



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Maté Sánchez Val, María Luz; Hernández Cánovas, Ginés; Sánchez Vidal, Javier;  
Mínguez Vera, Antonio

¿HAY EFECTOS DE INTERACCIÓN REGIONAL EN EL COMPORTAMIENTO  
FINANCIERO DE LAS PYME?

El Trimestre Económico, vol. LXXX (4), núm. 320, octubre-diciembre, 2013, pp. 841-847

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340978004>

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

## ¿HAY EFECTOS DE INTERACCIÓN REGIONAL EN EL COMPORTAMIENTO FINANCIERO DE LAS PYME?\*

*Maria Luz Maté Sánchez Val,  
Ginés Hernández Cánovas,  
Javier Sánchez Vidal  
y Antonio Mínguez Vera\*\**

### RESUMEN

Este artículo se basa en la hipótesis de que la estructura de capital de las PyME está afectada por la ubicación territorial de las empresas. Este comportamiento podría estar motivado por las similitudes en las políticas financieras de las empresas vecinas, ya que comparten características financieras, jurídicas y de entorno económico, y debido a los vínculos comerciales y financieros que existen entre ellas. Para contrastar esta idea, aplicamos una metodología econométrica espacial a una muestra de 23 279 empresas manufactureras españolas. Nuestros hallazgos confirman que las proporciones de endeudamiento total no se distribuyen aleatoriamente en el territorio español, sino que hay regiones con un endeudamiento alto (bajo) que tienden a estar rodeadas de zonas con una deuda alta (baja). Por otra parte, los

\* *Palabras clave:* efectos de interacción regional, comportamiento financiero, entorno institucional. *Clasificación JEL:* C21, G32. Artículo recibido el 16 de marzo y aceptado el 6 de agosto de 2012 [traducción del inglés de Karina Azanza y Brian McDougall]. M. Maté Sánchez Val agradece el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia e Innovación (Proyecto ECO2011-29080). G. Hernández Cánovas agradece el apoyo financiero de la Fundación Séneca (Proyecto 15403/PHCS/10) y del Ministerio de Ciencia e Innovación (Proyecto ECO2011-29080). A. Mínguez Vera agradece el apoyo financiero de la Fundación Caja Murcia.

\*\* M. L. Maté Sánchez Val, G. Hernández Cánovas y J. Sánchez Vidal, Facultad de Ciencias de la Empresa, Universidad Politécnica de Cartagena, Murcia [correos electrónicos: mluz.mate@upct.es, gines.hernandez@upct.es y javier.sanchez@upct.es]. A. Mínguez Vera, Departamento de Organización de Empresas y Finanzas, Facultad de Economía y Empresa, Universidad de Murcia [correo electrónico: minver@um.es].

determinantes tradicionales de la estructura de capital cambian un poco cuando se considera el efecto de interacción regional entre unidades productivas. Por tanto, resulta necesario considerar estos efectos en los modelos financieros de estructura de capital para evitar estimaciones erróneas.

## ABSTRACT

The hypothesis of this study is that SMEs' debt are affected by the location where the companies are positioned. This behavior would be motivated by the similarities in the financial policies of neighboring firms as they share financial, legal and economic environmental characteristics and because of trade and financial links. In order to contrast this idea, we apply spatial econometric methodology on a sample composed by 23 279 Spanish manufacturing firms. Our findings confirm that firms' ratios of total debt are not randomly distributed over the Spanish territory but there are high (low) leveraged regions which tend to be surrounded by high (low) indebted areas. Besides, the traditional determinants of capital structure are subtly altered when we consider the spatial effect. Therefore, there is a need of including regional effects into financial capital structure models to avoid wrong estimations.

## INTRODUCCIÓN

En el decenio pasado la evidencia empírica ha verificado la existencia de variaciones transversales entre países en la estructura de capital para las pequeñas y medianas empresas (PyME). Aunque parte de esta variación puede explicarse en términos de los factores de la demanda y del riesgo asociados con características específicas de una empresa, las aportaciones recientes sugieren que es posible que la ubicación geográfica de las empresas desempeñe un papel importante (Hall *et al*, 2004; Antoniou *et al*, 2008; Psillaki y Daskalakis, 2009). El argumento subyacente en estos estudios es que las PyME ubicadas en lugares en donde los entornos financieros, económicos e institucionales son mucho más propicios para la redacción y ejecución de contratos financieros tienen mejor acceso a capital de la deuda. Sin embargo, estas perspectivas pasan por alto el hecho de que hay pautas geográficas específicas que pudieran coexistir en cada país. Este efecto estaría motivado por las características particulares de cada región. En este sentido, habría similitudes en las políticas financieras de las empresas más cercanas, ya que comparten reglas financieras, jurídicas y económicas, y de-

bido a la mayor intensidad de los vínculos comerciales y financieros. Desde esta perspectiva, hallamos varios estudios centrados en el análisis de las proporciones financieras (Davis y Peles, 1993, o Wu y Ho, 1997) y que han puesto de manifiesto la necesidad de incluir factores regionales específicos en sus modelos. Estos estudios concluyen que la existencia de los valores de las proporciones (*ratios*) financieras o similares en distintas ubicaciones no sólo podría ser provocada por fuerzas de mercado o económicas específicas, sino también por el intercambio de información entre empresas que están más cerca entre sí (Wu y Ho, 1997).

Con base en este resultado, el objetivo de nuestro artículo es contrastar la existencia de factores regionales particulares en la determinación de la estructura de capital de las empresas españolas, así como los efectos de interacción. En concreto, la hipótesis de nuestro estudio es que:  $H_0$ : no sólo existen diferencias en la estructura de capital de las empresas provocado por las características particulares de cada unidad productiva (Hall *et al*, 2006; Psillaki y Daskalakis, 2009), sino que las características propias de cada región así como los efectos de interacción espacial entre empresas influyen en la determinación del endeudamiento empresarial.

Hasta donde sabemos los autores, esta cuestión no se había tomado en cuenta anteriormente. Nuestro artículo pretende llenar esta brecha en la bibliografía al realizar una aplicación empírica con base en una muestra conformada por 23 279 PyME a lo largo del periodo 2004-2006. Tomando las 50 provincias españolas<sup>1</sup> como unidades de referencia geográfica, analizamos si la estructura de capital de las empresas de una provincia está distribuida aleatoriamente en el territorio nacional o, por lo contrario, si hay zonas geográficas conformadas por provincias que tienen valores similares (*clusters*) en el espacio. Además, contrastamos la existencia y la intensidad de las posibles interrelaciones entre provincias que podrían estar influyendo en las estructuras de financiación de las empresas. La muestra se adapta a nuestros fines por dos motivos. En primer lugar, a diferencia de las empresas grandes, las PyME son más susceptibles de establecer vínculos comerciales y financieros transfronterizos con empresas y bancos que operan en las provincias vecinas. En este sentido, Hall *et al* (2004) exponen la idoneidad de las PyME cuando se considera el factor geográfico. Esto se explica por la falta de acceso de este tipo de empresas a los mercados de capitales interregionales y, por consiguiente,

<sup>1</sup> La provincia equivale al nivel de agregación NUT-3 según la clasificación de la Comisión Europea (2008) (véase el mapa 2).

por su alta dependencia de sus entornos más cercanos. Psillaki y Daskalakis (2009) destacan la importancia de las PyME en este contexto debido al papel tan importante de estas empresas como motor del crecimiento económico. En segundo lugar, el periodo por considerar cubre la última fase de la burbuja de endeudamiento, cuando las empresas y los bancos actuaron con especial cautela al momento de entrar a nuevos mercados, lo que aumentó el contagio de la financiación mediante deuda entre regiones.

