



Estudios de Economía Aplicada

ISSN: 1133-3197

secretaria.tecnica@revista-eea.net

Asociación Internacional de Economía  
Aplicada  
España

Sánchez De Val, Mariluz Maté

La incidencia del efecto de interacción espacial en el comportamiento financiero de las  
pymes

Estudios de Economía Aplicada, vol. 33, núm. 1, enero-abril, 2015, pp. 101-117

Asociación Internacional de Economía Aplicada  
Valladolid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30133775006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

---

# La incidencia del efecto de interacción espacial en el comportamiento financiero de las pymes

**MARILUZ MATÉ SÁNCHEZ DE VAL**

*Universidad Politécnica de Cartagena, Facultad de Ciencias de la Empresa, c/ Real 3, 30201 Cartagena (Murcia), España. E-mail: mluz.mate@upct.es*

## RESUMEN

Este trabajo pone de manifiesto la necesidad de tener en cuenta los efectos de interacción que se generan entre las pymes y los agentes económicos de su entorno a la hora de determinar la estructura financiera de estas empresas. Para ello, desarrollamos una aplicación empírica sobre una muestra de cuatrocientas pymes españolas localizadas en la Región de Murcia durante el periodo 2012-2007. Con esta información planteamos la estimación de un modelo de deuda en el que aplicamos la metodología espacial en el contexto de datos de panel para contrastar la significatividad del efecto de interacción espacial. Los resultados confirman la necesidad de tener en cuenta este factor en el análisis financiero de las empresas de reducido tamaño.

*Palabras Clave:* Estructura financiera, pyme, efecto de interacción, panel espacial.

## The Impact of the Spatial Interaction on the Financial Behavior of SMEs

### ABSTRACT

This study highlights the need of considering the interaction effects between SMEs and the economic agents to determine the financial structure of Small and Medium Enterprises (SMEs). To get this purpose, we develop an empirical application on a sample composed by four hundred Spanish SMEs located in Murcia over the period 2007-2012. With this information, we estimate a debt model applying spatial panel data methodology to test the significance of the spatial interaction effect in this context. Our results confirm the important role of spatial interactions in the financial analysis of reduced size companies.

*Keywords:* Financial Structure, SME, Interaction Effect, Spatial Panel Data.

Clasificación JEL: G32, R11

---

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

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref. e-33110

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

## 1. INTRODUCCIÓN

La importancia de las empresas de reducido tamaño en los sistemas productivos actuales, ha provocado que en distintos ámbitos de la literatura empresarial se haya hecho especial énfasis al análisis de la pequeña y mediana empresa (pyme en adelante). Esto también ha ocurrido en la literatura financiera asociada al análisis de la estructura de capital. Esta literatura es quizás una de las prolíferas en el área de finanzas, debido tanto a la importancia de las implicaciones derivadas de sus análisis como a la falta de un resultado consensuado que otorgue validez a alguna de las diferentes propuestas teóricas que se han planteado. A pesar de la heterogeneidad de estos resultados, la idea común que subyace de todos ellos es que la estructura de capital de una empresa viene determinada por una combinación de factores explicativos relacionados con las características de la empresa y de su entorno. El entorno se introduce en los modelos de estructura de capital a partir del trabajo de La Porta (1998). Según este autor, las características del entorno económico e institucional en el que se localizan las empresas juegan un papel relevante en sus decisiones de financiación. Con el objeto de tener en cuenta este factor, se han desarrollado trabajos empíricos que comparan el comportamiento de los modelos de estructura de capital en distintas áreas geográficas (Hall *et al.*, 2004). Estos estudios concluyen a favor de patrones de comportamiento financiero diferentes en función de la región en la que se localice la empresa. A pesar de que la mayor parte de estos trabajos se centran en las empresas en general, existe una reciente, aunque aún escasa, literatura que analiza el efecto del entorno geográfico en las pymes (Palacin-Sanchez *et al.*, 2013). En este sentido, Hall *et al.* (2004) investigan la estructura de capital de las pymes en ocho países europeos detectando diferencias significativas en función del país de pertenencia. Psikalli y Daskalakis (2009) realizan el mismo tipo de análisis a partir de una muestra de empresas localizadas en Grecia, Francia, Italia y Portugal. Estos estudios coinciden en que la estructura de capital de las pymes viene determinada por sus características internas, sin existir diferencias significativas al considerar entornos distintos asociados a las características institucionales y/o económicas del país de pertenencia. Este resultado no es el esperado dada la alta dependencia de las pymes con las características de su localización (Carbo *et al.*, 2008). La falta de significatividad del entorno geográfico en la estructura de capital de las pymes puede venir explicado por el exceso de heterogeneidad en los modelos estimados ya que estudios previos asumen que las características del entorno siguen un patrón de comportamiento homogéneo en todo el territorio nacional. Rompiendo con esta hipótesis, nos encontramos con los estudios de Mate *et al.* (2013) y Palacín-Sánchez *et al.* (2013) los cuales estiman modelos de estructura de capital de las pymes diferenciando por divisiones territoriales de mayor desagregación territorial que la nacional. Ambos estudios desarrollan aplicaciones empíricas estimando modelos de deuda en pymes españolas y concluyen a favor de un efecto

significativo de la localización empresarial sobre la estructura de capital de la pyme.

