

**CRÉDITO FISCAL, COSTES FINANCIEROS E INVERSIÓN EMPRESARIAL:  
Evidencia para España con un panel de microdatos tributarios**

**Desiderio Romero Jordán <sup>(1)</sup><sup>(2)</sup>**

---

<sup>1</sup> Es Doctor en Economía y profesor del Área de Economía Política y Hacienda Pública de la Facultad de Ciencias Jurídicas y Sociales de la Universidad Rey Juan Carlos. El autor agradece especialmente los comentarios de los profesores Vicente Salas Fumás y Jesús Ruiz-Huerta Carbonell a una versión previa. También desea expresar su agradecimiento a los participantes en el seminario organizado por el Área de Economía Política y Hacienda Pública de la Universidad Rey Juan Carlos celebrado en Mayo de 1999, y en especial al profesor Angel Vilariño por sus sugerencias. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad.

<sup>2</sup> Agradezco al Instituto de Estudios Fiscales los medios puestos a mi disposición para la elaboración de la presente investigación.

## RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar la eficacia del crédito fiscal a la inversión existente en el Impuesto de Sociedades español (IS), mediante la utilización de un modelo dinámico de inversión basado en la ecuación de Euler. En nuestra opinión, este trabajo incorpora dos aspectos de especial interés: primero, porque se analiza conjuntamente el papel de las variables financieras y fiscales ligadas a la inversión empresarial; segundo, porque se utiliza un panel amplio de empresas manufactureras en el que el origen de los microdatos son las declaraciones del IS.

**Palabras clave:** Inversión, Impuesto de Sociedades, crédito fiscal, liquidez empresarial.

**JEL:** G31, G32, H25, H32, L60

## INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es el estudio de la eficacia del crédito fiscal a la inversión existente en el IS. Este análisis se efectúa, habitualmente, desde cuatro enfoques diferentes: encuestas, modelos de inversión -neoclásicos y de Q de Tobin, fundamentalmente-, elasticidad-precio de la inversión y análisis coste-eficacia. De la revisiones efectuadas por Gago (1992) -centrada en los gastos de I+D-, y las llevadas a cabo en sendos trabajos anteriores nuestros (Romero (1999,1999b), podemos extraer dos conclusiones interesantes: en primer lugar, los resultados que se han encontrado abarcan todo el espectro posible de resultados -de eficacia a ineficacia-, forzándonos, de acuerdo con Gago (1992, 1996), a una posición escéptica sobre la eficacia de tales instrumentos fiscales, ya que el impulso fiscal no es detectable con una intensidad que pudiera considerarse significativa<sup>3</sup>; en segundo, la evidencia disponible para España es muy escasa, aunque para ser más realistas debemos decir que apenas sí sabemos nada: no se trata -en nuestra opinión-, del desinterés de los hacendistas españoles por esta línea de investigación; sino, sobre todo, por la falta de bases de microdatos que contengan la información adecuada para efectuar tales estudios -problema que afortunadamente hemos podido superar con la muestra empleada-.

Los aspectos financieros juegan un papel importante en las decisiones de inversión, y por ello en la eficacia del crédito a la inversión; en efecto, para que las empresas puedan hacer uso del citado crédito fiscal primero tienen que invertir; en consecuencia, el crédito no ayudará a desbloquear proyectos de inversión de aquellas empresas que no dispongan de la liquidez suficiente porque se encuentren financieramente restringidas; en otras palabras, se espera que las variables fiscales -por ejemplo el crédito fiscal- tendrán un efecto muy reducido en las decisiones de inversión; al contrario que las variables financieras<sup>4</sup> - como el *cash flow* o la prima de

---

<sup>3</sup> Para OCDE (1991, página 173) el efecto de los incentivos muestra una evidencia ambigua.

<sup>4</sup> Las empresas financieramente restringidas se verían forzadas a rechazar proyectos de inversión arrastrando el nivel de inversión empresarial a un nivel subóptimo, aspecto éste que ha favorecido el interés por el impacto que la autofinanciación tiene sobre la inversión agregada así como las implicaciones para la política monetaria y fiscal. Véase, por ejemplo: BERNANKE, B.S. - GERTLER, M.(1989). <<Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations>>. *American Economic Review*, 79, pages 14-33.

riesgo-. Teniendo en cuenta que existe evidencia para el caso español que revela que las empresas de menor dimensión tienen una mayor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras<sup>5</sup>, esperamos que la eficacia del crédito fiscal sea escaso en tales empresas.

