipio realice ninguna inversión y por tanto al no considerar esta variable en la modelización su información será computada en el término de error. La cuestión clave es que, en el caso de que las características orográficas estén correlacionadas, entonces el modelo presentará autocorrelación espacial en el término de error.

El último de los modelos que consideraremos en este trabajo es el SUR-SARAR que incorpora efectos espaciales tanto de tipo residual como sustantivo.

$$\begin{aligned} Y_{gt} &= \lambda_g WY_{gt} + X_{gt} \beta_g + u_{gt} \\ u_{gt} &= \rho_g W u_{gt} + \varepsilon_{gt} \end{aligned} \quad (5)$$

En términos de Kelejian y Prucha (2004), este es un modelo SUR con estructura espacial ARAR(1,1).

Notemos que el modelo SUR espacial planteado por Anselin (1988) se correspondería al caso de $G=1$, y es discutido de forma profunda en Mur *et al.* (2010). El caso que proponemos es en efecto un modelo de datos de panel ya

que considera R individuos, G ecuaciones y T periodos temporales. En términos matriciales, el modelo general puede escribirse como:

$$\left. \begin{aligned} Ay &= X\beta + u \\ Bu &= \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \Omega) \end{aligned} \right\}$$

$$y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix}; X = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_T \end{pmatrix}; X_t = \begin{pmatrix} x_{1t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & x_{2t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & x_{Gt} \end{pmatrix}; \beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_G \end{pmatrix}; u = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_T \end{pmatrix}; \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_T \end{pmatrix}$$

$TGR \times 1$ $TGR \times k$ $GR \times k$ $k \times 1$ $TGR \times 1$ $TGR \times 1$

donde $k = \sum_{g=1}^G kg$; $A = I_T \otimes [I_{GR} - \Lambda \otimes W]$ y $B = I_T \otimes [I_{GR} - \gamma \otimes W]$, Λ (respectivamente γ) es una matriz diagonal ($G \times G$) de parámetros λ_g (respectivamente ρ_g) siendo \otimes el producto de Kronecker. Además $\Omega = I_T \otimes \sum_{\varepsilon} \otimes I_R$ con $\sum_{\varepsilon} = [\sigma_{\varepsilon ij}; i, j = 1, 2, \dots, G]$ una matriz $G \times G$. Además se supondrá normalidad en el término de error.

Las estrategias de selección entre estos modelos son exploradas en López *et al.* (2014) donde desarrollan una batería de contrastes LM que permiten seleccionar la especificación adecuada. Remitimos al lector a este trabajo para una completa lista de los contrastes y las estrategias de selección de la especificación más adecuada.

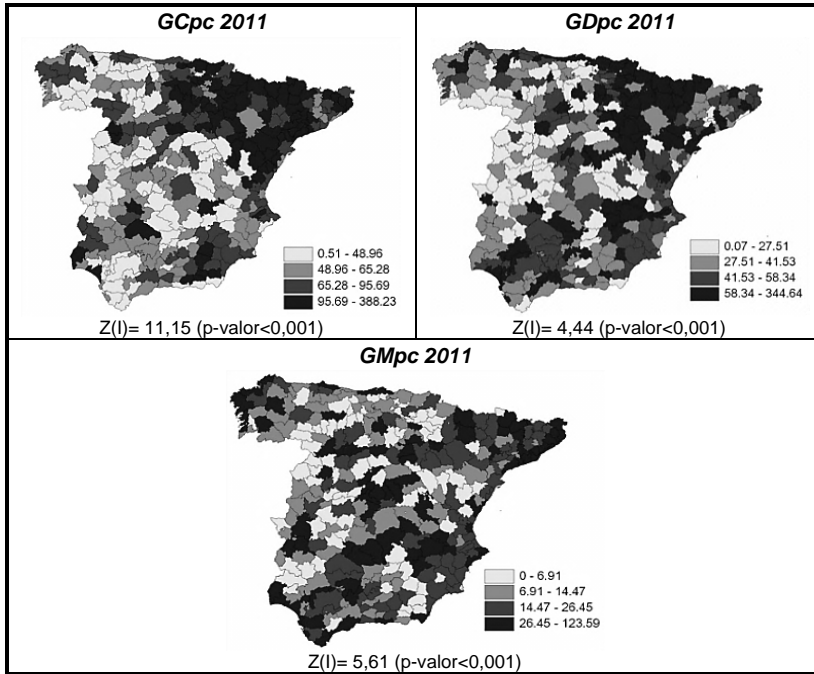
4. RESULTADOS

4.1. ¿Por qué un SUR con efectos espaciales?

