

EFFECTOS DINÁMICOS Y NO LINEALES DE LOS DETERMINANTES DE LA ESTRUCTURA DE CAPITAL DE LAS EMPRESAS

Silverio Alarcón¹

Universidad Politécnica de Madrid

Resumen

Los factores que influyen sobre las decisiones de financiación o sobre la estructura de capital no necesariamente tienen que incidir de forma similar para todos los tipos de empresas. Es posible, además, que se produzca cierta persistencia en el tiempo de los niveles de endeudamiento debido a que una situación de ajuste automático ante cambios en el entorno es imposible en situaciones reales. Profundizando en estos aspectos, el objetivo de este trabajo es identificar los determinantes de los ratios de endeudamiento a largo y corto plazo, considerando sus efectos dinámicos y no lineales. Este análisis se realiza en el marco de la teoría del equilibrio del capital pero considerando también planteamientos de la teoría del orden jerárquico.

Para ello se ha trabajado con una muestra de datos de panel compuesta por 388 empresas y 8 años consecutivos (1998-2005). Se han seguido diferentes estrategias para conseguir estimaciones robustas y adecuadas a los objetivos propuestos, entre otras, el método generalizado de momentos y regresiones por cuartiles. Los resultados indican que los principales factores que determinan los ratios de endeudamiento son: la proporción de inmovilizados, el tamaño, la rentabilidad y las oportunidades de crecimiento. Se confirma también la existencia de costes de ajuste, así como una preferencia por la financiación interna generada dentro de la empresa. Las regresiones por cuartiles han permitido, además, cuantificar el impacto diferenciado de estos factores en distintos puntos de las distribuciones de los ratios de endeudamiento.

Palabras claves: endeudamiento, industria agroalimentaria, datos de panel.

Código JEL: C23, G32, L66

¹ Dirección postal: Dept. Economía, Escuela Técnica Superior de Ingenieros Agrónomos, Ciudad Universitaria s/n, 28040 Madrid.
e-mail: silverio.alarcon@upm.es, tfno.: 91 336 3690, fax: 91 336 5797

Efectos dinámicos y no lineales de los determinantes de la estructura de capital de las empresas

1. Introducción

El trabajo de Modigliani y Miller (1958) establece la irrelevancia de la estructura financiera de la empresa sobre su valor. Irónicamente, como comenta Stiglitz (1988), éste artículo ha generado una extensa literatura teórica y práctica sobre los determinantes de la estructura financiera, precisamente porque sus conclusiones se obtienen bajo condiciones muy estrictas que no se dan en la realidad (mercados de capitales perfectos, información y transparencia completa entre agentes y ausencia de impuestos y costes de quiebra empresarial). La mayoría de estos estudios se han centrado en empresas grandes o que cotizan en bolsa. Sin embargo, es incluso más valioso el conocimiento de las formas de financiarse de empresas más pequeñas. Por una parte, se enfrentan a mayores restricciones que las grandes en la obtención de financiación externa. Por otra, su papel en el conjunto de la economía es más importante, pues generan más empleo e inciden más sobre el crecimiento. Pero no solamente en el ámbito académico existe una preocupación acerca de las condiciones y prácticas financieras de las pequeñas empresas. Por ejemplo, el Comité Económico y Social Europeo (EESC, 2007) señala que las pymes son agentes cruciales para los retos económicos formulados en la Estrategia de Lisboa. Este documento propone mejorar el diseño de los incentivos financieros de las pymes para conseguir una economía más dinámica y competitiva, junto con otras líneas de actuación como las nuevas tecnologías de la información y la formación de los trabajadores. Y de manera más directa, el Programa Marco de Competitividad e Innovación (2007 to 2013) (European Union, 2006, artículos 11, 17-20, anexo II) proporciona nuevos instrumentos y fondos con el objetivo de facilitar el acceso de las pymes a la financiación en fases críticas de su ciclo de vida.

La investigación sobre la estructura financiera puede contribuir a estos retos contrastando hipótesis sobre el comportamiento empresarial, así como identificando y cuantificando el efecto de factores sobre las decisiones de financiación de diferentes tipos de empresas. Varias teorías se han propuesto para explicar la composición de las fuentes de financiación. La teoría del equilibrio (tradeoff theory) de la estructura del capital considera que las empresas valoran los costes y beneficios de cada alternativa y establecen objetivos sobre cada una de ellas. Por tanto, una estructura financiera en concreto será el resultado de las ventajas y desventajas de las diferentes fuentes para esta empresa en particular. Por otra parte, los valores observados de los ratios de endeudamiento no coincidirán con los óptimos debido a la existencia de costes de ajuste. Una consecuencia de este planteamiento es que es posible mejorar la estructura financiera de las empresas mediante la corrección de las imperfecciones del mercado, la modificación de incentivos y la disminución de los costes de ajuste.

Un enfoque rival, pero no estrictamente excluyente, es la teoría de la preferencia jerárquica (pecking order theory) que se basa en las asimetrías de información entre empresas y prestamistas (Myers, 1984). En este punto de vista, las empresas preferirían la financiación interna a la externa, y si esta última es necesaria, cuestiones de seguridad y control conducirían a elegir primero deudas, luego elementos híbridos, como obligaciones convertibles, y en último lugar emisión de acciones. Aquí no hay movimientos hacia estructuras óptimas, y los ratios de endeudamiento observados reflejan situaciones previas de rentabilidad y oportunidades de inversión. En otras palabras, las deficiencias en la provisión

de financiación a las empresas no son la principal causa de sus estructuras financieras dado que éstas tienen otras preocupaciones como evitar la intrusión de agentes externos.

En la literatura empírica sobre la estructura del capital en pymes², las variables de más éxito relacionadas con el endeudamiento son rentabilidad, tamaño, estructura de los activos y edad, y de forma menos contundente la variabilidad de los ingresos, las oportunidades de crecimiento y el sector de actividad. Sin embargo la mayoría de estos trabajos no tienen en cuenta el carácter dinámico de la estructura financiera. Ignoran, por tanto, que la existencia de costes de ajuste hace que los cambios en las condiciones afecten paulatinamente a la estructura financiera y no de forma inmediata. Flannery y Rangan (2006) muestran que estas cuestiones tienen importancia, por ejemplo: la velocidad de ajuste entre ratios de endeudamiento observado y óptimo es mayor para las pequeñas empresas de Estados Unidos, casi un 40% anual en comparación con un 27% para grandes empresas.

