

Sánchez Vidal, Javier

Working Paper

No linealidad de la relación entre la estructura de capital y sus determinantes

Economic Analysis Working Papers, No. 2009,6

Provided in Cooperation with:

Economists Association of A Coruña

Suggested Citation: Sánchez Vidal, Javier (2009) : No linealidad de la relación entre la estructura de capital y sus determinantes, Economic Analysis Working Papers, No. 2009,6, Colegio de Economistas de A Coruña, A Coruña

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/43389>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

No linealidad de la relación entre la estructura de capital y sus determinantes

Javier Sánchez-Vidal*

Universidad Politécnica de Cartagena (España)

RESUMEN

El objetivo del trabajo es analizar si los factores que condicionan el endeudamiento de una empresa varían su influencia según el nivel de endeudamiento de aquella, para así poder estudiar, por ejemplo, los determinantes de la deuda de las empresas más apalancadas. Con una muestra de datos de panel de 17.776 empresas durante el periodo 2001-2006 se realizan las estimaciones mediante regresiones cuantílicas. Los resultados muestran que la regresión por cuantiles proporciona una perspectiva más completa de los determinantes del endeudamiento que la regresión MCO estándar. El apalancamiento se ve condicionado por un comportamiento jerárquico, encontrándose asimismo evidencia de problemas de información asimétrica. Se constata una cierta preocupación de las empresas por los costes de dificultades financieras pero no por el escudo fiscal.

ABSTRACT

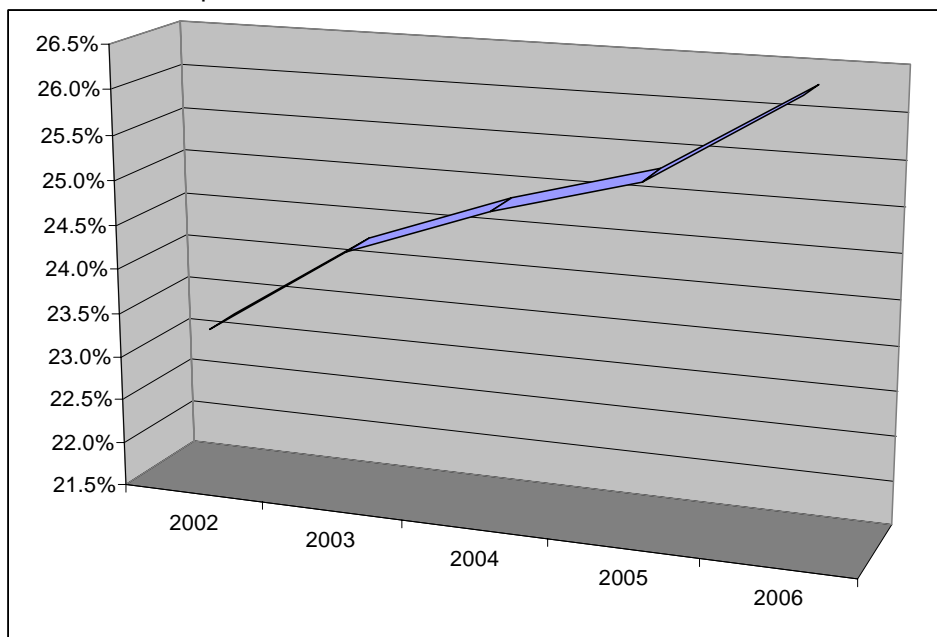
The aim of this study is to analyze whether the factors influencing debt change their effect depending on the company's debt level. This could be very useful for studying for example high-debt firms' determinants. We work with a panel data of 17,776 companies for the 2001-2006 period and through quantile regressions find that quantile analysis provides a more complete view over the debt determinants than standard OLS regression. Leverage gets influenced by a pecking order behaviour and companies suffer from information asymmetry problems. There is some evidence of bankruptcy costs but not of the tax benefit of debt.

* Corresponding author. Dpto. de Economía Financiera y Contabilidad, Facultad de Ciencias de la Empresa, Paseo Alfonso XIII, 50, Universidad Politécnica de Cartagena, 30203 Cartagena
Tf.: +34 968325495, E-mail: [: javier.sanchez@upct.es](mailto:javier.sanchez@upct.es)

1. INTRODUCCIÓN.

El estudio sobre el endeudamiento de las empresas y sus determinantes es crucial a efectos de política económica. El ratio de deuda corporativo de las empresas españolas se ha ido incrementando considerablemente en los últimos años, hasta el estallido de la crisis subprime en el 2007 y del posterior crédito crunch. En el gráfico 1 presentamos la media del ratio de endeudamiento para las empresas de la muestra durante el periodo 2002-2006 y podemos observar que este incremento del apalancamiento también se ha producido para nuestra muestra. A partir de esta crisis financiera, la tasa de crecimiento del endeudamiento de las empresas españolas se ha reducido notablemente (Banco de España, 2008). Este credit crunch es más probable que afecte a las empresas más endeudadas, acortando la oferta de fondos disponibles para éstas y limitando así gravemente su capacidad para generar empleo y su propia supervivencia. Dentro de las empresas cotizadas, aquellas que más han perdido valor con esta crisis financiera han sido precisamente aquellas más apalancadas, evidenciando probablemente el lastre que para su política de financiación e inversiones supone este alto endeudamiento.

Gráfico 1. Media del endeudamiento financiero de las empresas de la muestra para los años 2002-2006



*Endeudamiento financiero medido como Deuda financiera a LP y CP/Activo total

Es por esta razón que el estudio de los determinantes del endeudamiento se vuelve tan importante en este periodo de restricción del crédito, sobre todo para las empresas más endeudadas, que se han convertido en el eslabón más débil del tejido productivo en un contexto de grave crisis financiera y recesión.

Con respecto al análisis de los determinantes del endeudamiento, la mayoría de la evidencia empírica sobre la relación entre la estructura de capital de las empresas y sus determinantes viene dada

por modelos de regresión lineal y se basa por tanto en la hipótesis de que la relación entre el apalancamiento y sus determinantes es lineal. Si la muestra es muy heterogénea en cuanto a la distribución de la variable dependiente y más importante, si los factores que determinan esa estructura de capital modifican su influencia en ese apalancamiento según la posición de ésta en la distribución de la variable dependiente, es decir, según si la empresa está poco o muy endeudada, entonces la estimación por regresión lineal supone una pérdida de información, ya que esta regresión estima los coeficientes de las variables explicativas en las medias condicionales de la muestra.

La sugerencia de posibles relaciones no lineales aparece a nivel empírico cuando encontramos resultados divergentes en diferentes estudios sobre estructura de capital que utilizan variables similares, incluso cuando están referidos al mismo país, cuando hay existencia de relaciones cuadráticas en las variables explicativas del endeudamiento de las empresas o cuando encontramos diferentes resultados en cuanto a significatividad, valor e incluso signo de estas variables explicativas en estudios que dividen la muestra en submuestras según endeudamiento. Con referencia a esta última evidencia, Harris y Raviv (1991) afirman que, aunque numerosos estudios empíricos han identificado un gran número de determinantes potenciales de la estructura de capital, no han averiguado cuales de éstos son importantes según el contexto. Argumentan, por ello, que lo adecuado en investigaciones futuras es que los estudios empíricos se concentren en testar modelos particulares para descubrir los determinantes más importantes de la estructura de capital para contextos concretos.

Pero no es sólo a la hora de contrastar empíricamente las teorías sobre estructura de capital cuando surgen dudas sobre la linealidad de estas relaciones. De algunas de las implicaciones de las diferentes teorías sobre endeudamiento se derivan relaciones no lineales entre éste y sus determinantes. La teoría del tradeoff señala que cada empresa tiene una estructura financiera óptima a la que se llega por la compensación de una serie de ventajas e inconvenientes de la deuda, principalmente impuestos societarios y personales y costes de dificultades financieras. Dentro de esta teoría ya se han sugerido la existencia potencial de relaciones no lineales, por ejemplo, en los altos costes que soportan las empresas muy endeudadas cuando suscriben nuevos préstamos (DeAngelo and Masulis, 1980; Castanias, 1983; Gilson, 1997 y Peyer and Shivdasani, 2001). Este mayor endeudamiento incrementa el valor esperado de los costes de reestructurar esta deuda. Además conforme las empresas se acerquen a la quiebra potencial, los acreedores exigirán ser compensados en mayor medida por el riesgo de quiebra. Asimismo, muchos acreedores impondrán cláusulas restrictivas para intentar proteger sus intereses, lo que puede resultar muy costoso para estas empresas. Por esta razón, las variables que midan estos costes pueden ejercer una influencia diferente en las empresas dependiendo de su nivel de endeudamiento. Van Horne (1992) encuentra que la probabilidad de bancarrota muchas veces es una función no lineal de la ratio de endeudamiento, con lo cual los costes de dificultades financieras tampoco ejercerían una causalidad lineal sobre ese endeudamiento.

