



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Sánchez-Val, Mariluz Maté; Ramón Llorens, María Camino  
LA INCIDENCIA DE LOS ENTORNOS REGIONALES SOBRE LAS RESTRICCIONES  
FINANCIERAS EN PEQUEÑAS Y MEDIANAS EMPRESAS  
El Trimestre Económico, vol. LXXXIII(1), núm. 329, enero-marzo, 2016, pp. 37-60  
Fondo de Cultura Económica  
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31344126002>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

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

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

## LA INCIDENCIA DE LOS ENTORNOS REGIONALES SOBRE LAS RESTRICCIONES FINANCIERAS EN PEQUEÑAS Y MEDIANAS EMPRESAS\*

*Mariluz Maté Sánchez-Val  
y María Camino Ramón Llorens\*\**

### RESUMEN

El principal objetivo de este artículo es estudiar la heterogeneidad regional en las restricciones financieras sufridas por la pequeña y mediana empresas (pyme). Para ello, se desarrolló una aplicación empírica con una muestra de pyme españolas, proponiendo un modelo de acceso financiero y diferenciando entre dos regiones. Las estimaciones se realizan mediante modelos probit dinámicos con datos de panel. Los resultados confirman la importancia de incluir esa diferenciación regional. En concreto, se encontró que en la región menos desarrollada, las características específicas de las empresas de reducido tamaño no son tan importantes para determinar la probabilidad de tener restricciones financieras como las propias condiciones regionales donde la empresa tenga su sede.

*Palabras clave:* restricciones financieras, características regionales, pyme. *Clasificación JEL:* G21, R11.

### ABSTRACT

This paper highlights the role of the regional heterogeneity in the financial constraints of small and medium enterprises (SMEs). To do this, we develop an empiri-

\* Artículo recibido el 22 de mayo de 2014 y aceptado el 18 de marzo de 2015. Las autoras reconocen el apoyo financiero otorgado por el Ministerio de Ciencia e Innovación (proyectos ECO2011-29080 y ECO2012-36032-C03-01). Los errores remanentes son responsabilidad exclusiva de las autoras. [Traducción del inglés de Beatriz E. Meza Cuervo, Karina G. Azanza Morales y Brian Jonh McDougall.]

\*\* Departamento de Economía Financiera y Contabilidad, Universidad Politécnica de Cartagena, España (correos electrónicos: mluz.mate@upct.es y camino.ramon@upct.es).

cal application based on a sample of Spanish SMEs and propose a model of financial access that distinguishes between two regions. We obtain estimates using dynamic probit models with panel data. Our results confirm the relevance of including regional differentiation. In particular, we find that in the less developed region, the specific characteristics of SMEs are not as important in determining the likelihood of their being financially constrained as the actual conditions in the region where the company is located.

*Key words:* financial constraints, regional characteristics, SMEs. *JEL classification:* G21, R11.

## INTRODUCCIÓN

El financiamiento de las pequeñas y medianas empresas (pyme) es una política crucial y una cuestión académica que en la actualidad llama grandemente la atención. Su relevancia se debe al hecho de que las pyme son un motor importante en los sistemas económicos actuales, ya que representan una proporción significativa del empleo (De la Torre *et al.*, 2010; Behr *et al.*, 2013). A pesar de su importancia, estas empresas tienen menos probabilidades de acceder al financiamiento formal (Beck y Demirgüç-Kunt, 2006). Sus limitaciones financieras están motivadas por sus características específicas asociadas con la información asimétrica, los problemas de agencia y los altos costos fijos que implican el escrutinio y monitoreo de estas empresas en comparación con la utilidad esperada del banco (Carreira y Silva, 2010). Las restricciones financieras a las que se enfrentan estas empresas reducen su capacidad de crecimiento y, debido al peso que tienen en los sistemas productivos actuales, pueden suponer un obstáculo para superar la situación económica real. Esta relación ha motivado la elaboración de estudios para identificar los elementos determinantes en el acceso financiero de las pyme (Beck *et al.*, 2011). Los resultados de dichos estudios destacan la importancia del entorno en el que se ubica la empresa, lo cual condiciona el desempeño de los agentes económicos y afecta las estructuras financieras de las pyme (Beck *et al.*, 2006). En este contexto, la mayoría de los artículos tienden a hacer comparaciones internacionales en las que suponen modelos financieros homogéneos dentro de los territorios nacionales. Esta suposición puede estar fuera de la realidad debido a la alta dependencia de las pyme respecto de las características regionales o locales del lugar donde se ubican (Liu *et al.*, 2013).

A fin de contribuir en esta área, en este artículo se propone una aplicación empírica que resalta el papel que desempeña la heterogeneidad regional en las restricciones financieras de las pyme. Para alcanzar este objetivo utilizamos una muestra de pyme españolas ubicadas en dos provincias distintas:<sup>1</sup> Madrid y Murcia. En particular, se compara si la influencia que ejercen los elementos determinantes del acceso financiero sobre las empresas de tamaño reducido varía en función de la región que se está considerando. La aplicación empírica presentada aquí se basa en dos provincias que presentan grandes diferencias entre sí. En este sentido, Madrid pertenece a un grupo de regiones bien posicionadas en términos de sus indicadores económicos, mientras que Murcia está situada en un área caracterizada por menores tasas económicas y valores de productividad bajos (Maté *et al.*, 2009). Para cada provincia se obtuvo información contable de una muestra de pyme. Con esta información se estimó un modelo financiero regional mediante la aplicación de modelos probit dinámicos con datos de panel por medio de la metodología desarrollada por Heckman (1981). Estos resultados resaltan la importancia de distinguir entre regiones cuando se estudia el acceso financiero de las pyme. En este sentido, encontramos que en la provincia menos desarrollada (Murcia), las características particulares de las pyme (como su antigüedad, tamaño o giro principal) no son tan importantes para lograr el acceso financiero como lo son las propias condiciones regionales relacionadas con el desarrollo de los entornos institucional, financiero y económico. Estos hallazgos son significativos al momento en que los creadores de políticas diseñan programas destinados a fortalecer el acceso financiero de las pyme. En este contexto, las medidas orientadas a favorecer los sistemas locales económicos, financieros e institucionales son fundamentales.

El resto del presente artículo está organizado de la siguiente manera: la sección I explora publicaciones anteriores que analizan diferentes entornos de negocios y su influencia en el acceso financiero de las pyme. Con base en este análisis es que se propone la hipótesis de este estudio. La sección II incluye la base de datos y la descripción de las variables de nuestro análisis, así como la metodología econométrica. Las estimaciones de los modelos

<sup>1</sup> Las provincias españolas son agregados territoriales que corresponden a la clasificación NUTS III. La nomenclatura de unidades territoriales estadísticas (NUTS, por sus siglas en inglés) es un sistema de clasificación jerárquico que permite dividir el territorio de la Unión Europea con fines analíticos (Comisión Europea, 2007).

de acceso financiero para Madrid y Murcia se comentan en la sección III. Finalmente, se presentan las conclusiones.