Otra línea de mejora de la investigación es aquella que pone en duda que las repercusiones de los factores sean similares en todo el dominio de los ratios de endeudamiento. Este impacto no lineal se puede modelizar mediante regresiones por cuantiles (Fattouh et al., 2005, 2008; Margaritis y Psillaki, 2007) que cuantifican la sensibilidad de los ratios en diferentes puntos de su distribución.

El objetivo general de este trabajo es profundizar en los determinantes de la estructura financiera, considerando estas dos líneas de avance por separado. Para ello se usa un panel de datos de 388 empresas y ocho años (1998-2005) que pertenecen al sector agroalimentario y donde las pymes son mayoritarias. Se propone una especificación dinámica que incluye la variable dependiente retardada y su estimación mediante el método generalizado de momentos (GMM) para tener en cuenta la persistencia de las variables y cuantificar su velocidad de ajuste cuando las condiciones empresariales cambian. Este procedimiento permite también contrastar la validez de las teorías del equilibrio y del orden jerárquico, así como cuantificar las repercusiones de los determinantes de la estructura financiera. En una segunda fase se utilizan técnicas de regresión por cuantiles para ver los efectos de los determinantes para distintos niveles de endeudamiento.

Los resultados indican que los principales factores que inciden sobre los ratios de endeudamiento a corto y largo plazo son la proporción de activos fijos, la rentabilidad, las oportunidades de crecimiento y la concesión de crédito comercial. No se rechazan ni la teoría del equilibrio y ni la del orden jerárquico. Esto es, las estimaciones confirman la presencia de costes de ajuste, así como una clara preferencia por las fuentes internas de financiación. El resto del trabajo se estructura como sigue: la sección 2 resume las teorías sobre la estructura financiera, la sección 3 presenta las especificaciones, variables y procedimientos de estimación, la sección 4 comenta la muestra de empresas agroalimentarias utilizadas, la sección 5 discute los resultados obtenidos y, finalmente, la sección 6 señala las principales conclusiones de este trabajo.

2. Teorías sobre estructura del capital

Como ya se ha mencionado en la introducción, los dos planteamientos teóricos más importantes son la teoría del equilibrio y la teoría de la preferencia jerárquica. La primera emana directamente del artículo teórico de Modigliani y Miller (1958) al considerar que la

² Estados Unidos. (Flannery y Rangan, 2006), Reino Unido (Chittenden et al., 1996, Michaelas et al., 1999, Hall et al., 2000), Suecia (Heshmati, 2002), España (Saa-Requejo, 1996, de Miguel y Pindado, 2001), entre las principales referencias de los últimos años.

existencia de imperfecciones en los mercados genera conexiones entre el nivel de endeudamiento y el valor de la empresa. Estos fallos de mercado llevan a que las distintas fuentes de financiación tengan diferentes costes y beneficios para cada empresa según sus características. Teniendo esto presente y sin ninguna preferencia a priori, las empresas se marcan sus objetivos de composición de fuentes de financiación. Estos objetivos no se alcanzan inmediatamente debido a la existencia de costes de ajuste y producen un desfase entre ratios de endeudamientos deseados y observados.

El enfoque de la teoría del equilibrio estático engloba otros planteamientos que argumentan sobre los costes y beneficios de las distintas fuentes y que influyen sobre los niveles de endeudamiento. Así, las ventajas fiscales de las deudas y los riesgos de quiebra llevarían a que las pequeñas empresas deberían estar menos endeudadas que las grandes pues las primeras tienen otras deducciones no relacionadas con la financiación ajena y, además, porque normalmente tienen mayores riesgos y costes de quiebra (Pettit y Singer, 1984).

Dentro de la teoría de la agencia, el conflicto de intereses entre propietarios y acreedores podría conducir a una relación negativa entre deudas y oportunidades de crecimiento (Jensen and Meckling, 1976). Esto se justifica en la idea de que los prestamistas tendrían preferencia por la financiación de proyectos menos arriesgados para asegurarse el cobro del principal y de los intereses, mientras que los accionistas tenderían a elegir alternativas con más riesgos y mayores expectativas de beneficios. Sin embargo, Myers (1977) postula una relación positiva entre deudas a corto plazo y tasas de crecimiento como consecuencia de que las empresas mitigan estos problemas de agencia sustituyendo las deudas a largo por las de corto plazo. Michaelas et al. (1999) considera que esta proposición es más aplicable a las pequeñas empresas.

Otra forma de paliar problemas de agencia es ofreciendo activos tangibles como garantía (Stiglitz and Weiss, 1981). Esto implica que la estructura de los activos afecta directamente sobre las posibilidades de financiación. Una mayor proporción de activos fijos seguros como tierras, solares, edificios, etc. significaría una mejor posición para acceder a financiación ajena y, con el tiempo, se traduciría en mayores niveles de endeudamiento.

Un planteamiento distinto es la teoría del orden jerárquico Myers (1984) que, partiendo también de consideraciones de información asimétrica y conflictos de intereses entre agentes, establece las preferencias de financiación de las empresas: en primer lugar, fondos internos generados por la actividad de la empresa pues es la opción más barata; segundo deudas, que aunque puedan ser caras presentan menos requerimientos que otras fuentes; tercero emisiones de capital, que es una alternativa más difícil para las pymes y, además, supone una disminución de los derechos y de la capacidad de decisión de los propietarios originales. La composición de las fuentes de financiación se contempla, en este punto de vista, como el resultado de situaciones pasadas de rentabilidad y de oportunidades de inversión. Estas ideas pronostican una relación negativa entre niveles de endeudamiento y generación de fondos internos, es decir, las empresas más rentables están menos endeudadas pues aprovechan los resultados positivos de ejercicios pasados para afrontar nuevas inversiones, recurriendo así a menos deudas. También se espera una conexión positiva entre financiación ajena y tamaño, dado que las pymes tienen mayores dificultades y costes para aportar información en las solicitudes de préstamos. Myers (1984) comenta, asimismo, la posibilidad de que haya efectos sectoriales sobre la estructura del capital debido a diferentes riesgos en los activos y distintas necesidades de fondos. Otros autores, por el contrario, defienden los efectos de cada empresa más que los sectoriales como determinantes de las preferencias financieras.

La teoría del orden jerárquico se puede ver como incluida dentro de la teoría del equilibrio del capital. Esta última trata de costes de las fuentes de financiación y la del orden jerárquico se basa en asimetrías de información que evidentemente genera costes. Por tanto, las preferencias a priori pueden ser insertadas en una visión más general como es la teoría del equilibrio del capital.