La otra gran teoría sobre estructura de capital, la teoría de la jerarquía financiera, también implica una relación de no linealidad en cuanto al uso de la deuda. Esta teoría plantea que las empresas siguen una jerarquía de preferencias a la hora de financiar sus inversiones. Esta jerarquía consistente básicamente en que las empresas optan preferentemente por la financiación interna, es decir, beneficios retenidos y amortización y, en caso de recurrir a la financiación externa, optarían, en

primer lugar, por financiarse mediante deuda, posteriormente recurrirían a obligaciones convertibles y, en último lugar, acciones (Myers y Majluf, 1984).

Como apuntan Chirinko y Singha (2000) este comportamiento financiero implica no linealidad de la relación del déficit financiero en cuanto a su influencia sobre la estructura de capital. Las empresas sólo recurrirán a deuda cuando tengan un déficit financiero o necesidad de fondos externos, y por tanto, las variables que forman parte de ese déficit financiero sólo influirán en el endeudamiento *en valor absoluto*, cuando aquel sea positivo. Conforme la necesidad de fondos externos aumente, estas empresas utilizarán sólo deuda, hasta que se agote la capacidad de ésta y las empresas tengan que recurrir a emisiones de capital. De hecho, cuando se ha llegado al nivel de agotamiento de la capacidad de deuda, otra vez las variables que la determinaban hasta ese momento dejarán de influir en el apalancamiento de la empresa y la decisión de la empresa pasará a ser si emitir capital o no. Como esta decisión implica muchas veces el todo o el nada, muchos autores a la hora de analizar esta decisión han utilizado técnicas de regresión con variables discretas (logit y probit)¹.

Benito y Whitley, 2003, con una muestra para empresas británicas encuentran evidencia de que la prima de riesgo o infravaloración de los activos que emite la empresa tiene una relación no lineal con el endeudamiento de las empresas. Esta prima de riesgo, que sirve de base para la teoría de la jerarquía financiera en el modelo de Myers y Majluf (1984), está ocasionada por la existencia de información asimétrica y la desconfianza de los nuevos inversores hacia el valor de la empresa y de los proyectos de inversión futuros. Si la evidencia empírica hallada es aplicable a la generalidad de las empresas, las compañías más endeudadas podrían tener una política financiera condicionada por una jerarquía extrema, en la que raras veces podrían emitir capital para captar inversores externos o incluso crecer sólo con beneficios retenidos, ya que toda la financiación ajena estaría restringida.

Myers (2001) habla de las diferentes teorías sobre estructura de capital y dice que la estructura de capital no es irrelevante por causa de los impuestos, los costes de dificultades financieras, los costes de agencia y las diferencias de información. Myers argumenta que las diferentes teorías sobre endeudamiento enfatizan cada uno ciertos costes y beneficios de las estrategias financieras alternativas y dado que las teorías no son generales, testarlas para un grupo amplio y heterogéneo de empresas puede ser poco informativo. Se pueden encontrar resultados estadísticos consistentes con cada teoría porque cada una sirve o funciona para una submuestra determinada. Por ello concluye que lo más útil para testar una hipótesis es distinguir entre submuestras. En este sentido, Lemmon y Zender (2004) utilizan el concepto de límite de endeudamiento y encuentran que cuando dividen la muestra en submuestras de endeudamiento y crecimiento los comportamientos financieros son diferentes.

En este trabajo vamos a testar esas posibles relaciones no lineales a través de la estimación por regresiones cuantílicas. Esta estimación es la apropiada para estimar comportamientos heterogéneos ante niveles diferentes de la variable dependiente. Este análisis se basa en la estimación por mínimas desviaciones absolutas, LAD², en contraposición a la tradicional de mínimos cuadrados ordinarios, MCO, y permite hallar la estimación para diferentes niveles o cuantiles de la variable dependiente.

¹ para más detalles sobre estas prácticas ver Greene (1993).

² Del inglés: Least Absolute Deviations.

Esta estimación cuantílica ya ha sido utilizada en estudios sobre endeudamiento por Fattouh et al (2005; 2008) para una muestra de empresas surcoreanas y británicas respectivamente y en ambas encuentran evidencia de no linealidad entre el endeudamiento y sus determinantes.

El objetivo de este trabajo es analizar si los determinantes de la estructura de capital de las empresas varían según el nivel de endeudamiento de las mismas. Utilizando una amplia muestra de empresas españolas, se efectúa una regresión cuantílica para niveles diferentes de deuda y se utilizan como variables explicativas diversas variables y factores que se consideran explicativos de la estructura de capital.

Los resultados de nuestras regresiones cuantílicas muestran que el ratio de deuda de las empresas en los diferentes cuantiles de nuestra muestra tiene una sensibilidad significativamente diferente con respecto a las variables explicativas. La regresión cuantílica se muestra muy útil, ya que para algunas variables cambia la significatividad y el valor del coeficiente de la variable para algunos cuantiles con respecto a la estimación MCO, cuyos resultados son mucho menos informativos. La evidencia nos indica cierta evidencia de preocupación por los costes de dificultades financieras pero no por el escudo fiscal. El endeudamiento se ve condicionado por un comportamiento jerárquico de la política financiera de las empresas. Encontramos evidencia asimismo de que el comportamiento jerárquico para la mayoría de los cuantiles puede tener su origen en un problema de información asimétrica.

El resto del trabajo se estructura en tres apartados. El epígrafe 2 describe la muestra, la metodología y las variables utilizadas en el análisis. En el apartado 3 se presentan los resultados. Finalmente, en el epígrafe 4 se exponen las conclusiones.

2.- MUESTRA, METODOLOGÍA Y VARIABLES

Muestra

Para este artículo se ha utilizado la base de datos SABI de Informa, S.A. En principio, antes de aplicar filtros se tenían datos de 17.776 empresas para los años que van del 2001-2006. La información consiste en los datos de las cuentas del balance y de pérdidas y ganancias de final de cada año. Disponemos por tanto de 6 años de datos para realizar las regresiones cuantílicas, que quedarán reducidos a 5 en los análisis, ya que para construir algunas de las explicativas se necesita información del balance o cuenta de pérdidas y ganancias del año anterior. El panel de datos es incompleto ya que no siempre hay datos para todos los años para las 17.776 empresas que forman nuestra base de datos. Estas compañías deben ser Sociedades Anónimas o Limitadas y no pertenecer al sector bancario o de seguros.

Además para evitar errores en los datos se han utilizado una serie de filtros, en concreto se eliminaron las filas empresa-año para las cuales: 1) no se tuvieran ventas positivas todos los años (1.468 casos eliminados), 2) la suma de las partidas que representan la desagregación del pasivo exigible de cada empresa no representara al menos el 75% del total de éste, 3) tuvieran un incremento de su activo superior al 400% o una disminución de más del 75% con respecto al año anterior, 4) no tuvieran fondos propios positivos. También se eliminaron todas las observaciones anuales para las

empresas para las cuales se tuviera un beneficio neto medio negativo a lo largo del periodo analizado.³

La introducción de estos filtros, el hecho de que el panel sea incompleto, así como la eliminación de errores en la variable dependiente y las explicativas hace que el número de casos utilizados en la estimación sea bastante inferior al tamaño original de la muestra.⁴

Metodología

El problema de estimar una relación entre una variable dependiente Y un conjunto de variables explicativas X se reduce la mayoría de las veces en la econometría práctica a formular un modelo para la media de Y condicionada a un vector de covarianzas de X . Esto se resuelve tradicionalmente estimando una regresión por mínimos cuadrados ordinarios MCO.

Una regresión cuantílica permite obtener una visión más completa de cómo diversos factores influyen sobre los diferentes cuantiles de la distribución condicional del endeudamiento. Las estimaciones MCO muestran el impacto que tienen esos factores sobre la media de la distribución condicional del endeudamiento. En particular, lo normal es considerar el siguiente modelo lineal:

$$Y = X\beta + u \quad [1]$$

Donde u es un vector de términos de error independientes donde el componente i ésimo tiene una función de distribución F_i no especificada. Si tenemos en cuenta la asunción de la ortogonalidad condicional, la estimación MCO estima un modelo para la media condicional de Y dada por:

$$E[Y / X] = X\hat{\beta} \quad [2]$$

Si consideramos además que estos errores están idénticamente distribuidos y se asume que F_i tiene forma gaussiana, entonces la estimación MCO nos proporciona por un lado una completa descripción de [1] y por otro, los estimadores MCO son los estimadores óptimos para el modelo lineal respectivamente.