# I. CARACTERÍSTICAS DE LOS ENTORNOS REGIONALES QUE INCIDEN SOBRE LAS RESTRICCIONES FINANCIERAS

## 1. *Los entornos regionales institucionales y financieros y las restricciones financieras*

Los entornos institucionales se refieren a las políticas, los reglamentos y las leyes que existen en los sistemas económicos, los cuales varían ampliamente de un país a otro. Las empresas de países con niveles más altos de desarrollo institucional, sistemas financieros y jurídicos más desarrollados, mayor protección a los acreedores y sistemas judiciales más eficientes reportan obstáculos financieros significativamente menores que las empresas de países con instituciones menos desarrolladas (Demirgüç-Kunt *et al.*, 2006). Los entornos financieros se determinan mediante la cantidad, calidad, eficiencia, estabilidad y confiabilidad de los servicios proporcionados por las instituciones financieras. En un sistema financiero bien regulado, no solamente los consumidores están protegidos contra las conductas oportunistas y reciben ayuda para mejorar la eficiencia del sistema financiero, sino que los bancos también ofrecen bajos costos de operación e información y los créditos se asignan de manera eficiente (Ratti *et al.*, 2008). Por consiguiente, la calidad de los entornos institucional y financiero es de vital importancia para explicar las características crediticias de las empresas de distintas regiones (Beck *et al.*, 2011). Las empresas de países con instituciones financieras desarrolladas y sistemas institucionales eficientes son capaces de obtener más financiamiento externo que las empresas de países con entornos menos desarrollados (Demirgüç-Kunt y Maksimovic, 1998; Beck *et al.*, 2005, 2006).

Desde una perspectiva subnacional, los entornos institucional y financiero se definen por la combinación de fuerzas políticas, culturales y económicas que se promueven en cada territorio. La interacción de estos elementos provoca reacciones en los bancos y, por ende, influye en las restricciones financieras (Carbó Valverde *et al.*, 2007). Los estudios empíricos que analizan los efectos de los entornos subregionales e institucionales sobre las restricciones financieras son escasos. En este sentido, Bonaccorsi di Patti y

Gobbi (2001) hallan que la densidad, medida a través del número de agentes que actúan en los mercados bancarios regionales, afecta la cantidad y la calidad de los créditos. Michelacci y Silva (2007) construyeron una medida del desarrollo financiero local mediante la creación de un indicador que mide la facilidad con la que se obtiene un crédito en un lugar determinado. Du y Xiu (2009) identifican la relación que existe entre el gobierno y el mercado, así como el desarrollo de los intermediarios del mercado y el sistema jurídico como componentes importantes de los entornos regionales. De acuerdo con estos autores, en las regiones en donde las relaciones anteriores son intensas, los entornos jurídicos son mejores. Una mejora en el entorno jurídico tiene efectos significativos sobre los intermediarios financieros locales y, por tanto, influye en la estructura financiera de las empresas (Fan *et al.*, 2013). Cassia y Vismara (2009) aportan varios descriptores del desarrollo del sistema bancario regional y muestran que estas variables desempeñan un papel importante en las empresas de financiamiento.

## 2. Los entornos económicos regionales y las restricciones financieras

Intuitivamente se podría decir que las variables económicas deberían influir en la conducta de los bancos y, por tanto, de manera indirecta en las restricciones financieras de las empresas. Sin embargo, de acuerdo con la literatura anterior, esta relación no es tan clara como se esperaría. Desde una perspectiva trasnacional, los estudios anteriores con frecuencia se basan en la presunción de que los efectos de las variables económicas son similares para todos los bancos a lo largo del tiempo y entre regiones. Bajo estos supuestos, los estudios que se enfocan en la importancia de las variables económicas en la determinación del acceso financiero de las empresas no encuentran una relación significativa entre estas variables (Yeager, 2004). Sin embargo, los efectos económicos adquieren importancia cuando se proponen estudios subnacionales para una región en particular (Daly *et al.*, 2008). A pesar de este resultado, en su mayoría, los estudios suponen efectos promedio para toda la muestra, en lugar de tomar en cuenta las características económicas particulares de cada región. A fin de superar esta limitación, Daly *et al.* (2008) destacan la importancia de tomar en cuenta la heterogeneidad regional derivada de las características económicas específicas cuando se analiza el acceso financiero de las empresas. En este caso, se esperaría encontrar una relación positiva entre las relaciones representativas

del desarrollo económico de una región y la capacidad de las empresas para obtener acceso financiero.

## II. RESTRICCIONES FINANCIERAS EN LAS PYME

### 1. *Base de datos y variables*

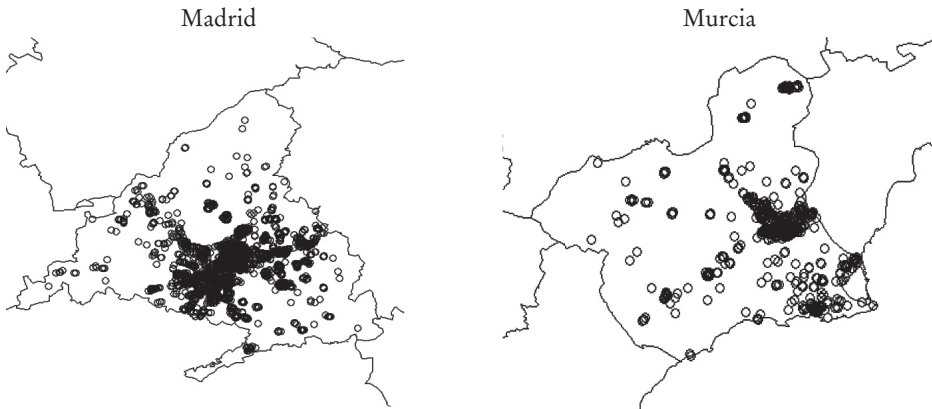
A fin de desarrollar nuestra aplicación empírica se utilizó la base de datos Sistema de Análisis de Balances Ibéricos (SABI). Ésta es una microbase de datos que recopila información de reportes financieros y de estados de pérdidas y ganancias de las empresas españolas y portuguesas inscritas en el Registro Mercantil. Seleccionamos regiones españolas para nuestro estudio debido a las características particulares de este país asociadas con su alta heterogeneidad regional en términos de sus indicadores económicos (Carbó *et al.*, 2007). A fin de controlar por la heterogeneidad regional, se seleccionaron empresas pequeñas y medianas<sup>2</sup> ubicadas en dos provincias españolas: Madrid y Murcia. Esta información permite analizar los resultados en dos regiones con características diferentes. En este orden de ideas, Madrid es una de las provincias más ricas en términos de su producto interno bruto (PIB) per cápita, con una alta concentración de empresas industriales y tecnológicas, mientras que Murcia tiene valores más bajos de PIB per cápita y un sector productivo basado en las actividades primarias con menores valores de productividad (Maté *et al.*, 2009). La información disponible permite relacionar a cada empresa con su respectivo código postal. El mapa 1 muestra la distribución espacial de las empresas de acuerdo con el código postal de 25 005 pyme:16 595 en Madrid y 5 410 en Murcia.<sup>3</sup> Las zonas de mayor densidad están cerca de las zonas urbanas más grandes de Madrid y Murcia (véase el mapa 1). Este resultado coincide con la distribución espacial de la población total de estas provincias.

Para estas empresas se obtuvo información contable del periodo 2009-2012. A fin de llevar a cabo este estudio se utilizaron bases de datos alternativas para obtener información económica y financiera de los municipios<sup>4</sup>

<sup>2</sup> Las pyme se seleccionaron en función del número de empleados (menos de 250).

<sup>3</sup> Esta muestra tiene un índice de cobertura de aproximadamente 3% en cada provincia. los índices de cobertura se calculan con base en la información proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). la estructura de nuestra muestra, en términos de las características de las empresas, como el tamaño o el giro principal, coincide con la estructura de la población.