3. Variables y procedimientos de estimación

Los modelos econométricos que se especifican y estiman en este trabajo pretenden contrastar el grado de incidencia, en la muestra de empresas que se presenta en la siguiente sección, de diferentes factores mencionados por estas dos teorías, así como contrastar la validez de éstas.

Las variables dependientes son los ratios de acreedores a largo plazo sobre el total de activos (LP) y acreedores a corto plazo excluidos los acreedores comerciales sobre el total de activos (CP). Se ha considerado que las deudas comerciales que surgen espontáneamente de las operaciones comerciales debían excluirse pues no son un buen indicador de la capacidad que tiene la empresa para acceder a financiación ajena a corto plazo.

Las variables independientes consideradas como potenciales determinantes del nivel de endeudamiento empresarial son:

- Ratios de endeudamiento del año anterior (LP_{-1} , CP_{-1}). Un signo positivo y significativo se interpreta como debido a la existencia de costes de ajuste que dificultan alcanzar el nivel de endeudamiento óptimo. Por tanto, ésto implica evidencia a favor la teoría del equilibrio. Por el contrario, la insignificancia de este coeficiente apuntaría a una prevalencia de la teoría del orden jerárquico.
- Tamaño. Se han ensayado distintos indicadores que recogen este concepto: el logaritmo de los activos totales ($\log A$) o el ratio de activos totales de la empresa entre la media del sector (A/\bar{A}). Se esperan signos positivos, según la teoría del equilibrio, dado que las empresas más grandes tienen menos costes en la solicitud de préstamos, menos problemas de asimetría de información y menos probabilidad de quiebra dada su mayor capacidad para diversificar actividades.
- Garantías hipotecarias. Se ha usado el ratio de activos fijos (inmovilizados) sobre el total de activos (INM) como medida de la capacidad de la empresa para presentar garantías en las solicitudes de préstamos. Un signo positivo es de esperar sobre todo en relación con las deudas a largo plazo.
- Rentabilidad. Se ha tomado como indicador los resultados anuales sobre el total de los activos (ROA). Los dos enfoques considerados pronostican diferentes signos. Por una parte, la teoría del equilibrio predice un signo positivo porque las empresas más rentables, con menores costes de agencia y de quiebra, tienen un mejor acceso a la financiación bancaria. Por otro lado, el signo negativo es explicado por la teoría del orden jerárquico, pues como ya se ha comentado, las empresas más rentables utilizan los fondos que generan internamente para financiarse, recurriendo en menor medida a fuentes ajenas.
- Crecimiento. Las oportunidades de crecimiento que una empresa ha tenido pueden medirse por la tasa de crecimiento de los activos totales (CrA). Diferentes signos se

pueden conjeturar: negativo si el crecimiento es contemplado como algo arriesgado que ocasiona problemas de agencia entre prestamistas y empresarios; positivo, bajo el enfoque del orden jerárquico, dado que las nuevas oportunidades de expansión incrementarán todas las fuentes de financiación.

- Crédito comercial neto. Se define como la diferencia entre crédito comercial extendido a los clientes menos el crédito comercial recibido de proveedores (CCN). En sectores productivos como el que se analiza en este trabajo, es frecuente observar largas demoras en el pago por parte de las empresas de distribución y una posición acreedora por parte de los proveedores. Es probable, en estas situaciones, que éstas tengan que recurrir a financiación ajena para poder vender a crédito, luego un signo positivo es posible que ocurra.
- Coste de la deuda (Costedeuda). Se ha computado para cada empresa como el cociente entre gastos financieros sobre las deudas a corto y largo plazo que no son deudas comerciales. Evidentemente este es el precio de las variables dependientes y, por tanto, un signo negativo sería lo normal.
- Edad. Se ha cuantificado mediante los años transcurridos desde la fecha de alta de la empresa (edad). Se han pronosticado ambos signos desde la teoría del equilibrio. Así, las empresas de más edad suelen tener mejor acceso a la financiación ajena debido a que una mayor trayectoria supone un mejor conocimiento por parte de los acreedores y por tanto menos problemas de información asimétrica o escasa. Por otra parte, más edad también significa mayor capacidad para generar fondos internos y menor necesidad de recurrir a fuentes ajenas.
- Efectos industriales. Se han incluidos variables artificiales para recoger la influencia de las características de cada sector sobre la estructura de capital.

En la estimación se ha aprovechado la estructura de la muestra, que tiene una dimensión temporal y otra longitudinal, para aplicar técnicas de datos de panel. En concreto se ha especificado un modelo estático (1) y otro dinámico (2):

$$y_{it} = \sum_j \beta_j \cdot x_{jit} + \mu_i + v_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \gamma \cdot y_{i,t-1} + \sum_j \beta_j \cdot x_{jit} + \mu_i + v_{it} \quad (2)$$

donde y_{it} y x_{jit} son las variables, dependiente y explicativas, el subíndice i ($i = 1 \dots I$) denota empresas, t ($t = 1 \dots T$) tiempo, j ($j = 1 \dots J$) variables explicativas, β_j son los coeficientes a estimar, μ_i modeliza efectos individuales no observables e invariantes en el tiempo, y v_{it} es el término de error. Los efectos temporales (invariantes entre empresas) también pueden considerarse añadiendo un término λ_t .

La estimación de la ecuación (1) se puede realizar por varios procedimientos, dependiendo de los supuestos que se establezcan. Así, si se consideran despreciables μ_i y λ_t y además v_{it} fuera independiente e idénticamente distribuida según una normal de media cero y desviación típica constante, tendríamos una estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios. En el caso de que los efectos de μ_i y λ_t fuesen importantes y se mantuviesen los supuestos de v_{it} hay dos alternativas. La primera consiste en considerar que las variables explicativas no están correlacionadas con los efectos, y por tanto éstos son aleatorios, lo que lleva a una estimación

mediante mínimos cuadrados generalizados o máxima verosimilitud. La segunda es permitir correlación entre variables explicativas y efectos, lo que conduce a estimar (1) por mínimos cuadrados ordinarios una vez introducidas variables ficticias para cada empresa (J-1) y para cada año (T-1). Un procedimiento más sencillo que evita trabajar con tantas variables ficticias es utilizar el estimador intragrupos (within) para estimar los parámetros β_j y luego determinar los valores de μ_i y λ_t . Una exposición detallada de modelos de efectos aleatorios y fijos, tanto individuales como temporales, puede consultarse en Arellano (2003), Baltagi (2001), Hsiao (2003).