En los últimos tiempos, sin embargo, los económetras están empezando a plantearse y a reconocer que el modelo lineal con errores independientes e idénticamente distribuidos puede no ser la mejor manera de tratar modelos como el [1] cuando las poblaciones son demasiado heterogéneas. En este modelo se asume que X afecta sólo a la distribución condicional de Y pero no a su escala. Si este es el caso y el propósito del modelo es la caracterización completa de la función de distribución condicional de Y dependiendo de X , lo más adecuado es utilizar medidas distintas de la media.

En general, uno puede formular el siguiente modelo para el cuantil τ de Y :

$$Q_\tau = X\beta(\tau) \quad [3]$$

Donde la condición de ortogonalidad de u se asume para el cuantil τ -ésimo. Esta forma de estimar da lugar a una serie de curvas de regresión cuantílicas, una para cada τ , que nos da una idea más completa y global de la relación entre X e Y .

³ El filtro tres tiene por objeto eliminar las empresas con variaciones muy grandes de su activo. Los filtros cuatro y cinco tienen como objetivo excluir de la muestra las empresas con muy graves dificultades financieras.

⁴ En concreto se eliminaron de la muestra aquellos casos empresa-año en los que la variable dependiente, endeudamiento financiero partido por activo total, nivel de intangibles y/o nivel de tangibles no estuviera entre 0% y 100%, y aquellos en los que los escudos fiscales alternativos no fueran positivos o cero. El número de observaciones finalmente utilizadas en las regresiones pasa a ser de 24.745 casos empresa-año.

Al igual que definimos la media como la solución al problema de minimizar la suma de los residuos al cuadrado, podemos igualmente definir la mediana como la solución al problema de minimizar la suma de los residuos absolutos. Las regresiones cuantílicas no van a utilizar, pues MCO, sino modelos de mínimas desviaciones absolutas, LAD, y esto permite, a diferencia de la estimación MCO, no sólo definir la mediana condicionada de Y a X, sino la posibilidad de estudiar el comportamiento de la variable dependiente para cualquier otro cuantil que no sea el 50% de la distribución.⁵

Un error común en el que el investigador podría caer es tratar de estimar regresiones simplemente particionando la distribución de la variable dependiente en submuestras por cuantiles y realizando regresiones MCO para cada una de ellas por separado. Haciendo esto se estaría truncando la variable dependiente y esto no sería lo correcto, ya que como pone de manifiesto Heckman (1979) podemos encontrarnos con resultados sesgados, porque estaríamos mezclando la influencia de las variables en el modelo que estamos intentando testar, con la influencia de las variables que determinan que la variable dependiente esté situada en un punto concreto de la función de distribución de Y, o lo que es lo mismo, con la probabilidad de entrada en esa submuestra. Para las regresiones cuantílicas estimadas por LAD, incluso para los cuantiles más extremos, entran en juego todas las observaciones, porque la matriz de covarianzas de X tiene en cuenta las relaciones entre todas las variables explicativas asociadas a cada Y, independientemente del punto de la distribución en que esté situada ésta.

Las regresiones cuantílicas han sido utilizadas en numerosos artículos de investigación científica de ramas muy diferentes a la economía, como la biometría. En el ámbito económico las regresiones cuantílicas son utilizadas para el estudio sobre cuestiones laborales (como análisis sobre niveles salariales, pertenencia a sindicatos, etc), sobre análisis de demanda y elasticidad, sobre inversiones corporativas (Gan, 2007), para estimaciones del modelo CAPM en empresas que representan casos extremos (Barnes y Hugues, 2002), o el análisis de bancarrotas bancarias estadounidenses (Schaeck, 2008), entre otros.⁶ Dentro del análisis de estructura de capital contamos con las aportaciones de Fattouh et al (2005; 2008) citados anteriormente y la de Audretsch y Lehmann (2004), en el que estudian la financiación de las empresas de las empresas tecnológicas de alto crecimiento

Para estimar las regresiones cuantílicas se utilizó el Software estadístico Stata.

Variables

La medida de endeudamiento que tomamos en este estudio, y que es nuestra variable dependiente, es el endeudamiento con coste explícito partido por total activo. En cuanto a las variables explicativas, y para facilitar su presentación, las hemos clasificado en tres bloques: las relacionadas con la teoría de la estructura financiera óptima y las relativas a la teoría de la jerarquía financiera, teorías de las que se derivan causalidades no lineales sobre el endeudamiento y sus determinantes ya comentadas, y las relativas a asimetría informativa, que es el problema sobre el que Myers y Majluf

⁵ Para una explicación más detallada ver Koenker y Hallock (2001).

⁶ Para más detalle sobre las numerosas aplicaciones empíricas de las regresiones cuantílicas ver Koenker y Hallock (2001).

(1984) basan su modelo para justificar el comportamiento jerárquico.

Hemos considerado dos variables relacionadas con la teoría de la estructura financiera óptima: *el coeficiente de variación del Ebitda y los escudos fiscales alternativos*.

Siguiendo a Titman y Wessels (1988) y Saá Requejo (1996) hemos aproximado el riesgo de la empresa o volatilidad con el *coeficiente de variación del Ebitda* (Beneficio antes de intereses, impuestos y amortizaciones) para medir la variabilidad de los flujos de caja generados; es decir, como medida del riesgo económico de la empresa. Como contamos con un panel de datos hemos computado la variable como el valor del coeficiente de variación del Ebitda para todo el periodo para el que tenemos datos. Según la teoría de la estructura financiera óptima se espera un signo negativo ya que cuanto mayor sea la volatilidad de los beneficios mayor será la probabilidad de dificultades financieras, razón por la cual la empresa evitaría elevados niveles de endeudamiento.⁷

Los escudos fiscales alternativos a la deuda. Según DeAngelo y Masulis (1980) las empresas aprovechan la ventaja principal de la deuda, que consiste en que el coste de la misma es deducible a efectos fiscales. Pero dado que no es el único escudo fiscal que hay en la empresa, ya que existen por ejemplo las amortizaciones, las empresas que tengan una alta ratio de escudos fiscales que no son deuda con respecto al flujo de caja esperado necesitarán unas ratios menores de deuda a la hora de escudarse fiscalmente. Hemos calculado esta variable al igual que Titman y Wessels (1988) como:

$$Esc.fis.altern = Benef.Operativo - Intereses - \frac{Impuesto}{t.imp.},$$

donde t.imp. es la tasa del impuesto de sociedades, que hemos asumido que es del 35% para todas las empresas de la muestra.

Con el fin de contar con una medida comparable la hemos escalado por el activo total. El signo esperado para el coeficiente de esta variable es negativo.

La teoría de la jerarquía financiera predice que las empresas sólo utilizarán financiación externa cuando los recursos generados internamente sean insuficientes para cubrir sus necesidades. Cuando esto ocurra recurrirán en primer lugar a la deuda y como último recurso a las ampliaciones de capital. Shyam-Sunder y Myers (1999) resumen esta relación regresando el incremento de deuda sobre la necesidad de fondos externos o déficit financiero de la empresa. En este trabajo, tomamos como punto de partida el déficit financiero, desagregándolo, al igual que Frank y Goyal (2003), en sus respectivas entradas y salidas de fondos: *cash flows generados, inversiones en inmovilizado material, inmaterial y financiero y dividendos pagados*.

Cash flows generados. Con esta variable se reflejan las entradas de fondos que se derivan de la ecuación del déficit financiero. El cash flow generado cada año se ha calculado como el beneficio neto de la empresa más las amortizaciones generadas durante el periodo más el impuesto de beneficios de

⁷ Dado que esta variable presenta una gran dispersión, hemos preferido winsorizarla, sustituyendo por el valor de la mediana ± 4 veces la desviación típica los valores que están por encima/por debajo de esos límites, como Biddle et al, (1997).

ese año y menos el impuesto de beneficios del año anterior,⁸ escalado por activo total. Esperamos una relación negativa según la teoría de la jerarquía financiera, ya que a mayor generación de fondos internos, menor déficit financiero y menor recurso a la deuda.⁹

En cuanto a las salidas de fondos de la ecuación del déficit financiero, tenemos las *inversiones en inmovilizado material, inmaterial y financiero* y los *dividendos pagados*. Todas estas variables se encuentran relativizadas por la cifra de total activos. En todas esperamos un signo positivo del coeficiente según la teoría de la jerarquía financiera, ya que implican una mayor salida de fondos y, por tanto, un mayor déficit financiero. En consecuencia, la probabilidad de que a la empresa no le baste con los beneficios retenidos y tenga que recurrir al endeudamiento aumenta.