<sup>4</sup> El municipio corresponde al nivel regional de la clasificación NUT IV (Comisión Europea, 2007).

MAPA 1. *Distribución espacial de las pyme*

de Madrid y Murcia. Específicamente, se utilizó información de microdatos del Instituto Nacional de Estadística (INE), así como estadísticas regionales de La Caixa.<sup>5</sup>

## 2. Restricciones financieras

De acuerdo con la literatura anterior, ofrecemos dos medidas de restricciones financieras. La primera se basa en el tamaño de la empresa (Kadapakkam *et al.*, 1998). Esta variable se construye bajo el supuesto de que las empresas más pequeñas se enfrentan a mayores restricciones financieras debido a que tienen más problemas de asimetría de la información y costos de agencia más altos. De acuerdo con esta idea, se clasificó a las empresas en tres grupos: el Grupo Grande (GG), conformado por empresas con más de 50 empleados; el Grupo Mediano (GM), con empresas de más de 10 y menos de 50 empleados, y el Grupo Pequeño (GP), formado por empresas con menos de 10 trabajadores. Esta categorización se basa en la clasificación de las pyme en función de su número de empleados propuesta por la Comisión Europea (Comisión Europea, 2007).

El cuadro 1 presenta la distribución temporal y espacial de nuestra muestra en función del número de empleados. La distribución anterior coincide con los datos proporcionados por el INE para la población total. El panel A reporta la importancia de las pequeñas empresas en la economía española. Como se puede apreciar, mientras que el número de empresas que

<sup>5</sup> Véanse [www.ine.es](http://www.ine.es) y [www.anuarioeco.lacaixa.comunicaciones.com](http://www.anuarioeco.lacaixa.comunicaciones.com) para conocer los detalles.



CUADRO 1. *Composición de la muestra por grupos*

Panel A. <i>Grupos temporales</i>				
	2009	2010	2011	2012
GG	322	292	283	281
Porcentaje	(6.9)	(5.8)	(5.7)	(5.6)
GM	1 964	1 786	1 764	1 755
Porcentaje	(41.7)	(35.7)	(35.3)	(35.1)
GP	2 715	2 923	2 954	2 965
Porcentaje	(51.4)	(58.3)	(59.1)	(59.3)
Panel B. <i>Grupos espaciales</i>				
	<i>Muestra total</i>	<i>Madrid</i>	<i>Murcia</i>	
GG	1 525	1 258	267	
Porcentaje	(6.1)	(6.4)	(4.9)	
GM	9 352	7 227	2 125	
Porcentaje	(37.4)	(36.9)	(39.3)	
GP	14 128	11 110	3 018	
Porcentaje	(56.5)	(56.7)	(55.8)	
Total	25 005	16 595	5 410	

conforman los grupos Grande y Mediano disminuye, el número de pequeñas empresas aumenta desde 2009 (51.4%) y hasta 2012 (59.3%). Esto es de esperarse, ya que los periodos de recesión económica normalmente se caracterizan por un aumento en la cantidad de empresarios que tratan de mejorar su posición laboral mediante la creación de pyme (Kongolo, 2010; Choudhry *et al.*, 2012). El panel B ofrece información de carácter espacial que muestra que, en ambas provincias, predominan las pequeñas empresas.

Con base en la clasificación por tamaño, proponemos la siguiente variable ( $Z_{FE}$ ) para medir las restricciones financieras:

$$Z_{FE} = \begin{cases} 1 & \text{si la empresa pertenece al GG} \\ 0 & \text{si la empresa pertenece al GM} \\ -1 & \text{si la empresa pertenece al GP} \end{cases} \quad (1)$$

El segundo sustituto de la restricción financiera se define por un índice de restricción financiera al inicio del periodo ( $Z_{FC}$ ) (Cleary, 1999, 2006). Este índice se define por un proceso de categorización de la muestra al dividirla en tres grupos según su tendencia de pago de dividendos en cada año (Cleary, 2006). El primer grupo (G1) está compuesto por empresas que tienen mayores dividendos al inicio del periodo en comparación con el pe-

riodo anterior y tienen más probabilidades de no tener restricciones financieras; el segundo grupo (G2) está formado por empresas que han recortado sus dividendos y probablemente tienen restricciones financieras, y el tercer grupo (G3) está integrado por empresas que no tienen cambios en el pago de dividendos. Esta clasificación se basa en el supuesto de que las empresas con mayores restricciones financieras tienden a optar por menores pagos de dividendos a fin de reducir la probabilidad de verse forzadas a recurrir al financiamiento externo (Cleary, 2006). De acuerdo con la clasificación anterior, el índice  $Z_{FC}$  se define de la siguiente manera:

$$Z_{FC} = \begin{cases} 1 & \text{si la empresa pertenece al G1} \\ -1 & \text{si la empresa pertenece al G2} \\ 0 & \text{si la empresa pertenece al G3} \end{cases} \quad (2)$$

El cuadro 2 muestra la distribución de la muestra de acuerdo con  $Z_{FC}$ .

CUADRO 2. *Composición de la muestra por grupos*

Panel A. <i>Grupos temporales</i>				
	2009	2010	2011	2012
G1	1 294	1 466	2 025	2 094
Porcentaje	(25.8)	(29.3)	(40.9)	(41.8)
G2	2 490	2 434	2 026	1 972
Porcentaje	(49.7)	(48.6)	(40.5)	(39.4)
G3	1 217	1 101	950	935
Porcentaje	(24.3)	(22.1)	(19.0)	(18.7)
Panel B. <i>Grupos espaciales</i>				
	<i>Muestra total</i>	<i>Madrid</i>	<i>Murcia</i>	
G1	8 426	6 771	1 655	
Porcentaje	(33.6)	(34.0)	(30.0)	
G2	9 549	7 730	1 820	
Porcentaje	(38.1)	(40.0)	(35.0)	
G3	7 030	5 095	1 935	
Porcentaje	(28.4)	(26.0)	(35.0)	
Total	25 005	19 595	5 410	

El cuadro 2 muestra algunas conclusiones interesantes derivadas de las características económicas a través del tiempo y el espacio. En este sentido, podemos observar que el número de empresas con restricciones ha aumentado desde 2009. Este resultado puede deberse a la crisis financiera, gracias a

la cual aumentó el número de empresas afectadas por restricciones (49.7%) (Campello *et al.*, 2010). En lo que respecta a la distribución espacial, hallamos que en Madrid hay más empresas que presentan cambios financieros, mientras que en Murcia las empresas tienden a mantener una política financiera más conservadora (35% de las empresas no altera sus pagos de dividendos).

Una vez que hemos definido los sustitutos de restricciones financieras antes expuestos, el siguiente paso es poner a prueba la idoneidad de nuestras propuestas. Con esta finalidad, realizamos un análisis discriminante basado en la ecuación (3), donde se incluyen algunas variables explicativas representativas de diferentes características de las empresas. Es probable que estas variables predeterminen la pertenencia de una empresa a los distintos grupos predefinidos (Cleary, 1999).

$$Z_{FC} = \beta_1 \text{CIRCULANTE} + \beta_2 \text{DEUDA} + \beta_3 \text{IN} + \beta_4 \text{VENTAS} \quad (3)$$

La ecuación (3) se construye bajo el supuesto de que el pago de dividendos se relaciona con la magnitud de los fondos internos de las empresas y, por tanto, con las medidas relacionadas con la solvencia financiera de las mismas, como son las tasas de liquidez, rentabilidad, endeudamiento o crecimiento (Cleary, 1999). El cuadro 3 ofrece una descripción más detallada de estas variables.

