

Determinantes del conservadurismo financiero de las empresas españolas (*)

Javier SÁNCHEZ-VIDAL

Dpto. de Economía Financiera y Contabilidad
Facultad de Ciencias de la Empresa
Universidad Politécnica de Cartagena

Juan Francisco MARTÍN-UGEDO

Dpto. de Organización de Empresas y Finanzas
Facultad de Economía y Empresa
Universidad de Murcia

Resumen: El objetivo de este trabajo es analizar los factores por los cuales una empresa sigue una política financiera conservadora o de bajo endeudamiento durante dos años consecutivos. Se lleva a cabo el estudio con una muestra de 4.865 empresas para el periodo 1993-2003 y mediante regresión logit y diferentes análisis de diferencias de medias se testa la influencia de varias variables relativas a la teoría de la estructura financiera óptima, a asimetrías informativas y a la teoría de la jerarquía financiera. La evidencia obtenida pone de manifiesto que las empresas conservadoras tienen una estructura financiera determinada por los cash-flows generados y las inversiones en inmovilizado material e inmaterial, lo que sería consistente con la teoría de la jerarquía, así como por las asimetrías informativas. Los resultados son en la mayoría de los casos contrarios a la teoría de la estructura financiera óptima.

Palabras clave: Conservadurismo financiero, Estructura de capital.

Clasificación JEL: G32

ABSTRACT: The aim of this paper is to analyze the factors motivating firms to follow a conservative (or low-leverage) financial policy over two consecutive years. We carry out the study on a sample of 4,865 Spanish firms in the 1993-2003 period. Using different difference of means analyses and a logit regression, we test the influence of several variables related to the tradeoff model, the existence of information asymmetry and the pecking order model. Our findings show that conservative firms have a capital structure determined by the cash flows generated and investments in tangible and intangible fixed assets, in accordance with the pecking order theory and with information asymmetry problems. The results are mainly contrary to the optimal financial structure theory.

Keywords: Financial Conservatism, Capital Structure.

JEL Classification: G32

* Los autores desean agradecer los valiosos comentarios y sugerencias realizados por un evaluador anónimo, gracias a los cuales este trabajo ha mejorado sustancialmente con respecto de la versión originalmente enviada.

1. INTRODUCCIÓN

Es un hecho constatado que un elevado número de empresas tienen, de una manera persistente, un nivel de endeudamiento excesivamente bajo (Graham, 2000; Minton y Wruck, 2001; Lemmon y Zender, 2002). Como se pondrá posteriormente de manifiesto, este hecho también se produce en la muestra que es objeto de estudio en este trabajo. Las estructuras de capital de estas empresas, a las que a partir de ahora denominaremos conservadoras, no pueden ser explicadas por la teoría de la estructura financiera óptima. Esta teoría 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 financieras¹.

Un factor que puede explicar una política de bajos niveles de endeudamiento es la posibilidad de que las empresas sufran de un problema de restricciones financieras, que viene dado por el racionamiento del crédito por parte de los aportantes de recursos ajenos. Estas restricciones financieras son impuestas por los acreedores cuando hay problemas potenciales de selección adversa y de riesgo moral, y aparecen cuando hay un problema grave de información asimétrica entre accionistas y acreedores (Stiglitz y Weiss, 1981). Como consecuencia del racionamiento de crédito, la empresa financiará su crecimiento con recursos propios, disminuyendo de este modo el endeudamiento empresarial. Además, esa limitación de recursos puede provocar que la empresa tenga que renunciar a efectuar inversiones rentables, planteando un problema de infrainversión.

Existen otros factores que también pueden influir en que la empresa huya de elevados niveles de endeudamiento y que, a su vez, podrían plantear problemas de infrainversión. Así, el problema de sustitución de activos plantea que los accionistas tienden a acometer proyectos excesivamente arriesgados cuando el endeudamiento empresarial es alto, incluso cuando el valor actual neto del proyecto es negativo (Jensen y Meckling, 1976). Por otro lado, cabe la posibilidad de que la empresa renuncie a inversiones rentables ya que, ante elevados endeudamientos, la deuda viva absorbe la mayor parte de los beneficios de los proyectos (Myers, 1977).

El problema de racionamiento de crédito se ve atenuado por el tamaño de la empresa, ya que las empresas grandes producen más información contable y financiera para los acreedores e inversores en general y, además, su control supone menores costes (Fama, 1985). Por otro lado, es más probable que las empresas grandes estén más diversificadas, reduciendo su riesgo, motivo por el que el tamaño suele ser considerado como un proxy inverso de la probabilidad de bancarrota (Warner, 1977; Pettit y Singer, 1985 y Rajan y Zingales, 1995). Este menor riesgo será percibido por los acreedores, atenuando las restricciones financieras.

La teoría de la jerarquía financiera también permite explicar la política conservadora de algunas empresas. Esta teoría, primeramente descrita por Donaldson (1961), plantea que las empresas siguen una jerarquía de preferencias a la hora de financiar sus inversiones. Esta jerarquía consiste 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, a acciones. En consecuencia, las empresas que sean capaces de financiar su crecimiento mediante los recursos generados internamente disminuirán sus ratios de endeudamiento y, potencialmente, son candidatas a ser clasificadas como empresas conservadoras.

1 No obstante, algunas de las variables que determinan el endeudamiento óptimo, como son los costes de dificultades financieras, favorecen niveles de endeudamiento empresarial bajos.

Para justificar esta actuación, Myers y Majluf (1984) plantean un modelo basado en la existencia de asimetría informativa y en el que la dirección actúa defendiendo los intereses de los antiguos accionistas. Si la empresa dispone de suficientes fondos generados internamente, llevará a cabo todos aquellos proyectos de inversión cuyo valor actual neto sea positivo. En ese caso se estaría viendo reducida la ratio de endeudamiento empresarial. Sólo si la empresa requiere de nuevas aportaciones de fondos, la empresa recurriría a financiación externa.

Los argumentos planteados por Myers y Majluf (1984) para explicar la teoría de la jerarquía están dirigidos a empresas cotizadas en bolsa, por lo que dejan fuera de su explicación a la mayoría de las empresas. No obstante, diversas aportaciones posteriores, como la de la brecha financiera y la de la preferencia por retener el control empresarial, han intentado explicar la teoría de la jerarquía empleando argumentos pensados, en la mayoría de los casos, para pequeñas y medianas empresas (Pymes) no cotizadas.

Un problema que encuentran las Pymes, principalmente en los mercados no anglosajones, es que tienen un “*finance gap*” o brecha financiera, ya que tienen mayor dificultad para acceder a los mercados de capitales (Holmes y Kent, 1991). Por tanto, sus alternativas de financiación a largo plazo suelen reducirse a beneficios retenidos y a deuda financiera intermediada. Esta brecha financiera se divide en dos componentes: *brecha de la oferta*, es decir, o bien la disponibilidad de fondos es más limitada para las Pymes, o su coste es mayor; y *brecha de conocimiento*, el uso restringido de la deuda es consecuencia directa de un limitado conocimiento de la oferta de fondos y pasivos financieros disponibles y del desconocimiento de las ventajas e inconvenientes de la deuda. Como consecuencia de estos dos componentes del “*finance gap*”, la principal fuente de financiación a largo plazo de las Pymes es la autofinanciación y, en caso de que ésta fuera insuficiente, la financiación bancaria intermediada.

En cuanto a la preferencia por retener el control de la empresa, ésta provoca que los accionistas recurran a los fondos disponibles según la discrecionalidad que éstos les ofrezcan, que es mayor en el caso de los beneficios retenidos, intermedia para el caso de la deuda, ya que ésta implica un cierto grado de monitorización, y menor para el caso de las ampliaciones de capital, ya que éstas podrían suponer la entrada de nuevos socios y una mayor pérdida de control. Esto es especialmente aplicable a las Pymes (Holmes y Kent, 1991 y Hamilton y Fox, 1998).