Hemos incluido un bloque de variables relacionadas con las asimetrías informativas, ya que éstas son, según Myers y Majluf (1984) las causantes del comportamiento jerárquico y porque se controla así la influencia potencialmente distinta de estas asimetrías informativas según el nivel de endeudamiento de las empresas. En concreto hemos incluido cuatro: un *factor tangibles-intangibles*, las oportunidades de crecimiento, el *tamaño* de la empresa y su *edad*.

Factor tangibles-intangibles. Los acreedores tenderán a desconfiar de la empresa a la cual deben prestar cuanto mayores sean los problemas de información asimétrica, ya que el riesgo de aparición de costes de agencia entre estos acreedores y la empresa sería mayor. Uno de los costes de agencia que perjudicaría a estos acreedores sería el mayor riesgo en el que incurrirían si la empresa acomete inversiones arriesgadas. Este problema de riesgo moral se atenúa en proporción a la cantidad de inversiones ya acometidas. Un buen proxy para medir este volumen de inversiones ya realizadas es el nivel de activos fijos materiales. Numerosos estudios han hallado una relación positiva y significativa de los activos fijos materiales con el nivel de deuda, entre ellos Smith y Watts (1992) y Jensen et al. (1992). Por otro lado el nivel de intangibles también se ve afectado por el nivel de información asimétrica, ya que a mayor presencia de este problema mayor el riesgo moral, porque estos activos tienen un valor residual bajo y por la dificultad para controlarlos por parte de los acreedores. Numerosos autores han observado una relación inversa entre intangibles y deuda, como por ejemplo MacKie-Mason (1990) y Jensen et al. (1992), entre otros. Siguiendo a De Miguel y Pindado (2001), hemos computado el factor que resulta de utilizar el factorial por componentes principales del nivel de activos fijos materiales e inmateriales partido por activo total de principio del año considerado, que finalmente obtiene unos valores de los ejes factoriales de +0,733 y de -0,733 para los activos materiales e inmateriales, respectivamente. Esperamos un signo positivo, ya que a mayor valor del factorial, menor problema de información asimétrica y por tanto mejor acceso a los recursos externos que representan la deuda.

Oportunidades de crecimiento. Ante problemas importantes de información asimétrica, las empresas con altos niveles de activos que no pueden ser utilizados como colaterales, tales como las oportunidades de crecimiento, deberían encontrar mayores dificultades para obtener financiación bancaria (Bradley et al. 1984; Titman and Wessels 1988). Un buen proxy de las oportunidades de

⁸ En España el impuesto de sociedades supone una salida de dinero el año siguiente al ejercicio en el que se devenga.

⁹ Sin embargo, según la teoría de la estructura financiera óptima se esperaría una relación positiva, ya que las empresas más rentables deberían aumentar su deuda para aprovechar el escudo fiscal de la misma.

crecimiento son los gastos en investigación y desarrollo (Titman y Wessels, 1988). En este estudio se han computado como inversión o crecimiento de los activos inmateriales escalado por total activo.

Tamaño. Cuanto más pequeña sea la empresa mayor la probabilidad de aparición de existencia de problemas de información asimétrica y de restricciones financieras,¹⁰ por la mayor opacidad informativa y el mayor desconocimiento que se tiene de una PYME comparada con una gran empresa. Por ello, numerosos trabajos utilizan el tamaño como proxy inverso del nivel de información asimétrica que existe en la empresa (Klein y Belt, 1994; Menendez-Requejo, 2002; Fama y French, 2002, etc.). En este trabajo, hemos computado el tamaño como el logaritmo neperiano del activo total a principio del año. Aybar Arias, Casino Martínez y López Gracia (2001) señalan que, a la hora de utilizar un criterio para medir el tamaño, el activo total es la medida más conveniente. Se espera un signo positivo, ya que a mayor tamaño, menor problema de información asimétrica.

En la tabla 1 se presentan el total de empresas y su clasificación por tamaño pequeño mediano o grande según el criterio de clasificación de la CE (2003)¹¹. Además se presentan sólo los casos para los cuales hay datos disponibles para todas y cada una de las variables que forman parte de la estimación, ya que de lo contrario el programa Stata no toma en cuenta el caso para la estimación de la regresión cuantílica. Los datos muestran que aumenta el número de observaciones con los años, excepto para el último y que las empresas pequeñas predominan a lo largo del periodo muestral.

Tabla 1 Clasificación por tamaño del número de observaciones que toman parte en la estimación

	Año 2002	Año 2003	Año 2004	Año 2005	Año 2006
Pequeñas	2.692	2.865	3.049	3.092	2.687
Medianas	1.355	1.529	1.748	1.920	1.908
Grandes	272	338	381	451	458
Total	4.319	4.732	5.178	5.463	5.053

La *Edad* es otra variable que también ha sido utilizada como proxy inverso del nivel de asimetría de información (Menéndez-Requejo, 2002). La variable es el número de años desde la constitución de la empresa hasta el año en cuestión. Desde el punto de vista de la información asimétrica esperamos que, debido al menor problema que tendrá la empresa conforme envejezca, el signo de la variable sea positivo. Sin embargo Michaelas et al (1999) argumentan que conforme la empresa envejezca, mayor será la probabilidad de haber acumulado reservas si la empresa sigue una política de financiación como la descrita por la teoría de la jerarquía financiera.

¹⁰ Este término alude a la situación en la cual, ante graves problemas de información asimétrica y costes de agencia, los acreedores financieros deciden no prestar a la empresa o conceder sólo una parte del crédito solicitado.

¹¹ La empresa es pequeña si tiene hasta 10 millones de € de activo total, mediana si presenta una cifra de entre 10 y 43 millones de € de activo total y grande si tiene más de 43 millones de €

En la Tabla 2 se presentan estadísticos descriptivos (media, desviación típica, máximo y mínimo) de las variables utilizadas en la estimación. Se puede observar que algunas variables, como por ejemplo el coeficiente de variación del Ebitda y oportunidades de crecimiento¹², presentan valores algo extremos para sus máximos o mínimos en comparación con su rango normal de variación. Esto sin embargo no presenta un problema para la estimación por regresión cuantílica, ya que ésta tiene la ventaja sobre la estimación por MCO de que es mucho más robusta, porque está basada en la generalización para diferentes rangos de la regresión sobre una medida central como la mediana y no sobre la media, que sí se ve afectada por estos valores extremos.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en la regresión.

	Media	Desv. típ.	Mínimo	Máximo
Endeudamiento	0,249	0,205	0,000	0,992
Coeficiente de variación del Ebitda	0,526	2,216	-67,124	68,055
Escudos fiscales alternativos	0,032	0,034	0,000	0,979
Cash flows generados	0,090	0,091	-0,662	4,727
Invers en inm. mat., inmat. y financ.	0,056	0,094	-2,124	0,968
Dividendos pagados	0,019	0,083	-6,742	2,276
Factor tangibles-intangibles	0,000	1,000	-57,172	1,207
Oportunidades de crecimiento	0,002	0,529	-28,612	66,879
Tamaño	9,175	1,003	0,000	16,283
Edad	19,892	12,952	1	135
N Válido	24.745			

3.- RESULTADOS

En la tabla 3 se presentan los resultados para los cuantiles 0,05, 0,10, 0,25, 0,50, 0,75, 0,90 y 0,95, así como la estimación MCO. Los resultados de la tabla se acompañan con los gráficos de los coeficientes para cada variable que van del 1 al 9 (Anexo 1). Para cada gráfico contamos con la evolución del coeficiente de la variable según cuantil y de los intervalos para ese coeficiente al 95%, además de la inclusión de una línea horizontal que representa la estimación MCO. Observamos que los coeficientes MCO no siempre coinciden en significatividad con los coeficientes cuantílicos para la mayoría de los cuantiles (coeficiente de variación del Ebitda, dividendos pagados, factor tangibles-intangibles y oportunidades de crecimiento para algunos cuantiles), ni en valor del coeficiente, que cambia mucho si comparamos los valores de la estimación MCO con el valor para alguno de los cuantiles (como por ejemplo para la mayoría de las variables), ya que la mayoría de las veces estos coeficientes MCO se encuentran por arriba o por debajo del intervalo de probabilidad al 95% superior/inferior respectivamente del coeficiente cuantílico. Esta evidencia coincide con la encontrada por Fattouh et al (2005, 2008) e implica que considerar sólo los estimadores MCO supone un pobre

¹² Se presentan los valores después de haber winsorizado estas variables. Se prefirió no tratar los casos extremos del resto de variables, ya que la estimación cuantílica es robusta a las desviaciones de la normalidad y a altas curtosis (Mata y Machado, 1996).

acercamiento a la realidad para empresas con diferentes niveles de deuda, como se pone de manifiesto para la mayoría de las variables explicativas.