CUADRO 3. *Variables incluidas en el análisis discriminante*

<i>Variable</i>	<i>Medida</i>	<i>Definición</i>
Razón circulante (CIRCULANTE)	Liquidez	$\frac{\text{ACTIVO CIRCULANTE}}{\text{PASIVO CIRCULANTE}}$
Razón de endeudamiento (DEUDA)	Apalancamiento	$\frac{\text{DEUDA A LARGO PLAZO}}{\text{ACTIVOS TOTALES}}$
Margen de ingreso neto (IN)	Rentabilidad	$\frac{\text{INGRESO NETO}^a}{\text{VENTAS NETAS}}$
Crecimiento de las ventas (VENTAS)	Crecimiento	$\frac{\text{VENTAS NETAS}(t) - \text{VENTAS NETAS}(t-1)}{\text{VENTAS NETAS}(t-1)}$

<sup>a</sup> El ingreso neto se calcula como el ingreso neto antes de las partidas extraordinarias más las partidas extraordinarias y las operaciones de descuento.

El cuadro 4 muestra la correlación parcial que existe entre las variables consideradas en la ecuación (3).

CUADRO 4. *Correlaciones entre variables*<sup>a</sup>

	$Z_{FC}$	<i>CIRCULANTE</i>	<i>DEUDA</i>	<i>IN</i>	<i>VENTAS</i>
$Z_{FC}$	—	0.0172** (0.016)	-0.0273*** (0.008)	0.0361*** (0.000)	0.0322*** (0.000)
<i>CIRCULANTE</i>		—	-0.0318*** (0.000)	0.0119*** (0.000)	0.0291*** (0.000)
<i>DEUDA</i>			—	-0.0601*** (0.000)	-0.0183*** (0.006)
<i>IN</i>				—	0.0625*** (0.000)
<i>VENTAS</i>					—

<sup>a</sup> Valores *p* entre paréntesis. \*\*\* significativo al nivel de 1%; \*\* significativo al nivel de 5%.

Las correlaciones anteriores muestran que las empresas que disminuyen sus pagos de dividendos ( $G_2$ ) tienden a presentar mayores razones circulantes menores, mayores razones de endeudamiento, menores márgenes de ingreso neto y menores niveles de crecimiento de las ventas que las empresas que pagan dividendos mayores. Este resultado coincide con estudios anteriores (Cleary, 1999). Las correlaciones que existen entre las variables explicativas también coinciden con la literatura anterior. En este sentido, se obtiene una correlación negativa entre las variables *CIRCULANTE* y *DEUDA*. Algunos estudios (Pinkowitz *et al.*, 2006; Faulkender y Wang, 2006; Acharya *et al.*, 2007) muestran que el saldo en caja es un elemento de las estructuras financieras de las empresas que determina una relación negativa entre los niveles de efectivo y los valores de endeudamiento. También se obtiene una relación negativa y significativa entre las variables *VENTAS* y *DEUDA* que muestra que las empresas con un mayor crecimiento en ventas adquieren financiamiento de capital fácilmente y utilizan las utilidades retenidas en su estructura de capital (Iqbal *et al.*, 2012). Asimismo, la correlación negativa que existe entre las razones *DEUDA* y *CIRCULANTE* muestra que las empresas que tienen una razón de liquidez alta utilizan una menor cantidad de deuda. Por otro lado, existe una correlación positiva y significativa entre *CIRCULANTE* e *INGRESO NETO* y entre *INGRESO NETO* y *VENTAS*. La relación anterior es de esperarse, puesto que los niveles de efectivo pueden aumentar en presencia de mayores niveles de crecimiento en las ventas, lo que lleva a una mayor rentabilidad (Gill *et al.*, 2010).

El análisis discriminante nos permite estimar los coeficientes y determinar la bondad de ajuste de la ecuación (3). Nuestros resultados concluyen

que la expresión (3) clasifica exitosamente a las empresas en cada grupo 58.7% de las veces. Las estimaciones previas se aplican para construir un índice de puntuación financiera ( $Z_{FS}$ ) que se muestra en la ecuación (4).

$$Z_{FS} = \hat{\beta}_1 CIRCULANTE + \hat{\beta}_2 DEUDA + \hat{\beta}_3 IN + \hat{\beta}_4 VENTAS \quad (4)$$

Con base en la ecuación (4) clasificamos a las empresas en dos grupos: con restricción financiera (CRF) o sin restricción financiera (SRF). Las empresas con los valores  $Z_{FS}$  más bajos (el tercio inferior) están incluidas en el grupo CRF; las empresas del tercio superior están incluidas en el grupo SRF. El resto de las empresas están incluidas en un grupo de restricciones parciales (GRP). Esta clasificación nos permite pronosticar la situación financiera de una empresa en términos de sus limitaciones financieras al conocer algunas de sus variables financieras. Sin embargo, éste no es el objetivo del presente artículo. Siguiendo los estudios de Cleary, aplicamos la categorización  $Z_{FS}$  para poner a prueba la idoneidad de la aplicación de las variables  $Z_{FC}$  y  $Z_{FE}$  para evaluar la situación financiera de las empresas. Para lograr este objetivo, comparamos los valores promedio de algunas variables financieras de acuerdo con los distintos índices y analizamos las diferencias significativas que existen entre ellos. El cuadro 5 muestra estos resultados.

CUADRO 5. Promedio de las variables financieras para distintos grupos

	$Z_{FS}$		$Z_{FE}$		$Z_{FC}$	
	Con restricción financiera	Sin restricción financiera	Con restricción financiera	Sin restricción financiera	Con restricción financiera	Sin restricción financiera
<i>CIRCULANTE</i>	3.3079	2.2252	2.7391	1.8025	2.6758	2.4950
<i>IN</i>	-0.1234	0.0797	-0.0559	0.0221	-0.0648	0.0341
<i>DEUDA</i>	0.7717	0.5649	0.6949	0.5957	0.6691	0.5668
<i>VENTAS</i>	-0.0524	0.1311	-0.0646	0.1098	-0.0565	-0.0949
<i>ACTIVOS FIJOS</i>						
<i>NETOS(K)<sup>a</sup></i>	6.4311	7.2299	5.9590	9.5339	6.6835	7.7504
<i>FLUJO DE EFECTIVO/K</i>	-0.0190	0.0509	-0.0185	0.0680	-0.0110	0.0579

<sup>a</sup> La variable *K* es la transformación logarítmica.

Las diferencias que existen entre los subgrupos con restricciones financieras y sin restricciones financieras coinciden con la literatura anterior. En este sentido, para todos los índices, los valores tienden a ser mayores para las empresas con restricciones financieras en comparación con las empresas

sin restricciones (Cleary, 2006).<sup>6</sup> Como se puede observar, los resultados son análogos en todos los casos, lo cual es concluyente acerca de la idoneidad de utilizar los índices anteriores para clasificar una empresa en los grupos mutuamente excluyentes. A fin de dar robustez a la idoneidad de los distintos índices para medir la situación financiera de las pyme, calculamos las pruebas estadísticas para contrastar las diferencias significativas en los valores promedio. En todos los casos se obtienen resultados análogos.

### *3. Variables explicativas relacionadas con los distintos entornos de las empresas y sus características específicas*

De acuerdo con la literatura anterior, el cuadro 6 muestra las variables que se incluyen en este análisis como representativas de los distintos entornos regionales y las características de las empresas.

