



La incidencia del entorno geográfico en el comportamiento financiero de las pymes.

Autores y e-mail de la persona de contacto: Fernando López Hernández (1), Mariluz Maté Sánchez* (2), Jesús Mur Lacambra (3)

Email: mluz.mate@upct.es

Departamento: (1) Métodos Cuantitativos para le Economía (2) Economía Financiera y Contabilidad (3) Análisis Económico

Universidad: (1) (2) Universidad Politécnica de Cartagena (3) Universidad de Zaragoza.

Área Temática: Especialización, innovación, productividad y competitividad

Resumen: *Este trabajo analiza la necesidad de tener en cuenta la relevancia de la interacción espacial entre pymes a la hora de determinar los factores identificativos de su estructura financiera. Para conseguir nuestro objetivo desarrollamos una aplicación empírica sobre una muestra de doscientos cincuenta 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 de este trabajo concluyen a favor de considerar efectos de interacción entre pymes cuando su estructura de capital es analizada*



Palabras Clave: *ratio financiero, pyme, entorno geográfico empresarial.*

Clasificación JEL: G32; R11

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 sea quizás una de las prolíferas en el área de finanzas, debido tanto a la importancia de las implicaciones derivadas de sus resultados 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 con 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 o económicas del país 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 estos estudios asumen que las características del entorno siguen un patrón 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 estructura 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 del espacio en la estructura de capital de la pyme, nuestro estudio analiza si el efecto de interacción entre empresas localizadas próximas entre ellas es significativo en la estructura de capital. Algunos trabajos han hecho referencia al hecho de que la existencia de relaciones comerciales entre empresas próximas entre sí puede generar un efecto contagio en su estructura financiera (Wu y Ho, 1997). Este efecto es de esperar que sea más intenso en la pyme propiciado por las necesidades de financiación de este tipo de empresas, en las que la adquisición de nueva deuda tienen un papel prioritario (Lopez Gracia y Sorgorb Mira, 2007). En este sentido, dadas las mayores restricciones financieras a las que se ven sometidas las pymes, en relación a las empresas de mayor tamaño, éstas ven en sus relaciones comerciales una alternativa de financiación acudiendo al crédito comercial (Martínez-Sola et al., 2014). Este hecho favorece la existencia de interconexiones entre las estructuras financieras de las pymes y, por tanto, podría llegar a afectar a los resultados obtenidos en los modelos de deuda (Zhang, 2012).

Con el fin de contrastar si existe un efecto de interacción entre pymes que afecte a su estructura de capital, planteamos una aplicación empírica sobre una muestra de 250 pymes localizadas en la Región de Murcia¹. El hecho de centrarnos exclusivamente en una región elimina el efecto provocado por la heterogeneidad regional en el modelo de deuda. Así, la división administrativa de España en Comunidades Autónomas queda asociada a competencias específicas en materia de gestión propias de cada región y que, por tanto, se pueden derivar en diferentes de niveles de desarrollo económico e institucional (Cuadrado-Roura, 2010). Una vez determinada la muestra planteamos un

¹ La Región de Murcia es una de las 17 Comunidades Autónomas españolas⁸. Se corresponde a un nivel de agregación territorial NUT II.

modelo de estructura de capital en el que contrastamos la significatividad de los efectos de interacción en la estructura de capital de la pyme. Dado que disponemos de información de sección cruzada para varios periodos, utilizamos la metodología basada en estimaciones de panel de datos incluyendo efectos espaciales. Los resultados obtenidos son significativos a la hora de considerar el efecto de interacción entre pymes en la determinación de su estructura de deuda. Además, el signo obtenido de tal relación es positivo.

Este estudio se estructura en distintas secciones. En la segunda sección exponemos la literatura relativa a la estructura de financiación de las pymes. La tercera sección muestra la aplicación empírica. Finalmente, incluimos nuestras principales conclusiones.