Hay que señalar también la gran desviación típica para los cuantiles de mayor endeudamiento, que ocasiona que se amplíen los intervalos al 95% para los coeficientes cuantílicos estimados, como se puede observar en las gráficas, y que algunas variables no sean significativas para estos cuantiles o pierdan bastante de su significatividad (dividendos pagados y factor tangibles-intangibles). Lo que pone de manifiesto este hecho es el comportamiento más heterogéneo de las empresas altamente endeudadas, evidencia similar a la hallada por Fattouh et al (2005 y 2008), para las que algunas de las variables consideradas influyentes en la estructura de capital de las empresas dejan de tener tanta importancia. Esta menor importancia podría estar causada porque, como ponen de manifiesto Chirinko y Singha (2000), para estos niveles de deuda se haya agotado la capacidad de endeudamiento de esas empresas o porque las prioridades para esas empresas tan endeudadas sean otras.

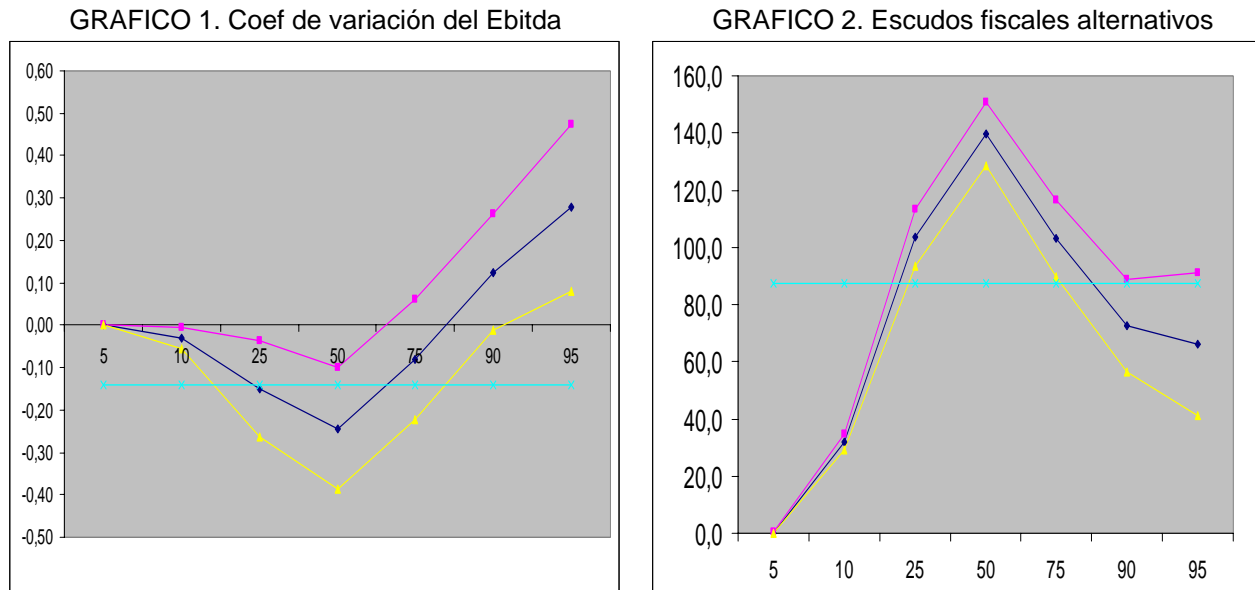
Tabla 3 . Regresión por MCO y por cuantiles cuantílica de la deuda sobre sus determinantes.

La variable dependiente es la media del endeudamiento con coste para cada año. Se presentan los coeficientes y entre paréntesis los t-estadísticos asociados. *, **, *** indican significación estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente

	MCO	LAD - Cuantiles						
		<u>0.05</u>	<u>0.10</u>	<u>0.25</u>	<u>0.50</u>	<u>0.75</u>	<u>0.90</u>	<u>0.95</u>
Coeficiente variación Ebitda	-0,14 (-2,56)**	-0,00 (-0,77)	-0,03 (-2,48)**	-0,15 (-2,57)***	-0,24 (-3,31)***	-0,08 (-1,12)	0,13 (1,79)*	0,28 (2,77)***
Escudos fiscales alternativos	87,30 (21,18)***	0,21 (16,89)***	31,92 (24,16)***	103,44 (20,13)***	139,78 (24,84)***	103,01 (15,06)***	72,59 (8,89)***	66,03 (5,21)***
Cash flows/activo total	-61,09 (-41,30)***	-0,05 (-11,65)***	-7,34 (-18,62)***	-42,42 (-27,32)***	-78,33 (-38,67)***	-87,41 (-30,19)***	-80,72 (-19,54)***	-72,71 (-9,81)***
Inversiones/activo total	24,36 (17,79)***	0,06 (14,50)***	7,81 (21,37)***	34,60 (23,07)***	36,04 (19,23)***	22,19 (9,48)***	16,30 (5,60)***	10,89 (2,54)**
Dividendos pagados/activo total	-8,69 (-5,72)***	-0,01 (-1,06)	-1,48 (-2,01)**	-3,51 (-1,61)	-9,17 (-4,41)***	-5,10 (-2,15)**	-1,33 (-0,50)	-1,64 (-0,43)
Factor tangibles-intangibles	1,33 (10,43)***	0,01 (20,27)***	0,65 (25,41)***	3,05 (25,20)***	3,04 (17,44)***	1,03 (4,06)***	0,04 (0,17)	-0,37 (-1,17)
Oportunidades de crecimiento	-0,33 (-1,43)	0,01 (111,15)***	-0,03 (-1,29)	-0,22 (-1,57)	-0,16 (-0,86)	-0,47 (-3,81)***	-0,67 (-8,21)***	-0,77 (-7,94)***
Tamaño	3,75 (30,81)***	0,00 (12,21)***	0,26 (7,21)***	1,73 (11,60)***	4,50 (26,95)***	6,05 (31,99)***	6,39 (31,07)***	6,12 (19,90)***
Edad	-0,19 (-20,33)***	-0,00 (-1,86)*	-0,01 (-3,32)***	-0,08 (-7,35)***	-0,21 (-16,01)***	-0,27 (-16,54)***	-0,26 (-13,43)***	-0,26 (-8,84)***
Constante	-4,62 (-4,01)***	-0,03 (-10,38)***	-1,70 (-4,86)***	-7,18 (-5,04)***	-13,99 (-8,86)***	-9,09 (-5,11)***	0,74 (0,38)	10,12 (3,45)***

Nº de observaciones 24.745

Con respecto a las variables representativas del tradeoff (tabla 3 y gráficos 1 y 2), el coeficiente de variación del Ebitda tiene signo negativo para la estimación MCO y para la mayoría de cuantiles, excepto los más altos. Este signo denota una significativa preocupación de las empresas por los costes de dificultades financieras, sobre todo para los cuantiles medios. Para las empresas más endeudadas, la explicación del signo contrario al esperado es quizás que la volatilidad de sus cash flows no es la causa sino la consecuencia de sus altos endeudamientos. Por otra parte la variable escudos fiscales alternativos no presenta el signo previsto.¹³



Excepto para la variable dividendos pagados, se cumplen los signos que marca la teoría de la jerarquía financiera para las variables que suponen entradas y salidas de fondos, lo que evidencia un comportamiento acorde con la teoría de la jerarquía financiera (gráficos 3 a 5). La regresión cuantílica pone de manifiesto que las empresas ven más influido su ratio de endeudamiento por los cash flows generados cuando se encuentran en niveles medios y altos de deuda. Esto sugiere que cuando el endeudamiento es muy bajo la empresa no utiliza los cash flows generados para disminuir aun más su endeudamiento, y alternativamente, las empresas suelen aprovechar en mayor medida los cash flows generados para disminuir su ratio de endeudamiento conforme nos alejamos de los niveles más bajos de endeudamiento, lo que pone de manifiesto una voluntad por parte de las empresas de tender a usar los beneficios generados como mecanismo para equilibrar la deuda hacia niveles moderados. La evidencia muestra asimismo que no se cumple lo previsto por la teoría del tradeoff para la variable rentabilidad.

Las inversiones en inmovilizado se comportan de una manera similar. Suponen un aumento del endeudamiento de las empresas sobre todo para los niveles intermedios. Las empresas de los cuantiles de más y menos endeudamiento son aquellas para las cuales estas variables son menos importantes. En las primeras imaginamos que este hecho se produce por necesidad o por expreso deseo y así,

¹³ Este resultado se produce probablemente por la alta correlación que esta variable presenta con la variable

tienden a financiar sus inversiones con recursos propios, lo que ocasiona que aquellas no influyan decisivamente sobre el ratio de endeudamiento, como podemos observar por los bajos valores de los coeficientes de esta variable. El hecho de que las inversiones no ejerzan una gran influencia en los cuantiles de más bajo endeudamiento, concuerda con la evidencia hallada por Sánchez-Vidal y Martín-Ugedo (2006), que encuentran que el fenómeno del bajo endeudamiento coincide con una infrainversión por parte de estas empresas.