Así pues, nuestro interés se orienta a estudiar la eficacia del crédito a la inversión en un contexto en el que los mercados de capital son imperfectos, y por tanto, las decisiones de inversión y financiación son interdependientes. Este planteamiento es posible gracias al uso de la ecuación de Euler, que supera en este sentido a los modelos neoclásicos jorgensonianos así como los basados en la Q de Tobin, que no incluían en su especificación original variables financieras y éstas eran introducidas *ad-hoc*. Los enfoques existentes en la literatura que han tratado de contrastar la relación entre las decisiones de inversión y financiación mediante el uso de la ecuación de Euler se reducen básicamente a dos<sup>6</sup>: el enfoque de Bond y Meghir (1994), Alonso-Borrego (1994) y Estrada y Vallés (1995, 1998), entre otros, que tratan de contrastar el nexo entre política de dividendos y oportunidades de inversión; y de otra parte, el seguido, entre otros, por Whited (1992), Hubbard y otros (1995) y Jaramillo y otros (1996), que considera que la empresa se enfrenta a una restricción en el nivel máximo de endeudamiento y establece una forma funcional del multiplicador que depende de variables observables<sup>7</sup>.

---

BERNANKE, B.S. - GILCHRIST, S.(1994). <<Monetary Policy, Business Cycles, and The Behavior of Small Manufacturing Firms >>. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. CIX, Issue 2, pages 309-340, May.

BERNANKE, B.S. - GERTLER, M. - GILCHRIST, S.(1996). <<The Financial Accelerator and The Flight to Quality >>. *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXVIII, number 1, pages 1-15, February.

<sup>5</sup> Existe un amplio número de trabajos referidos al caso español donde existe evidencia de las mayores tensiones de liquidez a las que se enfrentan las empresas de menor dimensión: utilizan una proporción muy inferior de deuda a largo plazo, utilizan mayor cantidad de deuda comercial, emplean mayor cantidad de fondos propios, la rentabilidad económica es significativamente inferior, y el riesgo económico es significativamente mayor que en el resto de tamaños empresariales; véase, por ejemplo, Folgado y Luengo (1989), Segura y otros (1989), Fariñas y otros (1992), Ocaña y otros (1994), Estrada y Vallés (1995), Fariñas y Suárez (1996) y Romero (1999).

<sup>6</sup> Para una revisión metodológica véase Schiantarelli (1996).

<sup>7</sup> Se trata de una posición cercana al racionamiento de crédito puro definido por Jaffee y Stiglitz (1990), que se produce cuando existen situaciones en las que algunos individuos obtienen créditos, mientras que otros agentes aparentemente idénticos que desean obtener créditos en las mismas condiciones no lo consiguen.

Una de las novedades que aporta nuestro trabajo es la introducción explícita del crédito fiscal a la inversión, declarado por las empresas en el impuesto societario, junto al resto de variables económicas y financieras. Se trata así de profundizar en el conocimiento del crédito fiscal, del modo en que éste afecta a la inversión empresarial a través del precio efectivo de la inversión del que forma parte. En este sentido, el parámetro estructural asociado a dicha variable puede ayudarnos a evaluar las políticas públicas de incentivo a la inversión desde el punto de vista de la eficacia.

Un atractivo adicional para el estudio del crédito a la inversión es que se trata de un elemento técnico prácticamente desaparecido de la estructura del IS de la mayor parte los países desarrollados tras las reformas iniciadas en la década de los años ochenta, como por ejemplo se atestigua en el informe de Price-Waterhouse (1995)<sup>8</sup>. Así, los incentivos en cuota tienen un carácter prácticamente marginal y están destinados mayoritariamente a promover el desarrollo de determinadas zonas geográficas y los gastos de I+D. Esto convierte a España en uno de los pocos reductos donde permanece aún vigente una amplia batería de incentivos en cuota, debido a que la Reforma del IS de 1996 no solo no los ha eliminado, sino que incluso los ha potenciado, confiándoles un papel destacado dentro de la estructura del impuesto<sup>9</sup>.