Sin ánimo de ser exhaustivos, comentamos alguna evidencia empírica previa relacionada con el comportamiento conservador. Minton y Wruck (2001) estudian, para el mercado norteamericano, los determinantes de las políticas financieras conservadoras. Observan que éstas son explicadas por la teoría de la jerarquía financiera. Graham (2000) examina las ventajas de la deductibilidad fiscal de los intereses de la deuda, observando que muchas empresas se encuentran infraendeudadas, lo que es consistente con una política conservadora de endeudamiento.

Lemmon y Zender (2002) estudian conjuntamente la generación de beneficios y la necesidad de fondos externos, muy marcada por las inversiones que realiza la empresa. Encuentran que incluso las empresas con endeudamientos por debajo de la media del sector usan los beneficios para reducir su apalancamiento año tras año. También observan que, independientemente del endeudamiento del que partan, la principal fuente de financiación la constituyen los beneficios retenidos, con lo que las empresas acumulan capacidad de endeudamiento cuando los beneficios son mayores que las necesidades para financiar el crecimiento de sus activos.

El objetivo de este trabajo es el de examinar los factores que determinan que una empresa siga una política conservadora en cuanto a su estructura financiera, o lo que es lo mismo, una política persistente de bajo endeudamiento. Para ello, se efectúa una regresión logit en la que la variable dependiente es la pertenencia o no al grupo de empresas calificadas de conservadoras. Como variables explicativas emplearemos diversas variables y factores que se consideran expli-

cativos de la estructura de capital. Además, analizamos qué factores determinan que una empresa pase del grupo conservador al grupo de control y a la inversa.

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que las empresas conservadoras tienen una estructura financiera determinada por los cash-flows generados, las inversiones en inmovilizado material e inmaterial, consistentes con la teoría de la jerarquía, y por las asimetrías informativas. Los resultados son en la mayoría de los casos contrarios a lo que la teoría de la estructura financiera óptima predice. Los resultados sobre el análisis del cambio de política confirman en gran medida las conclusiones de los resultados de la estimación logit.

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, VARIABLES Y METODOLOGÍA

2.1. Muestra

El estudio empírico se lleva a cabo utilizando la base de datos SABI de Informa S.A. Para la obtención de la muestra final se procedió, en primer lugar, a incluir todas las empresas de las que se disponía información para todo el periodo 1993-2003. La información consiste en los datos de las cuentas del balance y de pérdidas y ganancias al final de cada año. Disponemos, por tanto, de 11 años, que quedarán reducidos a 8 debido a que la variable *coeficiente de variación del Ebitda* se estima para cada año a partir de la información de los 3 años previos. Estas empresas debían ser Sociedades Anónimas o Limitadas y no pertenecer al sector bancario o de seguros.

En numerosas ocasiones la información proporcionada por las empresas presenta inconsistencias, motivo por el que se han aplicado diversos filtros a la muestra inicial: 1) dado que a veces en la base de datos SABI las cuatro partidas en las que está desagregado el pasivo exigible a corto plazo (CP) no suman el pasivo exigible total a corto plazo, y dado que una de esas partidas, la de deudas financieras a corto plazo, es clave para la futura definición de la variable dependiente, se eliminaron de la muestra las empresas para las cuales la desagregación del pasivo exigible a corto plazo fuera inferior al 75% del pasivo exigible total a corto plazo en alguno de los años del periodo analizado; 2) se eliminaron las empresas para las que las variables endeudamiento total con coste partido por activo total, el total de recursos ajenos partido por activo total, deuda total a largo plazo (LP) partido por activo total, tesorería y activos financieros a corto plazo partido por activo total y la anterior ratio incluyendo en el numerador los activos financieros a largo plazo tomaran en algún momento un valor que no estuviera comprendido entre 0 y 1. Además, se eliminaron aquellas empresas que: 3) tuvieran un incremento de su activo superior al 400% o una disminución de más del 75% de un año para otro; 4) tuvieran casos extremos en alguna de las variables explicativas que serán descritas posteriormente²; 5) no tuvieran ventas positivas todos los años, 6) no tuvieran fondos propios positivos todos los años, 7) tuvieran un beneficio neto medio negativo a lo largo del periodo analizado. Después de aplicar estos filtros el número de empresas asciende a 4.865.

Como hemos señalado previamente, nuestro objetivo es analizar los determinantes de la política conservadora a través de una regresión logit. Definimos a una empresa como conservadora cuan-

2 En concreto, para las variables oportunidades de crecimiento, cash-flows, inversiones en inmovilizado material, inmaterial, financiero, dividendos pagados y coeficiente de variación del Ebitda, se eliminaron las empresas que quedaban por encima y por debajo de la media de la variable ± 4 veces su desviación típica.

do presenta un bajo endeudamiento con coste explícito durante dos años consecutivos^{3, 4}. Consideramos que una empresa tiene un bajo endeudamiento con coste un año concreto cuando se posiciona en el cuartil de empresas menos endeudadas ese año, midiendo el endeudamiento como la suma de la deuda a largo plazo y de la deuda financiera a corto plazo entre el activo total. Así, para que una empresa sea considerada como conservadora un determinado año, debe estar dentro del cuartil de empresas menos endeudadas no sólo de ese año, sino también del previo. Al considerar más de un año, se quiere estudiar un comportamiento conservador duradero, que no sea meramente cortoplacista provocado, por ejemplo, porque la empresa haya realizado una ampliación de capital o haya generado una gran cantidad de cash-flows en un año en concreto. Las empresas de control son aquellas compañías que no son clasificadas como conservadoras para ese año. Por tanto, contaremos para la estimación logit con un panel de datos que va del año 1996 al año 2003⁵.

En el cuadro 1 se presentan una serie de estadísticos descriptivos que ayudan a caracterizar la muestra y, dentro de ella, al grupo de empresas definidas como conservadoras en contraposición a las empresas que no lo son, y que conforman el grupo de control. En el panel A se presenta el número de empresas que componen la muestra final. Se observa que, debido a la definición que hemos empleado de conservadurismo, el número de empresas que conforma la submuestra de empresas conservadoras es inferior al 25%, situándose, en función del año considerado, entre el 20% y el 21,15%⁶.

En el panel B se observa, en primer lugar, que la ratio deuda con coste entre activo total de las empresas conservadoras es notablemente baja. Además, como se ilustra en el gráfico 1, donde se presenta para el año 1998 los valores de endeudamiento en el eje de abscisas y la frecuencia de observaciones en el de ordenadas, hay una acumulación anormalmente alta de empresas en los niveles bajos de endeudamiento⁷. Esto provoca que la mediana de este endeudamiento con coste para los diferentes años y submuestras esté siempre por debajo de su media.

También se observa en el panel B que, tanto para la muestra total como para las submuestras de empresas conservadoras y de control, se produce una ligera caída de la ratio deuda con coste. Esto provoca una disminución del punto de corte anual del cuartil de las empresas conservadoras para los últimos años de la muestra⁸. Además, observamos un porcentaje relativamente alto de empresas con una ratio menor del 1% con respecto al activo total, cifra que podemos considerar como un muy bajo endeudamiento.

3 A partir de este momento emplearemos indistintamente “endeudamiento” y “endeudamiento con coste” para referirnos al “endeudamiento con coste explícito”.

4 Cualquier clasificación y/o definición tiene siempre una cierta dosis de subjetividad. Así, mientras algunos trabajos clasifican a una empresa como conservadora cuando su endeudamiento es bajo, otros estudios, como el de Iona et al. (2004), exigen que además disponga de elevados saldos de tesorería. En este trabajo hemos optado por considerar únicamente el endeudamiento para calificar una empresa como conservadora.