GRAFICO 3. Cash flows generados

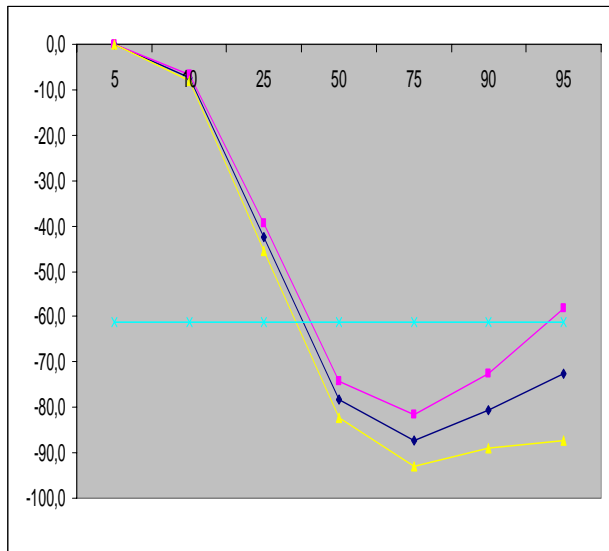


GRAFICO 4. Inversiones

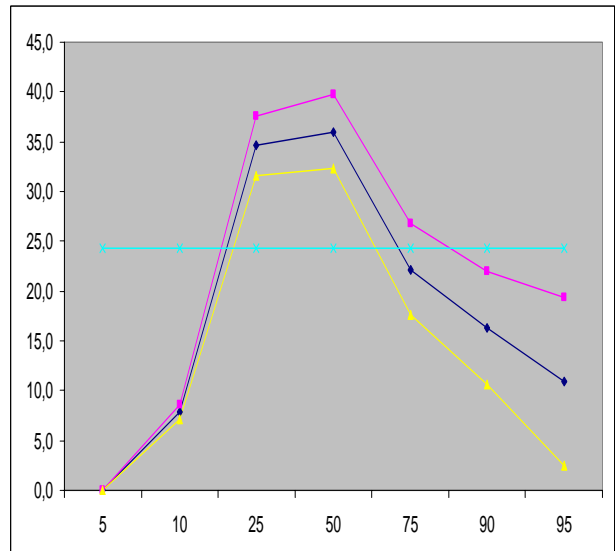
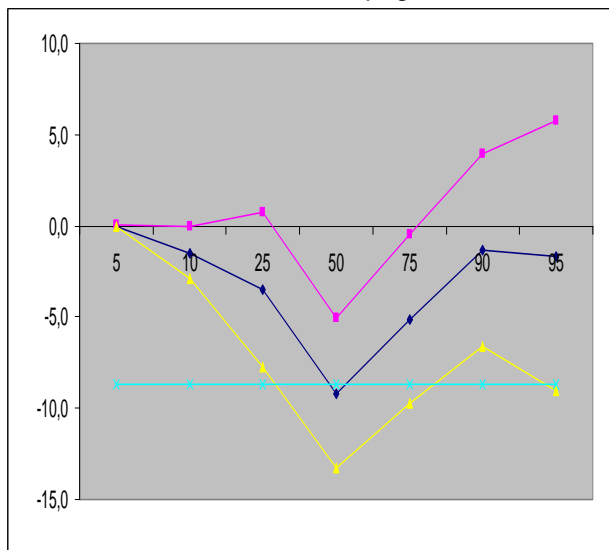


GRAFICO 5. Dividendos pagados



El coeficiente de los dividendos pagados es negativo cuando debería ser positivo porque según la teoría de la jerarquía financiera supone una salida de dinero que aumentaría el endeudamiento. De todas maneras si suponemos que las empresas tienen ratios de payout más o menos estables, lo que probablemente pone de manifiesto este signo es que las empresas más rentables son las que han

inversiones (resultado no presentado).

pagado más dividendos y al mismo tiempo han disminuido más su endeudamiento. Además, no hay siempre hay significatividad para esta variable en todos los cuantiles.

En general se pone de manifiesto en las variables que forman parte del déficit financiero que se cumple lo argumentado por Chirinko y Shinga (2000), ya que aunque estas variables sean significativas para los cuantiles más extremos, su importancia es menor como lo ponen de manifiesto el menor valor de sus coeficientes.

En cuanto a las variables de información asimétrica (gráficos 6 a 9) encontramos que aunque el factor tangibles-intangibles presenta el signo previsto para la regresión MCO su fuerza explicativa es mayor para los cuantiles de endeudamiento intermedio. En el cuantil más alto pasa a tener signo negativo, aunque no significativo. Las oportunidades de crecimiento presentan el signo negativo esperado (menos para el primer cuantil), lo que refuerza la impresión de que la información asimétrica es determinante en la financiación de las empresas. El tamaño presenta el signo esperado pero se convierte en especialmente explicativo para los cuantiles moderados y altos de deuda (en los que tanto el valor del coeficiente como el de su significatividad es mayor) y constatamos que, con respecto a la edad, predomina el efecto de mayor acumulación de beneficios retenidos argumentado por Michaelas et al (1999) sobre el efecto positivo que ejerce esta variable en cuanto al problema de información asimétrica y la disponibilidad de recursos ajenos para la empresa.