2. La estructura de capital de las pymes

La determinación de la estructura de capital de las empresas es un área de estudio que ha tenido una extensa repercusión en el ámbito académico desde el estudio de Modigliani y Miller (1958). Estos autores rompen con el razonamiento teórico, considerado hasta la fecha, el cual sostenía que existía una estructura óptima de capital predeterminado por un equilibrio entre deuda y capital propio y que este resultado permitía maximizar el valor de la empresa. Modigliani y Miller ponen de manifiesto que no existe tal relación directa entre la estructura financiera de la empresa y su valor sino que ésta queda condicionada por otros factores relacionados con las características de la propia empresa y del mercado en el que opera (Degryse et al., 2010). A partir de esta conclusión, se ha desarrollado una extensa literatura cuyo principal objetivo ha sido delimitar los factores que condicionan la estructura financiera empresarial. A pesar de los esfuerzos desarrollados en esta dirección, no existe una teoría universalmente aceptada que explique la estructura de capital (Myers, 2001). La falta de un resultado consensuado se debe a la gran cantidad de hipótesis previas que hay que plantear sobre comportamiento de los agentes que condicionan la estructura de deuda de las empresas. Así, los modelos teóricos planteados, sin ser excluyentes, vienen predeterminados por sus diferentes hipótesis iniciales. Existen dos corrientes teóricas que han tenido un mayor peso en la explicación de la estructura de capital de la empresa (Frank and Goyal,

2008). Una de ellas es la teoría tradicional de equilibrio financiero (también conocida como trade-off o teoría estática) la cual sostiene que existe una estructura de capital óptima hacia la que se dirigen las empresas. Este ajuste surge como consecuencia de los efectos derivados del efecto impositivo de la deuda y de los costes de insolvencia (DeAngelo and Masulis, 1980 y Bradley et al., 1984). La otra corriente teórica que ha tenido una gran repercusión en la literatura financiera es la derivada de la consideración de las asimetrías de información existentes entre los distintos agentes que participan en la empresa (Myers and Majluf, 1984). Esta teoría se conoce como pecking order. En este caso, a diferencia de la teoría estática, no existe un nivel óptimo de endeudamiento hacia el que se dirige la empresa sino que las asimetrías de información provocan que los gestores de la empresa tomen sus decisiones de financiación en base al comportamiento esperado de los agentes afectados. Las actuaciones de los gestores darán señales a los agentes externos (inversores, entidades financieras, etc) de la situación de la empresa (Myers y Majluf, 1984). De este modo, surge una escala de preferencias a la hora de buscar financiación por parte de la empresa: en primer lugar la empresa optará por la financiación propia cuando ésta exista, y a la financiación exterior solo si la anterior no está disponible. En relación a la financiación exterior sería preferible la deuda externa (financiación bancaria, crédito comercial, etc) y en última instancia se recurrirá a la emisión de acciones (Frank y Goyal, 2003).

En el caso específico de las pymes es de esperar que la teoría del pecking order sea la que tenga una mayor representatividad a la hora de explicar su estructura de capital. En este sentido, hay que tener en cuenta que las empresas de reducido tamaño se caracterizan por unos mayores niveles de asimetrías de información, en comparación con las empresas grandes (Denyse et al., 2013).

Para contrastar una u otra teoría, desde la literatura financiera, se han desarrollado aplicaciones empíricas que estiman modelos determinantes de la deuda empresarial a partir de una serie de factores explicativos representativos que están asociados con las distintas dimensiones de la empresa. Los coeficientes de estas variables se espera que resulten en uno u otro sentido en función de la corriente teórica que se cumpla. Dentro de los factores que se consideran tradicionalmente en este tipo de estudios incluimos el *tamaño de la empresa*. Según la teoría del capital óptimo, la relación que se espera