Avanzando un paso más en el análisis de la incidencia regional en la estructura de capital de la pyme, tenemos una serie de trabajos que no consideran agregaciones territoriales como unidad de análisis. Desde esta perspectiva, existen resultados que relacionan la distancia pyme-entidad financiera con los costes de financiación y la estructura financiera de estas empresas (Knyazeva y Knyazeva, 2012). En la mayoría de los casos, estos estudios concluyen a favor de una relación negativa entre la distancia empresa-entidad financiera y el coste de financiación (Petersen y Rajan, 2002; Agarwal y Hauswald, 2010). Este signo viene explicado por la existencia de asimetrías de información en el sentido que entidades financieras locales usan su mayor nivel de información para captar empresas de su entorno disminuyendo de este modo la competencia financiera e incrementando los costes de financiación (Degryse y Ongena, 2005). El término distancia en estos estudios también se ha considerado desde la diferenciación entre localización rural o urbana (Arena y Dewally, 2012). En este caso, las asimetrías de información provocan diferencias en los costes de financiación entre empresas localizadas en zonas rurales y las situadas en zonas urbanas. Finalmente, la distancia entre empresas de reducido tamaño también puede ser un factor que afecte a la estructura financiera de estas mismas empresas. En este sentido, las elevadas restricciones financieras a las que se tienen que enfrentar las pymes hacen que el crédito comercial tenga un papel crucial en su financiación (López Gracia y Sorgorb Mira, 2007, Martínez-Sola *et al.*, 2014). Es de esperar que este hecho potencie el contagio entre estructuras financieras de estas empresas, ya que las relaciones comerciales que se generan estimulan los efectos de imitación o de contagio financiero vía relación liquidez-deuda empresa-empresa (Wu y Ho, 1997).

De los estudios previos se deriva la idea de que la localización geográfica de la pyme así como la distancia de esta con los agentes económicos de su entorno influye en su estructura financiera. Mientras que el efecto localización geográfica ha sido anteriormente analizado (Hall *et al.*, 2004; Psikalli y Daskalakis, 2009; Palacín-Sánchez *et al.*, 2013), el efecto interacción pyme-agente económico, incluyendo agentes financieros y otras empresas de su entorno, sobre la estructura financiera de la pyme apenas ha sido considerado. Este es el objetivo de nuestro trabajo. Así, desarrollamos una aplicación empírica sobre una muestra de empresas localizadas en una región determinada, a fin de descontar el efecto de la localización previamente contrastado (Hall *et al.*, 2004). A partir de esta base comprobamos si la estructura financiera de las pymes está relacionada con la estructura financiera de las pymes localizadas en su entorno.

Para desarrollar este trabajo, planteamos una aplicación empírica sobre una

muestra 399 pymes localizadas en la Región de Murcia<sup>1</sup>. Asumimos que el hecho de centrarnos exclusivamente en una región elimina gran parte del efecto provocado por sus características económicas e institucionales, las cuales afectarían a los resultados de la deuda (Palacín-Sánchez *et al.*, 2013). Así, la división administrativa de España en Comunidades Autónomas queda ligada a competencias específicas en materia de gestión, propias de cada región y que, por tanto, se pueden asociar a diferentes niveles de desarrollo económico e institucional. A partir de esta muestra analizamos la estructura financiera de la pyme mediante un modelo de deuda en el que incluimos un término adicional que recoge los valores de la estructura financiera de las empresas de su entorno. Dado que disponemos de información de sección cruzada para varios periodos, utilizamos la metodología basada en estimaciones de panel de datos incluyendo efectos espaciales (Elhossrt, 2014). Los resultados obtenidos indican que, en la Región de Murcia, las estructuras financieras de las pymes localizadas en un mismo entorno están relacionadas entre sí de tal modo que existen patrones de concentración espacial en las pymes en función de sus niveles de deuda. Dada la importancia de la delimitación de la estructura financiera de la pyme en aspectos tan significativos como su valoración o su planificación interna, la determinación de sus factores identificativos es un aspecto fundamental en la literatura financiera. Nuestro trabajo señala la importancia de tener en cuenta la interacción entre las pymes y agentes económicos de su entorno para determinar su estructura financiera. Este aspecto es importante en el diseño de estrategias políticas para el desarrollo de este tipo de empresas.

Este estudio se estructura en distintas secciones. En la segunda sección, se presenta la aplicación empírica que hemos desarrollado. Esta sección se ha estructurado en distintos apartados. En primer lugar, presentamos la base de datos y la muestra que hemos utilizado en nuestro análisis, en segundo lugar, las variables que hemos considerado finalizando con la metodología y el apartado de los resultados. Tras la presentación de la aplicación empírica incluimos una sección con una serie conclusiones y futuras líneas de trabajo.

## 2. APLICACIÓN EMPÍRICA

En esta sección, presentamos la aplicación empírica que hemos desarrollado para contrastar la significatividad de los efectos de interacción entre pymes en su estructura financiera.

### 2.1. Datos y muestra

Para conseguir nuestro objetivo trabajamos con una muestra de 399 pymes

---

<sup>1</sup> La Región de Murcia es una de las 17 Comunidades Autónomas españolas. Se corresponde a un nivel de agregación territorial NUT II.