En la mayoría de los trabajos empíricos, el modelo neoclásico de inversión contenido en la ecuación de Euler es rechazado cuando se contrasta sobre la totalidad de empresas de una determinada muestra; por el contrario, generalmente se acepta cuando se utiliza en el contraste una submuestra construida según alguna característica observable que a priori indique una situación de no restricción financiera<sup>10</sup>. Las características habitualmente empleadas en tal procedimiento son el reparto dividendos<sup>11</sup>, el nivel de deuda<sup>12</sup>, la deuda calificada<sup>13</sup>, la *sobreinversión empresarial*<sup>14</sup> y la dimensión empresarial.

---

<sup>8</sup> La aceptación en países en vías de desarrollo también es muy escasa (Véase Price-Waterhouse (1995)).

<sup>9</sup> Para mayor detalle, véase, por ejemplo, Romero (1999).

<sup>10</sup> Este planteamiento ha sido originalmente establecido por Fazzari y otros (1988).

<sup>11</sup> La *teoría de la jerarquía financiera* asume que las empresas prefieren los fondos propios frente a los ajenos por su menor coste; por ello las empresas tratarán de adecuar su política de dividendos a sus oportunidades de inversión. Esta hipótesis ha sido contrastada, entre otros, por Bond y Meghir (1994) para Reino Unido, Alonso-Borrego (1994) y Estrada y Vallés (1995) para España, y Hubbard y otros (1995) para Estados Unidos; así, mientras que en el primero de los

A priori la dimensión empresarial puede ser una característica que discrimine en la obtención de fondos ajenos: en términos de cuantía recibida, vencimiento y coste. Parece razonable pensar que la dimensión juega un papel destacado en la capacidad de negociación frente a entidades financieras, en particular si el tamaño se complementa con características como la cotización en bolsa, la emisión de deuda calificada o la madurez<sup>15</sup>. Las asimetrías de información entre oferentes y demandantes de fondos pueden reducirse cuando se trata de empresas grandes y maduras que llevan funcionando un buen número de años, y donde se ha generado un cierto grado de fidelidad, de conocimiento mutuo entre prestamista y prestatario<sup>16</sup>, más aún si vienen avaladas por un menor riesgo económico<sup>17</sup>. No obstante, el tamaño juega un papel ambiguo, ya que, por un lado, las empresas de mayor dimensión tienden a ser

---

trabajos la citada teoría no se verifica, en el resto, se observa una relación entre inversión y empresas con dividendos positivos, tal como predice la citada teoría.

<sup>12</sup> En el trabajo que efectúa Johansen (1994) para Noruega se obtiene que las empresas con mayor nivel de deuda se enfrentan a mayores costes de financiación. En el trabajo que García Marco (1998) realiza para España se observa una relación positiva entre inversión y nivel de endeudamiento, en particular, el ratio de endeudamiento tiene mayores efectos sobre la inversión en empresas con menos liquidez (cuyos activos son más específicos y donde los costes unitarios de quiebra son mayores).

<sup>13</sup> Las empresas que emiten títulos de deuda que son objeto de calificación por alguna agencia de *rating*, transmiten una señal informativa hacia el resto de los agentes económicos sobre la capacidad de hacer frente a las obligaciones contractuales derivadas de la deuda. Whited (1992), entre otros, contrasta esta hipótesis para el caso estadounidense y encuentra que las empresas que tienen este tipo de deuda soportan primas de riesgo inferiores al resto de empresas, lo que justifica la idea de que las empresas que poseen este tipo de deuda están menos restringidas financieramente.

<sup>14</sup> Este planteamiento tiene su origen en Stiglitz (1985) y Jensen (1986). La idea es que -supuesta la separación entre propiedad y control- se produce un uso discrecional del *cash flow* por parte de los gestores, de manera que las decisiones tomadas por éstos pueden estar motivadas por intereses personales alejados del objetivo maximizador de la riqueza de los accionistas; por ejemplo por criterios como prestigio, remuneración, etc., y que atienden a un especial interés por el crecimiento empresarial *per se*, lo que puede provocar una situación de sobreinversión. Por ejemplo, Hubbard y otros (1995) para Estados Unidos, han contrastado esta hipótesis y han encontrado evidencia de que existe una alta correlación entre inversión y *cash flow* en empresas maduras y con bajos dividendos, tal como predice la citada teoría.