obtener entre estas variables sería positiva ya que las empresas de mayor tamaño tienden a estar más diversificadas y por tanto, asociadas a menos riesgo y pueden hacer frente a niveles más elevados de deuda. (Fama and French, 2002). Desde la perspectiva de la teoría de Pecking Order, una empresa de mayor tamaño tiene menos asimetrías informativas por lo tanto tienen un mayor acceso a los mercados financieros y más facilidad para obtener deuda externa (Rajan and Zingales, 1995). Para el caso concreto de la pyme, esta relación ha sido examinada por diversos estudios (Hall et al., 2004; Sogorb-Mira, 2005; Degryse et al., 2012; Palacin-Sanchez, 2013). Según estos trabajos para establecer una relación entre estas variables cabría examinar la madurez de la deuda. De este modo, es de esperar que las pymes estén asociadas a estructuras de deuda de más corto plazo atendiendo al crédito comercial, y dadas sus restricciones financieras y que, por tanto, sus niveles de endeudamiento sean menores conforme se vayan considerando empresas pymes de mayor tamaño. Otra variable empresarial incluida en este tipo de análisis es el *peso de los activos fijos sobre el total de la estructura económica de la empresa*. Siguiendo las teorías de estructura de capital, esperamos una relación positiva entre la proporción de activos fijos por parte de la empresa y sus niveles de deuda, ya que los activos fijos pueden verse como una garantía de cobro en el caso en el que la empresa se encuentre en una situación de quiebra (Palacin-Sanchez et al., 2013). No obstante, al igual que con el efecto tamaño, tenemos que tener en cuenta que este efecto puede diferir para las pymes. En este sentido, un peso elevado de los activos fijos en la estructura patrimonial de la empresa se asocia con una menor proporción de activos corrientes que tienden a estar relacionados con los niveles de deuda de corto plazo. Por tanto, cuanto mayores proporciones de activos fijos menores serán las garantías de pago de la deuda de corto plazo que tiende a estar asociada con la estructura de endeudamiento de la pyme (Hall et al., 2004). La *rentabilidad* empresarial es otra de las magnitudes que se incluyen en estos análisis. Desde la perspectiva de la teoría de la estructura óptima de capital las empresas con mayores niveles de rentabilidad tendrán unos menores costes de quiebra y, por tanto, podrán hacer frente a unos niveles de deuda por encima de los valores medios. Por tanto, es de esperar una relación positiva entre la rentabilidad y los niveles de deuda desde esta perspectiva. Desde la teoría del pecking order la relación esperada será negativa, ya que empresas con niveles de rentabilidad elevados tendrán menores niveles

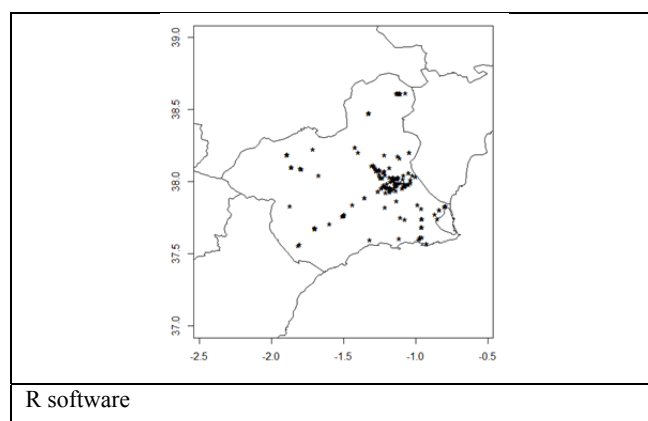
de deuda ya que preferirán deuda interna antes que deuda externa. En relación a las pymes, siguiendo la idea de que la estructura de capital de estas empresas vendrá condicionada por sus elevadas asimetrías informativas esperamos que exista una relación negativa entre sus valores rentabilidad y los niveles de deuda (Sogorb-Mira, 2005; Degryse et al., 2012; Palacin-Sanchez et al., 2013). Otro factor que influye en los niveles de deuda, según las perspectivas teóricas tradicionales, es el *crecimiento empresarial*. En este caso, ambas teorías concluyen a favor de una relación positiva entre el crecimiento empresarial y la deuda. De este modo, las empresas que experimentan un mayor crecimiento requerirán mayor niveles de financiación recurriendo en primer lugar a financiación propia y posteriormente a financiación externa (Mickaelas, 1999). En el caso de la pyme, este resultado podría ser más intenso debido a que la deuda a corto plazo juega un papel fundamental en su estructura financiera (Heyman et al., 2008). En relación a los niveles de *liquidez* de la empresa, las empresa con niveles altos de liquidez tendrán unos valores de deuda más bajos (De Jong et al., 2008). De este modo, desde la perspectiva del pecking order es de esperar que empresas con mayores niveles de liquidez tengan mayores fuentes de financiación interna y, por tanto, acudan menos a deuda externa. La edad es otro factor a tener en cuenta a la hora de explicar los niveles de deuda. Esperamos una relación negativa entre esta variable y los niveles de deuda debido a que las empresas de más años se espera que tengan una mayor capacidad para generar recursos propios y, por tanto, no tengan necesidad de acudir a deuda externa (Hall et al., 2004). Por último, consideramos la media sectorial como variable relevante en este tipo de análisis. Esta variable surge desde la perspectiva teórica del modelo de ajuste según el cual las empresas se fijan en el comportamiento de su media para evitar grandes desviaciones. Por tanto, es de esperar una relación positiva entre los niveles de deuda y el valor de la media del sector.