durante el periodo 2012-2007 localizadas en la Región de Murcia y obtenida de la base de datos SABI (Sistema Anual de Balances Ibéricos). Esta base de datos contiene información correspondiente a los registros contables de más de un millón de empresas españolas. Para ser consideradas pymes hemos seguido las recomendaciones propuestas por la Comisión Europea (2003)<sup>2</sup> según la cual pymes son aquellas empresas que durante al menos los tres últimos años han tenido menos de doscientos cincuenta trabajadores, una cifra de ingresos de menos de cincuenta millones de euros y que no supera los cuarenta y tres millones en su cifra de activos. Además, realizamos un proceso de filtración de empresas eliminando aquellas cuyos balances no cuadraban o presentaban cifras negativas en sus ingresos netos. También eliminamos aquellas observaciones para las que no teníamos información disponible en alguno de los años<sup>3</sup>. La selección de la Región de Murcia, como objeto de estudio tiene relevancia en nuestro análisis ya que reduce la heterogeneidad de la muestra disminuyendo el efecto de localización regional que caracteriza el entorno en el que se encuentra la empresa y, como se ha visto en estudios anteriores, condiciona los niveles de deuda (Palacín-Sánchez *et al.*, 2013; Maté *et al.*, 2013). De este modo, pretendemos contrastar, de forma aislada, la significatividad del efecto de interacción entre agentes económicos en la estructura financiera de la pyme. La Región de Murcia es ideal para nuestro estudio ya que se trata de una región con unos niveles de desarrollo económico por debajo de la media (Mate *et al.*, 2009). Esta característica hace que las pymes de esta región se enfrenten a unas mayores restricciones financieras y, por tanto, acudan a crédito comercial en mayor medida que una empresa localizada en una región con un sistema financiero más desarrollado (Hall *et al.*, 2004). Este resultado queda de manifiesto en las cifras agregadas de empresa publicadas por el DIRCE<sup>4</sup> (2012). Así, nos encontramos que la Región de Murcia es una de las regiones en las que las empresas tienen un mayor nivel de endeudamiento ocupando la tercera posición regional respecto a los niveles de deuda global y de corto plazo. Además, cabe destacar el elevado peso que representa la pyme en el tejido productivo de la Región de Murcia que supone un 99,92% sobre el total de las empresas (DIRCE, 2012). La distribución de las empresas de la muestra que hemos utilizado aparece en la siguiente Figura 1.

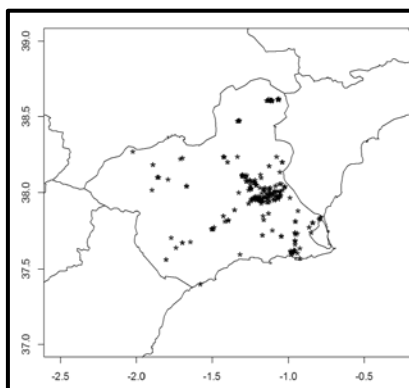
---

<sup>2</sup> Recomendación del 6 de mayo de 2003 (CE).

<sup>3</sup> Esta práctica puede dar lugar a un sesgo de supervivencia que en nuestro caso representa un 20% de la muestra inicial ya que seleccionamos los años en los que más información disponible tenía la base, los correspondientes al periodo 2007-2012. Aunque tenemos en cuenta que esto puede ser una limitación de este estudio, la utilización de la metodología de paneles espaciales con paneles incompletos apenas ha sido abordada (Wang y Lee, 2013) y aún no existe un resultado generalizado para este caso (Elhorst, 2014).

<sup>4</sup> DIRCE es el Directorio Central de empresas disponible en el instituto Nacional de Estadística ([www.ine.es](http://www.ine.es))

**Figura 1**  
Distribución regional de la muestra



Fuente: Elaboración propia.

Las zonas de mayor concentración empresarial se sitúan en torno a los núcleos urbanos de mayor densidad correspondientes a los municipios de Murcia, con un 35% de la concentración empresarial de la Región de Murcia, Cartagena con un 13% y Lorca con un 7% aproximadamente según cifras del centro regional de estadística de la Región de Murcia<sup>5</sup> (CREM, 2012).

## 2.2. Variables del estudio

### *Definición de las variables*

La evaluación de la estructura financiera parte de un modelo de deuda en el que se considera como variable dependiente el Ratio de Deuda (DE) calculado como las deudas de la empresa sobre el total de activos. Tradicionalmente, los factores explicativos de este modelo se definen a partir de la delimitación de las corrientes teóricas de estructura financiera (Frank y Goyal, 2008) tendiendo a distinguir entre la teoría del óptimo financiero y la teoría de las preferencias jerárquicas. Entre ambas, es de esperar que la segunda de ellas, asociada a las asimetrías de información, sea la que tenga una mayor representatividad a la hora de explicar la estructura de capital de la pyme. Entre las distintas variables que se han considerado en este tipo de análisis, el *tamaño de la empresa* (T) es una de las variables habitualmente incluidas. En nuestro caso, esta variable la hemos definido como el logaritmo del número de trabajadores. La relación que se espera obtener de esta variable en el caso de la pyme es positiva debido a que una empresa de mayor tamaño tiene menos asimetrías de información y, por lo tanto, un mayor acceso a los mercados financieros y más facilidad para obtener deuda externa (Hall *et al.*, 2004; Sogorb-Mira, 2005; Degryse *et al.*, 2012; Pala-

