

Liquidez, costes financieros e inversión de las empresas españolas: un análisis empírico*

Teresa García Marco

Universidad Pública de Navarra. Departamento de Gestión de Empresas.

Recibido: marzo de 1997

Aceptado: junio de 1998

Resumen

Este artículo analiza el comportamiento inversor de una muestra de empresas españolas que cotizan en bolsa a través de un modelo dinámico. La inversión es explicada con características financieras como, liquidez, costes de quiebra, ahorro fiscal y activos específicos de las empresas. Los resultados obtenidos son dos principalmente. El primero es una fuerte relación entre la inversión y la deuda, además el efecto endeudamiento sobre la inversión es mayor en las empresas con activos menos líquidos que en las empresas con activos más líquidos, lo que puede indicar, restricciones financieras. El segundo resultado es que la relación entre liquidez y valor de liquidación de los activos en caso de quiebra es negativa.

Palabras clave: restricciones financieras, inversión, activos específicos, liquidez.

Abstract. *Liquidity, Financial Costs and Investment in Spanish Firms: An Empirical Analysis*

This paper analyzes the investment behavior of Spanish firms through a dynamic model where investment is explained by financial characteristics such as, liquidity, bankruptcy costs, tax shield and specific assets of the firms. The model is estimated for a sample of Spanish quoted manufacturing firms during 1991-1995. Two main results arise. First, a strong relationship between investment and debt has been found. Moreover, indebtedness rate effects on investment are larger in less liquid asset firms than in more liquid asset firms. That seemingly indicates that those are financial constraints. Secondly, a negative relationship between liquidity and scrapping value of assets (in the case of bankruptcy). In this case, the firm uses internal financial resources to extend liquidity and to make optimal investment decisions.

Key words: Borrowing constraint, investment, specific assets, tax shield, liquidity.

* Deseo agradecer a C. Alonso, C. Ocaña, I. Peña, V. Salas y J. Vallés sus comentarios y ayuda así como las sugerencias constructivas de dos evaluadores anónimos. Asimismo, deseo agradecer por la financiación aportada a la Fundación Caja de Madrid. Los errores, por supuesto, se deben exclusivamente al autor.

1. Introducción

Este trabajo estudia el comportamiento inversor de una muestra de empresas españolas a través de un modelo dinámico que explica la inversión en función de ciertas características financieras de las empresas tales como la liquidez, los costes de quiebra, el ahorro fiscal asociado a la deuda y la especificidad de los activos de las empresas (activos que recibe el prestamista en caso de quiebra). La mayoría de los trabajos en este área comparan los modelos neoclásicos de inversión, basados en la existencia de mercados de capitales perfectos, con modelos que recogen alguna imperfección de estos mercados, típicamente causada por la presencia de información asimétrica. La justificación teórica de los modelos de racionamiento de crédito puede encontrarse en Stiglitz y Weiss (1981) y Calomiris y Hubbard (1990).

La contrastación empírica de estos modelos se realiza mediante la estimación de una ecuación de inversión que se obtiene de las condiciones de primer orden del problema de optimización de la empresa. Autores como Whited (1992) y Hubbard, Kashyap y Whited (1995) utilizan este procedimiento para analizar las restricciones financieras¹ a las que se enfrentan las empresas norteamericanas, y para ello, contrastan un modelo de inversión en el que el precio sombra del límite de endeudamiento de cada empresa depende de ciertas variables financieras. Bond y Meghir (1994), en cambio, obtienen una prima en el coste de la financiación externa que depende de las variables conocidas por la empresa. Para el caso español, Alonso-Borrego (1994) encuentra que el modelo de Bond y Meghir solo es apropiado para empresas españolas que reparten dividendos mientras que Estrada y Vallés (1995) modelizan y aceptan un modelo de inversión donde la oferta de crédito depende no sólo del nivel de deuda sino también de los activos líquidos de la empresa.

Las principales conclusiones de esta línea de investigación son dos. En primer lugar, se validan los modelos teóricos de racionamiento del crédito y, por tanto, estos estudios sugieren que el comportamiento inversor está ligado a las características financieras de las empresas y no sólo a las características financieras (de rentabilidad y riesgo) de los proyectos en que se invierte. En segundo lugar, estos estudios muestran que, en concreto, las disponibilidades de financiación interna de las empresas explican una parte importante de la inversión empresarial.

Nuestro estudio avanza en ésta misma línea de trabajo, analizando una muestra de empresas (no financieras ni de servicios) que cotizan en bolsa². El modelo estimado se justifica a partir de unos supuestos más sencillos que la existencia de información asimétrica. Concretamente, es la existencia de costes directos de quiebra, la pérdida del valor de los activos en caso de quiebra y la existencia de distorsiones fiscales lo que aleja este modelo de los supuestos del modelo neoclásico. En García Marco (1996) se discute en profundidad este modelo. Pese a estas diferencias de justificación, el modelo a estimar resultante es similar en términos generales a los anteriormente descritos, si bien se consideran algunas variables financieras distintas.

1. Por restricciones financieras se entiende límites en la necesidad de endeudamiento de la empresa.
2. La base de datos en concreto es de la Comisión Nacional del Mercado de Valores.

Los resultados obtenidos de la estimación empírica muestran, por una parte, una interrelación positiva entre las decisiones de inversión y el endeudamiento de las empresas, siendo ésta última la variable explicativa más importante de la inversión. Por otra parte, el ratio de endeudamiento tiene mayores efectos sobre la tasa de inversión en las empresas con menos liquidez que en las empresas con mayor liquidez. Esto puede indicar la necesidad de liquidez de las empresas de la muestra y, por consiguiente, sugiere la posible presencia de restricciones financieras. Para obtener este resultado se han realizado previamente las estimaciones de los distintos parámetros de la muestra, para lo que se han utilizado estimaciones de costes de quiebra calculadas en anteriores trabajos empíricos. El segundo resultado a destacar de este trabajo es la existencia de una relación inversa entre los activos líquidos de las empresas y su valor de liquidación. Esto indicaría que los prestamistas demandan (y las empresas ofrecen) una mayor liquidez cuando se espera un valor de liquidación bajo de los activos de la empresa. La implicación es que la empresa tiene que acudir a la financiación interna para afrontar sus proyectos de inversión óptima.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta un modelo teórico de inversión con ahorro fiscal y costes de quiebra. En la Sección 3 se realiza la modelización econométrica y las estimaciones realizadas se describen en la Sección 4. Por último, en la Sección 5 se presentan las conclusiones.

2. El modelo

Para obtener la ecuación de inversión a estimar, primero realizamos un análisis de los problemas del prestamista como proveedor de fondos y de la empresa como demandante de fondos para, posteriormente integrar la oferta y la demanda de fondos y determinar que variables de estructura financiera deben aparecer en la ecuación de inversión y de que forma influyen en el comportamiento inversor de las empresas.

2.1. Problema de la empresa

La función de beneficios de la empresa en el período t es

$$\max\{R_t - (1+r_t)D_t + \tau_t r_t D_t, -\gamma_t T_t\}, \quad [1]$$

donde R_t , los resultados del período son una función $R(K_t, I_t, N_t, \theta_t)$, que depende de K_t , el capital de la empresa, I_t , la inversión, N_t , el número de trabajadores y θ_t , un shock aditivo a la función de producción³:

$$R = R^* + \theta \quad [2]$$

3. Definimos:

$$R_t^* = F^*(K_t, N_t) - \Psi(I_t, K_t) - w_t N_t$$

siendo $F^*(K_t, N_t)$ una función de producción y $\Psi(I_t, K_t)$ representa los costes de ajuste de la inversión en términos de pérdida de output.

donde θ sigue una distribución $H(\theta)^4$. La deuda, D_t , de la empresa se recibe en t , antes de la realización del shock, y se devuelve, si hay fondos para ello, en el mismo período t , después de conocerse el valor de θ_t ; r_t es el coste de la deuda definido por un modelo de oferta de recursos que se describe en el siguiente apartado; el ahorro impositivo se define por $\tau_t r_t D_t$, siendo τ_t el porcentaje o ahorro impositivo por unidad de gastos financieros, comprendido entre 0 y 1.

Si la empresa quiebra en t , desaparece y el prestamista retiene la proporción de activos que son recuperables y que responden a la garantía de la empresa frente a la deuda, $\gamma_t T_t$, siendo γ_t una fracción que está comprendida entre 0 y 1 y T_t es el total de activos materiales de la empresa. Este parámetro γ_t mide también la especificidad de los activos de la empresa; es decir si γ_t es muy alto, el valor de liquidación de la empresa es más alto, y ello indica que su grado de especificidad en los activos es más bajo.