GRAFICO 6. Factor tangibles-intangibles

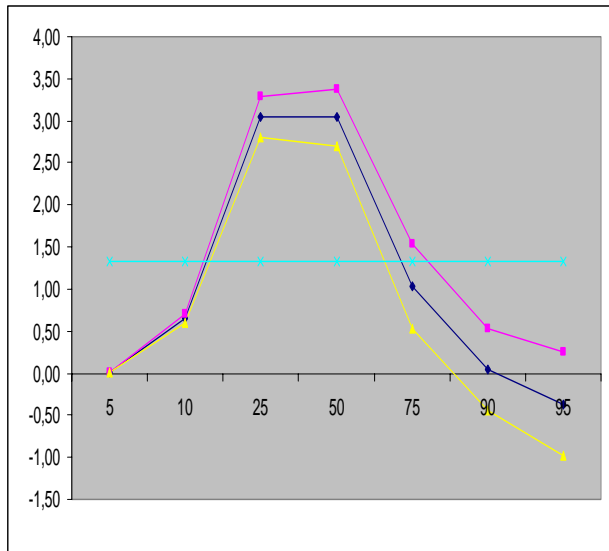


GRAFICO 7. Oport. de crecimiento

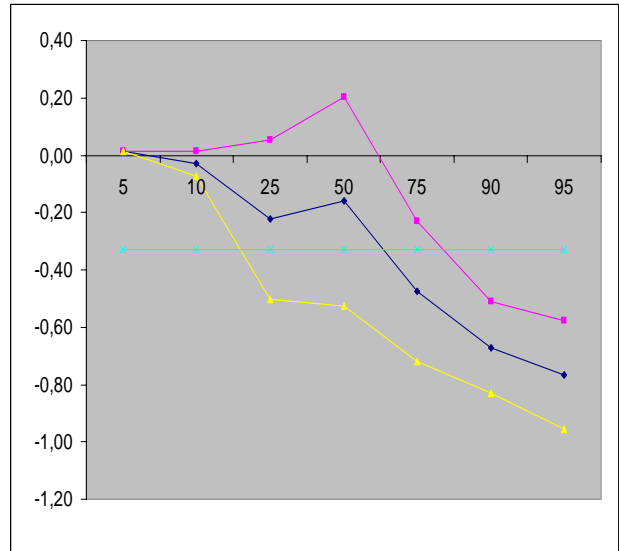


GRAFICO 8. Tamaño

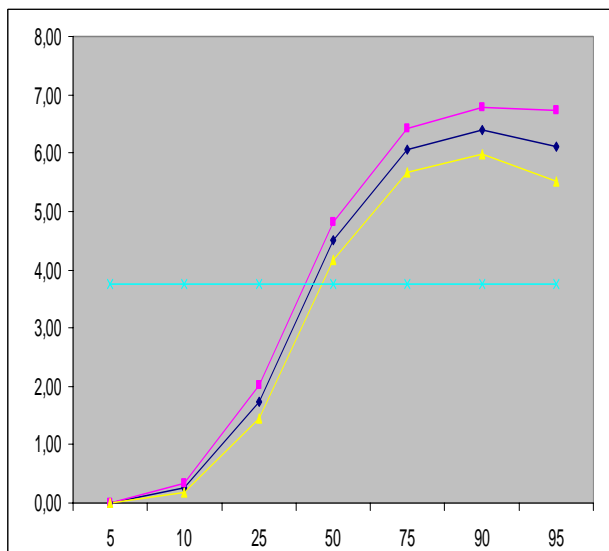
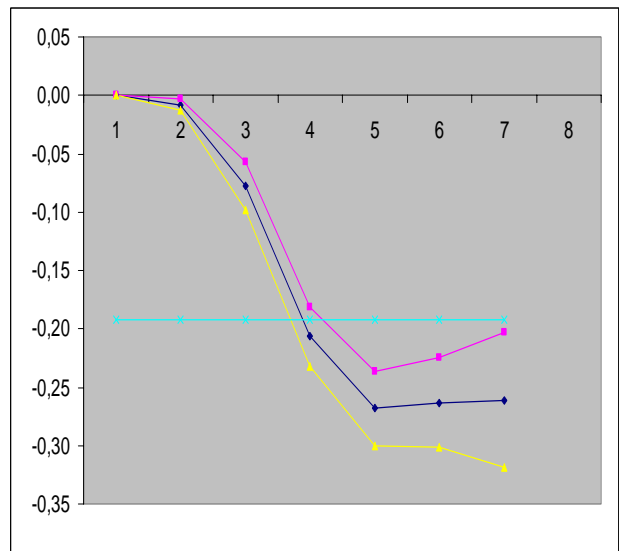


GRAFICO 9. Edad



Análisis de robustez

Se han realizado diferentes análisis de robustez para analizar si los resultados cambiarían si se estudiaran diferentes definiciones de la variable dependiente considerada, según medidas alternativas de diferentes variables explicativas o según la consideración del sector.¹⁴

- Diferente variable dependiente. Se ha optado por sustituir la variable dependiente por el ratio recursos ajenos partido por recursos propios por un lado, y por el total recursos ajenos partido por activo total por otro. Aunque algunas de las variables de las diferentes teorías de estructura de capital parecen más indicadas para explicar el comportamiento del endeudamiento financiero, nos pareció interesante incluir también esta definición alternativa más amplia de la variable dependiente. En el primer caso los resultados permanecen inalterados, excepto por cambios en la significatividad de algunos cuantiles para

la variable riesgo, y por la menor positividad de la variable escudos fiscales alternativos. En el segundo caso las diferencias más significativas consisten en que el riesgo presenta signo contrario, pero sólo es significativo para los cuantiles mediano-altos (50, 75 y 90), que la variable escudos fiscales alternativos pierde positividad para cuantiles más altos, al igual que las inversiones, que los dividendos presentan signo positivo pero sólo significativo para los cuantiles mediano-altos, y que el factor es más positivo para los cuantiles más bajos. El resto de variables presenta evidencia muy similar.

- Versiones alternativas de algunas variables explicativas. Se ha optado por utilizar diferentes definiciones de las variables consideradas más relevantes. En concreto de la variable cash flows generados y de la variable tamaño. En el primer caso la hemos sustituido por la variable EBITDA/activo total, como Fattouh et al (2008). En el segundo caso se ha optado por utilizar el logaritmo neperiano del total ventas, en vez del total activo. Para la variable alternativa de la rentabilidad, la evidencia encontrada es muy similar (se presenta el gráfico 10 correspondiente). La sustitución impuesta a las regresiones no cambia la influencia del resto de variables, excepto quizás para la variable oportunidades de crecimiento, que es menos positiva para los cuantiles más bajos. Con respecto a la variable tamaño, presenta valores ligeramente negativos para los cuantiles 10, 25 y 50 (Gráfico 11), aunque solo es significativa en estos casos para el cuantil 25. El resto de variables presenta resultados muy parecidos a la regresión principal.

GRAFICO 10. Rentabilidad alternativa

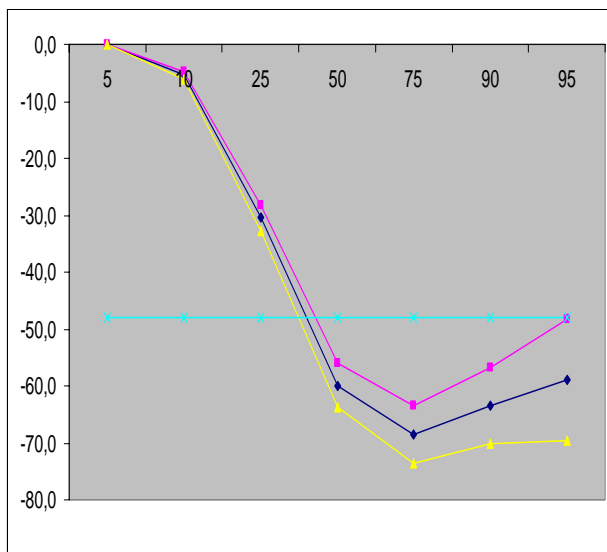
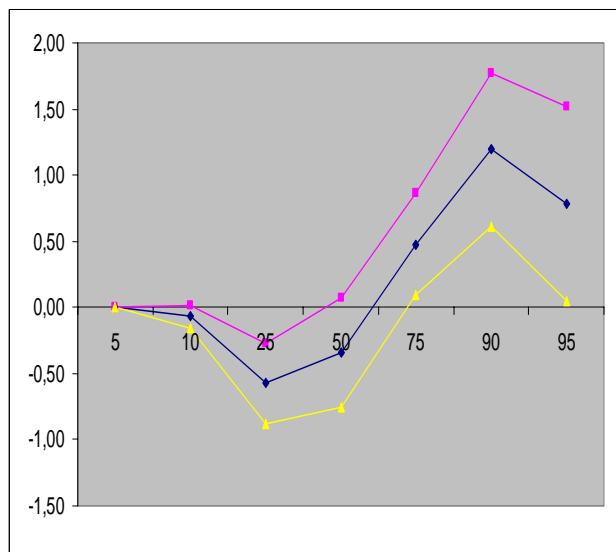


GRAFICO 11. Variable tamaño alternativa



- Inclusión del sector. Frank y Goyal (2004) consideran que hay una serie de factores comunes a las empresas de un determinado sector (importancia de contratos tangibles, marco regulatorio, etc.), que tienden a reflejarse en el nivel de apalancamiento promedio de ellas. Siguiendo la sugerencia de estos autores, estos efectos tecnológicos e industriales pueden recogerse a través de la mediana del

¹⁴ Los resultados de los análisis de robustez, con los cuadros que contienen los valores de los coeficientes estimados y las significatividades de las regresiones cuantílicas y la regresión MCO, similares al cuadro 3, están disponibles previa petición al autor.

coeficiente de endeudamiento del sector de la economía al que corresponde cada empresa. Esperaríamos un signo positivo, ya que a mayor endeudamiento del sector mayor endeudamiento de la propia empresa. En un segundo análisis hemos computado las variables dependiente y explicativas como diferencia con respecto a la media del sector, categorizando las empresas en sectores a nivel de 2 dígitos del código NACE.

Con respecto a los resultados de la primera versión, las variables presentan todos valores muy similares, menos la variable dividendos que es positiva para los cuantiles más altos, y las oportunidades de crecimiento, que son positivas para los cuantiles más bajos. La variable mediana del endeudamiento del sector presenta el signo positivo esperado. Con respecto al análisis realizado con desviaciones respecto a la media, todas las variables son muy similares, quizás la única excepción los dividendos, que es positivo o nulo para los cuantiles más altos.

En todas las regresiones alternativas que hemos realizado se pone además de manifiesto que los cuantiles más altos suelen tener menos significatividad para las variables, lo que evidencia un comportamiento más dispar de la deuda en estos niveles elevados y una pérdida de influencia de los determinantes de la misma.

4.- CONCLUSIONES

En este trabajo hemos constatado que la estimación por cuantiles es útil cuando el comportamiento de las empresas es diferente según el nivel de endeudamiento en el que estén situadas. Cuando el coeficiente cambia mucho entre cuantiles la estimación MCO presenta un único valor que es probable que no se corresponda con la evidencia encontrada para algunos cuantiles, sea porque cambia la significatividad (coeficiente de variación del Ebitda, dividendos pagados, factor tangibles-intangibles y oportunidades de crecimiento) o en valor del coeficiente, que cambia mucho entre cuantiles y en comparación con el coeficiente MCO para la mayoría de las variables. Se pone de manifiesto que para niveles bajos y altos de endeudamiento los valores de los coeficientes suelen ser menos importantes, y que para estos últimos el comportamiento financiero de las empresas suele ser más heterogéneo. En realidad, lo que ponen de manifiesto estos resultados es que las empresas sí se ven muy influidas por las variables explicativas de las diferentes teorías sobre estructura de capital cuando se encuentran en niveles moderados de endeudamiento

Con respecto a los signos de los coeficientes de las variables del tradeoff, hemos encontrado cierta evidencia de existencia de costes de dificultades financieras. Las variables cash flows generados e inversiones, que son los componentes principales del déficit financiero, presentan el signo esperado. Los valores de los coeficientes son importantes para niveles intermedios de deuda, lo que pone de manifiesto una tendencia hacia niveles moderados de la misma. Los dividendos pagados suelen presentar signo negativo, probablemente por la correlación de esta variable con los cash flows generados.