<sup>5</sup> <http://www.carm.es/econet/home.html>

cín-Sánchez, 2013). Otra variable incluida en este tipo de análisis es el *peso de los activos no corrientes sobre el total de la estructura económica de la empresa* (EA). Esta variable la hemos definido como la proporción entre los activos no corrientes sobre la cifra total de activos de la empresa. La relación esperada entre esta variable y la deuda de la pyme es negativa debido a las relaciones de corto plazo que tienden a caracterizar la estructura de deuda de las empresas de reducido tamaño (Palacín-Sánchez *et al.*, 2013). En este sentido, un peso elevado de los activos no corrientes en su estructura patrimonial se asocia a una menor proporción de activos corrientes y, por tanto, a unas menores garantías de pago de la deuda de corto plazo (Hall *et al.*, 2004). La *rentabilidad empresarial* (RE) es otra de las magnitudes que incluimos en este análisis. Esta magnitud la hemos definido como el cociente entre los ingresos antes de intereses e impuestos sobre el total de activos de la empresa. En el caso de la pyme esperamos que un signo negativo en esta variable debido a que empresas con niveles de rentabilidad elevados tendrán menores niveles de deuda ya que preferirán financiación propia antes que deuda externa (Sogorb-Mira, 2005; Degryse *et al.*, 2012; Palacín-Sánchez *et al.*, 2013). Otro factor que influye en los niveles de deuda, según las corrientes teóricas tradicionales, es el *crecimiento empresarial* (CE) que aproximamos mediante la variación anual de la cifra de activos en términos logarítmicos. La relación esperada de esta variable es positiva ya que las empresas que experimentan un mayor crecimiento requieren mayores niveles de financiación (Heyman *et al.*, 2008). En relación a los niveles de *liquidez de la empresa* (LI), evaluados mediante el cociente entre los activos a corto plazo de la empresa y los pasivos a corto plazo, se espera que aquellas pymes con mayores niveles de liquidez tengan mayores fuentes de financiación interna y, por tanto, acudan menos a deuda externa (De Jong *et al.*, 2008). Por último, la *media sectorial* (MED) puede ser un factor relevante en la determinación de la deuda de la pyme. Esta variable es calculada como el logaritmo del valor medio del endeudamiento de las empresas de la muestra que pertenecen al mismo sector que la empresa analizada. Para este cálculo, hemos considerado la clasificación sectorial en intensidades tecnológicas propuesta por OCDE (2012). Esta variable recoge el efecto de ajuste de las empresas en general hacia la media sectorial para evitar los costes derivados de las grandes desviaciones respecto a este valor medio. Desde esta perspectiva, es de esperar una relación positiva entre los niveles de deuda de la pyme y el valor de la media del sector.

#### *Comportamiento estadístico de las variables del modelo*

La Tabla 1 ofrece la información relativa a los principales estadísticos descriptivos de las variables que utilizamos en nuestro análisis.



**Tabla 1**  
Estadísticos descriptivos. Valores medios para el periodo 2008-2012. NxT=1995<sup>6</sup>

	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
DE	0.6221	0.0045	0.0049	0.9606
T	2.4932	0.0257	0.0000	5.6937
EA	0.4174	0.0046	0.0080	0.9763
RE	1.1997	0.0130	0.0307	3.7331
LI	1.8560	0.0385	0.0088	16.8939
CE	0.0270	0.0036	-0.5664	1.1989
MED	-0.4414	0.0011	-0.5317	-0.3460

Fuente: Elaboración propia.

Los valores estadísticos descriptivos de la Tabla 1 son próximos a los obtenidos en el estudio de Palacín-Sánchez *et al.* (2013)<sup>7</sup> con algunas diferencias que atribuimos al diferente periodo de estudio considerado y a las características particulares de la Región de Murcia. Así por ejemplo, los valores de deuda global en nuestro caso son ligeramente inferiores (0.6221) a los obtenidos por Palacín-Sánchez *et al.* (0.6361). Dado que el periodo de estudio que consideramos es el 2012-2008 (frente al 2007-2004 del otro estudio) es de esperar que la coyuntura económica de este periodo, caracterizada por políticas restrictivas de endeudamiento por parte del sistema financiero, propicie valores de deuda empresarial más bajos. Además, no hay que olvidar que estamos considerando el análisis para una región localizada dentro del grupo de comunidades con limitaciones en cuanto al desarrollo de su sistema financiero y, por tanto, mayores restricciones financieras hacia las empresas (Beck *et al.*, 2011).

### 2.3. Metodología

Una de las vertientes de la econometría espacial es el análisis del comportamiento regional de agentes económicos (empresas, consumidores, entidades financieras). Desde esta perspectiva, el objeto de estos estudios es conocer si existe un determinado patrón de distribución geográfica de estos agentes y, si además, su comportamiento está relacionado entre sí por relaciones definidas en términos de distancias entre ellos. En las últimas décadas, esta metodología ha experimentado un creciente avance gracias al desarrollo de nuevos sistemas de localización geográfica que permiten disponer de una posición bastante acertada de la unidad de análisis así como por el desarrollo de los sistemas de análisis. Los dos modelos que han sido analizados con más profundidad en econometría espacial son el modelo SAR (Spatial Auto-Regressive) y el SEM (Spatial

<sup>6</sup> El último año 2007 desaparece al calcular la variable correspondiente al crecimiento empresarial.

<sup>7</sup> Realizado para una muestra de pymes españolas para el periodo 2007-2004.

Error). El primero de ellos, considera la inclusión de los efectos de interacción entre agentes económicos localizados próximos entre sí mediante la inclusión en el modelo de la propia variable dependiente retardada espacialmente<sup>8</sup>. La especificación SEM incluye el retardo espacial en el término de error. Posteriormente, se han desarrollado modelos (SAC-Spatial Auto-Correlation) que tienen en cuenta ambos tipos de estructuras espaciales, en la parte dependiente y residual, en su especificación. El procedimiento de estimación de estos modelos parte del modelo lineal sin interacciones espaciales y a partir de ahí se desarrollan una serie de contrastes que permiten identificar la significatividad de distintas estructuras de interacción espacial<sup>9</sup>.