3. Datos y muestra

Nuestra aplicación empírica está basada en una muestra de 250 pymes 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. Con esta información hemos seleccionado una muestra de pymes españolas localizadas

en la Región en Murcia. Para ser consideradas pymes hemos seguido las recomendaciones propuestas por la Comisión Europea (2003) 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. 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 en gran medida el efecto de localización regional que caracteriza el entorno en el que se encuentra la empresa y como se ha visto condiciona los niveles de deuda (Palacin-Sanchez et al., 2013). De este modo, pretendemos contrastar la significatividad del efecto de interacción empresarial en la estructura financiera de la pyme que sospechamos puede venir motivado por la existencia de crédito comercial. Por esto, 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 (Hall et al., 2004). Este resultado queda de manifiesto en las cifras agregadas de empresa publicadas por el DIRCE (INE, 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, esta última asociada al cifras crédito comercial. 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). Dadas estas características y el objetivo de nuestro trabajo consideramos la Región de Murcia un buen escenario como punto de partida para el desarrollo de nuestro análisis. La distribución de la muestra aparece en la siguiente Figura 1.

Figura 1: Distribución regional de la muestra de pymes de la RM



Variables

Las variables del modelo que proponemos en este trabajo las hemos definido a partir de las definiciones adoptadas en estudios anteriores en este contexto (Hall et al., 2004; Sogorb-Mira 2005, Degryse et al., 2012 o Palacin-Sanchez et al., 2013). La siguiente Tabla 1 muestra la descripción de cada una.

Tabla 1: Variables del modelo	
Variable Dependiente	
Variable	Descripción
Ratio de endeudamiento (DE)	Deudas de la empresa sobre el total de activos
Variables explicativas	
Variable	Descripción
Tamaño empresarial (T)	Logaritmo del número de trabajadores
Estructura de activos (EA)	Proporción entre los activos fijos y la cifra total de activos de la empresa
Rentabilidad (RE)	Cociente entre los ingresos antes de intereses e impuestos sobre al total de activos de la empresa
Liquidez (LI)	Cociente entre los activos a corto plazo de la empresa y los pasivos a corto plazo
Crecimiento empresarial (CE)	Variación anual en la cifra de activos en términos logarítmicos.
Edad (E)	Logaritmo del número de años que tiene la empresa
Mean	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)

A continuación la Tabla 2 ofrece la información relativa a los principales estadísticos descriptivos de las variables definidas anteriormente.