El cuadro 7 muestra las correlaciones parciales que existen entre las variables y reporta las correlaciones por pares que existen entre las variables explicativas incluidas en nuestro análisis. Los resultados confirman nuestras expectativas. Por ejemplo, encontramos una correlación positiva y significativa entre las variables índice de carga fiscal (ICF) e índice del mercado (IM). Dado que el IM es un sustituto de la capacidad de consumo de una región, se espera que entre mayor sea éste, más agresivas serán las políticas tributarias (índice de carga fiscal, ICF) que imponga el gobierno. Asimismo, la relación que existe entre el índice de gasto gubernamental (IGG) y el ICF también es significativa. Los altos niveles de gasto gubernamental pueden compensarse con una mayor presión de las políticas fiscales tendientes a reducir el déficit presupuestal (Du y Xiu, 2009).

### *4. Modelo probit dinámico con datos de panel*

Esta sección presenta la metodología asociada con el modelo probit dinámico con datos de panel propuesto para estimar nuestro modelo financiero. Esta especificación permite que nuestra variable dependiente, la probabilidad de tener restricciones financieras ( $y_{it}$ ), dependa de su valor obtenido en el periodo temporal anterior (Von Kalckreuth, 2006). Asimismo, el modelo

<sup>6</sup> Se calcularon los análisis previos para obtener dimensiones temporales y espaciales. Aunque encontramos algunas diferencias en las tendencias temporales y espaciales en los coeficientes, éstas no fueron significativas.

CUADRO 6. Descripción de las variables

Descripción		Referencias
<i>Variable dependiente</i>		
Con restricción financiera (CRF)	$CRF^a = \begin{cases} 0 & \text{si la empresa no tiene restricciones} \\ 1 & \text{si la empresa tiene restricciones} \end{cases}$	Cleary (2006)
<i>Entornos regionales financieros e institucionales<sup>b</sup></i>		
Densidad de la sucursal (BANCO)	Razón del número de sucursales en relación con la población, multiplicado por 10 000	Bonaccorsi di Patti y Gobbi (2001) Lozano Vivas <i>et al.</i> (2002) Michelacci y Silva (2007)
Índice del gasto gubernamental (IGG) <sup>c</sup>	Relación entre el gasto del gobierno en cada municipio y la población correspondiente. (Instituto Nacional de Estadística)	Du y Xiu (2009)
Índice de carga fiscal (ICF) <sup>c</sup>	Ingresos fiscales (impuestos directos más impuestos indirectos más precios públicos) sobre la población de cada municipio. (Instituto Nacional de Estadística)	Du y Xiu (2009)
<i>Entornos económicos regionales<sup>b</sup></i>		
Tasa de desempleo (TD)	Razón entre la población desempleada y el número de habitantes	Lozano Vivas <i>et al.</i> (2002)
Crecimiento de la tasa de desempleo (CTD)	Variación en el índice de desempleo	Liu <i>et al.</i> (2013)
Índice del mercado (IM)	Variable que mide la capacidad de consumo de cada región. Es un promedio de la población, el número de líneas telefónicas fijas, automóviles y comercios minoristas.	Liu <i>et al.</i> (2013)
<i>Variables de control</i>		
Tamaño (TAMANO)	Transformación logarítmica del número de empleados	Canton <i>et al.</i> (2013), Artola y Genre (2011) o
Antigüedad (ANTIGÜEDAD)	Logaritmo de la antigüedad de la empresa = ln(año de la encuesta – año de fundación + 1)	Canton <i>et al.</i> (2013), Artola y Genre (2011) o
Sector (SECTOR)	Sector en el cual opera la empresa según los códigos de la CNAE (Clasificación Nacional de Actividades Económicas) S1: Actividades industriales tecnológicas de nivel medio-bajo S2: Actividades tecnológicas de nivel medio-alto S3: Actividades de construcción S4: Servicios <sup>d</sup>	(Beck <i>et al.</i> 2005; Coluzzi <i>et al.</i> , 2009)

<sup>a</sup> Se considera que una empresa tiene restricciones si pertenece al G1 previamente definido y que no tiene restricciones si pertenece al G2. Las empresas que pertenecen al G3 no se consideraron para este análisis.

<sup>b</sup> Calculamos estas variables para cada municipio de Madrid y Murcia a partir de las estadísticas regionales. A cada empresa le asignamos el valor correspondiente al municipio en el que se localiza su giro principal.

<sup>c</sup> Estas variables son logaritmos transformados para evitar problemas de escala.

<sup>d</sup> Se eliminaron las actividades financieras y de distribución energética (Cassia y Vismara, 2009; Fernández de Guevara y Maudos, 2009).

CUADRO 7. Correlaciones parciales entre variables<sup>a</sup>

	TAMAÑO	ANTIGÜEDAD	BANCO	IM	TD	CTD	ICF	IGG
TAMAÑO	1	0.281*** (0.000)	-0.004 (0.706)	-0.003 (0.775)	-0.059*** (0.000)	0.025*** (0.002)	—	-0.013 (0.225)
ANTIGÜEDAD	—	1	0.029*** (0.007)	0.028*** (0.009)	0.005 (0.664)	0.002 (0.872)	0.015 (0.157)	0.030*** (0.006)
BANCO	—	—	1	0.105*** (0.001)	-0.246*** (0.000)	0.066*** (0.003)	0.523*** (0.001)	0.197*** (0.001)
IM	—	—	—	1	-0.259*** (0.000)	-0.115*** (0.000)	0.628*** (0.001)	0.968*** (0.000)
TD	—	—	—	—	1	0.129*** (0.002)	-0.488*** (0.001)	-0.258*** (0.001)
CTD	—	—	—	—	—	1	-0.182*** (0.000)	-0.043*** (0.000)
ICF	—	—	—	—	—	—	1	0.672*** (0.000)
IGG	—	—	—	—	—	—	—	1

<sup>a</sup> Valores p entre paréntesis.  
\*\*\* Significativo al nivel de 1%.



incluye características individuales no observadas de las pyme para controlar por la heterogeneidad. Este factor puede considerarse ya sea como un elemento fijo o aleatorio. Esta elección depende de las características de la muestra y la especificación del modelo. En nuestro caso, las restricciones financieras de las pyme se explican con un conjunto de variables que representan las distintas características de los entornos en donde se ubican las empresas. Algunas de estas variables no cambian con el tiempo, lo cual se eliminaría en caso de aplicar un modelo con efectos fijos. Por tanto, aplicamos la especificación aleatoria para la heterogeneidad no observable.

### 5. *El modelo y el proceso de estimación*

Dejemos que  $i = 1, \dots, N$  sean observaciones transversales en  $t = 1, \dots, T$  periodos temporales, por lo que la ecuación latente para los efectos aleatorios del modelo probit dinámico a considerar se expresa como:

$$y_{it}^* = \gamma y_{it-1} + x_{it}'\beta + \alpha_i + u_{it} \quad (5)$$

en donde  $y_{it}^*$ , con  $y_{it} = 1[y_{it}^* > 0]$  es la propensión no observable a tener restricciones financieras;  $x_{it}$  representa el vector de las variables condicionantes que se presume son estrictamente exógenas;  $y_{it-1}$  representa el rezago temporal de la variable dependiente  $y_{it}$  y  $\alpha_i$  los efectos aleatorios específicos individuales no observados que consideran la heterogeneidad que no varía con el tiempo; mientras que  $u_{it}$  representa el término de error que se supone está distribuido  $N(0, \sigma_u^2)$ .