El coste de la deuda, $r_t = r(K_t, I_t, D_t, r_t^f, \sigma_{R_t}, \mu_{R_t}, s_t, \gamma_t)$ se desarrolla a partir de la función de ingresos del prestamista, r_t^f es el tipo de interés libre de riesgo; σ_{R_t} es la varianza de los resultados y mide la volatilidad de éstos y μ_{R_t} es la media de los resultados. Los activos materiales de la empresa, $T_t = T(K_t)$, dependen del valor del capital productivo de la empresa.

Cuando la empresa quiebra, desaparece y no puede hacer frente a sus compromisos derivados de su financiación ajena. Ello ocurre cuando⁵,

$$R_t + \gamma_t T_t < (1+r_t)D_t, \tag{3}$$

o lo que es equivalente, cuando,

$$\theta_t < (1+r_t)D_t - \gamma_t T_t - R_t^*. \tag{4}$$

La probabilidad de quiebra es $H_\theta(Q_t)$, siendo $Q_t = (1+r_t)D_t - \gamma_t T_t - R_t^*$.

El valor de la empresa, V_t , satisface la siguiente ecuación de Bellman:

$$V_t(K_{t-1}) = \max_{N_t, I_t, D_t} \int_{Q_t} \{R_t - (1+r_t)D_t + \tau_t r_t D_t\} dH(\theta) - \gamma_t T_t H_\theta(Q_t) + [1 - H_\theta(Q_t)][\beta_{t+1} V_{t+1}(K_t)] \tag{5}$$

s.a.

$$K_t = (1-\delta_t) K_{t-1} + I_t.$$

4. Se considera que los resultados del período son positivos, $R_t > 0$ y por tanto $\theta \geq -R^*$. Será por lo tanto una variable comprendida entre $-R^* \leq \theta \leq \infty$. Luego el valor de la función de distribución en $-R^*$ será igual a cero, $H(-R^*) = 0$.
5. La empresa devuelve su deuda antes de pagar los impuestos, o en otras palabras, el ahorro fiscal redonda exclusivamente en la empresa, no en el prestamista.

2.2. Problema del prestamista

El modelo de oferta, siguiendo a Ocaña, Salas y Vallés (1994), se construye suponiendo que existe información perfecta en el mercado de oferta de recursos financieros. El precio de los recursos financieros se ajusta a las características observables de los proyectos de inversión a los que se destina. Introducimos además unos costes de quiebra que son asumidos por el prestamista, ya que disminuyen el valor de liquidación de los activos. Estos costes de quiebra son una fracción de los activos totales de la empresa, siendo sT los costes totales de quiebra y s el coste unitario de quiebra.

La función objetivo del prestamista es:

$$\min[(1+r_t)D_t, \gamma_t T_t + R_t - sT_t], \quad [6]$$

siendo $\gamma_t T_t + R_t - sT_t$ la cantidad percibida por el prestamista cuando la empresa no pueda devolver su préstamo, es decir los activos recuperables más los resultados del período menos los costes de quiebra que asume el prestamista.

Si se ignoran los costes de transacción y si el prestamista se enfrenta a una oferta de recursos financieros competitiva, el ingreso esperado se iguala al coste de oportunidad del prestamista, $(1+r_t^f)D_t$, obteniéndose una ecuación de oferta de la deuda de la forma (véase apéndice I):

$$r_t - r_t^f = \frac{sT_t H_\theta(Q_t)}{D_t} + \frac{\int_{-R_t}^{Q_t} H(\theta) d\theta}{D_t}. \quad [7]$$

Un análisis convencional de estática comparativa permite concluir que el tipo de interés r_t es creciente en el tipo de interés libre de riesgo r_t^f , y en los costes de quiebra, s , y decreciente respecto a la fracción de activos recuperables, γ_t . Se puede demostrar que en el caso de que θ fuera una variable aleatoria normalmente distribuida con media μ y varianza σ , el coste de la deuda o tipo de interés, r , es creciente respecto al riesgo σ y decreciente respecto a la rentabilidad μ .

2.3. Obtención de la ecuación de inversión

La ecuación de inversión se obtiene utilizando el teorema de la envolvente y explotando las condiciones de primer y segundo orden de la expresión [5] (véase apéndice II). La nomenclatura que se ha utilizado es la siguiente, R_{tK} significa derivada parcial del R respecto el capital en el período t . En la obtención de la ecuación se tiene en cuenta que la empresa decide sobre el nivel de inversión y deuda en cada uno de los períodos. Si las condiciones de primer orden se combinan con el modelo de oferta [7], la ecuación resultante es la siguiente,

$$\begin{aligned} & \frac{\gamma_t T_{tk}}{1-H_\theta(Q_t)} + \frac{\tau_t r_t^f}{1+r_t^f} (-\gamma_t T_{tk} - R_{tK}^* - R_{tI}^*) + \tau_t s T_{tK} H_\theta(Q_t) = \\ & = (1-H_\theta(Q_{t+1})) \frac{\tau_t r_{t+1}^f}{1+r_{t+1}^f} \beta_{t+1} (1-\delta_t) (-R_{t+1I}^*) . \end{aligned} \tag{8}$$

Esta expresión es una ecuación de inversión generalizada en el sentido de que incorpora variables de la estructura financiera, como son la proporción de activos recuperables, γ , el tipo de interés libre de riesgo, r^f , la probabilidad de quiebra, $H_\theta(Q_t)$, el ahorro impositivo, τ y los costes unitarios de quiebra s .

3. Modelización econométrica

En la sección anterior definimos los resultados de la empresa como,

$$\begin{aligned} R_t(K_t, I_t, N_t, \theta_t) &= F(K_t, N_t, \theta_t) - \Psi(I_t, K_t) - w_t N_t - q_t I_t = \\ &= F^*(K_t, N_t) - \Psi(I_t, K_t) - w_t N_t - q_t I_t + \theta_t . \end{aligned} \tag{9}$$

Para que la ecuación [8] sea una ecuación de inversión estimable se deben elegir formas funcionales de la función de producción, F , y de la función de los costes de ajuste, Ψ . $F^*(K_t, N_t)$ es una función de producción que depende de K_t , el capital y de N_t , el trabajo. $F^*(K_t, I_t)$ es una función homogénea de grado uno, y por lo tanto la productividad marginal del capital será igual al valor de la producción menos el coste del trabajo por unidad de capital.

$\Psi(I_t, K_t)$ es una función de costes de ajuste, positiva y convexa con respecto a la inversión bruta, indicando que una mayor inversión por unidad de capital hace incurrir a la empresa en un mayor coste, donde b es el parámetro que mide los costes de ajuste⁶,

$$\Psi(I_t, K_t) = \frac{b}{2} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 K_t, \tag{10}$$

Para poder estimar el modelo hemos realizado las siguientes hipótesis:

1. El colateral es una fracción proporcional de los activos materiales por lo que $T = K$.
2. La depreciación se mantiene constante todos los períodos. $\delta_t = \delta_{t+1} = \delta$.
6. Esta función se modeliza en otros trabajos (Whited (1992)) en desviaciones respecto a un ratio de inversión constante, v

$$\Psi(I_t, K_t, v) = \frac{b}{2} \left(\frac{I}{K} - v \right)_t^2 K_t .$$

Hemos considerado $v = 0$, por operatividad en la estimación del modelo y porque no invalida la hipótesis que queremos contrastar.

3. Tanto la proporción de activos, γ , que deposita la empresa como garantía como el porcentaje de ahorro impositivo, τ , se mantienen constantes en todos los períodos.

$$\gamma_t = \gamma_{t+1} = \gamma, \tau_t = \tau_{t+1} = \tau$$

4. La función de distribución de la rentabilidad es exponencial $G(z) = 1 - e^{-\lambda z}$, siendo $z = \frac{R}{T}$ y λ el parámetro de la exponencial. Por tanto (vease apéndice III):

$$H_R((1+r)D - \gamma T) = \frac{\left(\frac{D}{T}\right)(1+r_t^f) - \gamma t}{\frac{1}{\lambda} - s}$$

siendo λ el parámetro de la distribución exponencial.