Tabla 2: Estadísticos descriptivos. Valores medios para el periodo 2008-2012.				
NxT=1250 ²				
	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
DE	0.5760	0.1934	0.0871	0.9942
T	4.9660	1.0664	0.0000	8.6352
EA	0.3796	0.1991	0.0002	0.9795
RE	0.0049	0.0594	-0.4783	0.2198
LI	1.6842	0.8183	0.0490	4.9301
CE	0.0044	0.1509	-0.5369	0.9402
E	3.3636	0.2661	1.7917	4.2904
MEAN	0.5834	0.0124	0.5631	0.6122

Los valores estadísticos descriptivos de la Tabla 2 son próximos a los obtenidos en el estudio de Palacin-Sanchez et al. (2013)³ 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 inferiores (0.5760) a los obtenidos por Palacin-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 club de comunidades con menores niveles de productividad.

4. Metodología

Con el objeto de contrastar la existencia de efectos de interacción espacial entre empresas que se encuentran próximas entre ellas y sus efectos sobre la estructura financiera de la empresa utilizamos la metodología derivada de la estimación de paneles

² El último año 2007 desaparece al calcular la variable correspondiente al crecimiento empresarial.

³ Realizado para una muestra de pymes españolas para el periodo 2007-2004.

con efectos espaciales. La composición de la muestra por distintas empresas i , ($i=1, \dots, 250$) durante varios años t ($t=1, \dots, 5$) hace que la aplicación del panel sea adecuada. Al tener información disponible para todas las empresas estaríamos trabajando con un modelo balanceado. En base a esta información, la especificación general del panel estático sería:

$$Y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + u_{it} \text{ con } i=1, \dots, N \text{ y } t=1, \dots, T \quad (1)$$

donde y_{it} es la variable representativa de la deuda empresarial y x_{it} representa un vector de k variables explicativas ($k=1, \dots, K$). Este modelo asume que el intercepto del modelo (β_0) y los coeficientes (β_k) son iguales para todas las empresas y constantes a lo largo del periodo analizado. No obstante la heterogeneidad individual del modelo queda recogida por la descomposición de su término de error de tal modo:

$$u_{it} = a_i + \epsilon_{it} \text{ con } i=1, \dots, N \text{ y } t=1, \dots, T \quad (2)$$

Donde el término a_i hace referencia al efecto de la heterogeneidad inobservable específica para cada individuo y la cuál es constante en el tiempo. ϵ_{it} es el término de error. La metodología panel diferencia que el efecto inobservado a_i se comporte como fijo o aleatorio. En nuestro modelo asumimos que se comporta como efecto fijo relacionado con las características particulares de la empresa. En el caso del modelo de deuda, estas características específicas estarían relacionadas con las prácticas de gestión empresarial de cada empresa que estarían afectando a su estructura financiera (Berger y Udell, 2006).

4.1 Resultados

A la hora de realizar la estimación del modelo de deuda comenzamos realizando la estimación de un modelo MCO como punto de partida.

	MCO	Modelo de efectos fijos	Modelo general de panel con efectos espaciales	Modelo SAR
T	-0.0132* (0.001)	-0.0112* (0.037)	-0.0097 (0.105)	-0.0094 (0.115)
EA	-0.2060*	-0.1273*	-0.1052*	-0.1064*