Las tres partidas de gasto presentan claros síntomas de correlación entre ellas. Por ejemplo, para año 2011, la correlación entre las partidas de inversión en cultura y deporte es de 0,25 (oscilan entre 0,36 y 0,20), las correlaciones entre Cultura y Medio ambiente (-0,03), entre Deporte y Medio ambiente es 0,28 (entre 0,32 y 0,28). Similares resultados con pequeñas oscilaciones se presentan en los tres años. Estos resultados hacen sospechar que en los residuos del modelo se presentarán similares síntomas.

Con respecto a la estructura espacial de las variables dependientes, la Figura 2 muestra los mapas cuartiles de la distribución por comarcas de las tres partidas de gasto en el año 2011 (similares resultados para los otros dos años). De la observación de estos mapas se desprende una fuerte estructura de dependencia espacial que sugiere la posibilidad de incorporar efectos espaciales en la modelización.

Figura 2
Mapas cuartiles del Gasto en Cultura, Deporte y Medio ambiente



Fuente: Elaboración propia.

Con el objetivo de contrastar la presencia de estructura espacial en las tres variables dependientes es necesario seleccionar una matriz de contactos $W=(w_{ij})$ que identifique las comarcas que interactúan entre sí. El criterio de conectividad debe asegurar que la distancia entre comarcas vecinas permita tiempos de desplazamientos razonables que aseguren flujos de habitantes, además no debe dejar sin conectar ninguna comarca. Los criterios de frontera común y vecinos más próximos cumplen ambos requisitos. El criterio de los cinco vecinos más próximos asegura una distancia media entre centroides de las comarcas de 44,4Km (con un máximo de 70,1Km y un mínimo de 27,1Km). Por otro lado, el criterio de fronteras comunes nos proporciona valores un poco superiores, con una conectividad media de 5,6 vecinos, la distancia media entre centroides es de 47,7Km (con un máximo de 81,8Km y un mínimo de 26,7Km). Se ha preferido el primer criterio basado en los cinco vecinos más próximos por tener una distancia media levemente inferior ($w_{ij}=1$ si la comarca j está entre las cinco comarcas más próximas a la comarca i , utilizando los centroides de las comarcas y la distancia euclídea para evaluar la distancia entre ellas. En otro caso $w_{ij}=0$ y $w_{ii}=0$). La matriz W se ha estandarizado por filas como suele ser habitual. Los

índices de Moran obtenidos utilizando ese criterio de conectividad sobre las variables gasto per cápita, al pie de la Figura 2, claramente rechazan la nula.

4.2. Estimación y Selección del modelo SUR con efectos espaciales

La estimación de los resultados del modelo SUR sin efectos espaciales (SUR-SIM) se muestra en las primeras columnas de la Tabla 4. El modelo explica aproximadamente el 45% de la variación del gasto per cápita, con pequeñas variaciones para cada una de las partidas (0,53 para Cultura, 0,43 para Deporte y 0,52 para Medio ambiente). El test BP de diagonalidad rechaza la nula de independencia entre los residuos tal y como cabía esperar dándole sentido a la estimación SUR. También el test BP de heterocedasticidad no rechaza la hipótesis de homocedasticidad en los residuos.

Los contrastes que identifican autocorrelación espacial en los residuos, claramente rechazan la hipótesis nula. El valor del estadístico LM_{SLM}^{SUR} supera a LM_{SEM}^{SUR} invitando a estimar un modelo SUR-SLM. Los resultados de la estimación del modelo SUR-SLM se presentan en las segundas columnas de la Tabla 4. Este modelo claramente mejora la estimación de la especificación SUR-SIM, tanto en términos de verosimilitud (LR=298,9 p-valor<0,001) como en términos de correlaciones entre valores observados y previstos, $r(y, \hat{y})$ cuyo valor es superior en las tres ecuaciones. Los coeficientes λ_g son todos significativos y positivos confirmando la importancia de las inversiones de las comarcas vecinos en la determinación de la inversión realizada en la propia comarca.