Comenzamos nuestro estudio mediante la aplicación de un análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE) para analizar la distribución espacial de la variable *Endeudamiento* por provincia. Este análisis concluye que la deuda no está distribuida aleatoriamente, sino que existen *clusters* regionales de provincias que tienen valores de endeudamiento más cercanos en el espacio. Asimismo, hallamos un efecto de interrelación provincial en esta variable. Además, revisamos si nuestros hallazgos son significativos en los modelos de estructura de capital tradicionales. Para cumplir con este propósito, presentamos regresiones aparentemente no relacionadas (SUR, por sus siglas en inglés) que nos permiten tener en cuenta posibles sesgos provocados por la heterogeneidad y/o la autocorrelación temporal en la muestra. Estas ecuaciones se transforman para incluir un factor específico que tome en cuenta el componente de interrelaciones entre las distintas unidades productivas que puedan estar afectando a las decisiones de financiación de las empresas. Nuestros hallazgos confirman la significación de este efecto en los modelos de endeudamiento. Por tanto, además de las características específicas de las empresas y las características específicas de cada región, la estructura de capital de las empresas de una provincia también está determinada por la proporción de endeudamiento de las empresas situadas más próximas. Este artículo hace hincapié en la importancia de tomar en cuenta este efecto espacial, ya que el no hacerlo puede producir estimaciones sesgadas de los parámetros del modelo de estructura de capital. Además, dada la situación actual de restricción financiera, esto podría ayudar a las empresas, las instituciones financieras y los encargados de formular políticas a entender mejor los determinantes de la oferta y la demanda de la financiación de deuda, lo cual daría por resultado decisiones más eficientes.

Este artículo está organizado de la siguiente manera. La sección I presenta distintas explicaciones de la existencia de efectos espaciales, con base en la bibliografía financiera. La sección II describe los datos, las variables y la metodología. La sección III analiza los resultados y al final se presenta las conclusiones.

## I. LA INTERPRETACIÓN DE LOS EFECTOS DE INTERRELACIÓN EN LA ESTRUCTURA DE CAPITAL

Recientemente, un número cada vez mayor de estudios ha destacado la existencia de efectos de interacción entre los agentes económicos ubicados en zonas cercanas para determinar el comportamiento de las empresas. En esta sección analizamos algunas de las interpretaciones teóricas que han propuesto estudios anteriores acerca de la existencia de este efecto de interacción.

En primer lugar, destacamos la teoría basada en el proceso de ajuste parcial la cual propone un modelo para evaluar el comportamiento de las empresas, por medio del análisis de la dinámica de los índices financieros en relación con los valores promedio de la industria (Davis y Peles, 1993; Chen y Aininna, 1994; Wu y Ho, 1997; Gallizo y Salvador, 2003; Gallizo *et al*, 2008). En este contexto, una de las dimensiones de las empresas estudiadas ha sido la estructura de capital. Ésta se valora mediante las proporciones financieras de endeudamiento. Algunos de estos estudios (Davis y Peles, 1993, o Wu y Ho, 1997) han considerado la existencia de efectos de interacción entre empresas como un factor adicional para determinar el proceso de ajuste de las proporciones financieras representativas de la estructura de capital de cada empresa. La inclusión de este factor está motivada por varias causas (Wu y Ho, 1997). En primer lugar, los organismos de crédito ejercen presión en las empresas y las obligan a evitar una desviación amplia de sus proporciones respecto a los valores medios de sus entornos más cercanos. En segundo lugar, las empresas ubicadas en la misma región se enfrentan a las características específicas de dicha zona. Por ende, sus proporciones financieras se verán afectadas por condiciones económicas similares. En tercer lugar, las empresas tienden a imitarse entre sí en la incorporación de sus prácticas gerenciales (Lieberman y Asaba, 2006). Este comportamiento está motivado por la falta de información en algunas empresas que tienen que enfrentarse a entornos inciertos. En este contexto, los gerentes deben tomar decisiones cuyos resultados dependen de condiciones económicas futuras. Tienden a adoptar decisiones financieras que siguen el rastro de las empresas líderes.

Desde una perspectiva macroeconómica, pueden hallarse otras explicaciones acerca de la posible existencia de efectos de interacción en las estructuras de capital que presentan ciertas similitudes con las causas expuestas líneas arriba. En este sentido, hallamos algunos estudios relacionados con los procesos de ajuste interregionales para el sistema financiero. Bialkowski

*et al* (2006) concluyen que existe un alto riesgo de contagio en los mercados de préstamos. La existencia de vínculos transfronterizos entre bancos y empresas, o la apertura de nuevas sucursales bancarias en los mercados circundantes podrían extender la actividad financiera local a las regiones cercanas. Esto tendería a equilibrar la provisión de recursos financieros para las empresas que operen en ubicaciones cercanas y explicaría por qué tienen un acceso similar a la deuda. Otra fuente de contagio podría surgir cuando hay una escasez de financiación bancaria para los negocios locales, lo cual se puede compensar con el uso de créditos comerciales (Petersen y Rajan, 1997). Boissay y Gropp (2007) muestran que los créditos comerciales desatan una suerte de contagio financiero, ya que las empresas que tienen mejor acceso a los mercados de capitales les otorgan más créditos a las empresas que están sujetas a restricciones financieras. Es probable que esto fomente la creación de redes crediticias que vinculan el comportamiento financiero de las empresas en distintas regiones. Por último, las interrelaciones en las decisiones financieras entre empresas podrían explicarse mediante la relación entre el apalancamiento y el mercado de productos (Zhang, 2012). En este sentido, el endeudamiento de una empresa influye en su competitividad y su libertad para actuar en el mercado y determina su supervivencia en el sistema. Las empresas tienden a tomar decisiones financieras acerca del comportamiento de las demás empresas a fin de evitar tomar decisiones erróneas.

En cuanto al efecto de interrelación en España, el estudio desarrollado por Mate *et al* (2012) hace una aplicación empírica en una muestra de empresas españolas a fin de determinar la existencia de efectos de interacción en las proporciones financieras de empresas ubicadas en entornos más cercanos. Concluyen que existen *clusters* de empresas con similares proporciones financieras. Este comportamiento es más acusado en el caso de las dimensiones del apalancamiento y la rentabilidad.

## II. DATOS Y METODOLOGÍA

### 1. Datos

Elaboramos nuestra muestra a partir de dos bases de datos. En primer lugar, se obtuvo información de las provincias en el Instituto Nacional de Estadística de España. En segundo lugar, se obtuvieron variables específicas de

las empresas para 2004-2006 del Sistema de Análisis de Balances Ibéricos (SABI),<sup>2</sup> proporcionados por el Bureau Van Dijk. De las más de 1 320 000 observaciones de empresas españolas disponibles en SABI, seleccionamos las 23 279 PyME<sup>3</sup> que pertenecen a la industria manufacturera.<sup>4</sup> Esto representa una cobertura de 9.68% según el Directorio Central de Empresas que publica el Instituto Nacional de Estadística. En el cuadro 1 presentamos la distribución de la muestra por provincias españolas y tamaño de las empresas. El número de empresas por provincia va desde 4 670 en Barcelona hasta 49 en Ávila. En cuanto a las categorías por tamaño, la mayor proporción corresponde a las empresas pequeñas, con 15 434 observaciones, seguida por las microempresas, con 4 503 observaciones, mientras que la categoría menos numerosa es la de las empresas medianas, con 3 342 observaciones.

CUADRO 1. *Distribución de la muestra por provincia y tamaño de la empresa*

Provincia	Distribución total de las empresas	Menos de 10 empleados	Entre 10 y 49 empleados	Entre 50 y 249 empleados
Álava	261	26	178	57
Albacete	264	47	189	28
Alicante	1 401	345	951	105
Almería	173	40	119	14
Asturias	428	77	278	73
Ávila	49	14	33	2
Badajoz	203	51	124	28
Baleares	321	76	229	16
Barcelona	4 670	986	2 970	714
Burgos	255	41	160	54
Cáceres	88	17	62	9
Cádiz	222	49	148	25
Cantabria	156	22	99	35
Castellón	550	86	332	132
Ciudad Real	255	52	174	29
Córdoba	370	63	265	42
Cuenca	66	12	48	6
Gerona	632	121	424	87
Granada	201	31	151	19
Guadalajara	60	12	39	9
Guipúzcoa	672	101	490	81
Huelva	100	23	65	12

<sup>2</sup> Esta información se incluye en la base de datos con un retardo de 3 años para la mayoría de las empresas. Es por ello que la muestra termina en 2006.

<sup>3</sup> Para definir a las PyME empleamos los criterios de tamaño propuestos por la Comisión Europea (2003).

<sup>4</sup> Elegimos este sector debido a su especial importancia en el sistema económico actual, tanto en los aspectos tecnológicos como en su papel como motor económico (Trullén, 2006).