	(0.000)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
RE	-0.2940* (0.000)	-0.2815* (0.000)	-0.2763* (0.004)	-0.2728* (0.000)
LI	-0.1531* (0.000)	-0.0843* (0.000)	-0.0763* (0.000)	-0.0742* (0.000)
CE	0.1037* (0.000)	0.1201* (0.000)	0.1202* (0.000)	0.1194* (0.000)
E	-0.0785* (0.000)	-	-	-
MEAN	-0.6526* (0.000)	-0.2330 (0.356)	-0.157 (0.265)	-0.1767 (0.184)
CTE	0.8647* (0.000)	0.6953 (0.000)	-	-
WCURRENT	-	-	-0.0332 (0.864)	-
WCCTO	-	-	0.0864 (0.491)	-
WTANGI	-	-	0.2531 (0.105)	-
WRE	-	-	0.0783** (0.015)	-
WSIZE	-	-	0.0176 (0.322)	-
Rho	-	-	0.3592* (0.029)	0.2403* (0.025)
Lambda	-	-	-0.3132 (0.306)	-
Sigma	-	-	0.0416* (0.000)	0.0026* (0.000)
Wcoefficients equal to zero test	-	-	197.42 (0.000)	-
F	-	27.23* (0.000)	-	-
Hausman test Fixed vs random	-	23.48* (0.000)	-	-
p-valor entre parenthesis. (*) Significativo al 5% (**) Significativo al 10%				

La primera columna de la Tabla 3 muestra los resultados de la estimación MCO. Los resultados obtenidos están en consonancia con estudios anteriores desarrollados para empresas de reducido tamaño (Sogorb-Mira, 2005; Degryse et al., 2012; Palacin-Sanchez et al., 2013) De este modo, es de esperar un signo negativo para el tamaño

como consecuencia de la estructura de deuda de la pyme y las mayores restricciones financieras a las que se tiene que enfrentar este tipo de empresas (Beck and Demirgüç-Kunt, 2006). Obtenemos también una relación negativa entre la estructura de los activos de la empresa (tomando como referencia los activos a largo plazo) y los niveles de deuda. En este sentido, elevadas proporciones de activos no corrientes irán asociados a menores garantías de cobro a corto plazo y, por tanto, menores niveles de deuda de esta naturaleza (Hall et al., 2004). El signo para la rentabilidad es negativo como era de esperar dadas las intensas asimetrías de información existentes en las pymes. El crecimiento empresarial *muestra un signo positivo* como se esperaba. La relación liquidez- endeudamiento presenta un signo negativo. Esta relación se debe al efecto sustitución liquidez-deuda (Acharya et al., 2007). La edad es otro factor a tener en cuenta a la hora de explicar los niveles de deuda. Tal y como cabía esperar hemos encontrado una relación negativa ya que las empresas mayores se espera que tengan una mayor capacidad para generar recursos propios y, por tanto, no tengan necesidad de acudir a deuda externa (Hall et al., 2004). Finalmente, la media del sector al que pertenece la empresa presenta una relación negativa con los niveles de deuda.

Para introducir la posibilidad de que existan efectos de contagio entre empresas es necesario definir una estructura de conexiones entre ellas. Desde el punto de vista metodológico, esto se consigue mediante la definición de una matriz de pesos W , siendo una matriz cuadrada de orden $N \times N$ en la que la i -ésima fila se indican, con valores distintos de cero, los individuos que espacialmente interactúan con el individuo i . En esta aplicación consideramos como criterio de contigüidad la distancia. De tal modo que dada una empresa i , las empresas que se consideran vecinas serán aquellas cuya distancia respecto a i sea menor que la distancia d . Considerando este criterio calculamos distintas matrices de contactos con diferentes distancias (d) y contrastamos mediante los test LM la existencia de un efecto de interacción espacial entre empresas que resulte significativo para la explicación del modelo de deuda estimado por MCO. La Tabla 4 muestra los resultados de los tests LM para distintos órdenes de contigüidad.

Tabla 4: Tests LM para el modelo de deuda			
	Matrices de pesos		
	W30	W40	W50

Residual	LM-ERR	0.016 (0.899)	0.159 (0.690)	0.084 (0.993)
	LM-EL	1.619 (0.203)	1.445 (0.229)	0.330 (0.565)
Sustantiva	LM-LAG	0.442 (0.506)	1.591 (0.103)	1.228 (0.119)
	LM-LE	2.045 (0.123)	2.874* (0.030)	1.530 (0.146)
Tests LM-LAG y LM-ERR contrastan la existencia de dependencia espacial de tipo sustantiva o residual. Los tests LM-LE y LM-EL son sus versiones robustas. Los LM LAG y LM LE permiten corroborar la hipótesis de que el modelo estimado sigue una especificación tipo SAR mientras que los tests LM ERR y LM EL a favor de la estructura de tipo error. P- valor entre paréntesis.(*) significativo al 5%.				