Siguiendo la estrategia de selección de modelos propuesta en López *et al.* (2014), los test marginales pueden ahora utilizarse para contrastar si el modelo SUR-SLM ha capturado toda la estructura de dependencia espacial o si por el contrario los residuos aún muestran síntomas de autocorrelación. El resultado del contraste $LM_{SEM}^{SUR}(\rho / \lambda)$ que identifica estructura de dependencia espacial en los residuos del modelo SUR-SLM nuevamente rechaza la nula de independencia. Similar resultado para el otro test marginal $LM_{SLM}^{SUR}(\lambda / \rho)$. En este caso, la estrategia *Steg* (*Specific-to-General*) plantea dos posibles modelos, SUR-SARAR y SUR-SDM (*Spatial Durbin Model*). En nuestro caso nos decantamos por la estimación del SUR-SARAR ya que no aparecen como significativos los retardos espaciales de las exógenas al estimar un SUR-SDM. Los resultados del SUR-SARAR se muestran en las últimas columnas de la Tabla 4.

El modelo SUR-SARAR, claramente mejora el SUR-SLM en términos de verosimilitud (LR=28,96 p-valor<0,001) con un incremento importante de los coeficientes de correlación $r(y, \hat{y})$ para las tres ecuaciones. En este modelo, los signos del parámetro de dependencia espacial sustantiva (λ_g) son positivos para las tres ecuaciones, mientras que el signo del parámetro de dependencia

espacial residual (ρ_g) es negativo en dos de las tres partidas de gasto, Cultura y Deporte, y no es significativo para la tercera ecuación ($GMpc$).

Tabla 4
Estimaciones SUR para gastos per cápita en Cultura ($GCpc$), Deporte ($GDpc$) y Medio ambiente ($GMpc$)

	SUR-SIM				SUR-SAR				SUR-SARAR									
	$GCpc$	p -valor	$GDpc$	p -valor	$GCpc$	p -valor	$GDpc$	p -valor	$GCpc$	p -valor	$GDpc$	p -valor	$GMpc$	p -valor				
const	-297,57	(0,001)	-457,99	(0,000)	-140,08	(0,128)	-33,81	(0,721)	-260,60	(0,004)	-79,73	(0,367)	4,89	(0,958)	-263,24	(0,003)	-81,33	(0,332)
NMxC	0,33	(0,001)	0,08	(0,403)	-0,03	(0,732)	0,22	(0,016)	0,04	(0,680)	-0,03	(0,751)	0,17	(0,065)	0,00	(0,971)	-0,02	(0,802)
Latitud	-6,41	(0,000)	-3,33	(0,018)	-0,48	(0,730)	-4,74	(0,001)	-1,61	(0,234)	-0,15	(0,911)	-4,29	(0,001)	-1,31	(0,315)	-0,14	(0,914)
TPart	-43,58	(0,048)	38,03	(0,084)	-5,69	(0,796)	-5,47	(0,794)	62,49	(0,003)	-0,95	(0,963)	8,01	(0,684)	58,87	(0,003)	-0,58	(0,976)
Idlzda	8,61	(0,000)	7,62	(0,001)	1,50	(0,502)	5,07	(0,017)	5,84	(0,006)	0,70	(0,742)	4,29	(0,038)	4,73	(0,022)	0,80	(0,696)
PFpc	0,05	(0,000)	0,06	(0,000)	0,02	(0,036)	0,03	(0,000)	0,04	(0,000)	0,01	(0,094)	0,03	(0,000)	0,04	(0,000)	0,01	(0,100)
TPR	202,07	(0,000)	179,77	(0,000)	80,23	(0,040)	-59,15	(0,156)	1,93	(0,961)	6,77	(0,855)	-95,52	(0,018)	-47,07	(0,197)	-12,79	(0,710)
PIBpc	4,39	(0,000)	1,92	(0,001)	0,31	(0,597)	3,14	(0,000)	1,08	(0,056)	0,03	(0,954)	2,75	(0,000)	0,80	(0,146)	-0,08	(0,888)
Dpc	0,01	(0,079)	0,00	(0,354)	0,01	(0,135)	0,01	(0,009)	0,01	(0,132)	0,01	(0,083)	0,01	(0,003)	0,01	(0,196)	0,01	(0,068)
Lpob	-12,66	(0,000)	-0,55	(0,802)	3,82	(0,081)	-9,98	(0,000)	0,83	(0,692)	4,14	(0,049)	-9,41	(0,000)	1,36	(0,510)	4,09	(0,047)
TPoblac16-65	831,98	(0,000)	686,19	(0,000)	143,18	(0,225)	403,10	(0,001)	349,90	(0,003)	55,93	(0,622)	323,17	(0,007)	349,38	(0,002)	62,53	(0,555)
TPoblac>65	492,76	(0,000)	380,09	(0,000)	101,44	(0,211)	200,35	(0,017)	149,60	(0,062)	41,28	(0,596)	142,61	(0,080)	143,85	(0,062)	41,59	(0,574)
Dens	0,00	(0,819)	-0,01	(0,159)	0,00	(0,880)	0,00	(0,951)	-0,01	(0,177)	0,00	(0,940)	0,00	(0,904)	-0,01	(0,121)	0,00	(0,959)
λ_g							0,37	(0,000)	0,31	(0,000)	0,13	(0,000)	0,46	(0,000)	0,41	(0,000)	0,22	(0,005)
ρ_g													-0,22	(0,008)	-0,28	(0,001)	0,01	(0,879)
r(y,yhat)	0,533	0,436	0,526	(0,000)	0,642	0,513	0,537	0,653	0,530	0,544								
Log-Lik	-13368				-13219			-13204										
BP Diag	912,94	(0,000)			890,26	(0,000)			899,97	(0,000)								
BP Heteroc	2,12	(0,145)																
LR OLS vs SLM					298,90	(0,000)												
LR SUR-SEM vs SUR-SARAR									28,96	(0,000)								
Test diagnóstico dependencia espacial																		
LM_err	319,75	(0,000)																
LM_EL	886,77	(0,000)																
LM_lag	491,42	(0,000)																
LM_LE	1058,44	(0,000)																
$LM_{SEM}^{SUR}(\rho/\lambda)$							28,17	(0,000)										
$LM_{SLM}^{SUR}(\lambda/\rho)$							86,46	(0,000)										