Además de las limitaciones tradicionales de los modelos probit con datos de panel asociadas con correlaciones en la heterogeneidad no observada ( $\alpha_i$ ), la inclusión del estado anterior de la variable dependiente provoca el problema de la condición inicial. Este problema se suscita debido a que el inicio de la muestra no coincide con el comienzo del proceso estocástico; por tanto,  $y_0$  y  $\alpha$  son dependientes (Heckman, 1981). A fin de resolver esta limitación se han propuesto distintos supuestos acerca de la generación de las condiciones iniciales (Arulampalam y Stewart, 2009). El supuesto más sencillo sería considerar que las condiciones iniciales,  $y_0$ , son exógenas; sin embargo, esto no es realista. Heckman (1981) presentó una propuesta alternativa que implica una aproximación linealizada a la ecuación de forma reducida del valor inicial de la variable latente (Stewart, 2006):

$$y_{i0}^* = z_{i0}'\pi + \eta_i; i = 1 \dots N \quad (6)$$

en donde  $z_{i0}$  es un vector de variables exógenas que incluye  $x_{i0}$  y variables adicionales que pueden verse como instrumentos y  $\pi$  es el vector de los coeficientes asociados con  $z_i$ . Utilizando una proyección ortogonal,  $\eta_i$  se expresa como:

$$\eta_i = \theta\alpha_i + u_{i0}; i = 1 \dots N \theta > 0 \quad (7)$$

en donde  $\eta_i$  está correlacionada con  $\alpha_i$  pero no con  $u_{it}$  para  $T > 2$ . También se supone que  $\alpha_i$  y  $u_{it}$  son independientes entre sí y que  $u_{i1}$  tiene los mismos supuestos distribucionales que  $u_{it}$  para  $t \geq 2$ . Con base en las ecuaciones anteriores, la variable latente en el periodo inicial se especifica como:

$$y_{i0}^* = z_{i0}'\pi + \theta\alpha_i + u_{i0}; i = 1 \dots N \quad (8)$$

La estimación simultánea de los parámetros en las ecuaciones (1) y (4) puede alcanzarse al maximizar la función logarítmica de verosimilitud (9):

$$\prod_i \int_{\alpha^*} \left\{ \Phi \left[ (z_{i0}'\pi + \theta\sigma_\alpha\alpha^*)(2y_{i0} - 1) \right] \right. \\ \left. \prod_{t=2}^T \Phi \left[ (\gamma y_{it-1} + x_{it}'\beta + \sigma_\alpha\alpha^*)(2y_{it} - 1) \right] \right\} dF(\alpha^*) \quad (9)$$

en donde  $F$  es la función de distribución de  $\alpha^* = \alpha/\sigma_\alpha$ .

Las dificultades de cálculo que conlleva el método de Heckman han provocado el desarrollo de propuestas alternativas.<sup>7</sup> Al comparar las distintas opciones, la evidencia empírica (Stewart, 2007) concluye que todos los métodos producen resultados similares. Sólo algunos investigadores (Akay, 2009) han llegado a conclusiones que justifican la preferencia de utilizar la metodología de Heckman, pero sólo para paneles más cortos y considerando una dimensión temporal de menos de cinco años. Dado que nuestro análisis empírico se basa en un modelo de panel de datos corto, aplicamos el procedimiento de estimación propuesto por Heckman.<sup>8</sup>

<sup>7</sup> Véanse Orme (1997) o Wooldridge (2005) para consultar métodos alternativos.

<sup>8</sup> Stewart (2006) desarrolló el programa redprob en STATA para estimar un modelo probit dinámico basado en el enfoque de Heckmann.

CUADRO 8. *Estimaciones de modelos probit estáticos y dinámicos con datos de panel<sup>a</sup>*

Variable dependiente: RF	Modelos probit estáticos con datos de panel		Modelos probit dinámicos con datos de panel	
	Madrid (1)	Murcia (2)	Madrid (3)	Murcia (4)
Rezago temporal de un periodo (RF_1)	—	—	0.7813*** (0.000)	0.7172*** (0.000)
Constante	0.8123*** (0.000)	0.8955** (0.032)	0.7958*** (0.000)	0.8701** (0.011)
<i>Entorno financiero y jurídico</i>				
BD	−0.0048 (0.552)	−0.0032 (0.983)	−0.0104 (0.295)	−0.0059 (0.775)
IGG	−0.0024** (0.035)	−0.0016* (0.012)	−0.0022*** (0.000)	−0.0018** (0.019)
ICF	−0.0027** (0.039)	−0.0023 (0.345)	−0.0042*** (0.000)	−0.0023 (0.438)
<i>Entorno económico</i>				
Tasa de desempleo	0.0679*** (0.000)	0.0212*** (0.008)	0.0872*** (0.000)	0.0285** (0.013)
Crecimiento del desempleo	0.090*** (0.003)	0.0561*** (0.002)	0.0146*** (0.000)	0.0842*** (0.001)
<i>Variables de control</i>				
Tamaño	−0.0216* (0.085)	−0.0323 (0.237)	−0.0339** (0.025)	0.0351 (0.269)
Antigüedad	−0.0576* (0.062)	0.0092 (0.889)	−0.0304*** (0.000)	0.010 (0.989)
Sector				
Bajo-medio	0.0133* (0.095)	−0.0120 (0.943)	0.0217** (0.031)	0.0112 (0.498)
Alto-medio	0.0860 (0.217)	0.0333 (0.821)	0.0886 (0.288)	−0.0147 (0.339)
Servicios	0.0952 (0.202)	0.0192 (0.898)	0.0163* (0.069)	−0.0116 (0.501)
Logaritmo de verosimilitud (VER)	−5 695.64	−1 403.31	−3 935.75	−1 054.98
Pruebas de RV	—	—	0.7391***	0.5706***
Prob > $\chi(4)$	—	—	0.001	0.001
$\rho(\rho = \sigma_u^2 / 1 + \sigma_u^2)$	0.3058*	0.4389*	0.1941*	0.2614*
$\theta$	—	—	0.2561*	0.3458*
Número de empresas	2 109	431	2 109	431
Número de observaciones	8 436	1 724	6 327	1 293

<sup>a</sup> Valores *p* entre paréntesis.

\*\*\* Significativo al nivel de 1%. \*\* Significativo al nivel de 5%. \* Significativo al nivel de 10%. Los resultados iniciales de la estimación del modelo no se incluyen con fines de simplificación.

### III. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN Y DISCUSIÓN

Esta sección muestra los resultados de la estimación para dos paneles de datos completos conformados por 2019 empresas de Madrid y 413 empresas de Murcia durante el periodo que va de 2009 a 2012.<sup>9</sup> En ambos casos, aplicamos la metodología de modelos probit dinámicos y estáticos con datos de panel. El cuadro 8 muestra nuestros resultados.<sup>10</sup>