El modelo dinámico (2) es capaz de capturar los efectos de las variables a lo largo del tiempo. Es una forma de tener en cuenta que los cambios en las variables no afectan instantáneamente sino que tienen un periodo de ajuste. Si la dimensión temporal es corta (como es el caso de los 8 años de la muestra) la estimación mediante modelos de efectos fijos o aleatorios es inconsistente debido a que la variable dependiente desfasada, y_{it-1} , está correlacionada con el término de error, v_{it} . Una opción eficiente y no sesgada es utilizar variables instrumentales y el método generalizado de momentos (GMM) (Arellano y Bond, 1991, Arellano y Bover, 1995, entre otros). Dada la dificultad de encontrar instrumentos que estén correlacionado con los regresores originales pero no con el término de error, estos autores proponen usar como instrumentos las mismas variables originales pero desfasadas. Además, la estimación por GMM se realiza en dos etapas, empleando la segunda una matriz de ponderaciones que se construye con los residuos de la primera etapa. El procedimiento seguido en este trabajo consiste en regresar conjuntamente el sistema de ecuaciones en primeras diferencias y en niveles para reducir la debilidad de los instrumentos (Arellano y Bover, 1995, Blundell y Bond, 1998). Adicionalmente, es necesario aplicar un test para contrastar ausencia de autocorrelación de segundo orden pues el estimador GMM se basa en este supuesto, así como un test de Sargan de sobreidentificación para validar la idoneidad de los instrumentos.

Con el fin de profundizar aún más sobre los determinantes de la estructura de capital, se han empleado regresiones por cuartiles (Koenker y Basset, 1978) que permiten identificar tasas de respuesta para diferentes niveles de endeudamiento. La regresión por cuartiles modeliza los efectos de las variables independientes sobre toda la distribución de la variable dependiente. Esta técnica es adecuada en el caso de relaciones complejas, por ejemplo cuando la influencia de determinados factores solamente se da a partir de determinados niveles de la variable dependiente. Es también robusta en casos de muestras con datos atípicos (outliers), heterocedasticidad, interacciones entre los determinantes o distribuciones no normales de los errores. Las estimaciones, condicionadas a la mediana o a cualquier otro cuartil o percentil, se realizan mediante programación lineal minimizando la suma ponderada de las desviaciones absolutas de los residuos. Siguiendo con la notación del modelo (1), pero eliminando el subíndice t y los efectos individuales μ_i para simplificar, los coeficientes β_i se obtienen al resolver el programa lineal:

$$\text{Min } FO = \tau \cdot \sum_i p_i + (1 - \tau) \cdot \sum_i n_i \quad (3)$$

sujeta a :

$$y_i - \sum_j \beta_j \cdot x_{ji} = p_i - n_i \quad \forall i \quad (4)$$

$$p_i, n_i \geq 0 \quad \forall i \quad (5)$$

El error v_i en cada observación i se trata ahora considerando su signo, positivo p_i o negativo n_i . El parámetro τ pondera la suma de estas desviaciones, de forma que para valor de τ se

obtiene una estimación. Así, $\tau = 0,5$, da la regresión condicionada a la mediana, $\tau = 0,25$ la regresión correspondiente al primer cuartil, etc.

Una vez obtenidos los coeficientes, es posible obtener sus desviaciones típicas y realizar inferencia. Para este fin, la matriz de covarianzas de los coeficientes se aproxima mediante métodos asintóticos o usando varios procedimientos de bootstrap (Koenker, 2005).

4. Datos

Los datos utilizados están constituidos por una muestra de 388 empresas con información contable de 8 años consecutivos, desde 1998 hasta 2005. Estos datos se tomaron de la base de datos SABI de la empresa Informa S.A. Las empresas pertenecen al sector productivo agroalimentario, en concreto, están incluidas en el código 15 de la clasificación CNAE-15 del Instituto Nacional de Estadística.

La Tabla 1 presenta un breve resumen de los estadísticos básicos de las variables usadas en el análisis de regresión. En promedio, las deudas totales en las empresas de la muestra ascienden al 54 % del activo total. Las deudas a largo plazo sólo suponen el 10%, muy por debajo del peso de las deudas a corto plazo (44%). De éstas, algo el 23% son deudas bancarias y el 21% deudas comerciales. La variabilidad, medida por el coeficiente de variación, parece ser mayor en el ratio de deudas a largo plazo.

Las Tablas 2 y 3 proporcionan la media y la mediana de los ratios de endeudamiento por año y por subsector. Es un intento de obtener una primera impresión de cómo varían estos ratios a través del tiempo y en función de la actividad productiva. En la Tabla 2 no se perciben grandes variaciones anuales del ratio de deudas a largo plazo. De hecho, el rango, valor máximo menos valor mínimo es de 0,9% para los valores medios y 1% para las medianas. Algo más de variación se encuentra analizando por actividades productivas en la Tabla 3: los valores medios de LP oscilan entre 7.8% para aceites y grasas (código 154) y 11.8 % para otros productos (código 158). En términos de la mediana las variaciones son mayores, desde un mínimo de 3.1% (alimentación animal, código 157) hasta un máximo de 9.5% (lácteos, código 155).

A pesar del menor coeficiente de variación del ratio de endeudamiento a corto plazo en la Tabla 1, se puede ver una mayor variabilidad de este cociente cuando se analiza por años o por subsectores. En la Tabla 2 los valores de la mediana de CP oscilan entre un máximo de 22.9% en 2000 y un mínimo de 19.3% en 2005, quizá sugiriendo una tendencia a la disminución de las deudas bancarias a corto. Las diferencias por actividades productivas son también en este caso mayores: los valores más bajos se registran en 157 alimentación animal (CP = 17.3% -media- y 12.9% -mediana-) y los más altos en 154 aceites y grasas (CP = 47.7% -media- y 45.7% -mediana-).