Los resultados expuestos en la Tabla 4 anterior apuntan ciertos indicios de dependencia espacial cuando consideramos una matriz de contactos que considera vecinas a todas las empresas localizadas en un radio menor de cuarenta kilómetros respecto a la empresa analizada.

Además de la existencia de efectos de interacción entre empresas que pudieran ser significativos para el modelo tenemos que tener en cuenta la existencia de heterogeneidad derivada de las características individuales de cada empresa. A modo de prueba preliminar, realizamos una estimación incluyendo dummies para cada empresa sobre el modelo pool. Los resultados de esta estimación (no incluidos en este trabajo) muestran que el noventa por ciento de las dummies representativas de cada empresa son significativas. Por tanto, el efecto heterogeneidad en nuestro modelo es importante y su ausencia en la estimación puede dar lugar a resultados sesgados por la omisión de variables relevantes. Para tener en cuenta este efecto individual planteamos la estimación de panel de datos. Los resultados de esta estimación se muestran en la segunda columna de la Tabla X. Respecto al comportamiento de esta heterogeneidad en lo que se refiere a su fija o aleatoria, el test de Hausman concluye a favor de la estimación del modelo de efectos fijos (27.48*(0.000)). Además, la naturaleza de la especificación aleatoria en lo que se refiere a la hipótesis de no correlación entre el efecto individual y las variables explicativas es difícil de imaginar en el contexto empresarial en el que todas las variables tienden a estar correlacionadas. En relación a los resultados, los coeficientes de la estimación panel son similares a los obtenidos en la

estimación MCO. Además, la prueba F nos permite concluir a favor de la superioridad de la estimación panel frente al MCO.

Una vez estimado el panel consideramos la incorporación de efectos de interacción empresarial como posibles elementos significativos en el modelo. Para ello, aplicamos la metodología de selección de modelos espaciales de lo general a lo particular propuesta por Mur y Angulo (2006). Como punto de partida realizamos la estimación del modelo espacial de panel general que incluye estructuras de dependencia espacial sustantiva y residual así como variables exógenas del modelo retardadas espacialmente. Los resultados de esta estimación aparecen en la tercera columna de la Tabla 3. Los coeficientes del modelo son similares a los obtenidos en el modelo panel sin efectos espaciales. Respecto a los efectos espaciales, encontramos algunos indicios de dependencia espacial en el retardo espacial de la variable representativa de la rentabilidad empresarial con un coeficiente positivo. No obstante, su nivel de significatividad no alcanza el 5%. Respecto a los términos de dependencia espacial sustantiva (ρ) encontramos que su coeficiente es positivo y significativo. La dependencia residual no es significativa. No obstante, debemos realizar una serie de contrastes para comprobar que esta especificación espacial es la adecuada. Para ello, contrastamos la igualdad a cero de los coeficientes asociados a los retardos espaciales de las explicativas del modelo. El resultado de este contraste acepta la hipótesis nula sobre la igualdad de los coeficientes a cero (3.31. Prob > $\chi^2 = 0.6525$). Por tanto, eliminamos esas variables de la ecuación quedándonos un modelo tipo SARAR a ser estimado. A partir de esta especificación (no incluida en la tabla anterior) calculamos los tests de LR para contrastar si los modelos de dependencia espacial residual o sustantiva están anidados. De estos resultados, concluimos a favor de la existencia de una estructura de dependencia espacial tipo SAR. La estimación de este modelo aparece en la última columna de la Tabla 4 confirmando la incidencia de los efectos de interacción empresarial en la estructura financiera de la pyme.