En negrita valores significativos p -valor $<0,1$; r(y,yhat) coeficiente de correlación entre la variable explicada y los valores significativos. BP Diag: Test de Breush-Pagan (1980) de diagonalidad en SUR; BP Heteroc: test de heterocedasticidad de Breush-Pagan (1979). LM_err y LM_lag: test de diagnóstico de dependencia espacial (López et al., 2014); LM_EL y LM_LE test robustos de dependencia espacial (López et al., 2014); $LM_{SEM}^{SUR}(\rho/\lambda)$ y $LM_{SLM}^{SUR}(\lambda/\rho)$ test LM marginales López et al. (2014).

Fuente: Elaboración propia.

Comentaremos ahora en detalle los resultados de los coeficientes estimados para cada uno de los factores que explican las tres partidas de gasto. Con respecto al gasto en Cultura, la mayoría de las variables son significativas (p -valor $<0,1$) y mantienen el signo esperado. Solo la Tasa de participación en las elecciones (TPart) y la Densidad de población (Dens) no aparecen como significativas. Con respecto a la densidad de población nuestro resultado difiere de la mayoría de trabajos que lo identifican como un factor significativo aunque con

signo ambiguo. Quizás este resultado se deba a una fuerte homogeneidad en la variable densidad al agrupar los valores en comarcas.