Tabla 1. Resumen estadístico

	coeficiente			
	media	variación	máximo	mínimo
LP	0.10	1.10	0.76	0.00
CP	0.23	0.65	0.92	0.00
AC	0.21	0.64	0.90	0.00
Activos totales (10 ⁶ eur)	19.51	1.44	360.34	1.12
Ventas totales (10 ⁶ eur)	24.51	1.41	435.98	0.25
INM	0.37	0.47	0.93	0.01
ROA	0.04	1.53	0.47	-0.71
CrA	0.08	2.41	3.15	-0.84
CCN	0.08	2.27	0.70	-0.87
Costedeuda	0.07	3.42	6.29	0.00
Edad (años)	28.84	0.54	105.00	7.00

LP = acreedores largo plazo/ activo total

CP = acreedores corto plazo/ activo total (excluidos los acreedores comerciales)

AC = acreedores comerciales / activo total

INM = inmovilizados / activo total

CrA = tasa de crecimiento anual del activo total

CCN = (deudores comerciales – acreedores comerciales) / activo total

Costedeuda = gastos financieros / (deudas totales – acreedores comerciales)

Tabla 2. Ratios de endeudamiento por años

año	LP		CP	
	media	mediana	media	mediana
1998	0.109	0.073	0.240	0.220
1999	0.104	0.075	0.234	0.216
2000	0.102	0.069	0.238	0.229
2001	0.100	0.069	0.243	0.227
2002	0.101	0.065	0.233	0.209
2003	0.106	0.065	0.230	0.211
2004	0.104	0.068	0.228	0.205
2005	0.106	0.074	0.225	0.193

Tabla 3. Ratios de endeudamiento por subsector

subsector	LP		CP	
	media	mediana	media	mediana
151	0.095	0.065	0.198	0.176
152	0.100	0.068	0.251	0.242
153	0.112	0.081	0.267	0.260
154	0.078	0.053	0.477	0.457
155	0.103	0.095	0.265	0.280
156	0.100	0.069	0.286	0.298
157	0.083	0.031	0.173	0.129
158	0.118	0.077	0.220	0.199
159	0.114	0.069	0.243	0.221

151 Industria cárnica, 152 Procesado de pescado, 153 Frutas y vegetales, 154 Aceite y grasas, 155 Lácteos, 156 Molinería, 157 Alimentación animal, 158 Otros productos, 159 bebidas

5. Resultados

Las regresiones que explotan la estructura de datos de panel se presentan en las Tablas 4 (largo plazo) y 5 (corto plazo). Varios procedimientos fueron implementados pero solamente se muestran una estimación de efectos aleatorios mediante mínimos cuadrados generalizados (GLS) para el modelo estático (1) y otra usando el método generalizado de momentos (GMM-SYS) para el modelo dinámico (2). En todas las estimaciones se incluyeron variables artificiales para los años y los subsectores para controlar shocks temporales y efectos específicos de cada industria, pero no se muestran sus resultados.

En las estimaciones GLS, las variables independientes se han retardado un periodo (excepto CCN para la que se espera una relación contemporánea) con el fin de evitar problemas de simultaneidad con la variable dependiente. Las estimaciones GMM-SYS emplean el sistema conjunto de ecuaciones en primeras diferencias y niveles. Usan, además, las mismas variables explicativas retardadas varios años como instrumentos en las ecuaciones en primeras diferencias, y primeras diferencias retardadas un periodo como instrumentos en las ecuaciones en niveles.

Las dos estimaciones GMM-SYS (largo y corto plazo) satisfacen las hipótesis del estimador. Esto es, el test de Sargan valida las variables retardadas como instrumento dado que no se rechaza el supuesto de que están incorreladas con el término de error ($p = 0.168$ para la regresión LP y $p = 0.109$ para CP). Los tests AR(2) indican que no hay problemas de autocorrelación de segundo orden.

Las variables independientes empleadas son significantivas en conjunto como muestran los test de Wald (conjunto), que rechaza, en todos los casos, la hipótesis nula de insignificancia conjunta de los regresores.

Los efectos temporales, sin embargo, no parece que tengan influencia sobre los ratios de endeudamiento pues los tests Wald (temporales) no rechazan la insignificancia de las variables ficticias anuales a un nivel del 5 %. Esta evidencia quizá sea menos fuerte para las deudas a corto plazo donde el test sí es significativo en la estimación GLS, aunque una vez que se introduce la variable dependiente retardada este efecto desaparece y el test de Wald (temporal) en GMM-SYS no rechaza insignificancia.

Por otra parte, los efectos de la actividad productiva sobre el endeudamiento no se muestran significativos para los ratios a largo plazo pero sí para los de corto. Así los tests de Wald (ficticias) no rechazan la hipótesis nula (insignificancia de 15 variables ficticias: 7 años y 8 subsectores de actividad) en las dos estimaciones de la Tabla 4 para LP pero lo contrario ocurre en la Tabla 5 para CP.

La variable dependiente retardada es positiva y significativa para los dos ratios de endeudamiento. El coeficiente para LP (0.577) es mayor que el correspondiente a CP (0.3). Este resultado apoya el planteamiento de la teoría del equilibrio y confirma la existencia de costes en el proceso de ajuste hacia los objetivos de endeudamiento cuando las condiciones cambian. Como era de esperar, la velocidad de ajuste es mayor para el ratio de acreedores a corto plazo.

Tabla 4. Regresiones GLS y GMM-SYS

VARIABLES DEPENDIENTE LP = acreedores a largo plazo / activo total

	GLS		GMM-SYS (2 ^a etapa)	
	coeficiente	valor t	coeficiente	valor t
LP ₋₁			0.577	12.10**
logA	0.016	3.66**	0.029	2.67**
INM	0.180	11.60**	0.090	2.51**
ROA	-0.157	-4.90**	-0.065	-1.93*
CrA	0.045	6.11**	0.041	2.81**
CCN	0.017	1.14	0.068	2.48**
Costedeuda	-0.002	-0.23	-0.004	-0.70
Edad (años)	-0.0009	-2.95**	0.0005	0.55
Tests	valor	prob	valor	Prob
Wald (conjunto):	245.50 (χ^2_7)	0.000**	229.80(χ^2_8)	0.000**
Wald (ficticias):	21.46 (χ^2_{15})	0.123	17.58(χ^2_{15})	0.286
Wald (temporales):	12.36 (χ^2_7)	0.089	13.19(χ^2_7)	0.068
Sargan:			202.40(χ^2_{184})	0.168
AR(2) :	N(0,1)		-0.123	0.902

Estos resultados se obtuvieron usando el programa Ox 5.00 (Doornik 2007) conjuntamente con el paquete DPD (Doornik et al., 2006).

Todas las estimaciones incluyen variable artificiales para cada año y subsector (3 dígitos, CNAE-93)

Los asteriscos indican significatividad al 5% (*) y al 1% (**).

Los regresores en la estimación GLS están retardados un año (excepto CCN) para evitar endogeneidad.

Las estimaciones GMM-SYS emplean el sistema conjunto de ecuaciones es primeras diferencias y niveles y usan las mismas variables (pero retardadas) como instrumentos.