5 Dado que la construcción de la variable *coeficiente de variación del Ebitda*, que será definida posteriormente, requiere de información de los 3 años anteriores, los años 93, 94 y 95 nos servirán para la construcción de dicha variable. Adicionalmente, el año 95 nos servirá para determinar si una empresa es clasificada o no como conservadora en el año 96.

6 Dado que el número de empresas conservadoras es sustancialmente inferior al de empresas de control, la regresión logit se realizó no sólo para la mencionada muestra, sino que además se consideraron otras dos submuestras de control alternativas, cada una de ellas con un menor número de empresas, lo que reduce la descompensación de los dos grupos. Para la construcción de estas dos submuestras de control, se dividió aleatoriamente la submuestra de empresas que no era conservadora ningún año en dos. Los resultados obtenidos con estas dos nuevas muestras de control fueron similares.

7 Esta evidencia se repite para todos los años de estudio.

8 El hecho de que el nivel de corte sea variable tiene la ventaja de aislar el análisis de la estructura de capital de las empresas conservadoras de variables macroeconómicas. Si a lo anterior unimos el hecho de haber utilizado una definición de conservadurismo no basada meramente en el corto plazo, entendemos que los resultados son suficientemente atemporales.

Cuadro 1

Estadísticos descriptivos del tamaño de la muestra, ratios de deuda con coste entre activo total y otras medidas de deuda

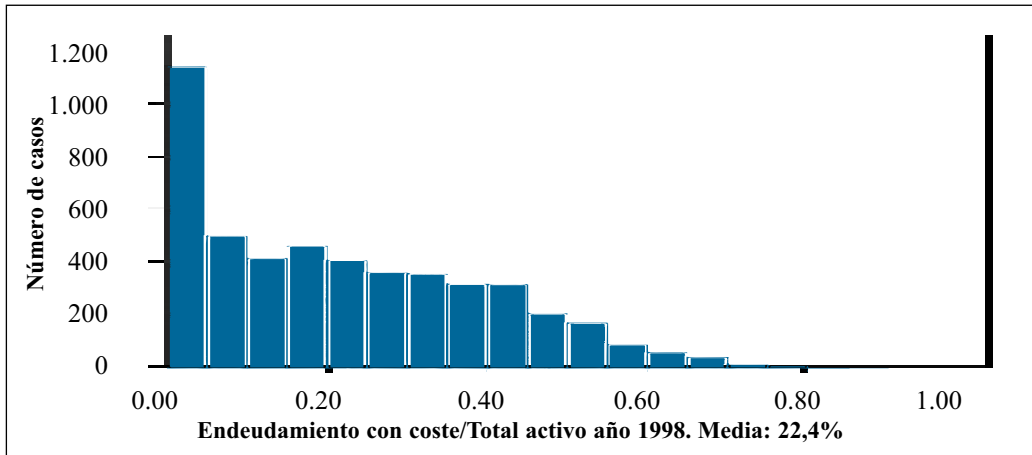
Se define a las empresas conservadoras como aquellas para las cuales la ratio de deuda con coste entre activo total queda dentro del cuartil de más bajo endeudamiento para ese año, exigiéndole además que haya pertenecido a ese cuartil en el año anterior. Las empresas del grupo de control son todo el resto de empresas que sobreviven para ese año y no pueden ser consideradas conservadoras. Las ratios ajustadas por el sector se calculan restando la media del sector. Los t-estadísticos de diferencia de medias se realizan asumiendo varianzas iguales o distintas, de acuerdo con los resultados de la prueba de Levene (en paréntesis se presenta el estadístico z asociado a la prueba U de Mann-Whitney asumiendo no normalidad de las variables).*, **, *** indican significación estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Panel A: Tamaño de muestra de las empresas que participan en la regresión logit	Año 1996	Año 1997	Año 1998	Año 1999	Año 2000	Año 2001	Año 2002	Año 2003
Empresas conservadoras	1.002	972	988	1.015	1.016	1.020	1.026	1.029
Resto empresas del grupo de control	3.863	3.893	3.877	3.850	3.849	3.845	3.839	3.836

Panel B: Media (mediana) de la ratio de deuda con coste entre activo total	Año 1996	Año 1997	Año 1998	Año 1999	Año 2000	Año 2001	Año 2002	Año 2003
Toda la muestra	0,223 (0,200)	0,222 (0,198)	0,224 (0,198)	0,221 (0,196)	0,222 (0,196)	0,223 (0,196)	0,217 (0,193)	0,217 (0,191)
Empresas en el cuartil de bajo endeudamiento para ese año	0,016 (0,007)	0,017 (0,009)	0,017 (0,009)	0,017 (0,009)	0,018 (0,009)	0,017 (0,009)	0,015 (0,007)	0,013 (0,005)
Resto empresas	0,292 (0,273)	0,290 (0,273)	0,293 (0,272)	0,288 (0,267)	0,290 (0,272)	0,290 (0,273)	0,285 (0,262)	0,284 (0,266)
Punto de corte para la clasif. de la empresa en conservadora según la variable deuda con coste	0,057	0,060	0,062	0,061	0,063	0,061	0,056	0,050
Empresas con deuda con coste <1%, en tanto por ciento	14,471	13,546	13,351	13,505	13,422	13,546	14,512	15,478

Panel C: Otras medidas de deuda y saldos de tesorería	Submuestra de empresas conservadoras	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Ratio de deuda con coste/activo total	0,013	0,271	-273,324*** (-134,290)***
Ratio de deuda con coste/activo total ajustado por la misma ratio para todo el sector	-0,203	0,054	-268,948*** (-134,290)***
Ratio de total recursos ajenos/activo total	0,432	0,634	-69,133*** (-66,286)***
Ratio de deuda a largo plazo/activo total	0,006	0,089	-136,144*** (-99,267)***
Tesorería y act.fin. a CP/ activo total	0,211	0,078	68,177*** (75,316)***
Tesorería y act. finan. a CP y LP/activo total	0,263	0,119	65,126*** (69,172)***

GRÁFICO 1



El panel C pone de manifiesto que las diferencias en el nivel de endeudamiento entre las empresas conservadoras y el resto son estadísticamente significativas. Además, esas diferencias se mantienen cuando se ajusta por el sector de actividad, por lo que podemos concluir que, en líneas generales, la ratio no viene especialmente determinada por características particulares de la industria en la que se ubique la empresa⁹. También observamos que cuando se toma una medida más extensa de endeudamiento, como es la ratio de recursos ajenos totales entre activo total, la diferencia se mantiene y sigue siendo muy significativa. Cuando nos ceñimos a la deuda a largo plazo observamos, por un lado, que sigue habiendo un comportamiento diferenciado y, por otro, que la presencia de deuda a ese plazo en las empresas conservadoras es casi inexistente.

Aunque es comúnmente aceptado el calificar una empresa como conservadora basándose exclusivamente en el endeudamiento, diversos autores, como Iona et al. (2004), exigen además que la empresa disponga de elevados saldos de tesorería. Nosotros hemos optado por considerar exclusivamente el endeudamiento. No obstante, hemos computado la ratio de tesorería y activos financieros a corto plazo entre activo total y observamos cifras significativamente superiores de la misma para las empresas conservadoras (véase panel C del cuadro 1). Cuando incluimos dentro de esta ratio los activos financieros a largo plazo en el numerador la diferencia en las medias se mantiene (véase panel C del cuadro 1). En consecuencia, las empresas que hemos clasificado como conservadoras lo son por partida doble: por un lado, porque por definición, tienen niveles reducidos de deuda y, por otro, porque disponen de mayores activos líquidos, lo que les dota de capacidad para poder mantener ese bajo endeudamiento si así lo desearan cuando las circunstancias futuras les fuesen eventualmente adversas.