La generalización de estos modelos de corte transversal al panel ha sido relativamente sencilla gracias al desarrollo de nuevas bases de datos y de sistemas informáticos que han permitido resolver los procesos de estimación y contrastación. La extensión del modelo de corte transversal a la versión panel de N observaciones en T periodos de tiempo pasa por añadir el subíndice relativo al periodo temporal en las ecuaciones desarrolladas en el contexto espacial. Al igual que en la modelización transversal, partimos de un modelo panel general (1)

$$y_{it} = x_{it}\beta + \mu_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde  $i$  es el índice representativo de la sección cruzada, correspondiente al número de empresas con  $i = 1, \dots, 399$ , y  $t$  el indicador de la dimensión temporal, con  $t = 1, \dots, 5$ .  $y_{it}$  es la variable dependiente, en nuestro caso representativa de la deuda empresarial y  $x_{it}$  representa el vector de  $k$  variables explicativas con  $k = 1, \dots, K$ . El término  $\mu_i$  hace referencia al efecto de la heterogeneidad inobservable específica para cada individuo definido como constante en el tiempo y  $\xi_t$  representa la heterogeneidad temporal. La omisión de estas fuentes de heterogeneidad podría producir resultados sesgados.  $\varepsilon_{it}$  es el término de error. La metodología panel diferencia que los efectos inobservados se comporten como fijos o aleatorios. En el primer caso la solución de modelización pasaría por introducir variables dummies para tener en cuenta las distintas unidades espaciales y los distintos periodos de tiempo, mientras que en el modelo de efectos aleatorios  $\mu_i$  y  $\xi_t$  son considerados como variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con medias cero y varianzas  $\sigma_\mu^2$  y  $\sigma_\xi^2$ , respectivamente. Desde un punto de vista teórico, la selección de uno u otro depende de la naturaleza de la muestra con la que estamos trabajando. En el contexto espacial, el modelo de efectos fijos tiende a ser más adecuado ya que la metodología espacial utiliza datos espacio temporales distribuidos de forma

<sup>8</sup> Retardo espacial hace referencia al valor medio de la variable analizada en las unidades consideradas como vecinas.

<sup>9</sup> Para un detalle de los procedimientos de especificación y estimación de estos modelos véase Anselin (1988).

continua en el espacio (Elhorst, 2014). No obstante, en el caso de que estemos analizando el comportamiento espacial de agentes económicos localizados en distintos puntos del espacio no se cumpliría la condición de continuidad espacial. En este caso, si la inferencia se realiza sobre el total de la población, el modelo de efectos aleatorios sería el adecuado, mientras que si desarrollamos un análisis para un caso particular, entonces el modelo de efectos fijos sería ideal. Además de las condiciones anteriores, a la hora de seleccionar la especificación fija o aleatoria del término inobservado tenemos que tener cuenta que el modelo de efectos aleatorios parte del supuesto restrictivo de no correlación entre el efecto inobservado y el resto de variables explicativas del modelo. Este supuesto puede llegar a ser muy restrictivo sobre todo si, como en nuestro caso, consideramos como unidad de análisis el propio agente económico en lugar de áreas territoriales de agregación. Para contrastar este supuesto de no correlación, y por tanto la idoneidad de utilizar el modelo de efectos aleatorios frente al modelo de efectos fijos se utiliza el test de Hausman (Baltagi, 2005).

Partiendo de la especificación panel general (1), al igual que ocurre en el corte transversal, la extensión espacial de estos modelos se sustenta bien en la inclusión de una variable dependiente espacialmente retardada (2)

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

o bien en la introducción de este retardo espacial en el término de error (3.1) y (3.2). En el primer caso, la inclusión de la interacción espacial es equivalente a la especificación SAR en corte transversal mientras que en el segundo caso es equivalente al modelo SEM.

$$y_{it} = x_{it} \beta + \mu_i + u_{it} \quad (3.1)$$

$$u_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3.2)$$

En ambos casos (2, 3.1 y 3.2),  $w_{ij}$  representa un elemento de una matriz  $W$ , denominada matriz de contactos. Esta matriz es cuadrada y simétrica de orden  $NT \times NT$  e identifica las relaciones de vecindad entre las unidades espaciales del análisis. Así, la  $i$ -ésima fila de  $W$  indica, con valores distintos de cero, los individuos que espacialmente interactúan con el individuo  $i$  así como su grado de interacción. Esta matriz  $W$  es considerada como constante en el tiempo en el caso de que esté construida en función de información geográfica<sup>10</sup>. La estimación de los modelos de panel con efectos espaciales, con

<sup>10</sup> En nuestro caso no hemos considerado la versión dinámica del modelo en la que la matriz podría modificar en el tiempo debido a cambios en las condiciones del entorno. No obstante, resultados en este sentido se encuentran en Lee y Yu (2012).

especificaciones espaciales tipo SAR o SEM se resuelve mediante el procedimiento máxima verosimilitud<sup>11</sup>. La contratación de la existencia de fuentes de heterogeneidad espacial o temporal significativas en el modelo se basa en el cálculo de los contrastes de logaritmo de verosimilitud entre modelos anidados (LR). Además, el procedimiento de selección entre las posibles estructuras espaciales SAR o SEM parte de la estimación de un modelo panel (1) sin estructura espacial y en base a este se calculan los tests de los Multiplicadores de Lagrange (LM) así como sus versiones robustas. A partir de los valores y las significatividades de los tests LM aplicamos la metodología de selección de estructuras espaciales propuesta por Florax y Folmer (1992)<sup>12</sup>. Así, en caso de obtener significatividad en uno de ellos, éste señalaría el tipo de estructura espacial presente en el modelo. Si los dos son significativos, hay que examinar en cuál de los dos casos dicha significatividad es mayor para concluir acerca de la estructura de dependencia espacial detrás del modelo.