Las columnas 1 y 2 del cuadro 8 muestran las estimaciones del modelo probit estático para las provincias de Madrid y Murcia con efectos aleatorios de especificaciones individuales. Estas estimaciones no consideran la posible dependencia temporal entre las restricciones financieras pasadas y actuales de las pyme. Los parámetros  $\rho$  son significativos e iguales a 0.3058 y 0.4389 para Madrid y Murcia, respectivamente. Por tanto, el modelo probit que considera los efectos aleatorios y controla por la heterogeneidad no observada es una mejor especificación que cuando la heterogeneidad no observada no se considera en el modelo. Asimismo, cerca de 20% (19.41 y 26.14% para Madrid y Murcia, respectivamente) de la perturbación en la varianza se explica por la heterogeneidad no observada en ambos casos. En cuanto a los coeficientes, éstos coinciden con la literatura anterior al encontrar resultados interesantes relacionados con las diferencias regionales. En cuanto a las características financieras y jurídicas, se obtienen los signos esperados para el IGG y el ICF. Estas variables están relacionadas con el desarrollo de la estructura jurídica en cada región. Los signos son negativos en ambos casos, por lo que se concluye que las empresas ubicadas en regiones con entornos financieros y jurídicos más desarrollados (asociados con impuestos más altos y mayor gasto gubernamental) tienden a tener menos restricciones financieras (Beck *et al.*, 2011). Si buscamos las diferencias regionales entre provincias, el IGG es significativo en ambas provincias, mientras que el ICF es únicamente significativo en Madrid. La falta de significancia del ICF en Murcia puede explicarse por el menor desarrollo de la estructura jurídica de esta provincia, que se caracteriza por un alto porcentaje de economía informal, lo cual limita su desarrollo (Dell'Anno *et al.*, 2007). Por el contrario, en Madrid encontramos una relación negativa y significativa, lo cual asocia su mayor progreso en la estructura jurídica con menos restricciones financieras para las pyme. Las variables representativas del entorno económico (tasa de

<sup>9</sup> Esta muestra se obtiene después de eliminar las empresas que no alteraron sus dividendos.

<sup>10</sup> Se elimina el IM para evitar la multicolinealidad en el modelo (véase el cuadro 3).

desempeño, TD y crecimiento de la tasa de desempleo, CTD) son significativas en ambas provincias, con signos positivos: las TD altas están asociadas con mayores dificultades para que las empresas tengan acceso al financiamiento (Daly *et al.*, 2008). En cuanto a las características específicas de las empresas, éstas sólo son significativas en Madrid. En esta provincia, las empresas más grandes y más antiguas tienen menos probabilidades de estar sujetas a restricciones financieras (Canton *et al.*, 2013; Artola y Genre, 2011). El giro principal de las empresas también es significativo en Madrid, al obtenerse un efecto negativo sobre el financiamiento de las empresas asociadas con industrias tecnológicas de nivel bajo (Coluzzi *et al.*, 2009). En Murcia, la falta de significancia de las variables representativas de las características de las empresas puede estar relacionada con las características de su sector productivo y sus condiciones económicas. En este sentido, su estructura productiva se basa en empresas dedicadas a subsectores tecnológicos de nivel bajo con escasa propensión al cambio y entornos inciertos (Maté *et al.*, 2009). Debido a que estos elementos son comunes en la mayoría de las empresas de esta región, una mejora en su entorno económico o financiero supondría un cambio más acentuado en su estructura financiera. El cuadro 8 (columnas 3 y 4) muestra los resultados del modelo probit dinámico, que incluye la situación anterior de la empresa respecto a su accesibilidad financiera (RF\_1). Con el objetivo de resolver estos modelos aplicamos el enfoque de Heckman (1981). Los valores estimados de  $\theta$  en las columnas 3 y 4 son significativos e iguales a 0.2561 y 0.3458, respectivamente. Esto rechaza los supuestos de exogeneidad en las condiciones iniciales. Los coeficientes temporales son tanto positivos como significativos, lo que sugiere una inercia positiva en la accesibilidad financiera de las pyme que se explica por el dinamismo de las políticas financieras de estas empresas, cuyos estados financieros tienden a mantenerse estables con el paso del tiempo, dependiendo de las condiciones económicas generales (Von Kalckreuth, 2006). Finalmente, las pruebas de razón de verosimilitud (RV) concluyen cuáles son las mejores conductas de los modelos probit dinámicos en comparación con los modelos probit estáticos correspondientes.

## CONCLUSIONES

En la actualidad, los estudios de las pyme son cruciales para identificar los elementos clave que promueven el desarrollo de las empresas. Debido al

importante obstáculo que suponen las restricciones financieras de estas empresas, los resultados recientes se han encaminado a identificar los factores con base en los cuales las empresas de tamaño reducido pueden superar estas limitaciones. Sin embargo, la mayoría de estas aportaciones aplican análisis internacionales que suponen patrones heterogéneos dentro de los territorios nacionales. Esta suposición no es realista y puede dar como resultado estimaciones sesgadas (Liu *et al.*, 2013).

En este contexto, elaboramos una aplicación empírica que contrasta las diferencias estadísticas que existen entre los coeficientes de dos modelos de acceso financiero para Madrid y Murcia. Estas provincias pertenecen a distintas zonas de crecimiento económico: Madrid se ubica en una zona más avanzada conformada por provincias con mayores tasas de productividad y crecimiento, mientras que Murcia se encuentra en una zona de menor desarrollo (Maté *et al.*, 2009). Los modelos financieros propuestos se definen como modelos probit dinámicos que siguen la metodología de Heckman (1981), la cual parte de estimaciones de máxima verosimilitud que suponen la endogeneidad de las condiciones iniciales. Nuestros resultados confirman la existencia de diferencias en los coeficientes de los modelos cuando diferenciamos entre Madrid y Murcia y destacan la importancia de fomentar entornos económicos, financieros y jurídicos para promover el acceso financiero de las pyme. Estos hallazgos pueden tener implicaciones para los creadores de políticas que deberían tomar en consideración la heterogeneidad regional de cada país en el diseño de políticas destinadas a incrementar el crecimiento de las pyme. En investigaciones futuras sería interesante identificar, en otras regiones, aquellas variables que sean representativas de las características de los entornos y que sean significativas para explicar las restricciones financieras de las pyme.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acharya, V., H. Almeida y M. Campello (2007), "Is Cash Negative Debt? A Hedging Perspective on Corporate Financial Policies", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 16, núm. 4, pp. 515-554.
- Arulampalam, W., y M. B. Stewart (2009), "Simplified Implementation of the Heckman Estimator of the Dynamic Probit Model and a Comparison with Alternative Estimators", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 71, núm. 5, pp. 659-681.
- Beck, T., A. Demirgüç-Kunt y V. Maksimovic (2005), "Financial and Legal Constraints