Tabla 5. Regresiones GLS y GMM-SYS

VARIABLES DEPENDIENTE CP = acreedores a largo plazo / activo total

	GLS		GMM-SYS (2 ^a etapa)	
	coeficiente	valor t	coeficiente	valor t
CP ₋₁			0.300	5.13**
logA	0.014	2.58**	0.026	1.47
INM	-0.053	-2.99**	0.002	0.04
ROA	-0.176	-5.08**	-0.241	-5.22**
CrA	0.019	2.34*	0.035	2.54**
CCN	0.285	17.00**	0.262	5.17**
Costedeuda	-0.005	-0.45	0.015	1.67
Edad (años)	-0.001	-3.14**	-0.0006	-0.36
Tests	valor	prob	valor	prob
Wald (conjunto):	346.20 (χ^2_7)	0.000**	100.30(χ^2_8)	0.000**
Wald (ficticias):	112.40 (χ^2_{15})	0.000**	42.49(χ^2_{15})	0.000**
Wald (temporales):	34.66 (χ^2_7)	0.000**	12.02(χ^2_7)	0.100
Sargan:			207.90(χ^2_{184})	0.109
AR(2) :	N(0,1)		-0.123	0.410

Los mismos comentarios de la Tabla 4 son aplicables.

La variable de tamaño ($\log A$) es positiva y significativa a un nivel del 1% para las deudas a largo plazo. No está tan claro con las de corto plazo, pues sólo el coeficiente en GLS es significativo. En GMM-SYS, la introducción de la variable dependiente retardada anula el efecto del tamaño. Por tanto, para ser prudentes, no se descarta el efecto del tamaño de la empresa sobre el endeudamiento a largo plazo pero sí se rechaza para las deudas a corto.

Un comentario similar se puede hacer para la proporción de inmovilizados (INM): es positiva y significativa en las dos regresiones de LP; pero no así en CP, donde INM toma signo negativo significativo en la estimación GLS mientras que en GMM-SYS es positiva y no significativa. Este resultado corrobora que los activos fijos se usan como garantía para obtener financiación a largo plazo.

La rentabilidad, medida a través del ratio ROA, es negativa y significativa en todos los casos, como pronostica la teoría del orden jerárquico. Los coeficientes de ROA en las estimaciones de CP son mayores que los de LP, en valor absoluto, lo que sugiere que las empresas más rentables tienen que recurrir menos a fuentes de financiación ajena a corto plazo.

La variable de crecimiento de los activos totales (CrA) tiene el esperado signo positivo significativo en todas las estimaciones. Los valores de los coeficientes parecen indicar un ligero mayor impacto sobre los ratios a largo plazo. En cualquier caso, la influencia positiva de las oportunidades de crecimiento sobre los niveles de endeudamiento no puede ser descartada.

El crédito comercial neto (CCN) es positivo y fuertemente significativo para el ratio de deudas a corto plazo. Sus coeficientes (0.285 en GLS y 0.262 en GMM-SYS) indican que una parte importante de las ventas a crédito son financiadas con deudas a corto plazo.

El coste de la deuda no es significativo en ninguna regresión. La edad de la empresa es negativa y significativa en GLS, tanto LP como CP, pero deja de serlo en las estimaciones GMM-SYS.

Las Tablas 6 y 7 muestran los resultados de las regresiones por cuartiles, y ofrecen la respuesta de estos determinantes en distintos puntos de la distribución condicionada de los ratios de endeudamiento.

Las variables dependientes retardadas son siempre positivas y significativas en los modelos (2) lo que muestra la persistencia de los ratios de deudas en el tiempo. Los valores de los coeficientes para CP son mayores que los de LP de forma contraria a lo que ocurría en las estimaciones GMM-SYS. En ambos casos, los coeficientes aumentan según crecen los ratios, y, por tanto, disminuye la velocidad de ajuste. Esto apunta a que cuanto más endeudada está una empresa mayor es su dependencia de estos fondos ajenos y menor su capacidad de modificación.

El efecto del tamaño es positivo principalmente en la parte superior de las distribuciones condicionadas, tanto a largo como a corto plazo: los coeficientes de $\log A$ son positivos y significativos en los cuartiles 0.75 y 0.90 en modelos (1) y (2) de LP y CP. Sin embargo, para cuartiles inferiores $\log A$ deja de ser significativa o incluso produce un efecto negativo, como es el caso de la estimación de LP con modelo (2) y cuartiles 0.10 y 0.25. Este caso es un claro ejemplo de cómo un factor puede influir de manera diferente en distintos puntos de la distribución.

Tabla 6. Regresiones por cuartiles

Variables dependiente LP = acreedores a largo plazo / activo total

cuartil		Modelo (1)		Modelo (2)	
		coeficiente	valor t	coeficiente	valor t
0.10	LP ₋₁			0.56296	31.626**
	logA	-0.00001	-1.096	-0.00032	-3.747**
	INM	0.00051	0.844	-0.00255	-1.278
	ROA	-0.00051	-0.582	-0.00393	-1.492
	CrA	0.00016	0.842	0.00582	7.057**
	CCN	0.00003	0.404	0.00225	1.947
	Costedeuda	0.00000	0.164	0.00050	0.833
	Edad (años)	0.00000	-0.629	0.00002	0.803
0.25	LP ₋₁			0.74008	69.599**
	logA	-0.00022	-0.779	-0.00016	-2.555**
	INM	0.08472	9.928**	-0.00326	-2.255*
	ROA	-0.10407	-4.978**	-0.00546	-1.771
	CrA	0.03181	3.096**	0.00489	4.605**
	CCN	0.00814	2.371*	0.00010	0.113
	Costedeuda	-0.00275	-2.739**	0.00012	0.451
	Edad (años)	-0.00015	-2.934**	0.00002	1.749
0.50	LP ₋₁			0.87382	109.646**
	logA	0.00102	1.866	0.00001	0.467
	INM	0.22762	21.148**	0.00001	0.018
	ROA	-0.33209	-16.916**	-0.00219	-1.431
	CrA	0.09052	8.000**	0.00147	1.580
	CCN	0.00579	0.719	-0.00007	-0.375
	Costedeuda	-0.01011	-2.321*	-0.00003	-0.486
	Edad (años)	-0.00033	-2.943**	0.00000	0.015
0.75	LP ₋₁			0.95877	72.258**
	logA	0.00804	8.503**	0.00111	2.846**
	INM	0.28473	16.744**	0.02591	3.251**
	ROA	-0.57928	-18.595**	-0.07016	-3.393**
	CrA	0.10108	7.649**	0.02377	2.715**
	CCN	0.01307	0.810	-0.00506	-0.828
	Costedeuda	-0.01973	-1.237	-0.00143	-0.785
	Edad (años)	-0.00063	-3.321**	-0.00011	-2.681**
0.90	LP ₋₁			0.96187	66.887**
	logA	0.01533	7.537**	0.00575	7.420**
	INM	0.35368	11.289**	0.07670	5.516**
	ROA	-0.71101	-6.740**	-0.10290	-2.091*
	CrA	0.06677	2.476*	0.03135	1.659
	CCN	0.01518	0.460	-0.02625	-2.301*
	Costedeuda	-0.02373	-2.785**	-0.00271	-0.567
	Edad (años)	-0.00055	-1.393	-0.00056	-6.170**

En estas regresiones se usó el programa R (R Dev. Core Team, 2008) y el paquete quantreg (Koenker, 2008).