<sup>15</sup> Cuanto más corta sea la vida de una empresa, mayores son los problemas de riesgo moral asociados a un contrato financiero. En el caso de una sociedad de nueva creación, los propietarios pueden estar dispuestos a arriesgar más, de modo que si el negocio funciona bien se devuelve el préstamo y ambas partes salen beneficiadas, pero si por el contrario marcha mal, los propietarios tienen poco que perder, al contrario que el prestamista, máxime si el tamaño de la empresa es reducido.

<sup>16</sup> El uso de submuestras construidas según el tamaño de la empresa para contrastar el modelo neoclásico a partir de la ecuación de Euler ha sido utilizado, entre otros, por Galeotti y otros (1994), Johansen (1994), Estrada y Vallés (1995), Hubbard y otros (1995), Jaramillo y otros (1996), Peeters (1997). Para trabajos basados en el ratio Q de Tobin que utilizan este planteamiento, véase, por ejemplo, Devereux y Schiantarelli (1990), Gilchrist y Himmelberg (1995).

las que llevan más años en funcionamiento, están más diversificadas y menos expuestas a la bancarrota, lo que les hace enfrentarse a un menor rigor en relación con los costes de agencia; y por otro lado, las empresas de menor dimensión tienen una estructura de la propiedad más concentrada, reduciendo así los costes de agencia<sup>18</sup> (Hu y Schiantarelli (1998)).

En cualquier caso, la evidencia disponible para el caso de Estados Unidos (Whited (1992) y Hubbard y otros (1995)) y para España (Estrada y Vallés (1995, 1998)), apuntan a que el tamaño -al menos por sí solo-, no es una variable determinante en el grado de restricción financiera al que se enfrentan las empresas.

Este trabajo se desarrolla de la siguiente manera: en el apartado I se explica el modelo utilizado, en el II la especificación econométrica, en el III los datos empleados, en el IV se comentan los resultados obtenidos, y finalmente se ofrece un apartado de conclusiones.

## I. MODELO TEÓRICO

En el modelo neoclásico, los gerentes empresariales tienen como objetivo maximizar el valor esperado de la corriente de recursos internos generados<sup>19</sup>  $p_{it}$  :

$$(1) \quad \text{Max } E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \left( \prod_{s=0}^{t-1} b_{is} \right) p_{it}$$

siendo  $b_{is}$  el factor de descuento de la empresa  $i$  en el período  $s$ . La función objetivo está sujeta a restricciones financieras y tecnológicas, así como a la condición de

<sup>17</sup> Véase Ocaña y otros (1994).

<sup>18</sup> Se trata de un argumento similar al defendido anteriormente por Jensen y Meckling (1976).

<sup>19</sup> Se supone neutralidad ante el riesgo e igualdad de tratamiento fiscal para dividendos y ganancias de capital. De no cumplirse este último supuesto la expresión (1) se transformaría en:

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \left( \prod_{s=0}^{t-1} B_{is} \right) \left( \frac{1-y}{1-v} \right) p_{it}$$

donde  $y$  es el tipo marginal sobre los dividendos y  $v$  sobre las ganancias de capital (véase Hubbard y otros (1995) y Jaramillo y otros (1996))

transversalidad según se expone a continuación. La restricción financiera viene expresada como<sup>20</sup>:

$$(2) \quad p_{it} \geq 0$$

La variable  $p_{it}$  recoge los recursos internos reales generados por la empresa, siendo la identidad de fuentes y usos de dichos fondos:

$$(3) \\ p_{it} = (1 - u) [F(K_{it-1}, N_{it}) - w_{it} L_{it} - G(I_{it}, K_{it-1}) - i_{t-1}^P P_{it-1} + i_{t-1}^A AL_{it-1}] \\ + P_{it} - (1 - p_t^e) P_{it-1} - p_{it}^I I_{it}$$