- to Firm Growth: Does Firm Size Matter?”, *Journal of Finance*, vol. 60, núm. 1, pp. 137-177.
- Beck, T., y A. Demirgüç-Kunt (2006), “Small and Medium-Size Enterprises: Access to Finance as a Growth Constraint”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 30, núm. 11, pp. 2931-2943.
- , A. Demirgüç-Kunt, L. Laeven y V. Maksimovic (2006), “The Determinants of Financing Obstacles”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 25, núm. 6, pp. 932-952.
- , A. Demirgüç-Kunt y V. Maksimovic (2008), “Financing Patterns around the World: Are Small Firms Different?”, *Journal of Financial Economics*, vol. 89, núm. 3, pp. 467-487.
- , A. Demirgüç-Kunt y M. S. Martínez Pería (2011), “Bank Financing for SMEs: Evidence Across Countries and Bank Ownership Types”, *Journal of Financial Services Research*, vol. 39, núm. 1, pp. 35-54.
- Behr, P., L. Nordenand y F. Noth (2013), “Financial Constraints of Private Firms and Bank Lending Behavior”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 37, núm. 9, pp. 3472-3485.
- Bonaccorsi, di Patti E., y G. Gobbi (2001), “The Changing Structure of Local Credit Markets: Are Small Business Special?”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 25, núm. 12, pp. 2209-2237.
- Campello, M., J. R. Graham y C. R. Harvey (2010), “The Real Effects of Financial Constraints: Evidence from a Financial Crisis”, *Journal of Financial Economics*, vol. 97, núm. 3, pp. 470-487.
- Canton, E., L. Grilo, J. Monteagudo y P. van der Zwan (2013), “Perceived Credit Constraints in the European Union”, *Small Business Economics*, vol. 41, núm. 3, pp. 701-715.
- Carbó, Valverde S., R. L. Paso y F. R. Fernández (2007), “Financial Innovations in Banking: Impact on Regional Growth”, *Regional Studies*, vol. 41, núm. 3, pp. 311-326.
- Carreira, C., y F. Silva (2010), “No Deep Pockets: Some Stylized Empirical Results on Firms’ Financial Constraints”, *Journal of Economic Surveys*, vol. 24, núm. 4, pp. 731-753.
- Cassia, L., y S. Vismara (2009), “Suppliers as Fund Suppliers: Firms’ Trade Credit and the Local Level of Development of the Banking System in Europe”, *Investment Management and Financial Innovations*, vol. 6, núm. 4, pp. 46-58.
- Choudhry, M. T., E. Marelli y M. Signorelli (2012), “Youth Unemployment Rate and Impact of Financial Crises”, *International Journal of Manpower*, vol. 33, núm. 1, pp. 76-95.
- Cleary, S. (1999), “The Relationship between Firm Investment and Financial Status”, *Journal of Finance*, vol. 54, núm. 2, pp. 673-692.
- (2006), “International Corporate Investment and the Relationships between Financial Constraint Measures”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 30, núm. 5, pp. 1559-1580.

- Coluzzi, C., A. Ferrando y C. Martínez Carrascal (2015), "Financing Obstacles and Growth: an Analysis for Euro Area Non-Financial Firms", *The European Journal of Finance*, vol. 21, núm. 1, pp. 773-790.
- Daly, M., J. Krainer y J. A. López (2008), "Regional Economic Conditions and Aggregate Bank Performance", *Research in Finance*, vol. 24, pp. 103-127.
- Dell'Anno, R., M. Gómez Antonio y A. Alañón Pardo (2007), "The Shadow Economy in Three Mediterranean Countries: France, Spain and Greece. A MIMIC Approach", *Empirical Economics*, vol. 33, núm. 197, pp. 51-84.
- Demirgüç-Kunt, A., y V. Maksimovic (1998), "Law, Finance and Firm Growth", *The Journal of Finance*, vol. 53, núm. 6, pp. 2107-2137.
- , I. Love y V. Maksimovic (2006), "Business Environment and the Incorporation Decision", *Journal of Banking and Finance*, vol. 30, núm. 11, pp. 2967-2993.
- Du, X., y Z. Xiu (2009), "Institutional Environment, Blockholder Characteristics and Ownership Concentration in China", *China Journal of Accounting Research*, vol. 2, núm. 2, pp. 27-57.
- Fan, J., T. J. Wong y T. Zhang (2013), "Institutions and Organizational Structure: The Case of State-Owned Corporate Pyramids", *The Journal of Law, Economics, and Organization*, vol. 29, núm. 6, pp. 1217-1252.
- Faulkender, M., y R. Wang (2006), "Corporate Financial Policy and the Value of Cash", *The Journal of Finance*, vol. 61, núm. 4, pp. 1957-1990.
- Fernández de Guevara, J., y J. Maudos (2009), "Regional Financial Development and Bank Competition: Effects on Firms' Growth", *Regional Studies*, vol. 43, núm. 2, pp. 211-228.
- Gilchrist, S. y C. P. Himmelberg (1995), "Evidence on the Role of Cash Flow for Investment", *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, núm. 3, pp. 541-572.
- Gill, A., N. Biger y N. Mathur (2010), "The Relationship between Working Capital Management and Profitability: Evidence from the United States", *Business and Economics Journal*, vol. 2010, pp. 1-9.
- Hall, G., P. Hutchinson y N. Michaelas (2004), "Determinants of the Capital Structure of European SMEs", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 31, núm. 5, pp. 711-728.
- Heckman, J. (1981), "Statistical Models for Discrete Panel Data", en C. Manski y D. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data*, The MIT Press.
- Iqbal, N., N. Ahmad, N. A. Basheer y M. Nadeem (2012), "Impact of Corporate Social Responsibility on Financial Performance of Corporations: Evidence from Pakistan", *International Journal of Learning and Development*, vol. 2, núm. 6, pp. 107-118.
- Kadapakkam, P. R., P. Kumar y L. Riddick (1998), "The Impact of Cash Flows and Firm Size on Investment: The international Evidence", *Journal of Banking and Finance*, vol. 22, núm. 3, pp. 293-320.
- Kongolo, M. (2010), "Job Creation versus Job Shedding and the Role of SMEs in Eco-



- conomic Development”, *African Journal of Business Management*, vol. 4, núm. 11, pp. 2288-2295.
- Liu, H., F. Molyneux y J. Wilson (2013), “Competition and Stability in European Banking: A Regional Analysis”, *The Manchester School*, vol. 81, núm. 2, pp. 176-201.
- Lozano Vivas, A., J. T. Pastor y J. M. Pastor (2002), “An Efficiency Comparison of European Banking Systems Operating under Different Environmental Conditions”, *Journal of Productivity Analysis*, vol. 18, núm. 1, pp. 59-77.
- Maté, M. L., D. García y F. A. López (2009), “Spatial Effects in the Productivity Convergence of Spanish Industrial SME’s”, *Spanish Journal of Finance and Accounting*, vol. 38, núm. 131, pp. 13-35.
- Michelacci, C., y O. Silva (2007), “Why so Many Local Entrepreneurs?”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 89, núm. 4, pp. 615-633.
- Pinar-Ardic, O., N. Mylenko y V. Saltane (2012), “Access to Finance by Small and Medium Enterprises: a Cross-Country Analysis with a New Data Set”, *Pacific Economic Review*, vol. 17, núm. 4, pp. 491-513.
- Pinkowitz, L., R. Stulz y R. Williamson (2006), “Does the Contribution of Corporate Cash Holdings and Dividends to Firm Value Depend on Governance?, A Cross Country Analysis”, *Journal of Finance*, vol. 61, núm. 6, pp. 2725-2751.
- Ratti, R. A., S. Lee y Y. Seol (2008), “Bank Concentration and Financial constraints on Firm-Level Investment in Europe”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 32, núm. 12, pp. 2684-2694.
- Stewart, M. B. (2006), “Maximum Simulated Likelihood Estimation of Random-Effects Dynamic Probit Models with Autocorrelated Errors”, *Stata Journal*, vol. 6, núm. 2, 256 pp.
- (2007), “Inter-Related Dynamics of Unemployment and Low-Wage Employment”, vol. 22, núm. 3, pp. 511-531.
- Torre, A. de la, M. S. Martínez Pería y S. L. Schmukler (2010), “Bank Involvement with SMEs: Beyond Relationship Lending”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 34, núm. 9, pp. 2280-2293.
- Von Kalkreuth, U. (2006), “Financial Constraints and Capacity Adjustment: Evidence from a Large Panel of Survey Data”, *Economica*, vol. 73, núm. 292, pp. 691-724.
- Wooldridge, J. (2005), “Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models with Unobserved Heterogeneity”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, núm. 1, pp. 39-54.
- Yeager, T. J. (2004), “The Demise of Community Banks? Local Economic Shocks are not to Blame”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 28, núm. 9, pp. 2135-2153.