## 2.4. Resultados

### *Análisis Exploratorio*

Antes de proceder a la estimación del modelo de deuda, realizamos un análisis exploratorio espacial de la variable dependiente de nuestro modelo, el endeudamiento empresarial. Para ello, calculamos el Índice de Moran global en el contexto panel. Este test permite contrastar la existencia de una estructura de interrelación espacial en la variable analizada. Para su cálculo, necesitamos definir la relación de vecindad entre las empresas de la muestra determinada en base a la matriz de contactos  $W$ . En este trabajo, hemos definido la matriz  $W$  en términos de distancia, de modo que dos empresas son vecinas si están situadas a menos de cinco kilómetros<sup>13</sup>. El valor de cada elemento de la matriz  $w_{ij}$  se pondera como la inversa de la distancia en el caso de que las empresas  $i$  y  $j$  sean consideradas vecinas. En el caso de que las empresas no sean vecinas el valor del elemento de la matriz  $W$  será igual a cero. Con esta información, calculamos el Índice de Moran siendo su valor significativo y positivo (8.714 (0.000)) y concluyendo, por tanto, a favor, de la existencia de dependencia espacial en la variable endeudamiento empresarial.

---

<sup>11</sup> Ver Elhorst (2014) para una descripción detallada de los procedimientos de estimación panel con efectos espaciales.

<sup>12</sup> Esta estrategia de selección es conocida como de lo Particular a lo General. La estrategia opuesta sería la de lo General a lo Particular, en la que se considera como punto de partida un modelo en que se incluyen estructuras de interacción espacial de diversa naturaleza y se contrata la significatividad de cada una de ellas (Mur y Angulo, 2009).

<sup>13</sup> Los resultados más robustos se obtuvieron con la matriz definida con cinco kilómetros.

### Estimación del modelo de deuda

La Tabla 2 muestra los resultados relativos a la estimación del modelo de deuda para el panel de 399 empresas localizadas en la Región de Murcia durante el periodo 2008-2012.

**Tabla 2**  
Resultados de la estimación del modelo de deuda

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	MCO	Panel espacial con efectos fijos	Panel temporal con efectos fijos	Panel espacial con efectos fijos y estructura de dependencia espacial sustantiva
TAMAÑO (T)	-0.0354* (0.000)	0.0048* (0.036)	-0.0355* (0.000)	0.0048* (0.033)
ESTRUCTURA DE ACTIVOS (EA)	-0.1193* (0.000)	-0.0490* (0.010)	-0.1205* (0.000)	-0.0510* (0.007)
RENTABILIDAD (RE)	-0.0050 (0.4506)	-0.0207* (0.000)	-0.0054* (0.415)	-0.0209* (0.000)
LIQUIDEZ (LI)	-0.0648* (0.000)	-0.0231* (0.000)	-0.0648* (0.000)	-0.0230* (0.000)
CRECIMIENTO (CE)	0.1560* (0.000)	0.1057* (0.000)	0.1546* (0.000)	0.1044* (0.000)
MEDIA INDUSTRIAL (MED)	0.3068* (0.000)	0.5028* (0.000)	0.1943 (0.259)	0.4573* (0.000)
WDE	-	-	-	0.0889* (0.002)
CTE	1.0181* (0.000)	-	-	-
Logaritmos de verosimilitud	783.9	3152.9	784.2	-
LR (espacial vs pool)	4738* (0.000)	-	-	-
LR (temporal vs pool)	0.6000 (0.999)	-	-	-
LR (espacial vs espacial con dependencia sustantiva)	-	8.534* (0.003)	-	-
LM sustantiva (SAR)	0.0347 (0.852)	8.4972* (0.004)	3.0952* (0.080)	-
LM residual (SEM)	2.1375 (0.144)	1.5132 (0.219)	1.6489 (0.199)	-
LM robusto sustantiva (SAR)	0.9526 (0.329)	16.4590* (0.000)	0.8906 (0.345)	-
LM robusto residual (SEM)	3.0554 (0.080)	9.4749* (0.002)	0.0190 (0.890)	-

Nota: p-valor entre paréntesis. (\*) Significativo al 5% (\*\*) Significativo al 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Las columnas (1)- (3) de la Tabla 2, muestran los resultados de la estimación panel contrastando las distintas fuentes de heterogeneidad espacial y/o temporal

y de interacción espacial. Con este fin partimos de una estimación MCO y mediante los resultados de los tests LR contratamos la existencia de heterogeneidad espacial y/o temporal en el modelo. La columna (2) muestra los resultados del modelo panel incluyendo heterogeneidad espacial derivada de las características individuales de cada empresa ( $\mu_i$ ). En este caso, el test LR de panel espacial contrasta, en su hipótesis nula, la falta de significatividad conjunta de estos efectos individuales y, por tanto, nos permite seleccionar entre el panel espacial y modelo MCO inicial. En este caso, obtenemos un valor significativo del test LR ( $4738*(0.000)$ ) rechazando la hipótesis nula y concluyendo a favor del panel con heterogeneidad espacial. La columna (3) muestra los resultados de la estimación panel temporal que considera como fuente de heterogeneidad las diferencias temporales ( $\xi_t$ ). El test LR en este caso no es significativo ( $0.600(0.999)$ ). Por tanto, nos quedamos con el modelo panel con heterogeneidad espacial (2) como primera aproximación para estimar el endeudamiento empresarial. En ambos casos, la contrastación de la fuente de heterogeneidad inobservada se ha basado en la estimación de un panel de efectos fijos debido a la naturaleza de nuestro estudio<sup>14</sup>. Además, calculamos el test de Hausman en ambas estimaciones obteniendo valores significativos que rechazaban la ausencia de correlación entre el efecto inobservado y las variables explicativas del modelo como era de esperar. Este resultado confirma que el modelo de efectos fijos es el más adecuado para realizar la estimación de este modelo.