En cuanto a las variables representativas de la información asimétrica, el factor, las oportunidades de crecimiento y el tamaño presentan el signo esperado, y con respecto a la edad, encontramos que ésta influye negativamente en el endeudamiento. La explicación a este hecho viene

dada porque a más edad, mayor número de años en los que la empresa que ha seguido un comportamiento jerárquico ha podido retener beneficios y reducir el porcentaje de deuda.

Este estudio pone de manifiesto, en suma, que no se deberían estudiar los determinantes de la deuda para muestras heterogéneas con empresas poco endeudadas junto con compañías fuertemente apalancadas a través de una simple estimación MCO. En un contexto de fuertes restricciones crediticias como el provocado tras el estallido de la crisis subprime, puede ser útil a efectos de política económica analizar los determinantes de las empresas más endeudadas, que son las que pueden tener más problemas de supervivencia en estos momentos. En ese sentido, y a la luz de las conclusiones de este trabajo, podríamos afirmar que si las empresas altamente endeudadas desean reducir su endeudamiento y/o refinanciar el mismo, la variable que puede ejercer una influencia más notable y aliviar ese endeudamiento va a ser la de los cash flows generados o entradas netas de fondos una vez descontados los impuestos. Este problema de alto endeudamiento va a ser más importante para las empresas pequeñas y medianas y las más jóvenes, ya que observamos que el tamaño y la edad ejercen una influencia positiva y negativa respectivamente para los cuantiles altos. Por otro lado se constata que cuando las empresas están fuertemente endeudadas el hecho de poseer muchos tangibles no alivia el problema de endeudamiento ya que esta variable no se revela como determinante.

REFERENCIAS

Audretsch, D. y Lehmann, E. (2004). Debt or Equity: The Role of Venture Capital in Financing High-Tech Firms in Germany. *Schmalenbach Business Review*, 56 (4), 340–357.

Aybar Arias, C.; Casino Martínez, A. y López Gracia, J. (2001). La Estructura Financiera de las Empresas Innovadoras: ¿El Tamaño y la Edad importan?, *XI Congreso de la Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas-AECA*- Madrid.

Banco de España, (2008). Informe sobre la evolución reciente de la economía española. Tercer trimestre, *Boletín Económico*.

Barnes, M.L. y Hughes, A. W. (2002). A quantile regression analysis of the cross section of stock market returns, *Federal Reserve Bank of Boston Working Papers*, 02-2, <http://www.bosfed.org/economic/wp/wp2002/wp022.pdf>

Benito, A. y Whitley, J. (2003). Implicit interest rates and corporate balance sheets: an analysis using aggregated and disaggregated UK data. *Working Paper No 193*. Bank of England. <http://www.bankofengland.co.uk/publications/workingpapers/wp193.pdf>

Biddle, G.C.; Bowen, R. M. y Wallace, J. S. (1997). Does EVA beat earnings? Evidence on associations with stock returns and firm values, *Journal of Accounting and Economics*, 24, 301-336.

Bradley, M., Gregg J. y Han E. K. (1984), On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence, *Journal of Finance*, 39, 857-878.

Castanias, R. (1983). Bankruptcy Risk and Optimal Capital Structure, *Journal of Finance*, 38, 1617-1635.

Chirinko, R. S. y Singha, A. R. (2000). Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure: a critical comment, *Journal of Financial Economics*, Vol. 58, 3, Junio, 417-425.

Comisión Europea (2003), Recomendación de 6 de mayo de 2003.

DeAngelo, H. y Masulis, R.W. (1980). Optimal Capital Structure under Corporate and Personal Taxation, *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 3- 29.

De Miguel, A. y Pindado, J. (2001). Determinants of capital structure: New evidence from Spanish panel data, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 7, 77-99.

Fama, E. F. y French, K. R. (2002). Testing Tradeoff and Pecking Order Predictions About Dividends and Debt, *The Review of Financial Studies*, Vol. 15, Marzo, 1-33.

Fattouh, B.; Scaramozzino, P. y Harris, L. (2005). Capital structure in South Korea: a Quantile Regression Approach, *Journal of Development Economics*, Vol. 76, 231-250.

Fattouh, B.; Harris, L. y Scaramozzino, P. (2008). Non-Linearity in the Determinants of Capital Structure: evidence from UK Firms, *Empirical Economics*, Vol. 34, 417-438

Frank, M.Z., Goyal, V.K., (2003). Testing the pecking order theory of capital structure, *Journal of Financial Economics*, Vol. 67, 217-248.

Frank, M.Z., Goyal, V.K. (2007). Capital structure decisions: Which factors are reliably important?, *Working paper, University of Minnesota and Hong Kong University of Science and Technology*. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=567650

Gan, J. (2007). Collateral, debt capacity, and corporate investment: Evidence from a natural experiment, *Journal of Financial Economics*, Vol. 85, 709-734.

Gilson, S.C., (1997). Transactions Costs and Capital Structure Choice: Evidence from Financially Distressed Firms, *Journal of Finance*, Vol. 52, March, 161-196

- Greene, W. H. (1993). *Econometric Analysis*, Second Edition, New York, Macmillan Publishing Company.
- Harris, M. y Raviv, A. (1991). The Theory of Capital Structure. *Journal of Finance*. March, Vol. 46, 1, 297–355.
- Heckman, J.J. (1979). Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, Vol.47, 1, 153-161.
- Jensen, G. R., Solberg, D. P. y Zorn, T. S. (1992). Simultaneous determinants of insider ownership, debt and dividend policies, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, 247-263.
- Klein, D.P y Belt, B. (1994). Sustainable Growth and Choice of Financing: A Test of the Pecking Order Hypothesis, *Review of Financial Economics*, Vol. 3, 2, 141-154
- Koenker, R. y Hallock, K. (2001). Quantile Regression. An Introduction. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, 143-156
- Lemmon, Michael L. y Zender, J. F. (2004), Debt Capacity and Tests of Capital Structure Theories *AFA Washington, DC Meetings Paper*.
- MacKie-Mason, Jeffrey, (1990). Do taxes affect corporate financing decisions? *Journal of Finance*, Vol. 45, 1471-1493.
- Mata, J., Machado, J.A.F., (1996). Firm start-up size: a conditional quantile approach. *European Economic Review*, 40, 1305– 1323.
- Menéndez Requejo, S. (2002). Small vs Large Firm Leverage: Determinants and Structural Relations, *SSRN Working Paper*. <http://ssrn.com/abstract=313981>
- Michaelas, N., Chittenden, F. y Poutziouris, P. (1999). Financial Policy and Capital Structure Choice in U.K. SMEs: Empirical Evidence from Company Panel Data, *Small Business Economics*, Vol. 12, 113-30
- Myers, S.C. (2001). Capital Structure, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, 2, 81–102
- Myers, S. C. y Majluf, N. S. (1984). Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have, *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, 2, 187-221.
- Peyer, U.C. y Shivdasani, A. (2001). Leverage and Internal Capital Markets: Evidence from Leveraged Recapitalizations. *Journal of Financial Economics*, Vol. 59, 477-515.
- Saá Requejo, J. (1996). Financing Decisions: Lessons from the Spanish Experience, *Financial Management*, Vol. 25, 3, 44-56.
- Sánchez Vidal, J. y Martín-Ugedo, J.F. (2006). Determinantes del conservadurismo financiero de las empresas españolas, *Revista de Economía Financiera*, 25, 9, 47-66.
- Schaeck, K. (2008). Bank Liability Structure, FDIC Loss, and Time to Failure: A Quantile Regression Approach, *Journal of Financial Services Research*, 33, 166-179.
- Shyam-Sunder, L. y Myers, S. C. (1999). Testing Static Trade-off Against Pecking Order Models of Capital Structure, *Journal of Financial Economics*, Vol. 51, 219-244.
- Smith, C. W. y Watts, R. L. (1992). The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies, *Journal of Financial Economics*, 32, 263–292.
- Titman, S. y Wessels, R. (1988). The determinants of capital structures choice, *Journal of Finance*, 43, 1–19.

Van Horne J. C. (1992), *Financial Management and Policy*, Ninth Edition, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.