El factor $NMxC$ aparece con un signo positivo y significativo. Este resultado es coherente con la teoría económica ya que un elevado número de municipios en una comarca generan una mayor inversión en cultura debido a que algunos de los recursos que ofrecen los municipios que componen la comarca no son sustitutivos (por ejemplo, gastos de personal en bibliotecas y archivos municipales). La Latitud aparece con signo negativo y significativo. El factor Ideología de izquierdas (*Idlzda*) aparece con signo positivo, indicando que las comarcas con mayor porcentaje de votantes de izquierdas realizan un mayor gasto en Cultura. Aunque el signo de esta variable es ambiguo en los distintos trabajos empíricos, nuestros resultados coinciden con St'astná (2009, pág. 21) quien identifica que los municipios gobernados por partidos de izquierda tiende a incrementar el gasto en cultura, deportes y recreación. La Presión Fiscal del municipio (*PFpc*) aparece con signo positivo y significativo tal y como cabía esperar. Este resultado es coherente con casi todos los trabajos (p.e. Werck *et al.*, 2008; Lundberg, 2006) ya que una mayor recaudación por parte de la administración local incide en un incremento de su inversión en las distintas partidas. La Tasa de paro registrado (*TPR*) aparece significativa y con signo negativo. Algunos autores (Nogare y Galizzi, 2011) esperan también un signo negativo en esta variable ya que una mayor tasa de población desempleada incrementa el gasto en otras partidas presupuestarias, fundamentalmente en políticas sociales. El *PIBpc* aparece con signo positivo y significativo. También la literatura es homogénea en este resultado y nuestro resultado está en la misma línea. La Deuda per cápita (*Dpc*) también aparece como significativa y positiva indicando que aquellas comarcas más endeudadas son también las que más recursos dedican a política de cultura. En cuanto a los factores demográficos, la población aparece con signo negativo. Esto confirma la presencia de economías de escala. Si un municipio ofrece servicios culturales y deportivos, los costes marginales de los usuarios adicionales son cercanos a cero. Por último, las tasas de población para los dos grupos de edad seleccionados (16-65 y >65) inciden de forma positiva y significativa. Respecto al primer grupo (*TPob15-65*) el signo es el esperado ya que se supone que los ciudadanos en este grupo de edad son los que consumen más recursos culturales. También el porcentaje de personas mayores (*TPob>65*) incide de forma significativa (p-valor=0,062) y positiva. Este grupo de población habitualmente está más interesado en las actividades culturales, ya que tienen un menor coste de oportunidad del tiempo disponible que invita a demandar más recursos culturales a las autoridades locales al disponer de más tiempo libre.

En lo que se refiere al gasto en Deporte, varias variables dejan de ser significativas en el modelo (*Tparo*, *PIBpc*, *Deuda* y *LPob*) en comparación con los gastos en Cultura y emerge como significativa la Tasa de participación. Por

último, en los gastos en Medio ambiente solo tres factores son significativos aunque la capacidad explicativa del modelo es similar a la del *GDpc*.

La parte sobre la que queremos centrar ahora la discusión es la interpretación de los resultados de los coeficientes de dependencia espacial y la información que nos suministra su signo. En nuestro modelo surgen dos parámetros de dependencia espacial cuya interpretación debe hacerse con cuidado. Por un lado aparece una estructura de dependencia de tipo sustantivo en los tres modelos de gasto, que puede atribuirse a un efecto de mimetismo, debido a alguno de los mecanismos anteriormente descritos (comparación, de competición *yardstick* o de coordinación). Pero en los residuos de este modelo, aún subyace cierta estructura de dependencia espacial de signo negativo que debe ser atribuida a la omisión de factores relevantes.

Case *et al.* (1993) obtienen exactamente el mismo resultado y los autores lo atribuyen a un efecto de dependencia espacial sustantiva que se acompaña de una estructura no lineal en los residuos. El trabajo de Revelli (2001, pág. 1101) justifica la presencia simultánea de las dos formas de dependencia espacial al efecto de una estructura multinivel de los gobiernos. Este bien podría ser también el caso en España donde tres administraciones distintas comparten políticas de gastos en las tres partidas analizadas. Otra posible causa de la alternancia de signos en la dependencia espacial puede atribuirse a que los gobernantes toman decisiones sobre el gasto en base a dos criterios, por un lado por imitación de lo que ocurre en las localizadas vecinas (dependencia espacial sustantiva) y por otro conocedores de las debilidades y fortalezas de las inversiones de los vecinos, adoptan decisiones políticas difícilmente explicables mediante diversos factores exógenos que pueden inducir un shock en el modelo (dependencia espacial residual) de tal forma que también hay mecanismos de sustitución en el gasto siguiendo la idea que defiende Lundberg (2006) (los gastos son utilizados de forma estratégica por los gobiernos locales y los servicios que prestan son estratégicamente sustitutivos).