CUADRO 1 (*conclusión*)

Provincia	Distribución total de las empresas	Menos de 10 empleados	Entre 10 y 49 empleados	Entre 50 y 249 empleados
Huesca	144	24	101	19
Jaén	217	38	159	20
La Coruña	452	79	282	91
Las Palmas	206	43	133	30
León	205	43	139	23
Lérida	285	61	197	27
Logroño	384	55	275	54
Lugo	135	25	89	21
Madrid	2 112	373	1 381	358
Málaga	202	41	146	15
Murcia	756	144	516	96
Navarra	483	81	304	98
Orense	152	29	93	30
Palencia	74	14	45	15
Pontevedra	547	87	371	89
Salamanca	135	28	93	14
Segovia	80	14	50	16
Sevilla	517	111	342	64
Soria	69	14	50	5
Sta. Cruz	164	37	101	26
Tarragona	346	64	234	48
Teruel	83	14	58	11
Toledo	511	105	341	65
Valencia	1 823	365	1 222	236
Valladolid	245	45	163	37
Vizcaya	687	110	448	129
Zamora	52	9	39	4
Zaragoza	816	158	534	124
Total	23 279	4 503	15 434	3 342
Tasa de cobertura de la muestra <sup>a</sup>	9.687%			

<sup>a</sup> Empleamos el Directorio Central de Empresas que publica el Instituto Nacional de Estadística para calcular la tasa de cobertura de nuestra muestra.

## 2. Variables

En esta sección presentamos las variables que empleamos en nuestro estudio.

a) *Variable dependiente.* A partir de la base de datos SABI calculamos proporción de deuda total/activos totales como sustituto del acceso a la financiación con capital de deuda para cada empresa (Wu y Yue, 2009).<sup>5</sup> El cuadro 2

<sup>5</sup> La deuda total es la deuda financiera más los créditos comerciales. Nuestros resultados se mantie-

MAPA 1. *Las provincias de España*

FUENTE: Elaboración propia de los autores mediante el programa *Space Stat*.

CUADRO 2. *Índice de endeudamiento por año y tamaño de la empresa*

	<i>Menos de 10 empleados</i>	<i>Entre 10 y 49 empleados</i>	<i>Entre 50 y 249 empleados</i>
Índice de endeudamiento 2004	0.6987	0.6392	0.5918
Índice de endeudamiento 2005	0.6926	0.6381	0.5822
Índice de endeudamiento 2006	0.6928	0.6381	0.5800

presenta un panorama de la deuda por tamaño de las empresas para cada año estudiado. Al enfocarnos en 2006 observamos proporciones de endeudamiento promedio de 69.28, 63.81 y 58% para las empresas micro, pequeñas y medianas, respectivamente. Estos resultados son similares a los que hallaron Segura y Toledo (2003) para una muestra de empresas españolas.

b) *Variables independientes.* Clasificamos las variables explicativas em-

nen constantes cualitativamente cuando desagregamos y empleamos la deuda financiera y los créditos comerciales por separado como variables dependientes.

pleadas en nuestro análisis en características específicas de las provincias y características específicas de las empresas. El cuadro 3 presenta definiciones pormenorizadas de todas las variables, y los cuadros 4 y 5 contienen las estadísticas descriptivas y las correlaciones, respectivamente. La matriz de correlaciones entre variables no indica una correlación de primer orden de alto nivel entre las variables explicativas.

CUADRO 3. *Descripción de las variables*

<i>Variable dependiente</i>	
<i>Deuda</i> <sup>a</sup>	Índice de deuda total (medido como la deuda financiera más los créditos comerciales) respecto de los activos totales
<i>Variables explicativas</i>	
VARIABLES ESPECÍFICAS DE LAS EMPRESAS	
<i>Rentabilidad</i> <sup>a</sup>	Índice de las utilidades antes de impuestos respecto a los activos totales
<i>Crecimiento</i> <sup>a</sup>	Cambio porcentual en el volumen de ventas en los dos últimos años
<i>Edad</i> <sup>a</sup>	Año de los datos menos el año en que se fundó la empresa
<i>Activo</i> <sup>a</sup>	Índice de los activos fijos respecto a los activos totales
<i>Tamaño</i> <sup>a</sup>	Activos totales (millones de euros)
VARIABLES ESPECÍFICAS DE LAS PROVINCIAS	
<i>PIB</i> <sup>b</sup>	PIB <i>per capita</i> promediado entre los tres últimos años a precios constantes de 1996
<i>Banco</i> <sup>b</sup>	Número de sucursales bancarias por provincia
<i>Inflación</i> <sup>b</sup>	Tasa de crecimiento anual del índice de precios industriales de cada provincia (porcentaje)

FUENTES: <sup>a</sup> Base de datos SABI. <sup>b</sup> Instituto Nacional de Estadística.

CUADRO 4. *Estadísticas descriptivas*

Variable	Media	Desviación estandar	Mínimo	Máximo
<i>Deuda</i>	0.6386	0.0533	0.4876	0.7396
<i>Rentabilidad</i>	0.0336	0.0112	0.0057	0.0650
<i>Crecimiento de las ventas</i>	0.0949	0.0291	0.0080	0.1997
<i>Edad</i>	17.4595	1.7289	14.2073	20.9240
<i>Tamaño</i>	3.4083	0.1716	2.9830	3.7665
<i>Activos</i>	0.3959	0.0300	0.3279	0.4761
<i>PIB</i>	9.8540	0.2020	9.4460	10.3560
<i>Banco</i>	6.3554	0.7305	5.0172	8.6130
<i>Inflación</i>	3.2460	0.2740	2.2000	4.2000

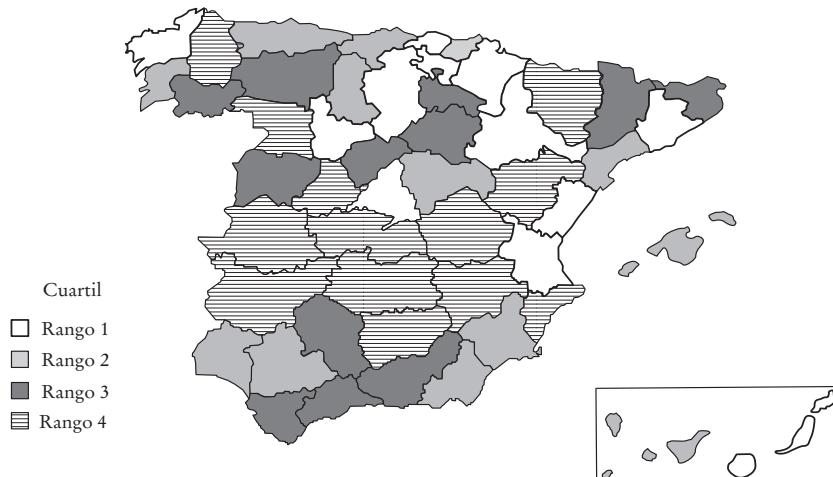
CUADRO 5. *Correlación entre variables explicativas*

	<i>Ganancias</i>	<i>Crecimiento de las ventas</i>	<i>Edad</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Activos</i>	<i>PIB</i>	<i>Banco</i>	<i>Inflación</i>
<i>Ganancias</i>	1.000							
<i>Crecimiento de las ventas</i>	0.0799							
<i>Edad</i>	0.2162	-0.2359						
<i>Tamaño</i>	0.2780	-0.0994	0.3587					
<i>Activos</i>	-0.2087	0.2651	-0.3714	-0.1586				
<i>PIB</i>	0.1688	0.0293	0.3956	0.1916	0.3307			
<i>Banco</i>	-0.0229	-0.2872	0.1738	0.0306	0.1747	0.1645		
<i>Inflación</i>	0.2254	-0.0672	-0.0715	-0.0033	-0.3029	0.0944	-0.2411	1.000

Incluimos distintas variables de control para tomar en cuenta las características específicas de las provincias que influyen en la oferta y los términos de crédito que los prestamistas están dispuestos a darles a los prestatarios. La evidencia empírica sugiere que la actividad económica y la tasa de inflación de una provincia, y el tamaño del sistema bancario, podrían tener un efecto importante en el acceso de las empresas a la deuda (Giannetti, 2003; Korajczyk y Levy, 2003; González y González, 2008). Controlamos por la influencia del estado de la economía en la proporción de deuda al incluir el PIB y la inflación entre las variables. El PIB se mide como el PIB *per capita* real promediado entre los últimos tres años y expresado en euros de 1996, mientras que la inflación es igual a la tasa de crecimiento anual del índice de precios industriales de cada provincia. El ambiente económico imperante podría influir en el acceso a la financiación con capital de deuda de dos maneras. Por una parte, la necesidad de financiación de una empresa puede depender de sus oportunidades de crecimiento, lo cual a su vez puede estar impulsado por el desarrollo económico general. Por otra parte, una alta inflación puede estimular la demanda de deuda, ya que el costo real de la deuda disminuye. Finalmente, empleamos la variable banco, que es el número de sucursales bancarias que hay en la provincia, para tomar en cuenta el desarrollo del sector financiero. Esperamos que los sistemas financieros más desarrollados sean más eficientes en la evaluación y el control del riesgo del prestatario, lo que influiría en la oferta y la demanda de deuda.