donde  $u$ ,  $i^A$ ,  $i^P$ ,  $p_t^e$ ,  $w$  son, respectivamente, el tipo de gravamen del IS, el tipo de interés nominal para operaciones de activo, el tipo de interés nominal aplicable a la deuda, la inflación esperada y el salario real del factor trabajo. La función de producción  $F(\cdot)$  viene expresada en términos reales y depende del *stock* de capital del período anterior, lo que indica que los bienes de inversión tardan un ejercicio económico en entrar en funcionamiento. Dicho retardo provoca una pérdida de ingresos, o costes de ajuste, que vienen recogidos en términos reales por  $G(\cdot)$ . Las variables  $L_{it}$ ,  $P_{it}$ ,  $AL_{it}$  y  $p_{it}^I I_{it}$  son, respectivamente, el volumen de empleo, el valor real de la deuda, el valor de los activos líquidos en términos reales, y el valor de la inversión de la empresa  $i$  en el período  $t$ . La entrada de fondos, incluye el valor de la producción, la financiación ajena, las ganancias que sobre la deuda genera la inflación y los ingresos financieros. La salida de fondos incorpora los gastos de personal, los costes de ajuste, los gastos financieros derivados de la remuneración de la deuda y la inversión efectuada.

La restricción (2) exige que los recursos generados sean no negativos; esto implica que no se permite la financiación con acciones. El motivo es que el número de

---

<sup>20</sup> Algunos autores establecen una restricción financiera adicional dentro de las condiciones de maximización, en la que la empresa se enfrenta a un límite máximo en el nivel de endeudamiento (véase, por ejemplo, Whited (1992), Hubbard y otros (1995) y Jaramillo y otros (1996)).



empresas que recurren a este modo de financiación es muy reducido<sup>21</sup>. Cuando los recursos generados son positivos, pueden destinarse a repartir dividendos y/o a autofinanciación, de modo que existe una relación entre decisiones de inversión y política de dividendos de la empresa<sup>22</sup>.

Cuando  $p_{it} > 0$ , las empresas pueden destinar los recursos generados a repartirlos como dividendos en el período  $t$  o destinarlos a autofinanciar la inversión del período  $t + 1$ . En este último caso el accionista permite el diferimiento de la obtención de rentabilidad a un período posterior, llegado el cual, puede hacerse efectiva dicha ganancia bien a través de la rentabilidad  $R_{it+1}$  generada por dicha inversión mediante el cobro de los dividendos correspondientes, o vendiendo sus acciones y obteniendo una plusvalía equivalente<sup>23</sup>. La restricción tecnológica es:

$$(4) \quad K_{it} = I_{it} + (1 - d)K_{it-1}$$

donde  $K_{it}$  es el *stock* de capital de la empresa  $i$  en el período  $t$ ,  $d$  es la tasa de depreciación económica, e  $I_{it}$  es la inversión bruta del período, definiéndose ésta última como<sup>24</sup>:

$$(5) \quad I_{it} = I_{Nit} + R_{it} = (K_{it} - K_{it-1}) + dK_{it-1}$$

---

<sup>21</sup> En efecto, el mercado de renta variable español se caracteriza por el reducido número de empresas que cotizan en bolsa y el elevado grado de concentración de la contratación en el sector financiero y energético (véase, Cals y Garrido (1995) y Ontiveros y Valero (1997)). Para este planteamiento, véase también Alonso-Borrego (1994) y Estrada y Vallés (1995), entre otros.

Precisamente, en aquellos países donde el grado de desarrollo bursátil es mayor, tiene más sentido introducir la emisión de acciones en la especificación; véase, por ejemplo, Hubbard y otros (1995) para Estados Unidos y Devereux y otros (1994) para Reino Unido.

<sup>22</sup> No se introducen explícitamente las asimetrías fiscales a las que se puede ver enfrentada la empresa como consecuencia de encontrarse o no en situación de compensación de pérdidas. En el caso español, este mecanismo permite trasladar hacia adelante las pérdidas (*carryforward*) durante un tiempo limitado; aunque sin poder capitalizar los valores. No obstante, Devereux y otros (1994) contrastan la posible ganancia que se obtiene al especificar las asimetrías fiscales derivadas de los mecanismos de compensación de pérdidas, obteniendo como resultado que la mejora no es perceptible, tanto en una formulación de  $Q$  de Tobin como con la ecuación de Euler. No obstante, según los autores, estos resultados han de interpretarse con cierta cautela, ya que puede haber problemas de especificación.

<sup>23</sup> Se asume que el sistema fiscal no discrimina entre fuentes de renta.