A partir de estas hipótesis se obtiene a la siguiente regla de inversión óptima para cada empresa i (vease apéndice IV),

$$\begin{aligned} & \left[1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it+1} (1+r_{it+1}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} \right] \frac{\tau r_{t+1}^f}{1+r_{t+1}^f} \beta_{t+1} (1-\delta_i) \left[b \left(\frac{I}{K}\right)_{it+1} + q_{t+1} \right] + \\ & + \tau \frac{r_t^f}{1+r_t^f} \left(\gamma + \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} + b \left(\frac{I}{K}\right)_{it}^2 - \left(\frac{I}{K}\right)_{it} - q_t \right) - \\ & - \frac{\gamma}{1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1+r_t^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s}} - \tau s \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1+r_t^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} = e_{it+1}. \end{aligned} \quad [11]$$

La ecuación [11] es una relación no lineal respecto a las variables que aparecen en la ecuación que son: la tasa de inversión sobre el capital, $\left(\frac{I}{K}\right)$, en los período t y $t+1$, dicha tasa al cuadrado en el período t , $\left(\frac{I}{K}\right)_t^2$, el ratio del cash flow sobre el capital, $\left(\frac{CF}{K}\right)_t$ en el período t , y la tasa de endeudamiento $\left(\frac{D}{T}\right)_t$, es decir la deuda sobre el total de activos en el período t .

Los parámetros que son objeto de estimación en esta ecuación son, γ , b y λ , siendo λ el parámetro de la exponencial, aunque el análisis económico presente en el trabajo se centra en los valores de γ y b . El valor de γ tiene que estar comprendi-

do entre 0 y 1, y para valores cercanos a 1, los activos serán menos específicos. A su vez, δ es la depreciación de los activos de cada una de las empresas y su cálculo es un valor promedio de todos los años considerados. Nótese que τ se considera un dato exógeno tanto para el prestamista como para la empresa y será común para todas las empresas. Finalmente, sustituiremos β_{t+1} , tasa de descuento intertemporal, por $\frac{1}{1+r_{t+1}}$, siendo r_{t+1} un tipo de interés, común a todas las empresas.

Si la empresa no es precio aceptante en el mercado de bienes y suponemos que se va a enfrentar a una demanda conocida de la forma $P_t = Y_t^\varepsilon$ siendo ε una elasticidad precio de la demanda constante, $|\varepsilon| < \infty$, tanto las productividades marginales como los costes de ajuste estarán premultiplicados por el factor $1 - \frac{1}{\varepsilon}$ (veáse apéndice IV). En este caso aparece un término adicional, $\left(\frac{Y}{T}\right)_t$, el output por unidad de capital que afectará positivamente a la demanda de inversión, y un parámetro adicional a estimar, ε , siendo por tanto la ecuación resultante la expresión [12].

$$\begin{aligned}
 & \left[1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it+1} (1+r_{it+1}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} \right] \frac{\tau r_{t+1}^f \beta_{t+1} (1 - \delta_i) \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(b\left(\frac{I}{K}\right)_{it+1} + q_{t+1}\right) +}{1+r_{t+1}^f} \\
 & + \tau \frac{r_t^f}{1+r_t^f} \left(\gamma + \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} - \frac{1}{\varepsilon} \left(\frac{Y}{K}\right)_{it} + b\left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it}^2 - b\left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it} - \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) q_t\right) - \\
 & - \frac{\gamma}{1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1+r_t^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s}} - \tau s \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1+r_t^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} = e_{it+1} \cdot
 \end{aligned} \tag{12}$$

4. Información de la muestra y estimación

La muestra utilizada la componen las empresas no financieras ni de servicios que cotizan en la Bolsa de Madrid y los datos obtenidos proceden a la CNMV (Comisión Nacional del Mercado de Valores) para el período 1990-1995. Este período se reduce en un año al construir la variable inversión, disponiendo por lo tanto de datos temporales de las variables durante cinco años (1991-1995). Tras aplicar los filtros que se describen en García Marco (1996), la muestra final es un panel compuesto por 114 empresas con observaciones de cinco años.

El cash flow se calcula como la diferencia entre el valor añadido y los gastos de personal. El output coincide con el valor añadido, es decir, el valor de la producción menos los consumos intermedios. El precio de los bienes de capital (q_t) se ha medido como el deflactor implícito de la formación de capital bruto. Como índice de precios se ha considerado el deflactor implícito de la inversión de las estadísticas del INE (Instituto Nacional de Estadística) por sectores. El *stock* de capital es el valor a coste de reposición del inmovilizado material neto, habiéndose obtenido su valor mediante el procedimiento del inventario permanente (véase Salinger y Summers (1983)). Se ha calculado una tasa de depreciación individual para cada empresa, siendo ésta el valor medio, en el período considerado, del cociente entre las dotaciones de la amortización y la suma de la amortización acumulada y el inmovilizado material. El ahorro fiscal, τ , es un dato común a todas las empresas y se ha considerado un promedio de la tasa impositiva para todas las empresas de la muestra en los dos últimos años. La tasa de descuento intertemporal, β_t , como se indicó anteriormente es común a todas las empresas y el tipo de interés, r_t , utilizando en la tasa de descuento, es un activo libre de riesgo a largo plazo, en concreto bonos del estado a cinco años.

Para contrastar la relación entre la liquidez de la empresa y el valor de liquidación de sus activos, se estima el modelo en primer lugar con la muestra completa, y posteriormente con submuestras según el mayor o menor valor de los ratios de liquidez (es decir el ratio de los activos líquidos sobre el total de activos). Para evitar los sesgos derivados de la selección endógena, el criterio de división será el valor de la variable en los años iniciales en la muestra (90-91), es decir, en aquellos que no vamos a utilizar en la regresión aunque sí como variables instrumentales. Los activos líquidos se han definido como la tesorería más las inversiones crediticias temporales más los ajustes por periodificación. Se consideran empresas con alta liquidez aquellas cuyo ratio está por encima de la mediana de la muestra, y el resto de baja liquidez el resto. En total son 57 empresas en cada una de las submuestras. Los estadísticos descriptivos muestrales tanto de la muestra total como de cada una de las submuestras (la media y la, desviación típica) aparecen en la tabla 1.

Se observa que las empresas con alta liquidez tienen unas tasas de inversión mayores que las de baja liquidez. El ratio $\left(\frac{CF}{K}\right)_i$ refleja la situación de liquidez de la empresa. Las empresas altamente líquidas están menos endeudadas que aquellas con baja liquidez, y su tasa de inversión es más alta, lo que indica que se financian con una mayor proporción de fondos internos que las de baja liquidez, como era de esperar.

En conclusión, la descripción de los datos indica que las empresas con ratio de liquidez más alto acuden con mayor prioridad a la financiación interna que a la externa en comparación con el resto de la muestra. La hipótesis a contrastar es si estas empresas tienen unos activos muy específicos. Si esto es así, este resultado podría indicar la presencia de restricciones financieras ya que el prestamista tiene menos garantías de recuperar su deuda en el caso de que la empresa quiebre. La empresa, ante esta situación se enfrenta ante un posible exceso de liquidez, lo que le ocasiona un coste de oportunidad de los fondos internos de la empresa.

Tabla 1. Estadísticos muestrales de las variables (período 1991-1995).

		Muestra total	Alta liquidez	Baja liquidez
$\left(\frac{I}{K}\right)_t$	Media	0,0811	0,1018	0,0604
	Desviación estándar	0,3190	0,3636	0,2662
$\left(\frac{I}{K}\right)_t^2$	Media	0,1082	0,1421	0,0743
	Desviación estándar	0,3814	0,4798	0,2543
$\left(\frac{CF}{K}\right)_t$	Media	0,1425	0,2611	0,0718
	Desviación estándar	1,7755	0,8787	1,7621
$\left(\frac{D_R}{AR}\right)_t$	Media	0,3890	0,3678	0,4104
	Desviación estándar	0,3475	0,3831	0,3086
$\left(\frac{D_N}{AR}\right)_t$	Media	0,2809	0,2258	0,3361
	Desviación estándar	0,1989	0,1765	0,2048
$\left(\frac{Y}{K}\right)_t$	Media	0,9681	1,1833	0,7528
	Desviación estándar	1,8526	2,1268	1,5035
dep_t	Media	0,065	0,068	0,0619
	Desviación estándar	0,036	0,038	0,033

Alta liquidez indica aquellas empresas cuyo ratio $\frac{AL}{AT}$ están por encima de la mediana. siendo las de baja liquidez el resto.