5. Conclusiones

Este trabajo destaca la necesidad de tener en cuenta el efecto de interacción espacial cuando se analiza la estructura financiera de la pyme. A diferencia de las empresas de

mayor tamaño, las pymes se enfrentan a restricciones financieras que limitan su crecimiento. Para superar esta limitación es de esperar que estas empresas acudan a fuentes de financiación alternativas como es el caso del crédito comercial. Esta vía de financiación promueve las interdependencias en las estructuras financieras de distintas empresas y, por tanto, es de esperar que este efecto incida en los resultados de los modelos de estructura de capital como hemos visto en este trabajo.

6. Referencias

- Acharya, V., Almeida, H., y Campello, M., (2007): A Hedging Perspective on Corporate Financial Policies. *Journal of Financial Intermediation* 16, 515-54.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Laeven L. y Maksimovic, V. (2006): The determinants of financing obstacles. *Journal of International Money and Finance*, 25, 932-952.
- Bradley, M., Jarrell, G. y Kim, E.H. (1984): On the Existence of Optimal Capital Structure: Theory and Evidence, *Journal of Finance*, 39, 857-878.
- Berger, A. N. y Udell, G. F. (2006): A More Complete Conceptual Framework for SME Finance. *Journal of Banking and Finance* 30, 2945-2966.
- Carbo, S., Gardner, E., y Molyneux, P. (2008): Financial exclusion in Europe. *Public Money and Management*, 27(1), 21-27.
- DeAngelo, H. y R.W. Masulis, (1980): Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation, *Journal of Financial Economics* 8, 1980, pp. 3-29.
- 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), 1102-1140.
- Fama, E. F. & French, K. R. (2002): 'Testing Trade-off and Pecking Order Predictions about Dividends and Debt', *Review of Financial Studies*, vol. 15, no. 1, pp. 1-33.
- Frank, M. Z. y Goyal, V. K. (2008): Capital Structure Decisions: Which Factors are Reliably Important?', *Financial Management*, 38(1), 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), 711-728.
- Heyman et al., 2008
- La Porta, Rafael, Florencio Lopez-de-Silanes, Andrei Shleifer, y Vishny, R. (1998): Law and finance. *Journal of Political Economy*, 106, 1113-1155.

- López-Gracia, J., y F. Sogorb-Mira, (2008): Testing Trade-Off and Pecking Order Theories Financing SMEs. *Small Business Economics* 31, 117-136.
- Martínez-Sola, A. García Teruel, P y Martínez Solano, P. (2014): Trade credit and SME profitability, *Small Business Economics*, 42, 561-577.
- Maté, M.L. García D. y F.A. López, (2009): Spatial effects in the productivity convergence of Spanish industrial SME's, *Spanish accounting and finance review* 38, 13-35.
- Maté Sánchez-Val, M.L., Hernández-Cánovas, G., Sánchez Vidal, J. y Minguez-Vera, A. (2013): Are there spill-over effects into the financial behaviour of SMEs?, *Trimestre Económico*, 80 (320), 841-867.
- Modigliani, F. y Miller, M. H. (1958): The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, *American Economic Review*, 48(3), 261-297.
- Mur, J., y Angulo, A. (2006): The Spatial Durbin Model and the Common Factor Tests, *Spatial Economic Analysis*, 1, 207-226.
- Myers, S. C. (2001): Capital Structure, *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 81-102.
- Palacín-Sánchez MJ, Ramírez-Herrera LM, Di Pietro F. (2013): Capital structure of SMEs in Spanish regions. *Small Bus Econ* 41(2), 503–519.
- Psillaki, M. y Daskalakis, N. (2009): Are the Determinants of Capital Structure Country or Firm Specific?. *Small Business Economics*, 33(3), 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), 1421-60.
- Wu, C. y Ho, S.K., (1997): Financial ratio adjustment: industry-wide effects on strategic management. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 9, 71–88.