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha querido contrastar la hipótesis de que las autoridades locales no toman sus decisiones sobre la distribución de sus presupuestos de forma aislada, sino que por el contrario tienen en consideración el comportamiento de las entidades locales que se encuentran más próximas. Esta hipótesis ya ha sido contrastada en otros trabajos empíricos en varios países (p.e. Werck *et al.*, 2008 en Bélgica; Lundberg, 2006 en Suecia; St'astná, 2009 en la República Checa o Ermini y Santolini, 2010 para Italia), pero hasta la fecha y con excepción del trabajo de Solé-Ollé (2006) este tópico ha recibido poca atención en España.

Con el fin de contrastar esta hipótesis para el caso español, nuestro análisis

se ha centrado en tres políticas de gasto, Cultura, Deporte y Medio ambiente, durante los años 2010, 2011 y 2012. El análisis se ha llevado a cabo a nivel de desagregación comarcal mediante la agregación de la información a nivel municipal. El enfoque metodológico utilizado ha sido la modelización SUR con enfoque de datos de panel (López *et al.*, 2014), analizando de forma simultánea tres partidas de gasto además de incluir un componente temporal que abarca tres años y varios factores explicativos.

Nuestros resultados muestran que la mayoría de factores explicativos habitualmente utilizados en la literatura son también significativos a la hora de explicar las políticas de gasto en estas tres partidas en el caso español. La estructura de la población, la política fiscal del municipio y el signo del partido político gobernante son las variables que más peso tienen en la determinación del gasto per cápita en estas tres partidas. Además los resultados de la estimación simultánea de las tres partidas de gasto confirman una fuerte estructura de correlación entre los residuos del modelo que da sentido a la estimación SUR.

Con respecto a la hipótesis que queríamos contrastar, los resultados confirman la presencia de estructura espacial en los residuos del modelo OLS sugiriendo la re-especificación del modelo con la incorporación de un retardo espacial de la variable dependiente. Este resultado confirma un comportamiento no aislado en las políticas de gasto de administraciones próximas. Además, el signo positivo de este coeficiente refleja un comportamiento asociado a cualquiera de los efectos descritos en la sección 2 (cooperación, efectos *yardstick*, etc.) aunque no es posible identificar el mecanismo que genera dicha dependencia. Por otro lado, el modelo también presenta signos negativos en la estructura espacial en los residuos que debe ser corregida mediante una estimación tipo SARAR. Este tipo de dependencia espacial se atribuye a la omisión de factores relevantes que no se han tenido en consideración en la modelización econométrica.

Desde nuestro punto de vista, dos pueden ser las causas de esta estructura de dependencia espacial residual. La primera podría ser explicada por el ruido que genera en el modelo los distintos niveles administrativos que coexisten en España (Nacional/Comunidades Autónomas/Municipal) y que todas comparten en mayor o menor medida responsabilidades en las políticas de gasto en las tres partidas analizadas. La segunda causa que aducimos se refiere a decisiones de carácter estrictamente político que difícilmente pueden ser recogidas en la modelización econométrica y que están basadas en mecanismos de sustitución (que generaría signo negativo) a la hora de tomar decisiones sobre el gasto.