$\left(\frac{I}{K}\right)_t$ es el ratio de inversión / valor de reposición del capital.

$\left(\frac{CF}{K}\right)_t$ es el ratio de los flujos de caja / valor de reposición del capital.

$\left(\frac{D_R}{AR}\right)_t$ es la deuda a coste de reposición / activo a coste de reposición.

$\left(\frac{D_N}{AR}\right)_t$ es la deuda a valor nominal / activo total.

$\left(\frac{Y}{K}\right)_t$ es el ratio del valor añadido de la producción / capital a coste de reposición.

dep_t es la depreciación medida como dotación/amortización acumulada.

4.1. Estimación

Las ecuaciones a estimar [11] y [12] son modelos dinámicos no lineales. Su estimación se ha realizado por el método generalizado de momentos (GMM, Hansen (1982)). Dado un conjunto de instrumentos, este método trata de encontrar los parámetros que satisfacen las condiciones de ortogonalidad con el error de expectativas e_{it+1} . Los instrumentos utilizados en cada estimación incluyen variables de la ecuación debidamente retardadas en $t-1$ y $t-2$ (Arellano y Bover (1990)).

En la estimación de las ecuaciones [11] y [12] se ha considerado la posible presencia de efectos individuales, pudiendo estar estos correlacionados con las variables explicativas contemporáneas de la inversión. Para eliminarlos se ha realizado la estimación en primeras diferencias. En la tabla 2 aparecen los resultados cuando el mercado de bienes es de competencia perfecta y en la tabla 3 el modelo

se amplía con la elasticidad de la demanda, para recoger el caso en que se supone competencia imperfecta.

Para realizar las estimaciones se ha introducido de forma exógena el valor de los costes unitarios de quiebra. Para ello se han seguido los estudios empíricos realizados para empresas americanas que han quebrado (Miller (1977), Warner (1977), Altman (1984) y Weiss (1990) entre otros). Estos estudios distinguen entre costes directos y costes indirectos. Los costes directos son los gastos pagados a terceras partes que se incurren en un procedimiento de quiebra. Los indirectos se definen como la pérdida de valor que experimentan los activos cuando estos son vendidos en liquidación. En este artículo denominamos costes de quiebra solamente a los directos, ya que consideramos que los costes indirectos están recogidos en la especificidad de los activos. Siguiendo a los anteriores autores el parámetro s se define en un intervalo comprendido entre 0,01 y 0,1, realizándose todas las estimaciones para los distintos valores de s . Esto nos permite analizar la evolución de los valores estimados ante incrementos en los costes unitarios de quiebra.

Tabla 2. Ecuación de inversión. Estimación para mercados de bienes con competencia perfecta. GMM 114 empresas (período 1991-1995).

Los parámetros que se estiman corresponden a la ecuación [11] y son γ = activos recuperables por la empresa y b = parámetro de los costes de ajuste.

$$\left[1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it+1} (1 + r_{it+1}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} \right] \frac{\tau r_{it+1}^f \beta_{it+1} (1 - \delta_i)}{1 + r_{it+1}^f} \left[b \left(\frac{I}{K}\right)_{it+1} + q_{it+1} \right] \frac{\gamma}{1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1 + r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s}} - \tau \frac{r_{it}^f}{1 + r_{it}^f} \left(\gamma + \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} + b \left(\frac{I}{K}\right)_{it}^2 - b \left(\frac{I}{K}\right)_{it} - q_{it} \right) - \tau s \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1 + r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} = e_{it+1} \quad [11]$$

	$s = 0,01$	$s = 0,02$	$s = 0,03$	$s = 0,04$	$s = 0,05$	$s = 0,07$	$s = 0,1$
γ	0,2673* (0,0211)	0,2307* (0,0192)	0,2135* (0,0168)	0,2280* (0,0173)	0,2249* (0,0168)	0,1832* (0,0153)	0,1319* (0,0127)
b	1,4143* (0,3094)	1,4704* (0,3141)	1,8993* (0,3844)	1,4941* (0,3546)	1,1552* (0,3261)	0,8480* (0,3254)	0,4630* (0,2603)
Estadísticos utilizados							
χ^2 g. 1,34	44,269	43,364	42,215	43,143	43,396	43,297	42,708
(p-valor)	(0,1117)	(0,1293)	(0,1574)	(0,1322)	(0,1296)	(0,1318)	(0,11453)

- a) s = costes unitarios de quiebra.
- b) Los conjuntos de instrumentos son las variables $\frac{I}{K}$, $\left(\frac{I}{K}\right)^2$, $\frac{CF}{K}$, $\frac{Y}{K}$, $\frac{Dr}{T}$ y $\frac{dep}{K}$ fechadas en $t-1$ y en $t-2$.
- c) El asterisco * muestra la significatividad al 95% de los parámetros estimados.
- d) Los paréntesis debajo de los coeficientes estimados de cada modelo son los errores estándar.
- e) χ^2 es el test de sobreidentificación de las restricciones. En todos los casos se verifica que los instrumentos son válidos.
- f) Todos los estimadores son bietápicos.

Cómo se ha señalado anteriormente, se supone que algunos parámetros tienen un valor fijo para todo el período temporal, lo que permite realizar las estimaciones. Estos valores se han mantenido en todas las estimaciones, por lo que los contrastes entre las submuestras se mantienen como válidos. El parámetro λ se ha estimado en cada uno de los modelos presentados aunque no aparezcan en las tablas, estando su valor comprendido entre 0,5 y 1,5, y siendo en todos los casos significativo.

En cuanto a los resultados de las tablas 2 y 3, podemos observar que, en ambos modelos, el contraste de las restricciones de sobreidentificación (χ^2), que indica la probabilidad con que las condiciones de ortogonalidad se están cumpliendo, se acepta de forma similar tanto para competencia perfecta como para

Tabla 3. Ecuación de inversión. Estimación para mercados de bienes con competencia imperfecta. GMM 114 empresas (período 1991-1995).

Los parámetros que se estiman corresponden a la ecuación [12] y son γ = activos recuperables por la empresa, b = parámetro de los costes de ajuste, y ε = elasticidad.

$$\begin{aligned}
 & \left[1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it+1} (1+r_{it+1}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} \right] \frac{\tau r_{it+1}^f \beta_{it+1} (1-\delta_i) \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(b \left(\frac{I}{K}\right)_{it+1} + q_{it+1}\right) -}{1+r_{it+1}^f} \\
 & - \tau s \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1+r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} + \tau \frac{r_{it}^f}{1+r_{it}^f} \left(\gamma_i + \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} + b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it}^2 - b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it} - \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) q_i\right) - \\
 & \qquad \qquad \qquad - \frac{\gamma}{1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1+r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s}} = e_{it+1} . \qquad [12]
 \end{aligned}$$

	$s = 0,01$	$s = 0,02$	$s = 0,03$	$s = 0,04$	$s = 0,05$	$s = 0,07$	$s = 0,1$
γ	0,2957* (0,0212)	0,2633* (0,0246)	0,2415* (0,0182)	0,2647* (0,0195)	0,2617* (0,0196)	0,2208* (0,0183)	0,1544* (0,0152)
b	2,0141+ (1,1112)	1,5246+ (0,8469)	2,2872+ (1,3775)	1,5131+ (0,8801)	1,2767+ (0,7512)	1,1711 (0,8392)	0,7502 (0,6745)
ε	1,5463* (0,2941)	1,6798* (0,3568)	1,5071* (0,3005)	1,7326* (0,4119)	1,7997* (0,4600)	1,7919* (0,4968)	2,2592* (0,8656)
Estadísticos utilizados							
χ^2 (gl. 33)	43,162	43,045	42,844	42,088	41,953	41,337	39,9512
(p-valor)	(0,1108)	(0,1131)	(0,1171)	(0,1352)	(0,1364)	(0,1512)	(0,1886)

- a) s = costes unitarios de quiebra.
- b) Los conjuntos de instrumentos son las variables $\frac{I}{K}$, $\left(\frac{I}{K}\right)^2$, $\frac{CF}{K}$, $\frac{Y}{K}$, $\frac{Dr}{T}$ y $\frac{dep}{K}$ fechadas en $t-1$ y en $t-2$.
- c) El asterisco * muestra la significatividad al 95% de los parámetros estimados. El signo + muestra la significatividad al 90%.
- d) Los paréntesis debajo de los coeficientes estimados de cada modelo son los errores estándar.
- e) χ^2 es el test de sobreidentificación de las restricciones. En todos los casos se verifica que los instrumentos son válidos.
- f) Todos los estimadores son bietápicos.

imperfecta, aunque a partir de unos costes unitarios de quiebra $s = 0,04$, el modelo de competencia imperfecta da unos resultados mejores.