En definitiva, en el panel C se pone de manifiesto que cuando se consideran definiciones alternativas para la ratio de endeudamiento, las diferencias entre las empresas definidas como conservadoras y el resto siguen siendo significativas.

2.2. Variables

La variable dependiente en la regresión logit tomará el valor 1 si la empresa es clasificada como conservadora y 0 en caso contrario. Para tratar de explicar el comportamiento conserva-

9 La ratio ajustada por sector se calcula restando el valor medio del sector.

dor de las empresas nos hemos basado en tres orientaciones: la teoría de la estructura financiera óptima, las asimetrías informativas y la teoría de la jerarquía¹⁰.

Hemos considerado tres variables relacionadas con la teoría de la estructura financiera óptima: *el coeficiente de variación del Ebitda, el nivel de intangibles y los escudos fiscales alternativos a la deuda.*

Al igual que Ocaña et al. (1994) y Saá-Requejo (1996), hemos construido 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. Computamos el coeficiente de variación del Ebitda de los tres años anteriores al año considerado. Según la teoría de la estructura financiera óptima se espera un signo positivo, ya que cuanto mayor sea la volatilidad de los beneficios mayor será la probabilidad de dificultades financieras, razón por la que la empresa evitaría elevados niveles de endeudamiento.

La ratio de intangibles. Las empresas con mayores niveles de intangibles presentan mayores costes de insolvencia en caso de liquidación, dado que el valor residual de estos activos es reducido y difícil de estimar. Computamos esta variable como la ratio de inmovilizado inmaterial a principio del año partido por activo total. Esperamos que el coeficiente de esta variable tome signo positivo ya que a mayor nivel de intangibles mayores los costes de dificultades financieras y, por tanto, mayor probabilidad de pertenecer al grupo de las conservadoras.

Los escudos fiscales alternativos a la deuda. DeAngelo y Masulis (1980) argumentan que las empresas se fijan en todos los escudos fiscales que hay en la empresa, de tal manera que las empresas que tengan una alta ratio de escudos fiscales que no son deuda con respecto al flujo de caja esperado van a incluir menos deuda en sus estructuras de capital. Hemos calculado esta variable, al igual que Titman y Wessels (1988), como:

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

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 entre empresas la hemos relativizado, dividiendo entre el activo total. El signo esperado para el coeficiente de esta variable es positivo, ya que las empresas con mayor valor de esta variable tienen una menor necesidad de escudarse fiscalmente con los intereses y, por tanto, mayor probabilidad de pertenecer al grupo conservador.

Como variables relacionadas con las asimetrías informativas (excluidas las relativas a la teoría de la jerarquía), hemos incluido tres: un *factor que resume el nivel de tangibles-intangibles de la empresa*, el *tamaño* y las *oportunidades de crecimiento*.

Factor tangibles-intangibles. Ante problemas de información asimétrica y responsabilidad limitada de los accionistas, los acreedores se verán perjudicados si la empresa acomete inversiones arriesgadas. Este problema de riesgo moral disminuye en proporción a la cantidad de inversiones ya acometidas. De Miguel y Pindado (2001) proponen para medir este volumen de inversiones

10 Aunque el trabajo de Myers y Majluf (1984) es el más citado para explicar la teoría de la jerarquía, existen argumentos alternativos que no consideran la asimetría informativa para explicar la mencionada ordenación de las fuentes de financiación. Por esta razón, y a los solos efectos de facilitar la exposición, hemos optado por considerar de una manera separada las variables relativas a la teoría de la jerarquía del resto de variables de información asimétrica.

ya realizadas el nivel de activos fijos materiales. Numerosos autores han hallado una relación positiva y significativa de los activos fijos materiales con el nivel de deuda, entre ellos MacKie-Mason (1990), Smith y Watts (1992) y Jensen et al. (1992). Además, 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, por el bajo valor residual de estos activos y por la dificultad para controlarlos por parte de los acreedores. La relación inversa entre intangibles y deuda ha sido observada por diferentes autores, MacKie-Mason (1990) y Jensen et al. (1992), entre otros. En este trabajo, siguiendo a De Miguel y Pindado (2001), hemos considerado 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. Las coordenadas de estas variables para el primer eje factorial son de +0,788 y de -0,788 para los activos materiales e inmateriales, respectivamente. El signo esperado es negativo, ya que a mayor valor del factorial, menor problema de información asimétrica y, por tanto, menor la probabilidad de entrar en el grupo de conservadoras.

Tamaño. Como se ha comentado en la introducción, cuanto más pequeña sea la empresa mayores son sus restricciones financieras. De hecho 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 estudiar la estructura de capital de las empresas, el activo total o la consideración de más de un criterio simultáneamente son las dos mejores opciones para definir la variable tamaño. Se espera un signo negativo, ya que a mayor tamaño, menor problema de información asimétrica.

Oportunidades de crecimiento. Diversos autores, entre los que se encuentran Fama y French (2002), argumentan que las empresas con mayores oportunidades de crecimiento pueden plantearse niveles de endeudamientos inferiores. De esta forma, y en presencia de información asimétrica, evitarían problemas como la infra inversión y la sustitución de activos. En los estudios de corte transversal con empresas cotizadas se suelen medir las oportunidades de crecimiento con el valor de la ratio market-to-book (valor de mercado/valor contable). Dado que la mayoría de las empresas que componen la muestra de este trabajo no cotizan en bolsa, hemos aproximado las oportunidades de crecimiento con la ratio de crecimiento de inversiones en activo fijo:

$$Oportunidades\ de\ crecimiento = \frac{\left(\frac{\text{activo fijo}}{\text{activo total}}\right)_{i,t} - \left(\frac{\text{activo fijo}}{\text{activo total}}\right)_{i,t-1}}{\left(\frac{\text{activo fijo}}{\text{activo total}}\right)_{i,t-1}}$$

Se espera un signo positivo para esta variable en la regresión logit.

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 dividido entre el activo total de principio del año, se ha calculado como el beneficio neto de la empresa más las amortizaciones generadas durante el periodo más el impuesto de beneficios de ese año y menos el impuesto de beneficios del año anterior¹¹. Esperamos una relación positiva según la teoría de la jerarquía financiera, ya que a mayor generación de fondos internos menor déficit financiero y menor recurso a la deuda. Sin embargo, según la teoría de la estructura financiera óptima se esperaría una relación negativa, ya que las empresas más rentables deberían aumentar su deuda para aprovechar el escudo fiscal de la misma.

En cuanto a las salidas de fondos de la ecuación del déficit financiero, tenemos la partida de inversiones, que hemos desagregado en *inversión en inmovilizado material*, *inversión en inmovilizado inmaterial* e *inversión en inmovilizado financiero*, y los *dividendos pagados*. Todas estas variables se refieren a la variación para el año en cuestión y se encuentran relativizadas por el activo total. En todas esperamos un signo negativo 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.

2.3. Metodología

Como se ha señalado con anterioridad, en este trabajo se estudia qué variables son las que determinan que una empresa tenga un comportamiento conservador. Una posible alternativa para realizar el análisis empírico sería el efectuar una regresión lineal sobre toda la muestra, tomando como variable dependiente una variable continua de endeudamiento empresarial. Sin embargo, al obrar así no estaríamos estudiando específicamente el comportamiento conservador, ya que incluiríamos empresas conservadoras y no conservadoras. Tampoco sería acertado realizar una regresión lineal sobre una submuestra de empresas poco endeudadas, ya que se correría el riesgo de incurrir en un sesgo de selección ya que, como señala Heckman (1979), estaríamos mezclando la influencia de las variables en el modelo que estamos intentando testar, con la influencia de las variables que determinan que la empresa sea seleccionada en esa submuestra.