En base al modelo (2) contratamos la existencia de estructuras de dependencia espacial tipo SAR o SEM en el modelo mediante el cálculo de los tests LM y sus versiones robustas. La matriz de contactos que se ha utilizado en el cálculo de estos estadísticos vuelve a ser la matriz W basada en la inversa de las distancias. Aplicando la metodología de selección basada en los tests LM concluimos a favor de una estructura de dependencia espacial de tipo sustantiva (estructura SAR). De este modo, en la columna (2), vemos que los tests LM (SAR) ( $8.4972*(0.004)$ ) y su versión robusta ( $16.4590*(0.000)$ ) son significativos y superiores a los LM (SEM). Por tanto, nos quedamos con un modelo panel de efectos fijos que incluye heterogeneidad espacial en el modelo así como una estructura de dependencia espacial tipo SAR.

La estimación de este modelo aparece en la columna (4) de la Tabla 2. Los coeficientes obtenidos en este modelo están en consonancia con estudios anteriores que analizan los factores identificativos del endeudamiento en las pymes (Sogorb-Mira, 2005; Degryse *et al.*, 2012; Palacín-Sánchez *et al.*, 2013). Así, obtenemos un signo positivo y significativo ( $0.0048*$ ) en la variable representativa del tamaño de la empresa (T). Este resultado se asocia a las asimetrías informativas, existentes en mayor medida en empresas de reducido tamaño. Cuanto más grande es una empresa mayor es su disponibilidad de información

---

<sup>14</sup> Véase 2.4 Metodología.

y, por tanto, menores son las barreras que tiene que superar para obtener deuda externa. (Degryse *et al.*, 2012; Palacín-Sánchez, 2013). La proporción activos no corrientes (EA) es negativa y significativa (-0.0510\*). Este resultado es característico de las empresas de reducido tamaño en las que la proporción de activos corrientes juega un papel importante para hacer frente a sus pagos. En el caso de estas empresas una mayor proporción de activos no corrientes implica un menor porcentaje de activos corrientes y, por consiguiente, unas menores garantías de pago de la deuda (Hall *et al.*, 2004). El coeficiente correspondiente a la rentabilidad (RE) es negativo y significativo (-0.0209). En este caso se vuelve a cumplir el resultado esperado desde la teoría de las preferencias jerárquicas. De este modo, el signo negativo se asocia a las preferencias de financiación de la pyme. La empresa, en primer lugar, recurre a financiación propia derivada de sus mayores niveles de rentabilidad disminuyendo así la deuda (Sogorb-Mira, 2005). Las variables representativas de la liquidez (-0.0230\*) y el crecimiento empresarial (CE) (0.1044\*) son significativas y presentan los signos esperados. La media sectorial (MED) (0.4573\*) es positiva confirmando el proceso de ajuste de la empresa hacia los valores de la media sectorial. El efecto de dependencia espacial sustantiva es significativo y positivo (0.0889\*) concluyendo que la estructura financiera de la pyme depende de la estructura financiera de las pymes cercanas. Este efecto contagio entre estructuras financieras consideramos que se deba a la existencia de relaciones comerciales más intensas en las empresas de reducido tamaño debido a las mayores restricciones financieras con las que se encuentran (Martínez-Sola *et al.*, 2014) y la mayor dependencia de estas empresas con los agentes financieros de su entorno (Degryse y Ongena, 2005, Arena y Dewally, 2011).

### 3. CONCLUSIONES

Este trabajo contrasta la importancia del efecto de interacción espacial entre pymes cuando analizamos su estructura financiera mediante un modelo de deuda. Para ello, desarrollamos una aplicación empírica con una base de empresas localizadas en la Región de Murcia obtenida de la base de datos SABI. De este modo, construimos una muestra de pymes de las que disponemos de información económico-financiera. A partir de estos datos planteamos la estimación de un modelo tradicional de deuda en la que la parte explicativa del modelo está definida a partir de las variables tradicionalmente consideradas en este tipo de modelos. Según el proceso de selección de modelos que hemos seguido el proceso de estimación se basa en un panel con heterogeneidad espacial y con estructura de dependencia espacial de tipo sustantivo (SAR). Los resultados presentan los signos esperados para las variables tradicionalmente consideradas en estos modelos y además concluyen a favor de la significatividad del efecto de interacción espacial. Este efecto viene explicado por la existencia de interacciones entre las pymes y los distintos agentes económicos que tienen en su en-

torno. Así, la distancia pyme entidad financiera se ha visto que ejerce un efecto significativo en su estructura financiera (Arena y Dewally, 2011). Por otro lado, la existencia de relaciones comerciales entre empresas de reducido tamaño situadas próximas entre ellas puede motivar este resultado (Wu y Ho, 1997). Este trabajo contribuye en la literatura financiera en la que, el efecto de interacción entre la pyme y las unidades económicas de su entorno apenas se había contrastado. La importancia de nuestro resultado se debe a la necesidad de delimitar los factores que determinan la estructura financiera de las pymes a fin de realizar con mayor precisión ejercicios de planificación y valoración a partir de estos resultados. No obstante, este estudio es una primera aproximación que presenta algunas limitaciones que consideramos como punto de partida de próximas investigaciones. La principal de ellas, es la de la base de datos en la que se consideran resultados para una región a fin de delimitar los efectos de interacción. En futuros estudios, nos gustaría generalizar este resultado a una muestra más extensa controlando el factor localización mediante la diferenciación del comportamiento financiero en función de distintas unidades territoriales. Desde el punto de vista de la especificación del modelo, proponemos trabajar con paneles incompletos y especificaciones dinámicas en futuros estudios.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGARWAL, S. y HAUSWALD, R. (2010). "Distance and Private Information in Lending" en *Review of Financial Studies*, 23(7), pp. 2757-2788.
- ANSELIN, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Ediciones Kluwer Academic.
- ARENA, M. y DEWALLY, M. (2012): "Firm location and corporate debt" en *Journal of Banking and Finance*, 36, pp. 1079-1092.
- BALTAGI, B. (2001). "Econometric analysis of panel data". Wiley, Chichester, UK.
- BECK, T.; DEMIRGÜÇ-KUNT.A.; LAEVEN L. y MAKSIMOVIC, V. (2006). "The determinants of financing obstacles". *Journal of International Money and Finance*, 25, pp. 932-952.
- BECK T.; DEMIRGÜÇ-KUNT.A. y MARTÍNEZ-PERÍA, M.S. (2011). "Bank Financing for SMEs: Evidence Across Countries and Bank Ownership Types". *Journal of Financial Services Research*, 39, pp. 35-54.
- BERGER, A. N. y UDELL, G. F. (2006). "A More Complete Conceptual Framework for SME". *Finance Journal of Banking and Finance*, 30, pp. 2945-2966.
- BRADLEY, M.; JARRELL, G. y KIM, E.H. (1984). "On the Existence of Optimal Capital Structure: Theory and Evidence". *Journal of Finance*, 39, pp. 857-878.
- CARBO, S.; GARDNER, E., y MOLYNEUX, P. (2008). "Financial exclusion in Europe". *Public Money and Management*, 27(1), pp. 21-27.
- DEANGELO, H. y MASULIS, R. (1980). "Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation". *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 3-29.