Incluimos en nuestro modelo distintas variables de control específicas de las empresas para tomar en cuenta la heterogeneidad de las distintas unidades productivas incluidas en nuestro análisis. Las variables que generalmente se usan como determinantes del apalancamiento (De Miguel y Pindado,

**MAPA 2. Distribución provincial de las PyME respecto al número total de empresas en España (2010)**



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.

2001; Cassar y Holmes, 2003; Hall *et al.*, 2004; Gaud *et al.*, 2005, y Brav, 2009) son la rentabilidad, el crecimiento de las ventas, la edad, la estructura de los activos y el tamaño de la empresa. La variable ganancias (rentabilidad) se mide como proporción de las utilidades antes de impuestos respecto a los activos totales. El signo esperado para esta variable es negativo.

Este resultado se relaciona con el hecho de que las empresas prefieren los fondos internos que los externos (Adedeji, 1998), por lo que entre más cuantioso sea el flujo de efectivo que genere la empresa, más crecerán las reservas, y por consiguiente, la deuda se reducirá (Shyam-Sunder y Myers, 1999). La variable crecimiento (crecimiento de las ventas) se define como el cambio porcentual en el volumen de ventas. Según Fama y French (2002), las empresas que tienen oportunidades de crecimiento superiores pueden considerar la posibilidad de mantener menor endeudamiento. De esta manera, y en presencia de información asimétrica, evitan futuros problemas de subinversión. Por tanto, se espera que la variable crecimiento tenga signo negativo desde esta perspectiva. Sin embargo, desde otro punto de vista, las oportunidades de crecimiento podrían estar asociadas con un signo positivo, ya que pueden producir situaciones en las que las empresas tengan un mayor incentivo para tomar mayores riesgos, lo cual ocasionaría un aumento en la deuda (que, a su vez, podría exacerbar el problema del riesgo moral).

en las empresas). La variable edad (de la empresa) se calcula como el año de los datos menos el año en que se creó la empresa. Se espera una relación negativa entre la edad de la empresa y el monto de apalancamiento, ya que las empresas de mayor antigüedad tienen mayores probabilidades de tener utilidades retenidas acumuladas. Por ende, requieren menos fondos externos (Michaelas *et al.*, 1999). La variable activos (estructura de los activos) se mide como la proporción de los activos fijos/activos totales. En cuanto a esta variable, Psikalli y Daskalakis (2009) indican que puede obtenerse un signo positivo como consecuencia de la correlación directa entre la estructura de los activos y la estructura de deuda de la empresa, ya que los activos tangibles tienden a reducir el problema de riesgo moral que puede surgir al obtener fondos financieros (MacKie-Mason, 1990). Sin embargo, también se puede observar una relación negativa, ya que una empresa que cuenta con un gran volumen de activos tangibles tiende a caracterizarse por una fuente estable de rendimientos y, por ende, por una mayor disponibilidad de fondos internos. Por último, la variable tamaño (de las empresas) se mide en términos de los activos totales. Cuando se examina la variable tamaño, se puede obtener ambos signos. Hall *et al.* (2004) señalan que para la deuda a corto plazo el signo será negativo y que habrá una relación positiva para la deuda a largo plazo. Según estos autores, otorgarles préstamos a empresas pequeñas representará un riesgo significativo debido a la fuerte correlación negativa entre el tamaño de las empresas y la probabilidad de insolvencia (Berryman, 1983). Por ello, se espera que las empresas más pequeñas tengan mayores dificultades para obtener deuda a largo plazo. Por tanto, habría una relación positiva entre la deuda a largo plazo y el tamaño de las empresas y, por otra parte, se puede obtener un signo negativo cuando se considera la deuda a corto plazo.

Para el desarrollo de nuestra aplicación empírica se calcula un valor provincial representativo para cada variable mediante el cálculo del valor de la media ponderada.<sup>6</sup>

c) *Metodología. i) Efectos de interacción espacial.* Con base en la metodología econométrica espacial se analiza los efectos de las interrelaciones es-

<sup>6</sup> Se han mitigado los posibles problemas de heterogeneidad asociados con la agregación de la información en cada provincia al seleccionar los criterios de la muestra (por tamaño y sector). Algunos de los estudios anteriores que se han desarrollado en este contexto y que toman la empresa como unidad de análisis, han concluido que las diferencias fundamentales entre las proporciones de endeudamiento se asocian con el tamaño y la actividad principal de la empresa (Davis y Peles, 1993; Chen y Ainina, 1994; Wu y Ho, 1997; Gallizo y Salvador, 2003).

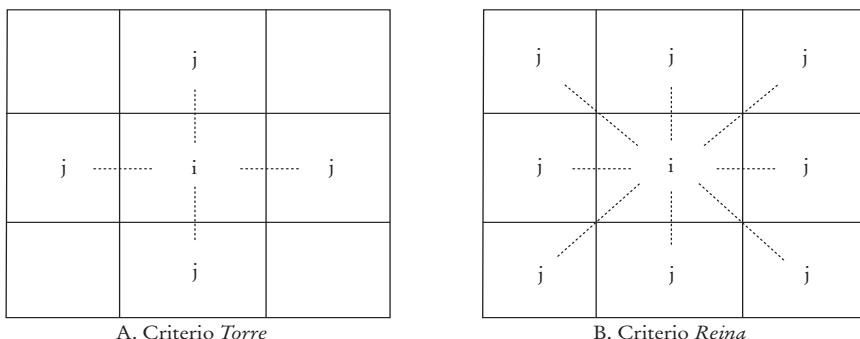
paciales. Para ello se considera el término autocorrelación espacial incluido en los modelos econométricos y que hace referencia a la existencia de interrelaciones significativas entre las observaciones espaciales (Anselin, 2001). Concretamente, si estadísticamente la autocorrelación espacial es positiva, estamos ante un caso en el que valores altos (bajos) de una variable aleatoria tienden a agruparse en el espacio y si su valor es negativo, entonces las observaciones espaciales tienden a estar rodeadas de vecinos con valores disímiles. La estructura de las interrelaciones entre las empresas de nuestro estudio se delimita mediante una matriz de ponderaciones espaciales (Anselin, 2001):

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{1,2} & \cdots & w_{1,N} \\ w_{2,1} & 0 & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ w_{N,1} & \cdots & w_{N,j} & 0 \end{bmatrix} \quad (1)$$

en la que cada elemento  $w_{ij}$  ( $i, j = 1, \dots, N$ ) representa la ponderación de la interrelación entre las observaciones espaciales  $i$  y  $j$ . Los elementos de la diagonal principal son iguales a 0, lo que significa que ningún elemento es su propio vecino. Hay distintos criterios para definir la intensidad de la interrelación entre las unidades espaciales. Con frecuencia se aplican criterios exógenos debido a su sencillez. Entre ellos, se encuentra el criterio binario<sup>7</sup> basado en el adyacente físico. Según este criterio, si dos unidades espaciales  $i$  y  $j$  tienen una frontera común, el elemento de la matriz de ponderaciones espaciales  $w_{ij}$  será igual a 1 ( $w_{ij} = 0$  en caso contrario). El adyacente físico puede definirse con base en distintas consideraciones geográficas. Cuando se encuentran observaciones espaciales distribuidas en entramados regulares, las pautas de adyacente físico más usadas son las de *Torre* (o *Rook* en inglés) y *Reina* (o *Queen* en inglés) [Paneles A y B, respectivamente, de la figura 1].