Debemos incluir toda la muestra, tanto conservadoras como no conservadoras, pero dejando claro que se trata de grupos distintos. Por ello lo adecuado es la estimación de la relación $Y_i = X_i'\beta + \mu_i$, donde Y_i es una variable dependiente binaria que toma el valor 1 si la empresa es calificada de conservadora y 0 en caso contrario, X_i son las variables explicativas relacionadas con diferentes teorías sobre estructura de capital, y μ_i es el efecto individual. Esta regresión logística permite, por tanto, obtener la

$$\text{Probabilidad } (Y_i = 1) = \frac{e^{X_i'\beta}}{1 + e^{X_i'\beta}},$$

o lo que es lo mismo,

$$\text{Probabilidad } (Y_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-X_i'\beta}}$$

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

Por otro lado, tenemos la ventaja de contar con datos de panel. Esto permite tratar la heterogeneidad inobservable a través del efecto individual, μ_i . Esta heterogeneidad individual puede venir por características particulares de cada empresa, no recogidas en las variables explicativas de la regresión: grado de identidad entre dirección y propiedad, presencia de garantías personales, reputación del gestor y/o accionistas principales, etc. Siguiendo la propuesta de Arellano y Honoré (1999), tratamos esta heterogeneidad individual a través de la estimación por efectos aleatorios (EA), que genera una estimación más eficiente que la simple estimación logit, y a través de la estimación por efectos fijos (EF), que produce resultados más consistentes¹².

3. RESULTADOS

En este epígrafe se presentan los resultados de la estimación del modelo logit (cuadro 4). Con carácter previo se presentan los resultados del análisis de diferencia de medias para la muestra de empresas conservadoras versus empresas de control (cuadros 2 y 3). Además, se examinan las variables que determinan que una empresa que es clasificada como conservadora durante un año deje de serlo en el siguiente (cuadro 5), o que pase de no estar dentro de las conservadoras en un año a estarlo en el siguiente (cuadro 6).

Cuadro 2

Diferencias de medias de las variables relativas a la estructura financiera óptima (coeficiente de variación del Ebitda, ratio de intangibles y escudos fiscales alternativos a la deuda) entre la muestra de empresas conservadoras y la muestra de control

Se define a las empresas conservadoras como aquellas para las cuales la ratio de deuda con coste entre activo total queda dentro del cuartil de más bajo endeudamiento para ese año, exigiéndole además que haya pertenecido a ese cuartil en el año anterior. Las empresas del grupo de control son todo el resto de empresas que sobreviven para ese año y no pueden ser consideradas conservadoras. Los ratios ajustados por el sector se calculan restando el valor medio del sector. Los t-estadísticos de diferencia de medias se realizan asumiendo varianzas iguales o distintas, de acuerdo con los resultados de la prueba de Levene (en paréntesis se presenta el estadístico z asociado a la prueba U de Mann-Whitney asumiendo no normalidad de las variables).*, **, *** indican significación estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

	Submuestra de empresas conservadoras	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Volatilidad de los flujos de caja generados (coeficiente de variación del Ebitda)	0,440	0,349	7,275*** (9,224)***
Volatilidad de los flujos de caja ajustados (coef. de variación del Ebitda ajustado por el sector)	0,062	-0,016	6,376*** (6,110)***
Ratio de intangibles/activo total	0,010	0,029	-45,379*** (-47,325)***
Ratio de intangibles ajustado por el sector	-0,015	0,004	-45,075*** (-42,672)***
Escudos fiscales alternativos	0,027	0,033	-18,382*** (-20,636)***

12 El test de Hausman, muestra que la estimación más adecuada es la de efectos fijos.

Cuadro 3

Diferencias de medias de las variables relativas a información asimétrica, teoría de la jerarquía (entradas y salidas de fondos) y financiación externa entre la muestra de empresas conservadoras y la muestra de control

Se define a las empresas conservadoras como aquellas para las cuales para las cuales la ratio de deuda con coste entre activo total queda dentro del cuartil de más bajo endeudamiento para ese año, exigiéndole además que haya pertenecido a ese cuartil en el año anterior. Las empresas del grupo de control son todo el resto de empresas que sobreviven para ese año y no pueden ser consideradas conservadoras. Las ratios ajustadas por el sector se calculan restando el valor medio del sector. Los t-estadísticos de diferencia de medias se realizan asumiendo varianzas iguales o distintas, de acuerdo con los resultados de la prueba de Levene (en paréntesis se presenta el estadístico z asociado a la prueba U de Mann-Whitney asumiendo no normalidad de las variables).*, **, *** indican significación estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Panel A: Información asimétrica	Submuestra de empresas conservadoras	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Factor tangibles-intangibles	-0,195	0,051	-21,312*** (-32,145)***
Factor tangibles-intangibles ajustado por el sector	-0,179	0,047	-19,754*** (-29,383)***
Tamaño	9,034	9,079	-3,207** (-5,663)***
Oportunidades de crecimiento	0,079	0,057	1,797* (5,929)***
Oportunidades de crecimiento ajustado por el sector	0,015	-0,004	2,331** (6,817)***
Panel B: Teoría de la jerarquía (entradas y salidas de fondos)	Submuestra de empresas conservadoras	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Cash-flows generados/activo total	0,107	0,086	22,683*** (22,015)***
Cash-flows generados ajustado por el sector/activo total	0,018	-0,005	23,122*** (24,791)***
En inmovilizado material /activo total	0,012	0,020	-12,068*** (-7,560)***
En inmovilizado material ajustado por la ratio del sector /activo total	-0,006	0,002	-11,402*** (-7,809)***
En inmovilizado inmaterial/activo total	0,000	0,003	-13,788*** (-0,860)
En inmovilizado inmaterial ajustado por la ratio del sector /activo total	-0,002	0,001	-13,891*** (-4,046)***
En inmovilizado financiero/activo total	0,007	0,006	2,180** (0,117)
En inmovilizado financiero ajustado por la ratio del sector /activo total	0,001	-0,000	1,782* (1,428)**
Por pago de dividendos/activo total	0,020	0,010	18,945*** (21,508)***
Por pago de dividendos ajustado por el sector/activo total	0,008	-0,002	18,610*** (21,064)***
Panel C: Financiación externa	Submuestra de empresas conservadoras	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Variaciones de capital (emisiones menos recompras)/activo total	0,002	0,004	-3,391*** (-6,688)***
Variación de deuda con coste/activo total	-0,000	0,032	-37,752*** (-15,361)***

En el cuadro 2 se presentan los estadísticos relativos a la diferencia de medias entre la muestra de empresas conservadoras y la muestra de control para las variables relacionadas con la estructura financiera óptima. Se observa que el coeficiente de variación del Ebitda es significativamente mayor para las empresas conservadoras, como predecía la teoría de la estructura financiera óptima, y esta diferencia se mantiene cuando se ajusta por el sector. Por el contrario, los valores que toman tanto la ratio de intangibles como los escudos fiscales alternativos a la deuda son significativamente inferiores en las empresas conservadoras, evidencia que es contraria a lo que predice la teoría de la estructura financiera óptima.

El cuadro 3 se presentan estadísticos relativos a la diferencia de medias entre la muestra de empresas conservadoras y la muestra de control para las variables relativas a asimetrías informativas (panel A), teoría de la jerarquía (entradas y salidas de fondos) (panel B), y financiación externa recibida (panel C).

En el panel A se observa que los coeficientes del factor tangibles-intangibles y del tamaño son mayores en las empresas de control que en las empresas conservadoras, mientras que los de la variable oportunidades de crecimiento son significativamente mayores en las empresas conservadoras. Esta evidencia es consistente con los argumentos teóricos planteados.

Se observa en el panel B que la ratio de cash-flows generados de las empresas conservadoras es significativamente mayor que la de las empresas de control. La mayor rentabilidad de las empresas conservadoras también se pone de manifiesto cuando se ajusta por el sector. En cuanto al empleo de los recursos generados o captados por las empresas se observa el mayor esfuerzo inversor en inmovilizado material e inmaterial del grupo de empresas de control. Por el contrario, la inversión en inmovilizado financiero es superior en las empresas conservadoras. También se observa que las empresas conservadoras pagan significativamente más dividendos que las empresas de control. Este hecho puede deberse a la fuerte correlación existente entre los cash-flows generados y los dividendos pagados.