Esperamos que nuevas investigaciones sobre esta cuestión permita ahondar en la identificación de las causas que generan estos efectos observados sobre las políticas de gasto público de las entidades locales.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AKAI, N. y SUHARA, M. (2013). "Strategic Interaction Among Local Governments in Japan: An Application to Cultural Expenditure". *The Japanese Economic Review*, 64, pp. 232-247.
- ANSELIN, L. (1988). *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht
- BENITO, B; BASTIDA, F. y VICENTE, C. (2013). "Municipal Elections and Cultural Expenditure". *Journal of Cultural Economics*, 37, pp. 3-32.
- BRETT, C. y PINKSE, J., (2000). "The determinants of municipal tax rates in British Columbia". *Canadian Journal of Economics*, 33, pp. 695-714.
- BREUSCH, T. y PAGAN, A. (1979). "A simple test for heteroskedasticity and random coefficients variation". *Econometrica*, 47, pp. 334-353
- BREUSCH, T. y PAGAN, A. (1980). "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics". *Review of Economic Studies*, 47, pp. 239-254.
- BRUECKNER, J.K. (2003). "Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies". *International regional science review*, 26(2), pp. 175-188.
- CASE, A., JAMES, R. y HARVEY, S. (1993). "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States". *Journal of Public Economics*, 52(3), 285-307.
- CHASCO, C. y LÓPEZ, F.A. (2004). "Modelos de regresión espacio-temporales en la estimación de la renta municipal: el caso de la Región de Murcia". *Estudios Economía Aplicada*, 22(3), pp. 605-630.
- CHOUVERT, J. y CORMIER, L. (2011). "The Provision of Urban Parks: An Empirical Test of Spatial Spillovers in an Urban Area Using Geographic Information Systems". *Annals of Regional Science*, 47, pp. 437-450.
- DELGADO, F.J., y MAYOR, M. (2011). "Tax mimicking among local governments: some evidence from Spanish municipalities". *Portuguese Economic Journal*, 10(2), pp. 149-164.
- DENG, H., ZHENG, X., HUANG, N., y LI, F. (2012). "Strategic interaction in spending on environmental protection: spatial evidence from Chinese cities". *China & World Economy*, 20(5), 103-120.
- ELHORST, J. P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Springer: Berlin New York. Dordrecht London.
- ERMINI, B. y SANTOLINI, R. (2010). "Local Expenditure Interaction in Italian Municipalities: Do Local Council Partnerships Make a Difference?". *Local Government Studies*, 36, pp. 655-677.
- FLORAX, R. J., FOLMER, H., y REY, S. J. (2003). "Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology". *Regional Science and Urban Economics*, 33(5), pp. 557-579.
- FOUCAULT, M; MADIES, T. y PATY, S. (2008). "Public Spending Interactions and Local Politics. Empirical Evidence from French Municipalities". *Public Choice*, 137, pp. 57-80.
- GETZNER, M. (2004). "Exploring voter preferences in cultural policy: a case study for Austria". *Empírica*, 31, pp. 27-42.

- KELEJIAN, H. y ROBINSON, D., (1993). "A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure model". *Papers in Regional Science*, 72, pp. 297-312.
- KELEJIAN, H. y PRUCHA, I. R. (2004). "Estimation of simultaneous systems of spatially interrelated cross sectional equations". *Journal of Econometrics*, 118(1), pp. 27-50.
- LÓPEZ, F. A., MUR, J., y ANGULO, A. (2014). "Spatial model selection strategies in a SUR framework. The case of regional productivity in EU". *The Annals of Regional Science*, 53(1), 197-220.
- LUNDBERG, J. (2006). "Spatial interaction model of spillovers from locally provided public services". *Regional Studies*, 40, pp. 631-644.
- MUR, J. y ANGULO, A. (2009). "Model selection strategies in a spatial setting: Some additional results". *Regional Science and Urban Economics*, 39(2), pp. 200-213.
- MUR, J., LÓPEZ, F., y HERRERA, M. (2010). "Testing for spatial effects in Seemingly Unrelated Regressions". *Spatial Economic Analysis*, 5(4), 399-440.
- NOGARE, D. y GALIZZI, M. (2011). "The political economy of cultural spending: evidence from Italian cities". *Journal of Cultural Economics*, 35, pp. 203-231.
- REIFSCHEIDER, A.P. (2006). *Competition in the Provision of Local Public Goods. Single Function Jurisdictions and Individual Choice*. Cheltenham, Northampton: Edward Elgar.
- REVELLI, F. (2006). "Performance rating and yardstick competition in social service provision". *Journal of Public Economics*, 90(3), 459-475.
- SCHALTEGGER, C. A. y ZEMP, S. (2003). "Spatial Spillovers in Metropolitan Areas: Evidence from Swiss Comunes". *Crema*, 6, pp. 1-26.
- SOLÉ-OLLÉ, A. (2006). "Expenditure spillovers and fiscal interactions: Empirical evidence from local governments in Spai". *Journal of Urban Economics*, 59, pp. 32-53.
- STASTNA, L. (2009). "Spatial interdependence of local public expenditures: Selected evidence from the Czech Republic". *Czech Economic Review*, 3, pp. 7-25.
- WERCK, K; HEYNDELS, B. y GEYS, B. (2008). "The Impact of "Central Places" on Spatial Spending Patterns: Evidence from Flemish Local Government Cultural Expenditures". *Journal of Cultural Economics*, 58, pp. 32-35.