En la categoría de las matrices de ponderaciones espaciales determinadas por criterios exógenos también hallamos propuestas definidas en términos de la distancia entre los centroides de las distintas ubicaciones. Se han construido otras matrices de ponderaciones espaciales tomando en cuenta

<sup>7</sup> Las matrices de ponderaciones espaciales que analizamos en nuestro artículo se consideran matrices de contigüidad de primer orden. Esto significa que las interrelaciones entre las observaciones se circunscriben a los vecinos más cercanos únicamente mas no se extienden a los vecinos de los vecinos.

FIGURA 1. *Criterios de continuidad*

criterios endógenos locales. Existen numerosos trabajos acerca de dichas matrices que consideran parámetros socioeconómicos (los flujos de comercio que hay entre las observaciones o el número de carreteras) (LeSage y Pace, 2009). No obstante, las matrices basadas en criterios endógenos podrían inducir la endogeneidad y, por tanto, llevar a estimaciones sesgadas (Manski, 1993).

La selección de la matriz de ponderaciones espaciales adecuada para el modelo analizado constituye una cuestión complicada en la bibliografía. Para aclarar esta decisión, se han propuesto varios métodos (Aldsdat y Getis, 2006; Fernández *et al.*, 2009, y Mur y Paelinck, 2010). En el caso de los modelos anidados, se aplica el método más sencillo. En este caso, la discriminación entre las matrices de ponderaciones espaciales se determina mediante el uso de proporciones de probabilidad según el supuesto de normalidad (Anselin, 2001). En cuanto a la figura 1, se infiere que se puede emplear este procedimiento. El modelo generado a partir de la matriz de ponderaciones espaciales construida con base en el criterio *Torre* generará un modelo espacial anidado dentro del otro modelo basado en el criterio *Reina*.

Una vez definida la matriz de ponderaciones espaciales  $W$ , se define el término de autocorrelación espacial de una variable como  $y_{N \times 1}(Wy)_{N \times 1}$ . Este es un vector compuesto por los valores promedio de la variable  $y_{N \times 1}$  en las observaciones vecinas de cada empresa de la muestra. La inclusión de este elemento en los modelos económicos permite que los investigadores contrasten las dependencias espaciales que existen entre las distintas observaciones de la muestra. En términos generales, hay dos maneras de incluir la autocorrelación espacial global en los modelos, lo que produce dos especificaciones distintas: *i*) el modelo de retardo espacial (MRE) y *ii*) el modelo

de error espacial (MEE). La diferencia entre los dos modelos se basa en la posición del término de autocorrelación espacial. El primero considera un término espacial autorregresivo en la parte principal de la ecuación, mientras que el segundo incluye la autocorrelación en el término de error. La aplicación de un modelo MRE supone que el efecto de interrelación espacial entre las observaciones está relacionado con las características estructurales de la variable. Además, la intensidad de las interrelaciones entre las observaciones disminuye con la distancia. La especificación del modelo MEE, implica que el componente espacial del modelo surge a consecuencia de la omisión de información espacial pertinente del modelo. Ambos modelos son equivalentes cuando se transforma la forma reducida del modelo MEE, incluyendo el efecto espacial omitido.

ii) *Modelos SUR espaciales.* La regresión aparentemente no relacionada espacial (SUR, por sus siglas en inglés) es una formulación lineal multiecuacional que se aplica con datos transversales de distintos períodos (Anselin, 2001). La estructura de este modelo es la siguiente:

$$\begin{aligned} y_t &= X_t \beta_t + v_t \\ E(v_t v_s') &= \sigma_{ts}^2 I, \quad t, s = 1, \dots, T \end{aligned} \tag{2}$$

en la que  $X_t$  es una matriz de variables explicativas con dimensiones  $N \times K$ ,  $y_t$  denota un vector de observaciones endógenas de  $N$  dimensiones,  $\beta_t$  representa un vector de coeficientes de  $K$  dimensiones y  $v_t$  significa un vector de  $N$  dimensiones que es un término de error. La aplicación de este modelo se relaciona con las muestras que tienen una heterogeneidad menor y un número de personas mayor al número de períodos temporales ( $N \gg T$ ). Dado que los modelos SUR espaciales están compuestos por distintas ecuaciones transversales para cada período, es probable que en cada una de estas se encuentren efectos de interacción espacial. La existencia de estos efectos generará dos modelos SUR espaciales distintos: el modelo retardo espacial-SUR (modelo MRE-SUR) y el modelo error espacial-SUR (modelo MEE-SUR) (Anselin, 2001). El modelo MRE-SUR produce la siguiente estructura (3) para cada ecuación  $t$ , con  $t = 1, \dots, T$ .

$$\begin{aligned} y_t &= \lambda(Wy_t) + X_t \beta_t + v_t \\ E(v_t v_s') &= \sigma_{ts}^2 I, \quad t, s = 1, \dots, T \end{aligned} \tag{3}$$

en la que  $\lambda$  es el parámetro que determina la significancia y el grado de autocorrelación espacial. El modelo MEE-SUR presenta la siguiente forma (4) para cada ecuación  $t$ , con  $t = 1, \dots, T$ .

$$\begin{aligned} y_t &= X_t \beta + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t = \rho W \varepsilon_t + v_t \\ E(v_t v_s') &= \sigma_{ts}^2 I, \quad t, s = 1, \dots, T \end{aligned} \tag{4}$$

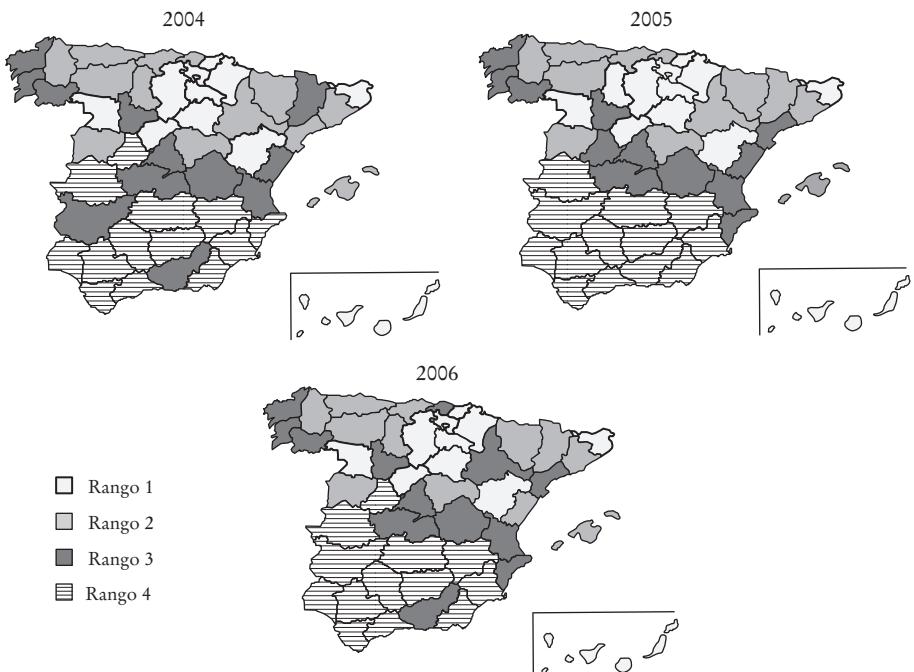
El coeficiente  $\rho$  mide la significación y el grado de influencia de la autocorrelación espacial. En cuanto al proceso de estimación, no se puede estimar el modelo MRE-SUR de manera congruente usando MCGF y el modelo de estimación MEE-SUR no es eficiente (Anselin, 2001). Para superar estas limitaciones, estimamos los modelos mediante el método propuesto por Anselin (2001). Esta técnica consiste en un proceso de estimación de tres etapas basado en la estimación de máxima probabilidad. Para determinar la existencia de estructuras MRE o MEE, se acostumbra aplicar pruebas de multiplicadores de Lagrange (ML) (Anselin y Florax, 1995). Por último, para comparar los distintos modelos, se calcula la proporción de probabilidad (PP) como el doble de la diferencia entre los valores de las probabilidades logarítmicas de los dos modelos.