Con respecto a la financiación externa recibida durante el periodo analizado, se observa en el panel C que las empresas conservadoras son reacias a los aportes de recursos ajenos. Sorprende que las aportaciones provenientes de las ampliaciones de capital sean menores que los de las empresas del grupo de control y hace desechar la idea de que las empresas conservadoras estén capitalizadas porque hayan ampliado capital.

En consecuencia, en estos análisis de diferencia de medias los resultados obtenidos son consistentes con el hecho de que las asimetrías informativas y la mayoría de las variables relativas a la teoría de la jerarquía son las determinantes del comportamiento conservador de las empresas. De las variables relativas a la teoría de la jerarquía, tan sólo los resultados para la inversión en inmovilizado financiero y los dividendos pagados (aunque esta última se podría explicar por su alta correlación con los cash-flows generados) se desvían de los planteados en los argumentos teóricos. Por lo que respecta a la teoría de la estructura financiera óptima, sólo se obtiene la relación esperada para el coeficiente de variación del Ebitda, mientras que para la ratio de intangibles y los escudos alternativos la evidencia es contraria a la prevista.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de la estimación logit. Estos resultados se han obtenido controlando el problema de la multicolinealidad¹³, y controlando por los casos extremos¹⁴.

13 La variable que tiene un mayor valor del FIV (factor de inflación de la varianza) es la ratio de intangibles partido del activo total con un FIV de 2,99, lejos del valor crítico de 5.

14 Dado que para la obtención de la muestra final se aplicaron diversos filtros con los que se eliminaron algunos casos extremos, no se encontró ninguna observación demasiado influyente, ya que en ningún caso el valor de la distancia de Cook fue mayor que 1 (Hosmer and Lemeshow, 1989).

Cuadro 4

Regresión logit sobre las variables determinantes del conservadurismo financiero

La variable dependiente es una variable dummy que toma el valor 1 si la empresa es conservadora, es decir, si su ratio de deuda con coste partido por activo total se sitúa en el cuartil de más bajo endeudamiento durante ese año y el año previo, y cero en caso contrario. Se llevan a cabo los análisis mediante un logit de panel. Se adjuntan también los “odds ratios” o el incremento de probabilidad causado en la variable dependiente frente a un cambio unitario en la variable explicativa correspondiente. El test de Hausman contrasta la hipótesis nula de no correlación entre los regresores y el efecto individual a través de la comparación de los coeficientes del modelo de EA y del modelo de EF. El pseudo R2 de MacFadden es una medida de bondad del ajuste. Se computa como $1 - (Lu/Lc)$, donde Lu es el logaritmo de verosimilitud del modelo no restringido (con todas las variables explicativas) y Lc el del modelo restringido (sólo la constante). *, **, *** indican significación estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

	Modelo EA		Modelo EF	
	Coefficiente (estadístico z)	Odds ratios	Coefficiente (estadístico z)	Odds ratios
Coefficiente de variación del Ebitda	0,014 (0,57)	1,014	-0,022 (-0,90)	0,978
Ratio de intangibles/activo total	-64,552 (-40,33)***	0,000	-47,921 (-22,70)***	0,000
Escudos fiscales alternativos	-11,741 (-7,09)***	0,000	-11,342 (-4,86)***	0,000
Factor tangibles-intangibles	-2,000 (-32,88)***	0,135	-1,281 (-18,17)***	0,278
Tamaño	-0,566 (-11,57)***	0,568	-0,911 (-12,20)***	0,402
Oportunidades de crecimiento	0,121 (2,78)***	1,129	0,104 (2,24)**	1,110
Cash-flows generados en el periodo/activo total	4,806 (12,43)***	122,242	2,063 (5,14)***	7,870
Inv. en inmovilizado material del periodo/activo total	-4,899 (-10,55)***	0,007	-4,047 (-8,32)***	0,017
Inv. en inmov. inmaterial del periodo/activo total	-22,832 (-14,45)***	0,000	-20,067 (-12,07)***	0,000
Inv. en inmov. financiero del periodo/activo total	-0,114 (-0,17)	0,892	-0,074 (0,11)	0,929
Dividendos pagados en el periodo/activo total	2,790 (4,44)***	16,281	2,624 (4,03)***	13,791
Test de Hausman	1.391,99***			
Chi2	2.049,11***		1.001,95***	
Pseudo R2 de MacFadden	0,110		0,110	

Centrándonos en las variables de la estructura financiera óptima se observa que el coeficiente de variación del Ebitda, que era significativo en el análisis de diferencia de medias, deja de serlo cuando se emplea la más potente regresión logit. Por contra, tanto la ratio de intangibles como los escudos fiscales alternativos siguen siendo significativos y contrarios a lo que cabría esperar según esta teoría.

Por lo que respecta a las variables de asimetría informativa, tanto el factor tangibles-intangibles como el tamaño presentan coeficientes negativos y significativos al 1%, mientras que los de las oportunidades de crecimiento son positivos y significativos, al 1% en el modelo de EA y al

5% en el modelo de EF. La evidencia relativa a estas tres variables, además de ir en la línea con la apuntada en el análisis de diferencia de medias, confirma los argumentos teóricos planteados. Es decir que las empresas con una menor ratio tangibles-intangibles, menor tamaño y con más oportunidades de crecimiento, que son las que plantean mayores problemas de información asimétrica, son las que tienen mayor probabilidad de entrar en el grupo de conservadoras.

Centrándonos en la teoría de la jerarquía, se observa que los coeficientes de los cash-flows generados son positivos y altamente significativos. Un signo negativo sería consistente con la teoría de la estructura financiera óptima, ya que esta variable mide la rentabilidad de la empresa y, por tanto, cuanto más rentable es la empresa más provecho se puede obtener del escudo fiscal de la deuda. Sin embargo, el signo positivo observado es consistente con la teoría de la jerarquía.

Por lo que respecta al destino de esos fondos, las inversiones en inmovilizado material, inmaterial y financiero presentan signo negativo (ésta última sin significatividad tanto para la estimación EA como para la EF). Es decir, el efectuar ese tipo de inversiones disminuye la probabilidad de que las empresas pertenezcan al grupo de conservadoras. Cabe resaltar que los resultados obtenidos para la variable inversión en inmovilizado financiero al utilizar este análisis multivariante difieren con respecto de los obtenidos con la menos potente diferencia de medias (cuadro 3), con lo que la evidencia para esta variable deja de ser la contraria a la prevista según la teoría de la jerarquía.

En conjunto, los resultados de estas variables (cash-flows generados e inversiones) son consistentes con las predicciones de la teoría de la jerarquía y coincidentes con los obtenidos por Minton y Wruck (2001). Estos resultados también están en consonancia con la evidencia hallada por Benito (2003), en la que se pone de manifiesto que las ratios de deuda están inversamente relacionadas con los cash-flows y la rentabilidad generada por la empresa, y positivamente relacionadas con la inversión.

Por lo que respecta al coeficiente de los dividendos pagados, mantienen el signo con respecto a los resultados del análisis de diferencia de medias. No obstante, al igual que señalábamos en el análisis de diferencia de medias, este resultado puede deberse a la alta correlación existente en esta muestra entre los cash-flows generados y los dividendos pagados.

En resumen, el comportamiento conservador de la muestra analizada es explicado en gran medida por las variables de información asimétrica y de la teoría de la jerarquía financiera. Por el contrario, los resultados obtenidos para las variables de la estructura financiera óptima no sólo no permiten explicar el comportamiento conservador de las empresas, sino que además se observa que los coeficientes de las ratios de intangibles y de los escudos fiscales alternativos son contrarios a los previstos por dicha teoría.