Los valores de los parámetros de ajuste (b) en el modelo de competencia perfecta (Tabla 2) son significativos y de signo positivo. Estos valores implicarían que, para una tasa de inversión $\left(\frac{I}{K}\right)$ del 10 por ciento, los costes de ajuste sobre la inversión estarían comprendidos entre un 2 y un 9 por ciento⁷. Estos valores son más bajos que los obtenidos por Whited para la economía americana, aunque son similares a los obtenidos por otros autores para la economía española con modelos de la «Q» de Tobin (Alonso-Borrego y Bentolila (1994)). En el modelo de competencia imperfecta (Tabla 3), se muestra en cambio que los parámetros b son significativos al 90% en el intervalo comprendido entre $s = 0,01 = \dots = 0,05$, y que sus valores son ligeramente superiores a los obtenidos en la tabla 2. Análogamente la variación positiva de la elasticidad ante incrementos de quiebra señalan una pérdida del poder de mercado.

Los resultados permiten concluir que los valores de γ están comprendidos entre un 15% y un 25% principalmente para el total de la muestra, aceptándose en todos los casos el modelo propuesto. Se observa que γ disminuye cuando se incrementan los costes unitarios de quiebra. Este efecto puede ser debido a la evolución del resto de los parámetros del modelo que son sensibles a las modificaciones de los costes de quiebra. En general se produce un descenso del parámetro b , y un aumento de la elasticidad, a medida que aumentan los costes de quiebra.

4.2. Estimaciones de las submuestras según los activos líquidos de las empresas

Una de las hipótesis que queremos contrastar en éste artículo es que las empresas con activos más específicos, esto es, con un valor de liquidación más bajo, tienen una mayor liquidez. Es decir, para valores mayores del ratio de activos líquidos sobre el total de activos, el valor de las garantías, γ , disminuye. Las empresas con activos cuyo valor de liquidación es más pequeño encuentran restringida su financiación externa, por lo que tienen más necesidad de activos líquidos. La presencia de estos activos, aunque permita a la empresa financiarse internamente, le va a suponer un coste de oportunidad.

Para contrastar esta hipótesis se divide la totalidad de la muestra en dos submuestras según el ratio de activos líquidos sea alto o bajo, de acuerdo con lo indicado en el apartado anterior. Igualmente, se ha evitado la endogeneidad al dividir la muestra, utilizando la mediana, con los valores de los años que no se utilizan en la estimación. Los resultados obtenidos aparecen en las tablas 4 y 5. Si comparamos los valores de γ en ambas tablas se observa que, en todos los casos, las empresas más líquidas tienen valores más pequeños, corroborándose la hipótesis de partida de que el prestamista asume menos riesgo en aquellas empresas cuya composición de los activos es más líquida. Para las empresas de baja liquidez se observa que los valores de γ son decrecientes ante incrementos en los costes uni-

7. Los costes de ajuste sobre la inversión, según la ecuación [10] es $\frac{\Psi}{T} = \frac{b}{2} \left(\frac{I}{K}\right)$.

tarios de quiebra, s , no corroborándose estos resultados en las empresas con altos ratios de liquidez. El modelo se acepta con una mayor probabilidad en aquellas empresas con altos ratios de activos líquidos frente a empresas de baja liquidez. En la submuestra de alta liquidez (Tabla 4), los valores de los parámetros son, en todos los casos, estadísticamente significativos, pero en líneas generales el modelo con empresas de alta liquidez funciona mejor que con empresas de baja liquidez. Los valores estimados de la elasticidad están más cercanos a las estimaciones realizadas por otros autores, como es el caso de Estrada y Vallés (1995), siendo los márgenes, $\frac{1}{\varepsilon}$, cercanos al 40%, superiores a los obtenidos por Mazón (1992). Los valores de b en esta Tabla señalan un ratio de coste de ajuste sobre inversión comprendido entre un 3 y un 5%, similares a los estimados por los autores ante-

Tabla 4. Ecuación de inversión. Estimación para mercados de bienes con competencia imperfecta. GMM 57 empresas (período 1991-1995). Empresas con alto ratio de liquidez.

Los parámetros que se estiman corresponden a la ecuación [12] y son γ = activos recuperables por la empresa, b = parámetro de los costes de ajuste, y ε = elasticidad.

$$\begin{aligned}
 & \left[1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it+1} (1 + r_{it+1}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} \right] \frac{\tau r_{it+1}^f \beta_{it+1} (1 - \delta_{it}) \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(b \left(\frac{I}{K}\right)_{it+1} + q_{it+1}\right) -}{1 + r_{it+1}^f} \\
 & - \tau s \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1 + r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} + \tau \frac{r_{it}^f}{1 + r_{it}^f} \left(\gamma + \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} - \frac{1}{\varepsilon} \left(\frac{Y}{K}\right)_{it} + b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it}^2 - b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it} - \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) q_{it} \right) -}{1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1 + r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s}} = e_{it+1} .
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

	$s = 0,01$	$s = 0,02$	$s = 0,03$	$s = 0,04$	$s = 0,05$	$s = 0,07$	$s = 0,1$
γ	0,1269* (0,0266)	0,1188* (0,0254)	0,1713* (0,0554)	0,1781* (0,0357)	0,1829* (0,0362)	0,1927* (0,0382)	0,084* (0,0166)
b	0,8853* (0,1445)	0,8873* (0,1468)	0,7240* (0,1197)	0,6736* (0,1051)	0,6445* (0,0979)	0,5993* (0,0883)	0,6653* (0,1620)
ε	2,0738 (0,1502)	2,0467* (0,1416)	2,3965* (0,1676)	2,5090* (0,1483)	2,6013* (0,1741)	2,7914* (0,1884)	2,0817* (0,1536)
Estadísticos utilizados							
χ^2 (gl. 33)	25,445	25,874	26,352	27,322	27,822	28,490	27,101
(p -valor)	(0,8233)	(0,8067)	(0,7868)	(0,7454)	(0,7226)	(0,6913)	(0,7553)

- a) s = costes unitarios de quiebra.
- b) Los conjuntos de instrumentos son las variables $\frac{I}{K}$, $\left(\frac{I}{K}\right)^2$, $\frac{CF}{K}$, $\frac{Y}{K}$, $\frac{Dr}{T}$ y $\frac{dep}{K}$ fechadas en $t-1$ y en $t-2$.
- c) El asterisco * muestra la significatividad al 95% de los parámetros estimados.
- d) Los paréntesis debajo de los coeficientes estimados de cada modelo son los errores estándar.
- e) χ^2 es el test de sobreidentificación de las restricciones. En todos los casos se verifica que los instrumentos son válidos.
- f) Todos los estimadores son bietápicos.

riormente citados (Alonso-Borrego y Bentolila (1994)). Se observa un descenso en el poder de mercado de aquellas empresas donde el modelo se ajusta mejor, es decir, las de alta liquidez.

En ambas submuestras se utilizaron los mismos conjuntos de instrumentos, así como los mismos valores iniciales, lo cual nos permite comparar los resultados obtenidos. Los estimadores en todos los casos son los bietápicos, tanto los de las submuestras como los de la muestra total.

Por tanto se acepta la hipótesis anterior, esto es que las empresas con ratios de activos líquidos altos, tienen activos más específicos, (γ más pequeño). Al demandar el prestamista más garantías a la hora de conceder un préstamo, las empresas se enfrentarán a la dificultad de acceder a niveles de endeudamiento óptimo y, por tanto, se encontrarán restringidas financieramente.

Tabla 5. Ecuación de inversión. Estimación para mercados de bienes con competencia imperfecta. GMM 57 empresas (período 1991-1995). Empresas con bajo ratio de liquidez.