### III. RESULTADOS EMPÍRICOS

Esta sección tiene un doble propósito. En primer lugar, detectar los efectos espaciales analizamos la distribución provincial de los índices de endeudamiento de las PyME españolas. Para cumplir con este propósito, realizamos un análisis exploratorio de datos espaciales. En segundo lugar, contrastamos si los efectos espaciales son lo suficientemente significativos como para incluirse en los modelos de endeudamiento tradicionales.

#### *1. Análisis exploratorio de datos espaciales del endeudamiento*

El mapa de cuartiles (mapa 3) de la variable endeudamiento sugiere que la distribución espacial del endeudamiento no obedece a un pauta aleatoria. Hay una tendencia en la cual las provincias con similar endeudamiento se agrupan en *clusters*: las provincias con endeudamiento inferior (superior) están rodeadas de provincias con valores superiores (inferiores).

MAPA 3. *Las cuartiles de la variable Deuda*

FUENTE: Programa GEODA.

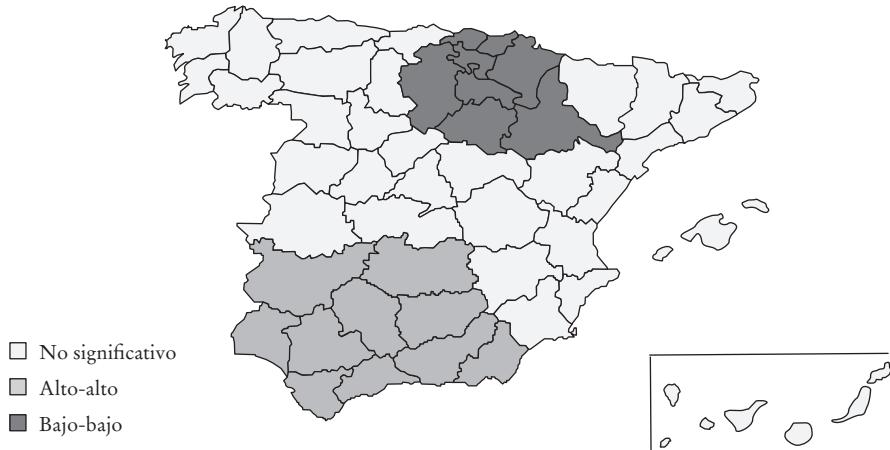
Si bien este resultado apunta a la existencia de áreas de agrupamiento en *clusters*, el mapa de cuartiles es sensible a los intervalos considerados al momento del mapeo. Por tanto, es necesario emplear instrumentos estadísticos adicionales para contrastar la existencia de comportamientos espaciales. En primer lugar, computamos la prueba local de la I de Moran (Anselin, 2001) para analizar la existencia de *clusters* espaciales de provincias con valores de endeudamiento similares. En segundo lugar, calculamos el estadístico global de la I de Moran para confirmar la existencia o ausencia de interrelaciones espaciales entre las provincias en términos de endeudamiento. El mapa 4 muestra estos resultados cuando se considera una matriz binaria de contigüidad de primer orden con la pauta Reina.

El mapa 4A muestra un mapa de *clusters*<sup>8</sup> de las provincias españolas. Encontramos dos *clusters* espaciales definidos por provincias con valores de endeudamiento superiores (inferiores) que tienden a estar rodeados por

<sup>8</sup> El mapa de *clusters* se construye a partir de la prueba local de la I de Moran y se incluye en el conjunto de indicadores locales de asociación espacial propuestos por Anselin (2001).

**MAPA 4. Diagnóstico espacial del endeudamiento de las PyME españolas**

**A. Indicador local de asociación espacial de la variable Deuda (2006)**



FUENTE: Elaboración propia de los autores mediante el programa GEODA.

**B. Estadístico global I de Moran normalizado de la variable Deuda (2004-2006)<sup>a</sup>**

2004	2005	2006
2.7433* (0.000)	2.8858* (0.009)	2.8425* (0.002)

<sup>a</sup> Programa: Mayo de 1991, SpaceStat. Valores *p* entre paréntesis.

\* Significativo a 1 por ciento.

provincias con valores similares. Estos *clusters* se ubican en el norte y en el sur de España, respectivamente. El norte presenta valores bajos de endeudamiento mientras que el sur muestra valores altos. Este resultado coincide con la distribución regional de otros indicadores económicos. En este sentido, los mejores resultados para las variables económicas tienden a presentarse en las provincias del norte, mientras que la peor calificación se presenta en las provincias del sur (Maté *et al.*, 2009). El mapa 4B muestra los resultados del estadístico global de la I de Moran cada año. Esta prueba es positiva y significativa para cada año, lo que corrobora la existencia de una estructura espacial global de interrelaciones entre las provincias españolas.

Dado que ambos instrumentos dependen de la matriz de ponderaciones espaciales, para dar robustez a nuestros resultados consideramos otras matrices. Concretamente, realizamos el análisis con matrices binarias de contigüidad de primer y segundo órdenes basadas en el criterio *Torre* (véase la figura 1) y matrices de contigüidad de primer y segundo órdenes computadas con base

CUADRO 6. *Resultados de la estimación del modelo de endeudamiento<sup>a</sup>*

	<i>Agrupados</i>	<i>SUR</i>			<i>SAR-SUR</i>		
		2004	2005	2006	2004	2005	2006
Efecto espacial	—	—	—	—	0.2463*** (0.000)	0.2955*** (0.000)	0.1693** (0.031)
Constante	0.9653*** (0.0000)	0.8822*** (0.000)	0.8641*** (0.000)	0.8741*** (0.000)	0.7203*** (0.000)	0.6481*** (0.000)	0.7734*** (0.000)
<i>Rentabilidad</i>	-1.5697*** (0.0000)	-0.3808*** (0.0000)	-0.6825*** (0.000)	-0.9131*** (0.000)	-0.4509*** (0.000)	-0.7733*** (0.000)	-0.9673*** (0.000)
<i>Crecimiento</i>	0.3355*** (0.0001)	-0.0106 (0.5230)	0.0976*** (0.000)	0.1247*** (0.002)	-0.0140 (0.424)	0.0870*** (0.000)	0.1258*** (0.001)
<i>Edad</i>	-0.0102*** (0.0000)	-0.0167*** (0.000)	-0.0155*** (0.000)	-0.0126*** (0.000)	-0.0160*** (0.000)	-0.0153*** (0.000)	-0.0121*** (0.000)
<i>Activos</i>	-0.2969** (0.0117)	-0.0465 (0.3783)	-0.0682 (0.1888)	-0.1837*** (0.004)	-0.0451 (0.416)	-0.0467 (0.395)	-0.2040*** (0.002)
<i>Tamaño</i>	-0.0394** (0.0122)	-0.0255** (0.0393)	-0.0174*** (0.0000)	-0.0014 (0.243)	-0.0243** (0.057)	-0.0138 (0.261)	-0.0142 (0.268)
<i>PIB</i>	-0.0003*** (0.0000)	-0.0001** (0.0432)	-0.0001** (0.048)	-0.0002*** (0.008)	-0.0001* (0.069)	-0.0001* (0.091)	-0.0002*** (0.006)
<i>Banco</i>	0.0217*** (0.0000)	0.0268*** (0.000)	0.0265*** (0.000)	0.0220*** (0.000)	0.0264*** (0.000)	0.0263*** (0.000)	0.0214*** (0.000)
<i>Inflación</i>	0.0157** (0.0300)	0.0070*** (0.0001)	0.0028** (0.073)	0.0080** (0.025)	0.0074*** (0.000)	0.0004** (0.012)	0.0074** (0.036)
<i>N</i>	150	50	50	50	50	50	50
Log <i>L</i>	324.111		421.518			512.018	
Prueba de Wald (todos los coef.)	—		38.490** (0.000)			20.856** (0.000)	
PP (modelos SUR vs. modelos agrupados)	—		233.294**			366.223**	
LR (SUR vs. SAR-SUR)	—		—			132.926**	
ML-MRE	18.891*** (0.000)		4.1794 (0.242)				
ML-MEE	26.867*** (0.000)		8.0362** (0.0432)				

<sup>a</sup> Los errores estándar se indican entre paréntesis. La prueba de Jarque Bera de la normalidad de los residuos en la estimación por MCO [JB = 3.65 (valor *p* = 0.032)] es significativa en cuanto a la conclusión respecto la hipótesis de normalidad de los residuos. La prueba de heteroscedasticidad de Breusch Pagan en la estimación por MCO [*B-P* = 1.161 (valor *p* = 0.552)] confirma la homoscedasticidad de los residuos del modelo. Programa: mayo de 1991. *SpaceStat*.