Finalmente, se realizan otros dos análisis: por un lado, vamos a examinar si existen diferencias de medias significativas para las variables examinadas hasta este momento para un grupo de empresas al que vamos a denominar “salientes”, que son aquellas que son conservadoras en un determinado año y dejan de serlo en el siguiente, y otro grupo en el que están las compañías que eran conservadoras para un año y siguen siéndolo en el siguiente (cuadro 5). Por otro lado, realizamos un análisis similar comparando las empresas “entrantes”, es decir, las que no pertenecían al grupo de conservadoras en un año y pasan a estarlo en el siguiente, con otro grupo que está formado por las empresas que no son clasificadas como conservadoras durante esos dos años (cuadro 6)¹⁵.

Los análisis consistirán en diferencias de medias para las variables examinadas con anterioridad, correspondientes a la teoría de la estructura financiera óptima (panel A), a asimetrías informativas (panel B) y a la jerarquía financiera (panel C). Adicionalmente, hemos incluido en el

15 Alrededor de un cuarto de las empresas que eran conservadoras un año dejan de serlo en el siguiente, y alrededor de un décimo de las empresas que no eran conservadoras en un año pasan a serlo en el siguiente.

Cuadro 5

Diferencia de medias de diversas variables entre las empresas “salientes” y las empresas que permanecen en el grupo de conservadoras

Son consideradas empresas “salientes” para un año concreto las empresas que no son conservadoras para ese año habiéndolo sido en el año previo. El grupo de control en esta regresión está formado por empresas que son conservadoras para esos dos años. Los t-estadísticos de diferencia de medias se realizan asumiendo varianzas iguales o distintas, de acuerdo con los resultados de la prueba de Levene (en paréntesis se presenta el estadístico z asociado a la prueba U de Mann-Whitney asumiendo no normalidad de las variables) *, **, *** indican significación estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Panel A: Estructura financiera óptima	Submuestra de empresas “salientes”	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Coeficiente de variación del Ebitda	0,444	0,446	-0,099 (-5,505)***
Ratio de Intangibles/activo total	0,017	0,009	10,113*** (13,507)***
Escudos fiscales alternativos	0,026	0,026	0,130 (0,839)
Panel B: Información asimétrica	Submuestra de empresas “salientes”	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Factor tangibles-intangibles	0,040	-0,251	12,677*** (15,415)***
Tamaño	8,886	9,094	-6,858*** (-7,933)***
Oportunidades de crecimiento	0,155	0,096	2,139** (6,209)***
Panel C: Jerarquía (entradas y salidas de fondos) y tesorería	Submuestra de empresas “salientes”	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Cash-flows generados/activo total	0,090	0,104	-7,343*** (-7,801)***
Tesorería y activos financieros a corto plazo / activo total	0,123	0,225	-27,956*** (-26,399)***
Tesorería y activos financieros a corto y largo plazo / activo total	0,169	0,281	-26,582*** (-24,596)***
Inversiones en inmovilizado material / activo total	0,032	0,012	10,692*** (9,213)***
Inversiones en inmovilizado inmaterial / activo total	0,007	0,001	9,549*** (5,805)***
Inversiones en inmovilizado financiero / activo total	0,008	0,007	1,261 (1,632)
Por pago de dividendos / activo total	0,017	0,022	-4,376** (-6,107)***

Cuadro 6

Diferencia de medias de diversas variables entre las empresas “entrantes” y las empresas que permanecen en el grupo de control

Son consideradas empresas “entrantes” para un año concreto las empresas que son conservadoras en un año no habiéndolo sido en el año previo. El grupo de control en esta regresión está formado por empresas que no son conservadoras para ninguno de esos dos años. Los t-estadísticos de diferencia de medias se realizan asumiendo varianzas iguales o distintas, de acuerdo con los resultados de la prueba de Levene (en paréntesis se presenta el estadístico z asociado a la prueba U de Mann-Whitney asumiendo no normalidad de las variables) *, **, *** indican significación estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Panel A: Estructura financiera óptima	Submuestra de empresas “entrantes”	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Coefficiente de variación del Ebitda	0,424	0,343	5,015*** (8,784)***
Ratio de Intangibles/activo total	0,014	0,030	-24,014*** (-22,273)***
Escudos fiscales alternativos	0,030	0,034	-6,784*** (-7,600)***
Panel B: Información asimétrica	Submuestra de empresas “entrantes”	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Factor tangibles-intangibles	-0,069	0,052	-6,589*** (-12,700)***
Tamaño	8,900	9,093	-8,871*** (-9,967)***
Oportunidades de crecimiento	0,039	0,050	-1,001 (-5,538)***
Panel C: Jerarquía (entradas y salidas de fondos) y tesorería	Submuestra de empresas “entrantes”	Resto de empresas (submuestra de control)	Estadístico t (estadístico z) de la diferencia de medias (no normalidad)
Cash-flows generados/activo total	0,154	0,086	16,045*** (17,193)***
Tesorería y activos financieros a corto plazo / activo total	0,179	0,075	33,699*** (39,573)***
Tesorería y activos financieros a corto y largo plazo / activo total	0,222	0,115	30,435*** (34,236)***
Inversiones en inmovilizado material / activo total	0,012	0,019	-6,561*** (-5,165)***
Inversiones en inmovilizado inmaterial / activo total	-0,001	0,003	-10,333*** (-3,921)***
Inversiones en inmovilizado financiero / activo total	0,006	0,005	1,516 (0,113)
Por pago de dividendos / activo total	0,017	0,009	8,403*** (8,641)***

panel C, junto con las variables de entradas y salidas de fondos, las dos ratios de tesorería que fueron empleadas en el cuadro 1.

Como se observa a través de las ratios relacionadas con la tesorería (tesorería y activos financieros a corto plazo/activo total y tesorería y activos financieros a corto y largo plazo/activo total), en el panel C del cuadro 5, las empresas “salientes” disponen de inferiores niveles de tesorería que las compañías que permanecen como conservadoras. En consecuencia, como se deducía del cuadro 1, endeudamiento y liquidez pueden ser medidas complementarias a la hora de determinar un comportamiento conservador. Por lo que respecta al resto de los resultados, la ma-

yoría de ellos están en línea con la evidencia obtenida en los cuadros 2 al 4, por lo que sólo comentamos los que se alejan de los mismos.

Así, en el panel A se observa que los escudos fiscales no son estadísticamente significativos. Por otro lado, en el panel B se observa que las empresas “salientes” son significativamente más pequeñas, lo que es contrario a la teoría y a la evidencia de los cuadros 3 y 4. También se observa que las oportunidades de crecimiento son mayores en las empresas “salientes”.

El análisis de las empresas “entrantes” se realiza en el cuadro 6. Lo primero que se observa es que, al igual que en los cuadros 1 y 5, existe una relación clara entre endeudamiento y liquidez (panel C). Así, las empresas que pasan a ser conservadoras se caracterizan por disponer también de mayores ratios de tesorería.