<sup>24</sup> La teoría del capital con varios tipos de bienes de inversión demuestra (Wildasin (1984)), que cuando los costes de ajuste de los distintos bienes no son separables, la tasa de inversión debe medirse con un índice agregado.

$I_{Nit}$ ,  $R_{it}$ , son, respectivamente, la inversión neta y de reposición de la empresa  $i$  en el período  $t$ . El precio efectivo de una unidad adicional de inversión es  $p_{it}^I = (1 - h_{it} - uz_{it})$ , donde  $h_{it}$  es el ahorro por crédito fiscal a la inversión en el impuesto, y  $uz_{it}$  es el valor actualizado del ahorro fiscal por amortizaciones practicadas por la compra de bienes de inversión. La condición de transversalidad que asegura que la empresa no se endeude ilimitadamente es:

$$(6) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \left( \prod_{s=0}^{T-1} b_{is} \right) p_{it} = 0$$

El lagrangiano asociado a la restricción (2) es  $I_{it}$  y representa el valor de una unidad adicional de recursos generados por la empresa. Si  $p_{it} > 0 \forall t$ , entonces,  $I_{it} = 0 \forall t$ . En caso contrario, si  $p_{it} = 0$ , entonces  $I_{it} > 0$ , en cuyo caso la empresa se enfrenta a un coste por la obtención de financiación externa adicional<sup>25</sup>.

Sustituyendo (3) en (1), las condiciones de primer orden respecto a empleo, capital y deuda, para dos períodos consecutivos son:

$$(7) \quad L_{it} : \quad (1 - u)F_N(K_{it-1}, L_{it}) = w_{it}$$

$$(8) \quad K_{it} : \quad \left[ G_I(I_{it}, K_{it-1}) + \frac{p_{it}^I}{(1-u)} \right] = \\ = b_{it} E \left[ \frac{(1 + I_{it+1})}{(1 + I_{it})} \{ F_K(K_t, L_{t+1}) - G_K(I_{it+1}, K_{it}) \} \right] + \\ + b_{it} E \left[ \frac{(1 + I_{it+1})}{(1 + I_{it})} (1 - d) \left\{ \frac{p_{it+1}^I}{(1-u)} + G_I(I_{it+1}, K_t) \right\} \right]$$

$$(9) \quad P_{it} : \quad (1 + I_{it}) - b_{it} \left[ (1 - u) \dot{p}_t^p + (1 - p_t^e) \right] E_t(1 + I_{it+1}) = 0$$

<sup>25</sup> Teniendo en cuenta que el modelo está referido a dos períodos consecutivos, la expresión (1), suponiendo igual tratamiento fiscal a dividendos y ganancias de capital, se transforma en

$$Max \left\{ p_{it} (1 + I_{it}) + b_{it+1} E_1(p_{it+1} (1 + I_{it+1})) \right\}.$$

La expresión (7) indica, en términos reales, la igualdad entre la remuneración del factor trabajo y la productividad marginal en cada período. En la expresión (8) se presenta la condición de primer orden para  $K_{it}$ . Las empresas se enfrentan a tres diferentes tipos de coste por unidad monetaria invertida (Whited (1992)):

a) El precio efectivo de un bien de inversión en el período  $t$ , que está formado por el desembolso monetario efectuado por el comprador menos el ahorro impositivo obtenido por el crédito fiscal  $h_{it}$  y menos el valor actual del ahorro fiscal por amortizaciones  $uz_{it}$ .

b) Los costes de instalación del activo que corren por cuenta del adquirente están recogidos en  $G_I$ ; por ejemplo, las obras que deben hacerse dentro de una nave cuando se compra maquinaria pesada nueva, tales como derribar un muro o cambiar la instalación eléctrica. Nótese que estos costes aparecen en ambos lados de la igualdad de la expresión (8) aunque su interpretación ha de ser matizada. En el lado izquierdo se recoge el coste de instalación de efectuar la inversión en el período  $t$ , mientras que en el lado derecho, se recoge el coste de instalación si la inversión se efectúa en el período  $t + 1$ .

c) La pérdida marginal de ingresos ante un cambio en el *stock* de capital es  $G_K$  en la expresión (8). Hemos supuesto que los activos tardan un período en incorporarse a la actividad productiva de forma efectiva. Por eso, aquellos bienes que se han pedido al proveedor en el período  $t - 1$ , son suministrados y entran en funcionamiento en el período<sup>26</sup>  $t$ . Este retraso supone una pérdida de ingresos, lo que determina que el valor de la productividad marginal del capital en el período  $t$  venga expresado como  $F_K(K_{it}, L_{it+1}) - G_K(I_{it+1}, K_{it})$ . Por tanto, se demandarán activos fijos hasta aquel punto en el que los ingresos y los costes marginales se igualen, esto es, hasta donde se verifique que  $F_K = c$ , siendo  $c$  el coste de uso del capital Jorgensoniano.