\* Significativo a 10%. \*\* Significativo a 5%. \*\*\* Significativo a 1 por ciento.

en las distancias entre centroides. Estas distintas matrices de ponderaciones producen resultados análogos a los de la matriz basada en el criterio *Reina*.<sup>9</sup>

## *2. Modelo de regresión*

Empezamos este análisis haciendo una regresión del índice de endeudamiento en las principales características específicas tanto de las empresas como de las provincias.<sup>10</sup> Estimamos este modelo usando un modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y SUR con coeficientes de variables, como se muestra en las columnas 1 a 4 del cuadro 6.<sup>11</sup> Las pruebas de LR (prueba de cociente de verosimilitud) altamente significativas para el SUR en comparación con la especificación MCO señalan la importancia de ajustar por la correlación residual intertemporal y la heteroscedasticidad y, por ende, la importancia de aplicar la metodología SUR. Asimismo, la prueba de Wald muestra la necesidad de considerar los coeficientes de variables temporales en la estimación SUR. De acuerdo con la metodología propuesta por Anselin y Florax (1995), la prueba ML-MRE significativa para la estimación del modelo SUR confirma la existencia de una correlación espacial significativa en la estimación del modelo SUR que se tiene que captar mediante una estructura MRE-SUR.<sup>12</sup>

Las columnas 5-7 del cuadro 6 muestran las estimaciones del modelo MRE-SUR para los tres años estudiados. La idoneidad de este modelo, en comparación con la estimación realizada anteriormente mediante el modelo SUR, está respaldada por la prueba de LR significativa (SUR en comparación con MRE-SUR). Lo interesante del resultado de la estimación MRE-SUR es que los coeficientes espaciales son positivos y significativos en todos los años. Este resultado corrobora la hipótesis de que los factores interregionales afectan la estructura financiera de las PyME españolas. Por tanto, los índices de endeudamiento de las empresas de una provincia no están determinados sólo por las características específicas de las empresas o de la provincia, sino también por la estructura de capital de las empresas que están ubicadas en

<sup>9</sup> Estos resultados están disponibles a solicitud del interesado.

<sup>10</sup> En una fase anterior de nuestra investigación, acorde con el mapa 1, incluimos una variable ficticia (*dummy*) regional para diferenciar entre las provincias del norte y las del sur. Esta variable no fue significativa.

<sup>11</sup> Empleamos transformaciones logarítmicas de las variables para suavizarlas y evitar problemas con observaciones atípicas.

<sup>12</sup> Véase más detalles en Anselin y Florax (1995).

las provincias circundantes. Este resultado coincide con la bibliografía (Bialkowski, 2006; Boissay y Gropp, 2007), que concluye que existe un efecto de contagio interregional en los sistemas financieros motivado por las distintas causas que se expusieron en la sección I. Concretamente, en el caso de España, hallamos que un aumento de 1% en el valor promedio de la deuda en una provincia vecina puede generar un aumento de aproximadamente 0.25% en el valor de la deuda de la provincia de que se trate. Desde esta perspectiva, la alta dependencia de los mercados de créditos bancarios regionales y de créditos comerciales que existe entre las PyME y las características económicas regionales comunes (Sogorb-Mira, 2005) probablemente sean las principales fuentes de contagio. En este sentido, un alto porcentaje de PyME españolas presenta valores productivos bajos, se especializa en subsectores tecnológicos inferiores y tiene una gran concentración de la propiedad (Mate et al, 2009). Estas características generan estructuras financieras estrechamente vinculadas con las instituciones financieras, las empresas o los gobiernos locales ubicados en regiones más cercanas.

Un análisis de las características específicas de las empresas incluidas en este modelo muestra que nuestros resultados coinciden con la bibliografía. Los coeficientes de las variables *Rentabilidad* y *Edad* tienen signos que respaldan los resultados presentados en estudios anteriores (Ozkan, 2001; Hall et al, 2004, y Frank y Goyal, 2009). La variable *Crecimiento* tiene un signo positivo y significativo, lo cual coincide con el resultado que encontraron Psikalli y Daskalakis (2009). Nuestro hallazgo indica que el coeficiente de la variable *Activos* es negativo, si bien sólo es significativo 2004. Hall et al (2004) concluyen que existe una relación negativa entre la deuda a corto plazo y la estructura de los activos y una relación positiva entre la deuda a largo plazo y la estructura de los activos. En nuestro estudio, no se diferencia entre la deuda a largo plazo y la deuda a corto plazo. Por ende, una relación negativa entre la estructura de los activos y el apalancamiento está probablemente relacionado con el hecho de que las empresas disponen de más deuda a corto plazo en sus estructuras de capital que de deuda a largo plazo.<sup>13</sup> Por último, la variable *Tamaño* es significativa y de signo negativo para en 2006. El signo negativo caracteriza la estructura financiera de las PyME españolas, que está compuesta por alta deuda a corto plazo. Respecto

<sup>13</sup> Analizamos las distintas composiciones de la deuda a corto plazo a comparación de la deuda a largo plazo en España. Nuestros resultados corroboran el alto valor de la deuda a corto plazo a comparación de la deuda a largo plazo. Estos resultados no se presentan en el presente artículo.

a las variables de control específicas de las provincias, las empresas ubicadas en provincias con sistemas económicos menos desarrollados, mayor inflación y más sucursales bancarias tienen índices de endeudamiento más altos. El signo negativo del PIB, contrariamente a las expectativas, quizá se deba a una relación directa entre un alto crecimiento y empresas altamente rentables, lo que podría llevar a una disminución del endeudamiento.

### CONCLUSIONES

Los resultados publicados anteriormente indican que la heterogeneidad de las empresas, junto con las características del entorno financiero, jurídico y económico son los principales factores determinantes de la financiación mediante endeudamiento. Sin embargo, argumentamos que la estructura de capital de las empresas también está influida por el factor regional en términos del agrupamiento en *clusters* y los efectos de interrelación entre las regiones. Esto quizás surja como un efecto global que resulta tanto de las características análogas de las zonas más cercanas como de la creación de vínculos comerciales y/o financieros. Para contrastar esto, utilizamos la metodología econométrica espacial con una muestra de 23 279 PyME de las 50 provincias españolas en el periodo 2004-2006.

De acuerdo con nuestras expectativas y la teoría anterior, hallamos que el uso de capital de deuda no se distribuye aleatoriamente en el territorio español sino que existen *clusters* regionales. Es decir, las provincias que tienen endeudamientos superiores a la media (inferiores) están agrupadas en provincias vecinas. Este efecto se generaría a consecuencia de ciertas características que estarían produciendo efectos de interacción entre las regiones. También modelizamos este efecto en un modelo explicativo de la estructura de capital considerando un modelo MRE-SUR junto con factores de demanda y oferta vinculados a las características específicas de las empresas y sus entornos. Nuestros resultados confirman que el endeudamiento de las PyME que operan en una provincia aumenta en el caso en el que los valores de endeudamiento en las regiones cercanas sean altos. Este resultado está motivado por el hecho de que las PyME dependen de los entornos más cercanos a ellas. En este sentido, las empresas de tamaño reducido generan relaciones comerciales fuertes con las PyME e instituciones financieras situadas en las provincias más cercanas. No obstante, habrá que desarrollar otro estudio que ofrezca una explicación más pormenorizada del mecanismo que genera el proceso espacial.