Los parámetros que se estiman corresponden a la ecuación [12] y son γ = activos recuperables por la empresa, b = parámetro de los costes de ajuste, y ε = elasticidad.

$$\begin{aligned}
 & \left[1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it+1} (1 + r_{it+1}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} \right] \frac{\tau r_{it+1}^f \beta_{it+1} (1 - \delta_{it}) \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left[b \left(\frac{I}{K}\right)_{it+1} + q_{it+1} \right] -}{1 + r_{it+1}^f} - \\
 & - \tau s \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1 + r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} + \tau \frac{r_{it}^f}{1 + r_{it}^f} \left(\gamma + \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} - \frac{1}{\varepsilon} \left(\frac{Y}{K}\right)_{it} + b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it}^2 - b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it} - \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) q_{it} \right) - \\
 & \qquad \qquad \qquad - \frac{\gamma}{1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1 + r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s}} = e_{it+1}.
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

	$s = 0,01$	$s = 0,02$	$s = 0,03$	$s = 0,04$	$s = 0,05$	$s = 0,07$	$s = 0,1$
γ	0,3847* (0,021)	0,3887* (0,018)	0,3765* (0,013)	0,3765* (0,014)	0,3767* (0,014)	0,3588* (0,014)	0,2668* (0,013)
b	2,958* (1,081)	2,554* (0,792)	2,303* (0,624)	2,316* (0,628)	2,328* (0,632)	2,239* (0,575)	3,812* (1,578)
ε	1,4325* (0,225)	1,5473* (0,262)	1,6417* (0,286)	1,6405* (0,286)	1,6393* (0,286)	1,676* (0,294)	1,2687* (0,143)
Estadísticos utilizados							
χ^2 (gl. 33)	39,744	39,479	38,994	39,017	39,039	38,655	39,023
(p -valor)	(0,195)	(0,203)	(0,218)	(0,217)	(0,217)	(0,229)	(0,217)

- a) s = costes unitarios de quiebra.
- b) Los conjuntos de instrumentos son las variables $\frac{I}{K}$, $\left(\frac{I}{K}\right)^2$, $\frac{CF}{K}$, $\frac{Y}{K}$, $\frac{Dr}{T}$ y $\frac{dep}{K}$ fechadas en $t-1$ y en $t-2$.
- c) El asterisco * muestra la significatividad al 95% de los parámetros estimados.
- d) Los paréntesis debajo de los coeficientes estimados de cada modelo son los errores estándar.
- e) χ^2 es el test de sobreidentificación de las restricciones. En todos los casos se verifica que los instrumentos son válidos.
- f) Todos los estimadores son bietápicos.

4.3. Análisis estructural de los parámetros de la ecuación

Una vez estimados los parámetros para los diferentes valores de los costes unitarios de quiebra, se han calculado las elasticidades de las distintas variables que componen la ecuación. Los resultados se muestran en la tabla 6. Dichas elasticidades se calculan como el incremento porcentual de la variable $\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}$ ante incrementos del 1% de las distintas variables de la expresión [12].

Los resultados obtenidos indican que el efecto del ratio del cash flow sobre el capital, $\left(\frac{CF}{K}\right)_t$ sobre la tasa de inversión $\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}$ es negativo, cómo ocurre en los modelos lineales de inversión que utilizan la metodología de la ecuación de Euler

Tabla 6. Elasticidades obtenidas para $s = 0,01 \dots s = 0,05$ y competencia imperfecta. Incrementos porcentuales sobre la tasa $\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}$ ante incrementos del 1% de las siguientes variables.

$$\begin{aligned}
 & \left[1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it+1} (1 + r_{it+1}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} \right] \frac{\tau r_{it+1}^f \beta_{it+1} (1 - \delta_i) \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left[b \left(\frac{I}{K}\right)_{it+1} + q_{it+1}\right] -}{1 + r_{it+1}^f} \\
 & - \tau s \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1 + r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} + \tau \frac{r_{it}^f}{1 + r_{it}^f} \left(\gamma + \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} - \frac{1}{\varepsilon} \left(\frac{Y}{K}\right)_{it} + b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it}^2 - b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it} - \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) q_{it} \right) - \\
 & \qquad \qquad \qquad - \frac{\gamma}{1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1 + r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s}} = e_{it+1}.
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

	$s = 0,01$	$s = 0,02$	$s = 0,03$	$s = 0,04$	$s = 0,05$	$s = 0,07$	$s = 0,1$
$\left(\frac{CF}{K}\right)_t$	-0,023	-0,0318	-0,0294	-0,048	-0,0460	-0,0725	-0,2198
$\left(\frac{D}{T}\right)_t$	0,7108	0,9221	0,8391	1,4688	1,4355	2,1831	5,7725
$\left(\frac{Y}{K}\right)_t$	0,0514	0,06307	0,0650	0,0922	0,0844	0,1345	0,3232
$\left(\frac{I}{K}\right)_t$	0,0039	0,0045	0,0052	0,0053	0,0061	0,0086	0,0211
$\left(\frac{I}{K}\right)_t^2$	-0,0044	-0,0050	-0,0058	-0,0060	-0,0067	-0,0097	-0,0237

Estas elasticidades han sido calculadas cuando $t+1 = 95$ y $t = 94$. Los valores de los parámetros han sido los obtenidos en la tabla 3, para la muestra total con mercados imperfectos y para los diferentes valores de s .

(Alonso-Borrego (1994)), mientras que para la tasa de inversión retardada un período, $\left(\frac{I}{K}\right)_t$, y su valor al cuadrado, $\left(\frac{I}{K}\right)_t^2$, este efecto es casi nulo.

El efecto más importante lo genera el ratio de endeudamiento. La relación positiva entre la tasa de endeudamiento y la tasa de inversión indica que las necesidades de endeudamiento dependen, en gran medida, de la decisión de inversión. Se observa un incremento de la elasticidad de la tasa de endeudamiento conforme se incrementan los costes unitarios de quiebra, es decir, cuanto mayores son éstos, mayor es el efecto que el endeudamiento tiene sobre la inversión. El mismo efecto se observa también en el ratio del output sobre el capital, es decir, cuanto más se incrementa el coste de la quiebra, más influye el nivel de output sobre el de inversión. Ello puede ser debido a que, conforme se incrementan los costes de quiebra, aumente el riesgo para el prestamista, con las consecuencias descritas anteriormente.

Al comparar las elasticidades totales y las obtenidas en cada una de las submuestras que aparecen en la tabla 7, se detecta que el efecto del endeudamiento

Tabla 7. Elasticidades obtenidas para $s = 0,05$ y competencia imperfecta. Incrementos porcentuales sobre la tasa $\left(\frac{I}{K}\right)_{t+1}$ ante incrementos del 1% de las siguientes variables.

$$\begin{aligned}
 & \left[1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it+1} (1 + r_{it+1}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} \right] \frac{\tau r_{it+1}^f \beta_{it+1} (1 - \delta_i) \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left[b \left(\frac{I}{K}\right)_{it+1} + q_{it+1} \right] -}{1 + r_{it+1}^f} \\
 & - \tau s \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1 + r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s} + \tau \frac{r_{it}^f}{1 + r_{it}^f} \left(\gamma + \left(\frac{CF}{K}\right)_{it} - \frac{1}{\varepsilon} \left(\frac{Y}{K}\right)_{it} + b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it}^2 - b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \left(\frac{I}{K}\right)_{it} - \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) q_{it} \right) - \\
 & \qquad \qquad \qquad - \frac{\gamma}{1 - \frac{\left(\frac{D}{T}\right)_{it} (1 + r_{it}^f) - \gamma}{\frac{1}{\lambda} - s}} = e_{it+1}. \tag{12}
 \end{aligned}$$

	Muestra total	Alta liquidez	Baja liquidez
$\left(\frac{CF}{K}\right)_t$	-0,0460	-0,0259	-0,0046
$\left(\frac{D}{T}\right)_t$	1,4355	0,1034	0,4784
$\left(\frac{Y}{K}\right)_t$	0,0844	0,0278	0,0134
$\left(\frac{I}{K}\right)_t$	0,0061	0,0022	0,0011
$\left(\frac{I}{K}\right)_t^2$	-0,0067	-0,0016	-0,0022

Estas elasticidades han sido calculadas cuando $t+1 = 95$ y $t = 94$. Los valores de los parámetros han sido los obtenidos en la tabla 3, 4 y 5, para la muestra total, alta liquidez y baja liquidez respectivamente para $s = 0,05$.

sobre la inversión es mucho mayor en las empresas con baja liquidez que en las empresas con alta liquidez lo que señala un efecto del endeudamiento en estas empresas mayor que en el resto de la muestra. Respecto al resto de los parámetros, el efecto de la tasa de inversión en el período anterior sobre la tasa de inversión actual no es muy importante, siendo prácticamente nulo, aunque se estima un valor ligeramente superior en las empresas de alta liquidez.