Por lo que respecta al resto de variables, los resultados están mayoritariamente en línea con la evidencia obtenida en los cuadros 2 al 4. Así, para las variables de la estructura financiera óptima se observa que el coeficiente de variación del Ebitda es mayor en las empresas “entrantes” mientras que la ratio de intangibles y los escudos fiscales alternativos a la deuda son menores para estas empresas. En cuanto a las variables de asimetría informativa, los resultados para el factor tangibles-intangibles y para el tamaño no sólo son consistentes con la evidencia observada en los cuadros 3 y 4, sino que también los son con la teoría, ya que las empresas “entrantes” presentan menores valores que las empresas de control para ambas variables. Por el contrario, la evidencia para la variable oportunidades de crecimiento es contraria a la esperada y a la obtenida en los cuadros 3 y 4, pero la diferencia sólo es significativa para la prueba no paramétrica. Finalmente, por lo que respecta a las variables de la teoría de la jerarquía, los resultados están también en línea con la evidencia obtenida previamente.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza los factores que determinan que una empresa siga una política conservadora en cuanto a su estructura financiera, o lo que es lo mismo, una política persistente de bajo endeudamiento con coste. Las variables explicativas se han agrupado en tres bloques: a) relativas a la estructura financiera óptima (coeficiente de variación del Ebitda, ratio de intangibles y escudos fiscales alternativos a la deuda), b) de asimetría informativa (factor tangibles-intangibles, tamaño y oportunidades de crecimiento) y c) relativas a la teoría de la jerarquía (cash-flows generados, inversiones en inmovilizado material, inmaterial y financiero y dividendos pagados).

Los análisis efectuados han sido cuatro. En primer lugar, se ha realizado un análisis de diferencia de medias para las variables explicativas entre las empresas conservadoras y el resto de empresas. En segundo lugar, se ha efectuado una regresión logit en la que la variable dependiente toma el valor 1 si la empresa es clasificada como conservadora y 0 en caso contrario, y en la que las variables independientes son las variables explicativas previamente mencionadas. En tercer lugar, se ha examinado si existen diferencias significativas para las variables explicativas entre un grupo de empresas al que denominamos “salientes”, que son las compañías que eran conservadoras un año y dejan de serlo en el año siguiente, y otro grupo en que están las empresas que eran conservadoras en un determinado año y lo siguen siendo en el siguiente. Finalmente, se ha realizado un análisis similar comparando las empresas “entrantes”, es decir, las que no pertenecían al grupo de conservadoras en un año y pasan a estarlo en el siguiente, con otro grupo en el que están las empresas que no son clasificadas como conservadoras durante esos dos años.

Los resultados relativos a los dos primeros análisis ponen de manifiesto que las variables relativas a asimetrías informativas son determinantes del conservadurismo financiero. También se observa que a mayores cash-flows generados y menores inversiones en inmovilizado material e inmaterial, mayor probabilidad de que las empresas sean conservadoras, lo que es consistente

con la teoría de la jerarquía. Por el contrario, los resultados son contrarios a las variables de la teoría de la estructura financiera óptima como explicativas del conservadurismo financiero.

Por lo que respecta a los otros dos análisis, en el segundo de ellos, los resultados muestran que las empresas “entrantes” tienen mayores cash-flows, menores inversiones en inmovilizado material e inmaterial y menores valores para el factor tangibles-intangibles y tamaño, lo que está en consonancia con los resultados previamente mencionados. Los resultados para la variable oportunidades de crecimiento son contrarios a los esperados, pero las diferencias sólo son significativas con la prueba no paramétrica. Es decir, las asimetrías y algunas de las variables de la teoría de la jerarquía parecen ser determinantes de que las empresas entren en el grupo de conservadoras. En cuanto a la evidencia relativa a las empresas “salientes”, a excepción de las variables tamaño y oportunidades de crecimiento, los resultados van en la línea de los dos primeros análisis.

REFERENCIAS

- Arellano, M. y B. Honore, 1999. Panel data models: Some recent evidence, Working Paper, Princeton University, <http://www.princeton.edu/~honore/papers>.
- Aybar Arias, C.; Casino Martínez, A. y J. López Gracia, 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.
- Benito, A., 2003. The Capital structure decisions of firms: is there a pecking order?, Servicio de Estudios del Banco de España, Documento de Trabajo nº 0310
- DeAngelo, H. y R. W. Masulis, 1980. Optimal capital structure under corporate and personal taxation, *Journal of Financial Economics*, 8, 3–29.
- De Miguel, A. y J. Pindado, 2001. Determinants of capital structure: New evidence from Spanish panel data, *Journal of Corporate Finance*, 7, 77-99.
- Donaldson, G., 1961. Corporate debt capacity: A study of corporate debt policy and the determination of corporate debt capacity, Division of Research, Harvard Graduate School of Business Administration.
- Fama, E., 1985. What’s Different about banks?, *Journal of Monetary Economics*, 15, 29-39.
- Fama, E. F. y K. R. French, 2002. Testing tradeoff and pecking order predictions about dividends and debt, *The Review of Financial Studies*, 15, 1-33.
- Frank, M. Z. y V. K. Goyal, 2003. Testing the pecking order theory of capital structure, *Journal of Financial Economics*, 67, 217-248.
- Graham, J., 2000. How high are the tax benefits of debt?, *Journal of Finance*, 55, 1901-1942.
- Hamilton, R. T. y M. A. Fox, 1998. The financing preferences of small firm owners, *International Journal of Entrepreneurial Behaviour & Research*, 4, 239-248.
- Heckman, J. J., 1979. Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47, 153-161.
- Holmes, S. y P. Kent, 1991. An empirical analysis of the financial structure of small and large Australian manufacturing enterprises, *The Journal of Small Business Finance*, 1, 141-154.
- Hosmer, D. W. y S. Lemeshow, 1989. *Applied logistic regression*, John Wiley & Sons, New York.
- Iona, A., Leonida, L. y A. Ozkan, 2004. Determinants of financial conservatism: Evidence from low-leverage and cash-rich UK firms, Discussion Papers in Economics, N° 2004/01, Department of Economics, University of York.

-
- Jensen, M. C. y W. C. Meckling, 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure, *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
 - Jensen, G. R., Solberg, D. P. y T. S. Zorn, 1992. Simultaneous determinants of insider ownership, debt and dividend policies, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, 247-263.
 - Klein, D. P y B. Belt, 1994. Sustainable growth and choice of financing: A test of the pecking order hypothesis, *Review of Financial Economics*, 3, 141-154.
 - Lemmon, M.L y J. F. Zender, 2002. Debt capacity and tests of capital structure theories, Working Paper, September 10, AFA 2003 Washington, DC Meetings.
 - Mackie-Mason, J., 1990. Do taxes affect corporate financing decisions?, *Journal of Finance*, 45, 1471-1493.
 - Menéndez Requejo, S., 2002. Small vs large firm leverage: Determinants and structural relations, SSRN Working Paper.
 - Minton, B. A. y K. H. Wruck, 2001. Financial conservatism: evidence on capital structure from low leverage firms, National Bureau of Economic Research, Inc., Summer Institute.
 - Myers, S. C., 1977. Determinants of corporate borrowing, *Journal of Financial Economics*, 5, 147-176.
 - Myers, S. C. y N. S. Majluf, 1984. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have, *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221.
 - Ocaña, C., Salas, V. y J. Vallés, 1994. Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989, *Moneda y Crédito*, 57-96
 - Pettit, R. and R. Singer, 1985. Small business finance: a research agenda, *Financial Management*, 14, 47-60
 - Rajan, R. G. y L. Zingales, 1995. What do we know about capital structure? Some evidence from international data, *Journal of Finance*, 50, 1421-1460.
 - Saá Requejo, J., 1996. Financing decisions: Lessons from the Spanish experience, *Financial anagement*, 25, 44-56.
 - Smith, C. W. y R. L. Watts, 1992. The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies, *Journal of Financial Economics*, 32, 263–292.
 - Shyam-Sunder, L. y S. C. Myers, 1999. Testing static trade-off against pecking order models of capital structure, *Journal of Financial Economics*, 5, 219-244.
 - Stiglitz, J. y A. Weiss, 1981. Credit rationing in markets with imperfect information, *The American Economic Review*, 71, 393-410.
 - Titman, S. y R. Wessels, 1988. The determinants of capital structures choice, *Journal of Finance*, 43, 1–19.
 - Warner, J.B., 1977. Bankruptcy costs: Some evidence, *Journal of Finance*, 32, 337-347.