Los resultados de nuestro trabajo suponen algunas consecuencias para los investigadores y las empresas. Se demuestra que la estructura de capital de las empresas está determinada hasta cierto punto por el índice de endeudamiento de las empresas ubicadas en zonas geográficas vecinas, y que esto altera sutilmente la influencia de lo que se considera que son los determinantes propios de las estructuras de capital de las empresas. Los investigadores podrán utilizar nuestros resultados para justificar la inclusión de los efectos de desbordamiento en la financiación mediante endeudamiento al momento de analizar la estructura de capital de las empresas, y así evitar las estimaciones sesgadas. Las empresas, y las PyME en particular, dependen en gran medida de la financiación mediante endeudamiento para desarrollar sus proyectos y esto constituye un problema grave en tiempos de restricciones financieras, como los que se viven hoy en día. Los dueños de empresas podrán usar los resultados de nuestro estudio para entender los factores de demanda y oferta que mejor impulsan el acceso al capital de deuda. Nuestro artículo ofrece algunas apreciaciones preliminares de los efectos de desbordamiento en la financiación mediante endeudamiento y descubre un ámbito muy interesante para investigaciones futuras. Estudios adicionales podrían ampliar nuestros resultados para explicar qué factores específicos son importantes para determinar el contagio financiero y si esto también se puede presentar en otros niveles de agregación espacial y entre empresas más grandes.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adedeji, A. (1998), "Does the Pecking Order Hypothesis Explain the Dividend Pay-out Ratios of Firms in the UK?", *Journal of Business Finance & Accounting*, 25, pp. 1127-1155.
- Aldstadt, J., y A. Getis (2006), "Using AMOEBA to Create a Spatial Weights Matrix and Identify Spatial Clusters", *Geographical Analysis*, 38, pp. 327-343.
- Anselin, L. (2001), "Spatial Econometrics", B. Baltagi (comp.), *Companion to Theoretical Econometrics*, Oxford, Basil Blackwell.
- \_\_\_\_\_, y R. Florax (1995), *New Directions in Spatial Econometrics*, Berlín, Springer.
- Antoniou, A., Y. Guney y K. Paudyal (2008), "The Determinants of Capital Structure: Capital Market-Oriented versus Bank-Oriented Institutions", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1), pp. 59-92.
- Berryman, J. (1983), "Small Business Failure and Bankruptcy: A Survey of the Literature", *European Small Business Journal*, 1, pp. 47-59.

- Bialkowski, J., M. T. Bohl y D. Serwa (2006), "Testing for Financial Spillovers in Calm and Turbulent Periods", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, pp. 397-412.
- Boissay, F., y R. Groppe (2007), "Trade Credit Defaults and Liquidity Provision by Firms", Documento de Trabajo 753, Banco Central Europeo.
- Brav, O. (2009), "Access to Capital, Capital Structure, and the Funding of the Firm", *Journal of Finance*, 64, pp. 263-307.
- Cassar, G., y S. Holmes (2003), "Capital Structure and Financing of SMEs: Australian Evidence", *Accounting & Finance*, 43(2), pp. 123-147.
- Chen, C. R., y F. Ainina (1994), "Financial Ratio Adjustment Dynamics and Interest Rate Expectations", *Journal of Business Finance & Accounting*, 21(8), pp. 1111-1126.
- Comisión Europea (2003), Recomendación C(2003) 1422 de la Comisión, de 6 de mayo de 2003, sobre la definición de microempresas, pequeñas y medianas empresas.
- \_\_\_\_ (2008), "Nomenclatura común de las unidades territoriales estadísticas, Eurostat: Metodologías y documentos de trabajo".
- Davis, H., y Y. Peles (1993), "Measuring Equilibrating Forces of Financial Ratios", *The Accounting Review*, 68, pp. 725-747.
- De Miguel, A., y J. Pindado (2001), "Determinants of the Capital Structure: New Evidence from Spanish Data", *Journal of Corporate Finance*, 7, pp. 77-99.
- Fama, E. F., y K. R. French (2002), "Testing Tradeoff and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt", *The Review of Financial Studies*, 15, pp. 1-33.
- Fernández, E., M. Mayor y J. Rodríguez (2009), "Estimating Spatial Autoregressive Models by GME-GCE Techniques", *International Regional Science Review*, 32, pp. 148-172.
- Frank, M. Z., y V. K. Goyal (2009), "Capital Structure Decisions: Which Factors are Reliably Important?", *Financial Management*, 38 (1), pp. 1-37.
- Gallizo, J. L., y M. Salvador (2003), "What Factors Drive and which Act as a Brake on the Convergence of Financial Statements in EMU Member Countries?", *Review of Accounting & Finance*, 1(4), pp. 49-68.
- \_\_\_\_\_, P. Gargallo y M. Salvador (2008), "Multivariate Partial Adjustment of Financial Ratios: A Bayesian Hierarchical Approach", *Journal of Applied Econometrics*, 23(1), pp. 46-64.
- Gaud, P., E. Jani, M. Hoesli y A. Bender (2005), "The Capital Structure of Swiss Companies: An Empirical Analysis Using Dynamic Panel Data", *European Financial Management* 11, pp. 51-69.
- Giannetti, M. (2003), "Do Better Institutions Mitigate Agency Problems? Evidence from Corporate Finance Choices", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, pp. 185-212.
- González, V. M., y F. González (2008), "Influence of Bank Concentration and Institutions on Capital Structure: New International Evidence", *Journal of Corporate Finance*, 14, pp. 363-375.

- Hall, G. C., J. H. Patrick y M. Nicos (2004), "Determinants of Capital Structures of European SMEs", *Journal of Business Finance & Accounting*, 31, pp. 711-728.
- Korajczyk, R., y A. Levy (2003), "Capital Structure Choice: Macroeconomic Conditions and Financial Constraints", *Journal of Financial Economics*, 68, pp. 75-109.
- LeSage y Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press.
- Lieberman, M. B., y S. Asaba (2006), "Why Do Firms Imitate Each Other?", *Academy of Management Review*, 31(2), pp. 366-385.
- Mackie-Mason, J. (1990), "Do Taxes Affect Corporate Financing Decisions?", *Journal of Finance*, 45, pp. 1471-1493.
- Manski, C. F. (1993), "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem", *Review of Economic Studies*, 60, pp. 531-542.
- Maté Sánchez Val, M. L., D. García Pérez de Lema y F. López Hernández (2009), "Spatial Effects in the Productivity Convergence of Spanish Industrial SME's", *Spanish Journal of Finance and Accounting*, 141, pp. 13-36.
- \_\_\_\_\_, F. A. López y J. Mur (2012), "Analysing Long Term Average Adjustment of Financial Ratios with Spatial Interactions", *Economic Modelling*, 29, pp. 1370-1376.
- Michaelas, N., F. Chittenden y P. Poutziouris (1999), "Financial Policy and Capital Structure Choice in U.K. SMEs: Empirical Evidence from Company Panel Data", *Small Business Economics*, 12, pp. 113-130.
- Mur, J., y J. Paelinck (2010), "Deriving the W-Matrix Via P-Median Complete Correlation Analysis of Residuals", *The Annals of Regional Science*.
- Ozkan, A. (2001), "Determinants of Capital Structure and Adjustment to Long Run Target: Evidence From UK Company Panel Data", *Journal of Business Finance and Accounting*, 28, pp. 175-198.
- Petersen, M. A., y R. G. Rajan (1994), "The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data", *Journal of Finance*, 49, pp. 3-37.
- Psillaki, M., y N. Daskalakis (2009), "Are the Determinants of Capital Structure Country or Firm Specific?", *Small Business Economic*, 33(3), pp. 319-333.
- Segura, J., y L. Toledo (2003), "Tamaño, estructura y coste de financiación de las empresas manufactureras españolas", *Investigaciones Económicas* XXVII, pp. 33-69.
- Shyam-Sunder, L., y S. C. Myers (1999), "Testing Static Trade-off Against Pecking order Models of Capital Structure", *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 219-244.
- Sogorb-Mira, F. (2005), "How SME Uniqueness Affects Capital Structure: Evidence from a 1994-1998 Spanish Data Panel", *Small Business Economics*, 25 (5), pp. 447-457.
- Trullén, J. (2006), "Distritos industriales marshallianos y sistemas locales de gran empresa en el diseño de una nueva estrategia territorial para el crecimiento de la productividad en la economía española", *Economía Industrial*, 359, pp. 95-112.
- Wu, C., y S.K. Ho (1997), "Financial Ratio Adjustment: Industry-Wide Effects on Strategic Management", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 9, pp. 71-88.

- Wu, L., y H. Yue (2009), “Corporate Tax, Capital Structure, and the Accessibility of Bank Loans: Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance*, 33 (1), pp. 30-38.
- Zellner, A. (1962), “An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias”, *Journal of the American Statistical Association*, 57, pp. 348-68.
- Zhang, Z. (2012), “Strategic Interaction of Capital Structures: A Spatial Econometric Approach”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 20, pp. 702-722.