- DE JONG, A.; KABIR, R., y NGUYEN, T. T. (2008). "Capital structure around the world: The roles of firm and country-specific determinants". *Journal of Banking & Finance*, 32(9), pp. 1954-1969.
- DEGRYSE, H.; MASSCHELEIN, N., y MITCHELL, J. (2011). "Staying, Dropping or Switching: The Impacts of Bank Mergers on Small Firms". *Review of Financial Studies*, 24(4), pp. 1102-1140.
- DEGRYSE, H. y ONGENA, S. (2005). "Distance, lending relationships, and competition". *Journal of Finance*, 60, pp. 231-266.
- ELHORST, P. (2014). *Spatial Econometrics. Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Ediciones Springer.
- FAMA, E. F. y FRENCH, K. R. (2002). "Testing Trade-off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt". *Review of Financial Studies*, 15(1), pp. 1-33.
- FLORAX R. y FOLMER, H. (1992). "Specification and estimation of spatial linear regression models". *Regional Science and Urban Economics*, 22, pp. 405-432.
- FRANK, M. Z. y GOYAL, V. K. (2008). "Capital Structure Decisions: Which Factors are Reliably Important?". *Financial Management*, 38(1), pp. 1-37.
- HALL, G.; HUTCHINSON, P. y MICHAELAS, N. (2004). "Determinants of the capital structure of European SMEs". *Journal of Business Finance and Accounting*, 31(5), pp. 711-728.
- HEYMAN, D.; DELOOF, M. y OOGHE, H. (2008). "The Financial Structure of Private Held Belgian Firms". *Small Business Economics*, 30, pp. 301-313.
- KNYAZEVA, A. y KNYAZEVA, D. (2012). "Does being your bank's neighbor matter?". *Journal of Banking and Finance*, 36(4), pp. 1194-1209.
- LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A. y VISHNY, R. (1998). "Law and finance". *Journal of Political Economy*, 106, pp. 1113-1155.
- LÓPEZ-GRACIA, J., y SOGORB-MIRA, F. (2008). "Testing Trade-Off and Pecking Order Theories Financing SMEs". *Small Business Economics*, 31, pp. 117-136.
- MARTÍNEZ-SOLA, A.; GARCÍA TERUEL, P. y MARTÍNEZ SOLANO, P. (2014). "Trade credit and SME profitability". *Small Business Economics*, 42, pp. 561-577.
- MATÉ, M.L.; GARCÍA D. y LÓPEZ. F. (2009). "Spatial effects in the productivity convergence of Spanish industrial SME's". *Spanish accounting and finance review*, 38, pp. 13-35.
- MATÉ, M.L.; HERNÁNDEZ-CÁNOVAS, G.; SÁNCHEZ VIDAL, J. y MINGUEZ-VERA, A. (2013). "Are there spill-over effects into the financial behavior of SMEs?". *Trimestre Económico*, 80(320), pp. 841-867.
- MICHAELAS, N.; CHITTENDEN, F. y POUTZIOURIS, P. (1999). "Financial policy and capital structure choice in UK SME: Empirical evidence from company panel data". *Small Business Economics*, 12, pp. 113-130.
- MODIGLIANI, F. y MILLER, M. H. (1958). "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment". *American Economic Review*, 48(3), pp. 261-297.
- 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.
- MYERS, S. C. (2001). "Capital Structure". *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), pp. 81-102.

- MYERS, S. C., y Majluf, N. S. (1984). "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have". *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 187-221.
- PALACÍN-SÁNCHEZ, M.J.; RAMÍREZ-HERRERA, L.M. y DI PIETRO, F. (2013). "Capital structure of SMEs in Spanish regions". *Small Business Economics*, 41(2), pp.503-519.
- PSILLAKI, M. y DASKALAKIS, N. (2009). "Are the Determinants of Capital Structure Country or Firm Specific?". *Small Business Economics*, 33(3), pp. 319-333.
- RAJAN, R.G. y ZINGALES, L. (1995). "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data". *Journal of Finance*, 50(5), pp. 1421-60.
- SOGORB-MIRA, F. (2005). "How SME uniqueness affects capital structure: Evidence from a 1994-1998 Spanish data panel". *Small Business Economics*, 25, pp.447-457.
- WANG, W. y LEE, L.F. (2013). "Estimation of spatial autoregressive models with randomly missing data in the dependent variable". *Econometrics Journal*, 16, pp.73-102.
- WU, C. y HO, S.K. (1997). "Financial ratio adjustment: industry-wide effects on strategic management". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 9, pp.71-88.