5. Conclusiones

El presente trabajo ha contrastado, utilizando una muestra de empresas españolas (no financieras ni de servicios) como el comportamiento inversor está ligado a características de la estructura financiera de las empresas, validando, por tanto, los modelos teóricos del racionamiento de crédito. Todos estos estudios señalan que parecen existir restricciones en la capacidad de endeudamiento que generan ineficiencias (inversión sub-óptima) o bien excesivo recurso a la financiación interna. En esta línea, este estudio señala como ciertas características concretas de las empresas (especificidad de activos, costes unitarios de quiebra) actúan en la aparición de restricciones financieras. De hecho, se comprueba que las empresas con activos más específicos asumen un coste de oportunidad adicional debido a la existencia de financiación interna. La explicación de este resultado es que el prestamista ante el riesgo adicional que supone la especificidad de activos y, por lo tanto, el no poder recuperar el préstamo en caso de quiebra, exige bien garantías adicionales o bien restringe la deuda de las empresas.

Concluyendo, este estudio apunta a que si se mejora la probabilidad de que las empresas puedan atender a sus compromisos financieros (por ejemplo aumentando su liquidez o disminuyendo la volatilidad de los resultados) las restricciones de acceso al crédito se pueden relajar. En consecuencia, las políticas destinadas a mejorar el nivel de recursos internos mediante la actuación a través de la fiscalidad sobre beneficios, pueden hacer disminuir dichas restricciones en aquellas empresas que, por sus características especificidad de activos, edad, tamaño, etc, se encuentran restringidas financieramente.

Apéndice I. Modelo de oferta

La función de ingresos del prestamista es la siguiente:

$$\text{Min}[(1+r_t)D_t, \gamma_t T_t + R - sT]. \quad [\text{A.1}]$$

Ingreso esperado

$$\text{Ing}_t = [1 - H_\theta(Q_t)](1+r_t)D_t + (\gamma_t T_t - s_t T_t + R_t^*)H_\theta(Q_t) + \int_{-R_t^*}^{Q_t} \theta dH(\theta). \quad [\text{A.2}]$$

La variable aleatoria θ está definida desde $-R^* < \theta < \infty$, ya que $R = R^* + \theta \geq 0$.

Operando se obtiene:

$$Ing_t = (1+r_t)D_t - sTH_\theta(Q_t) - \int_{-R^*}^{Q_t} H(\theta)d(\theta) . \quad [A.3]$$

Igualando la oferta al coste de oportunidad $O_t = (1+r_t)D_t$, e $Ing_t \equiv O_t$ se calcula la función de oferta de deuda:

$$r = r^f + \frac{sTH_\theta(Q_t)}{D} + \frac{\int_{-R^*}^{Q_t} H(\theta)d(\theta)}{D} . \quad [A.4]$$

Análisis de estática comparativa

De la ecuación [A.4] se deduce:

$$(r-r^f)D = sTH_\theta(Q_t) + \int_{-R^*}^{Q_t} H(\theta)d(\theta) . \quad [A.5]$$

$$Q(\gamma) = TH_\theta(Q) + sTQ_\gamma\gamma_s h_\theta(Q) + Q_\gamma\gamma_s H_\theta(Q) . \quad [A.6]$$

Como $Q_\gamma = -T$, se obtiene

$$\gamma_s = \frac{H_\theta(Q)}{sTh_\theta(Q) + H_\theta(Q)} . \quad [A.7]$$

Apéndice II. Obtención de la ecuación de Euler

El problema de la empresa es el siguiente:

$$V_t(K_{t-1}) = \max_{N_t, I_t, D_t} \int_{Q_t}^{\infty} \theta dH(\theta) - \gamma_t T_t + \quad [A.8]$$

$$+ [1 - H_\theta(Q_t)]([\beta_{t+1}V_{t+1}(K_t) + R_t^* - (1+r_t)D_t + \tau_t r_t D_t + \gamma_t T_t],)$$

siendo

$$Q_t = (1+r_t)D_t - \gamma_t T_t - R_t^* ,$$

$$V_t(K_{t-1}) = \max_{I_t, D_t} \int_{Q_t}^{\infty} \theta dH(\theta) - \gamma_t T_t + \quad [A.9]$$

$$+ [1 - H_\theta(Q_t)]([\beta_{t+1}V_{t+1} + R_t^* - Q_t + \tau_t r_t D_t] .$$

Teorema de la envolvente

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_t(K_{t-1})}{\partial K_{t-1}} &= -\gamma_t T_{tK}(1-\delta_t) - h_\theta(Q_t) Q_{tK}(1-\delta_t) [\beta_{t+1} V_{t+1}(K_t) + \tau_t r_t D_t] + \\ &+ [1 - H_\theta(Q_t)] \left[\beta_{t+1} \frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t} - Q_{tK} + \tau_t r_t D_t \right] (1-\delta_t) \end{aligned} \tag{A.10}$$

Las condiciones de primer orden son:

Respecto a la Deuda,

$$\begin{aligned} \frac{dV(K_{t-1})}{dD_t} &= 0, \\ -\gamma_t T_{tK} - h_\theta(Q_t)(Q_{tK} + Q_{tI}) [\beta_{t+1} V_{t+1} + \tau_t r_t D_t] + \\ + [1 - H_\theta(Q_t)] \left[\frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t} - Q_{tK} - Q_{tI} + \tau_t (r_{tK} + r_{tI}) D \right] &= 0 \end{aligned} \tag{A.11}$$

Respecto a la inversión,

$$\begin{aligned} \frac{dV(K_{t-1})}{dI_t} &= 0, \\ -Q_{tI} [h_\theta(Q_t) \beta_{t+1} V_{t+1} + \tau_t r_t D_t + [1 - H_\theta(Q_t)] + 1 - H_\theta(Q_t)] \tau_t (r_{tD} D_t + r_t) &= 0. \end{aligned} \tag{A.12}$$

Multiplicando la ecuación [A.11] por $(1-\delta)$, cambiándola de signo y sumándola a la expresión [A.12], se obtiene:

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_t(K_{t-1})}{\partial K_t} &= h_\theta(Q_t) Q_{tI} (1-\delta_t) [\beta_{t+1} V_{t+1} + \tau_t r_t D_t] + \\ &+ [1 - H_\theta(q_t)] [Q_{tI} - \tau_t r_t D_t] (1-\delta_t). \end{aligned} \tag{A.13}$$

Sustituyendo esta expresión [A.13] en la expresión [A.12] se comprueba que:

$$\begin{aligned} -\gamma_t T_{tK} - (Q_{tK} + Q_{tI}) [h_\theta(Q_t) (\beta_{t+1} V_{t+1} + \tau_t r_t D_t) + (1 - H_\theta(Q_t))] + \\ + [1 - H_\theta(Q_t)] (r_{tK} + r_{tI}) \tau_t D_t = [1 - H_\theta(Q_t)] \\ \{ (-Q_{t+1,I}) (1-\delta_{t+1}) [h_\theta(Q_{t+1}) (\beta_{t+2} V_{t+2} + \tau_{t+1} r_{t+1} D_{t+1}) + 1 - H_\theta(Q_{t+1})] + \\ + \tau_{t+1} r_{t+1} D_{t+1} (1 - H_\theta(Q_{t+1})) \}. \end{aligned} \tag{A.14}$$

Respecto al empleo,

$$\begin{aligned} \frac{dV(K_{t-1})}{dN_t} &= 0, \\ F_N(K_t, N_t) - w_t &= 0 \end{aligned} \tag{A.15}$$

Modelo de oferta

$$r_t = r_t^f + \frac{sT_t H_\theta(Q_t)}{D_t} + \frac{\int_{R_t^*}^{Q_t} H(\theta) d\theta}{D_t} \quad [\text{A.16}]$$

Como Q_t tiene la siguiente expresión:

$$Q_t = (1+r_t)D_t - \gamma_t T_t - R_t^* \quad [\text{A.17}]$$

Se comprueba que las ecuaciones obtenidas son las siguientes:

$$Q_{tK} + Q_{tI} = \frac{-\gamma_t T_{tK} - R_{tK}^* - R_{tI}^*}{1 - sT_t h_\theta(Q_t) - H_\theta(Q_t)}, \quad [\text{A.18}]$$

$$Q_{tI} = \frac{-R_{tI}^*}{1 - sT_t h_\theta(Q_t) - H_\theta(Q_t)}, \quad [\text{A.19}]$$

$$Q_{tD} = \frac{1+r_t^f}{1 - sT_t h_\theta(Q_t) - H_\theta(Q_t)}, \quad [\text{A.20}]$$

$$(r_{tK} + r_{tI})D_t = sT_{tK}H_\theta + sT_t(Q_{tK} + Q_{tI})h_\theta + (Q_{tI} + Q_{tK})H_\theta, \quad [\text{A.21}]$$

$$r_{tI}D_t = sT_t Q_{tI} h_\theta + Q_{tI} H_\theta, \quad [\text{A.22}]$$

$$r_{tD}D + (r_t - r_t^f) = sT_t Q_{tID} h_\theta + Q_{tID} H_\theta. \quad [\text{A.23}]$$