Los asteriscos indican significatividad al 5% (*) y al 1% (**).

Los regresores en todas las estimaciones están retardados un año (excepto CCN) para evitar endogeneidad..

Tabla 7. Regresiones por cuartiles

Variables dependiente CP = acreedores a largo plazo / activo total

cuartil		Modelo (1)		Modelo (2)	
		coeficiente	valor t	Coefficiente	valor t
0.10	CP ₋₁			0.8427	55,916**
	logA	0.03101	17,213**	-0.00204	-1,832
	INM	-0.09812	-4,556**	-0.00708	-0,495
	ROA	-0.55259	-5,720	0.06561	1,678
	CrA	-0.00846	-0,297**	-0.0407	-2,819**
	CCN	-0.16341	-7,744**	-0.00318	-0,243
	Costedeuda	0.04719	11,694**	0.01987	2,745**
	Edad (años)	-0.00072	-3,590**	0.0001	0,661
0.25	CP ₋₁			0.92784	138,336**
	logA	0.04878	32,400**	-0.00084	-1,923
	INM	-0.20936	-8,747**	0.00385	0,518
	ROA	-0.87949	-11,265**	-0.04577	-1,908
	CrA	0.06639	2,914**	-0.01756	-1,680
	CCN	-0.20073	-8,146	-0.00376	-0,460
	Costedeuda	0.05776	1,403**	0.01107	3,665**
	Edad (años)	-0.00121	-5,428**	0.00002	0,329
0.50	CP ₋₁			0.9743	147,184**
	logA	0.06343	40,306**	0.00112	1,884
	INM	-0.26014	-11,201**	0.02134	2,881**
	ROA	-1.08494	-14,061	-0.11119	-4,603**
	CrA	0.05262	1,957**	-0.01501	-2,055*
	CCN	-0.24833	-9,645*	-0.00435	-0,607
	Costedeuda	0.02777	2,443	0	1,394
	Edad (años)	-0.00057	-1,802**	-0.00012	-1,507
0.75	CP ₋₁			0.95695	121,896**
	logA	0.0835	41,646**	0.00629	7,890**
	INM	-0.30769	-9,453**	0.0334	3,891**
	ROA	-1.23364	-17,088**	-0.18795	-6,506**
	CrA	0.05181	3,134**	-0.01184	-4,136**
	CCN	-0.16582	-4,803**	-0.01717	-1,896
	Costedeuda	0.03678	4,495**	-0.00501	-0,265
	Edad (años)	-0.00163	-4,761**	-0.00022	-2,506*
0.90	CP ₋₁			0.92821	75,672**
	logA	0.09499	51,774**	0.01232	9,882**
	INM	-0.3021	-10,729**	0.0295	2,068*
	ROA	-1.08909	-11,323	-0.18465	-3,897**
	CrA	0.03305	1,452**	-0.02364	-4,851**
	CCN	-0.11456	-3,730*	-0.03404	-2,761**
	Costedeuda	0.02734	2,360**	-0.00382	-0,341
	Edad (años)	-0.0016	-3,864**	-0.00027	-1,531

Los mismos comentarios de la Tabla 6 se deben tener en cuenta aquí.

La proporción de inmovilizados, INM, es asimismo positiva y significativa para cuartiles elevados, 0.75 y 0.90, en las estimaciones de LP del modelo (2) y para todos los cuartiles en modelo (1). Se aprecia además una tendencia creciente en estos coeficientes. Así que la conclusión parece clara, el peso del inmovilizado como determinante de las deudas a largo plazo es mayor cuando éstas crecen. En las deudas a corto plazo, sin embargo, los resultados muestran signos negativos y significativos en los modelos (1) que se vuelven positivos en las estimaciones de los modelos (2). Esto podría señalar cierto sesgo en los modelos (1) al no considerar la variable dependiente retardada. De ser así, los signos positivos y significativos de INM en los cuartiles 0.50, 0.75 y 0.90 indicarían que la proporción de inmovilizados también influye positivamente sobre las empresas más endeudadas a corto plazo.

La relación negativa entre la variable de rentabilidad ROA y los ratios de endeudamiento es significativa en las estimaciones (2) de LP y CP en los cuartiles 0.75 y 0.90, y de la misma forma que en GLS y GMM-SYS los coeficientes de ROA son mayores en valor absoluto en las estimaciones de CP. También son negativas y significativas en las estimaciones (1) para LP, excepto para el cuartil 0.10, destacando, además, la tendencia creciente de los coeficientes en valor absoluto.

El crecimiento de los activos, CrA, como proxy de de las oportunidades de crecimiento pasadas mantiene su signo positivo y significativo con LP en la mayoría de las estimaciones por cuartiles de los modelos (1) y (2). Presenta también una tendencia creciente pero para cuartiles elevados como 0.90 decrece el valor del coeficiente y/o muestra menor significatividad. A corto plazo la interpretación es más complicada porque toma valores positivos en el modelo (1) y negativas en el (2).

El crédito comercial neto y el coste de la deuda no son significativas en la mayoría de las regresiones ni se aprecia un patrón claro de comportamiento. En cuanto a la edad solamente es significativa y negativa para los cuartiles 0.75 y 0.90 para el largo plazo en las estimaciones (2). Esto apoyaría la idea de que las empresas de más edad tienen acumuladas más reservas y suelen recurrir menos a fondos ajenos para financiarse a largo plazo.

6. Conclusiones e implicaciones

La principal aportación de este trabajo es la modelización de los determinantes de los ratios de deudas a largo y corto plazo mediante estimaciones econométricas que incorporan aspectos dinámicos (método generalizado de momentos) y que exploran la respuesta de los regresores en distintos puntos de la distribución condicionada de las variables dependientes (regresión por cuartiles). La aplicación empírica, en una muestra de 388 empresas con información de 8 años, no rechaza los planteamientos de la teoría del equilibrio ni tampoco los de la teoría del orden jerárquico.

En primer lugar, las regresiones con variables dependientes desfasadas confirman la persistencia en el tiempo de los ratios de endeudamiento y la existencia de costes en la modificación de éstos. Los efectos positivos de las variables tamaño y proporción de inmovilizado también apoyan la teoría del equilibrio en el sentido de que apuntan problemas de agencia y asimetría de información que son mejor solventados por ciertas empresas: por ejemplo, las compañías que se sitúan en la parte superior de la distribución condicionada de los ratios de endeudamientos tienen un mayor efecto positivo del tamaño y del inmovilizado. En otras palabras, la regresión por cuartiles permite identificar las empresas de la muestra con mayores problemas de acceso a la financiación ajena: no son necesariamente las de menores

ratios de endeudamiento ni las de menor tamaño ni menor proporción de inmovilizados, sino las que presentan varios de estos factores al mismo tiempo.

En segundo lugar, las relaciones negativas entre rentabilidad y ratios de deudas a largo y corto plazo, así como las positivas con las variables de crecimientos de los activos, aportan evidencia de una preferencia, en las empresas de la muestra, por fuentes de financiación internas como pronostica la teoría del orden jerárquico. Cuando estas empresas necesitan más financiación recurren a la ajena, cuya capacidad de acceso está determinada por las variables ya mencionadas, tamaño, proporción de inmovilizados y oportunidades de crecimiento. Es de destacar también que los efectos temporales y de actividad económica no se han revelado como influyentes en el ratio de deudas a largo plazo.

Los resultados de este estudio no se pueden generalizar a otras empresas. Sí se puede, no obstante, realizar el ejercicio teórico de sugerir líneas de actuación para mejorar la financiación de las empresas de la muestra. En este sentido, es evidente que cualquier actuación tendente a mejorar la información en los mercados y la confianza entre los agentes repercute positivamente sobre su estructura de capital; no estaría clara, sin embargo, la bondad de medidas de apoyo focalizadas en determinados subsectores de actividad y parecería mejor alternativa centrarse en empresas que reúnen determinadas características de forma simultánea (por ejemplo, baja proporción de deudas a largo y baja proporción de inmovilizados); por otra parte, también serían beneficiosas medidas de tipo fiscal que fomentasen e incentivasen que las empresas de la muestra no repartiesen sus ganancias sino que las utilizaran para financiarse.

References

Arellano M. (2003). Panel data econometrics. Oxford University Press.

Arellano M., Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.

Arellano M., Bover. O. (1995). Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-51.

Baltagi, B.H. (2001). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons. Ltd.

Barry P.J., Bierlen R.W., Sotomayor N.L. (2000). Financial structure of farm business under imperfect capital markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 82(4), pp. 920-933.

Blundell R., Bond. S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-144.

Chittenden F., Hall G., Hutchinson P. (1996). Small firm growth, access to capital markets and financial structure: Review of issues and an empirical investigation. *Small Business Economics*, 8(1), pp. 59-67.

de Miguel J., A. Pindado (2001). Determinants of capital structure: new evidence from Spanish data. *Journal of Corporate Finance*, 7, pp. 77-99.

- Doornik, J.A. (2007), *Object-Oriented Matrix Programming Using Ox*, 3rd ed. London: Timberlake Consultants Press and Oxford: www.doornik.com.
- Doornik, J.A., Arellano, M., Bond, S. (2006). Panel data estimation using DPD for Ox. www.doornik.com
- EESC (2007). Business potential. especially SMEs (Lisbon Strategy). Opinion 2007/c 256/03. (European Economic and Social Committee).
- European Union (2006). Competitiveness and Innovation Framework Programme (2007 to 2013). Decision 1636/2006/EC. Official Journal of the European Union.
- Fattouh B., Scaramozzino P., Harris L. (2005). Capital structure in South Korea: a quantile regression approach. *Journal of Development Economics*, 76, pp. 231-250.
- Fattouh B., Harris L., Scaramozzino P. (2008). Non-linearity in the determinants of capital structure: evidence for U.K. firms. *Empirical Economics*, 34, pp. 427-438.
- Flannery M.J., Rangan K.P. (2006). Partial adjustment toward target capital structures. *Journal of Financial Economics*, 79, pp. 469-506.
- Hall G., Hutchinson P., Michaelas N. (2000). Industry Effects on the Determinants of Unquoted SMEs' Capital Structures. *International Journal of the Economics of Business*, 7-3, pp. 297-312.
- Heshmati A. (2002). The Dynamics of Capital Structure: Evidence from Swedish Micro and Small Firms. *Research in Banking and Finance*, 2, pp. 199-241.
- Hsiao C. (2003). *Analysis of panel data*. Cambridge University Press.
- Jensen M.C., Meckling W. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and capital structure. *Journal of Financial Economics*, 3, pp. 305-360.
- Koenker. R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge University Press.
- Koenker, R. (2008). *quantreg: Quantile Regression*. R package version 4.24. <http://www.r-project.org>
- Koenker. R., Basset. G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*. 46 (1). pp. 33–50.
- Margaritis D., Psillaki M. (2007). Capital structure and firm efficiency. *Journal of Business & Accounting*, 34(9), pp. 1447-1469.
- Michaelas N., Chittenden F.P., Poutziouris (1999). Financial policy and capital structure choice in U.K. SMEs: empirical evidence from company panel data. *Small Business Economics*, 12, pp. 113-130.
- Modigliani F., Miller M. (1958). The costs of capital. corporate finance and the theory of investment. *American Economic Review*, 48, pp. 261-297.
- Myers S.C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5 (3), pp. 575-592.

- Myers S.C. (1984). The capital structure puzzle. *Journal of Finance*, 39 (3), pp. 147-175.
- Pettit R.R., Singer R.F. (1984). Small business finance: a research agenda. *Financial Management*, 14 (3), pp. 47-60.
- R Development Core Team (2008). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Saa-Requejo J. (1996). Financing decisions: lessons from the Spanish experience. *Financial Management*, 25(3), pp. 44-56.
- Stiglitz J.E. (1988). Why financial structure matters. *Journal of Economic Perspectives*, 2-4, pp. 121-126.
- Stiglitz J.E., Weiss A.(1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71, pp. 393-410.
- Vendrell A. (2007). La dinámica de la estructura de capital. Evidencia para las empresas industriales españolas. Universitat de Lleida.
- Zhao J., Katchova A.L., Barry P.J. (2004). Testing the pecking order theory and the signalling theory for farm business. Contributed paper, American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Denver, Colorado, July 1-4.