El modelo de oferta junto con la ecuación [A.14] nos lleva a la ecuación de Euler

$$\begin{aligned} \frac{\gamma_t T_{tK}}{1 - H_\theta(Q_t)} + \frac{\tau_t r_t^f}{1 + r_t^f} (-\gamma_t T_{tK} - R_{tK}^* - R_{tI}^*) + \tau_t s T_{tK} H_\theta(Q_t) \\ (1 - H_\theta(Q_{t+1})) \frac{\tau_t r_{t+1}^f}{1 + r_{t+1}^f} \beta_{t+1} (1 - \delta_t) (-R_{t+1}^*). \end{aligned} \quad [\text{A.24}]$$

Apéndice III. Obtención de la probabilidad de quiebra con una distribución exponencial

Sea R un variable aleatoria

$$\begin{aligned}
 H_R((1+r)D-\gamma T) &= Pr[R < (1+r)D-\gamma T] = \\
 &= Pr\left[\frac{R}{T} < (1+r)\left(\frac{D}{T}-\gamma\right)\right] = G_z(Q')
 \end{aligned}
 \tag{A.25}$$

siendo $Q' = (1+r)\frac{D}{T}-\gamma$ y $z = \frac{R}{T}$.

El ingreso esperado de la ecuación [A.3] se puede expresar en la forma

$$Ing_t = (1+r_t)D-sTG_z(Q')-T\int_0^{(1+r)\left(\frac{D}{T}-\gamma\right)} z dG(z).
 \tag{A.26}$$

Seguindo los mismos pasos que en el apéndice I se obtiene:

$$(r-r^f)\frac{D}{T} = sG_z(Q') + \int_0^{(1+r)\left(\frac{D}{T}-\gamma\right)} G(z) dz.
 \tag{A.27}$$

Si realizamos la hipótesis de que z sigue una distribución exponencial

$$G(z) = 1 - e^{-\lambda z}.
 \tag{A.28}$$

Sustituyendo [A.28] en [A.27] y resolviendo la integral,

$$(r-r^f)\frac{D}{T} = sG_z(Q') + (1+r)\left(\frac{D}{T}-\gamma\right) - \lambda - \frac{G_z(Q')}{\lambda},
 \tag{A.29}$$

y operando se obtiene,

$$G_z(Q') = \frac{(1+r^f)\frac{D}{T}-\gamma}{\left(\frac{1}{\lambda}-s\right)}.
 \tag{A.30}$$

Apéndice IV. Modelización econométrica

Si tenemos que:

$$R^*(K_t, I_t, N_t) = F^*(K_t, N_t) - \Psi(K_t, I_t) - w_t N_t - q_t I_t,
 \tag{A.31}$$

$$F^*(K_t, N_t) = K_t F_{tK} - N_t F_{tN},
 \tag{A.32}$$

$$F_{tK}^* = \frac{F_t^* - w_t N_t}{K_t}, \quad [\text{A.33}]$$

$$\Psi(I_t, K_t) = \frac{b}{2} \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 K_t. \quad [\text{A.34}]$$

donde b , es un parámetro de la función de costes de ajuste.

$$\Psi(I_t, K_t) = K_t \Psi_{tK} + I_t \Psi_{tI}, \quad [\text{A.35}]$$

$$\Psi_{tK} = \frac{\Psi_t}{K_t} - b \left(\frac{I}{K} \right)_t. \quad [\text{A.36}]$$

$$\Psi_{tI} = b \left(\frac{I}{K} \right)_t. \quad [\text{A.37}]$$

$$\begin{aligned} R_{tK}^* + R_{tI}^* &= F_{tK}^* - \Psi_{tK} - \Psi_{tI} = \frac{F_t - \Psi_t}{K_t} - \frac{w_t N_t}{K_t} + b \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - b \left(\frac{I}{K} \right)_t - q_t = \\ &= \frac{Y_t - w_t N_t}{K_t} + b \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - b \left(\frac{I}{K} \right)_t - q_t = \left(\frac{CF}{K} \right)_t + b \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - b \left(\frac{I}{K} \right)_t - q_t \end{aligned} \quad [\text{A.38}]$$

Con elasticidad constante, $|\varepsilon|$, se tiene que

$$\begin{aligned} R_{tK}^* + R_{tI}^* &= \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) [F_{tK}^* - \Psi_{tK} - \Psi_{tI} - q_t] = \\ &= \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) \frac{Y_t}{K_t} - \frac{w_t N_t}{K_t} + \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) b \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) \left[b \left(\frac{I}{K} \right)_t + q_t \right] = \\ &= \frac{Y_t - w_t N_t}{K_t} - \frac{1}{\varepsilon} \frac{Y_t}{K_t} + b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) \left[b \left(\frac{I}{K} \right)_t + q_t \right] = \\ &= \left(\frac{CF}{K} \right)_t - \frac{1}{\varepsilon} \frac{Y_t}{K_t} + b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) \left(\frac{I}{K} \right)_t^2 - b \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) \left(\frac{I}{K} \right)_t + q_t \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right). \end{aligned} \quad [\text{A.39}]$$

Referencias bibliográficas

- ALONSO-BORREGO, C. (1994). «Estimating Dynamic Investment Models with Financial Constraints». Working Paper 9418. CEMFI.
- ALONSO-BORREGO, C.; BENTOLILA, S. (1994). «Investment and Q in Spanish Manufacturing Firms». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 56, 49-65.
- ALTMAN, E.I. (1984). «A Further Empirical Investigation of the Bankruptcy Cost Question». *The Journal of Finance*, vol. XXXIX, núm. 4, 1067-1089.
- ARELLANO, M.; BOVER, R. (1990). «La econometría de los datos de panel». *Investigaciones Económicas*, XIV, 3-45.

- BOND, S.R.; MEGHIR, C. (1994). «Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy». *Review of Economic Studies*, 197-222.
- CALOMIRIS, C.; HUBBARD, R.G. (1990). «Firm Heterogeneity, Internal Finance and Credit Rationing». *Economic Journal*, 100, 90-404.
- ESTRADA, A.; VALLÉS, J. (1995). «Inversión y costes financieros: evidencia en España con datos panel». Banco de España. Documento de Trabajo 9506.
- GARCÍA MARCO, T. (1996). «Ensayos sobre la influencia de la estructura financiera en la inversión empresarial». Universidad Carlos III de Madrid. Tesis Doctoral.
- HANSEN, L.P. (1982). «Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators». *Econometrica*, 50, 1029-1959.
- HUBBARD, R.; KASHYAP, K.; WHITED, T. (1995). «Internal Finance and Firm Investment». *Money, Credit and Banking*, 27, 3 (August 1995), 683-701.
- MAZÓN, C. (1992). «Is Profitability Related to Market Share: An Intra-industry Study in Manufacturing». Working paper 9327. Banco de España
- MILLER, M.H. (1977). «Debt and Taxes». *Journal of Finance*, 32, 261-75.
- OCAÑA, C.; SALAS, V.; VALLÉS (1994). «La Financiación de la PYME española». *Moneda y Crédito*. Segunda época, núm. 199.
- SALINGER, M.; SUMMERS, L. (1983). «Tax Reform and Corporate Investment: a Micro-economic Simulation Study». *Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Analysis*. Feldstein, University of Chicago Press.
- STIGLITZ, J.; WEISS, A. (1981). «Credit Rationing in Markets with Imperfect Information». *American Economic Review*, 71, 393-410.
- WARNER, J.B. (1977). «Bankruptcy Costs: Some Evidence». *Journal of Finance*, 32, 337-347.
- WEISS, L.A. (1990). «Bankruptcy Resolution. Direct Cost and Violation of Priority of Claims». *Journal of Financial Economics*, 27, 285-314.
- WHITED, T. (1992). «Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data». *Journal of Finance*, vol. 47, 4, 1425-1460.