Suponiendo mercados perfectos de capital, se verifica estrictamente (2), por lo que,  $\lambda_{it} = 0$  y  $\lambda_{it+1} = 0$ , obteniéndose como resultado en la expresión (9) que la tasa

---

<sup>26</sup> El índice asignado a la inversión bruta se refiere al momento en que los activos nuevos entran en servicio.

de descuento para cada empresa es igual a la inversa del tipo de interés efectivo de la deuda<sup>27</sup>:

$$(10) \quad b_{it+1} = \frac{1}{[(1-u)i_{it} + (1-p_t^e)]}$$

Siguiendo a Estrada y Vallés (1995), tal igualdad se mantiene cuando existen restricciones financieras si suponemos que el precio sombra de los recursos internos generados se mantiene constante en el tiempo; es decir si  $I_{it} = I_{it+1}$ . La función de costes de ajuste a la que se enfrenta la empresa es cuadrática y convexa en la inversión bruta<sup>28</sup>:

$$(11) \quad G(I_{it}, K_{it-1}) = \frac{\alpha}{2} \left( \frac{I_{it}}{K_{it-1}} - v \right)^2 K_{it-1}$$

donde  $\alpha$ ,  $v$  son dos parámetros que recogen los costes de ajuste y el ratio de inversión “normal” de la empresa, respectivamente. Cuanto mayor sea la desviación del ratio de inversión  $(I_{it} / K_{it-1})$  respecto del ratio de inversión “normal”  $v$ , mayor será el valor los costes de ajuste recogidos por  $\alpha$ . Es decir, cuanto más rápido se intente alcanzar el *stock* deseado de capital, mayores serán los costes de ajuste; por tanto será preferible para la empresa aumentar su nivel de capital de manera gradual en el tiempo.

## II. ESPECIFICACIÓN ECONOMETRICA

Nuestro objetivo es estimar la ecuación de Euler de la expresión (8) bajo dos supuestos diferentes. En la hipótesis nula se contempla la no existencia de restricciones financieras, o equivalentemente, la independencia entre las decisiones de inversión y financiación, tal como predice el modelo neoclásico de inversión. En la hipótesis alternativa se supone que la empresa se enfrenta a restricciones financieras, contrariamente a lo que predice el modelo neoclásico, y por tanto, asume que las decisiones de inversión y financiación son dependientes. Habitualmente se emplean

<sup>27</sup> Bajo la hipótesis de mercados perfectos de capital, las restricciones sobre deuda y acciones son redundantes, ya que  $I_{it} = I_{it+1} = 0$ .

<sup>28</sup> El uso de funciones de coste de ajuste cuadráticas es muy generalizado; véase por ejemplo, Summers (1981), Whited (1992), Alonso-Borrego y Bentolila (1993), Alonso-Borrego (1994), Devereux y otros (1994), Estrada y Vallés (1995), Peeters (1997), García Marco (1998).

dos formas alternativas de introducir la existencia de información asimétrica entre oferentes y demandantes de fondos:

a) Fijando un límite máximo en el nivel de endeudamiento<sup>29</sup>; véase, por ejemplo, Whited (1992), Hubbard y otros (1995) y Jaramillo y otros (1996).

b) Introduciendo una especificación del coste de los fondos formado por la suma del tipo de interés libre de riesgo más una prima que depende de características observables de la empresa como su nivel de endeudamiento y/o del colateral; siendo este el procedimiento utilizado, por ejemplo, por Estrada y Vallés (1995, 1998).

Nosotros hemos modelizado según el segundo de los procedimientos citados, de manera que el tipo de interés específico de cada empresa está formado por la suma del tipo libre de riesgo  $i_t$  -igual para todas las empresas-, más una prima de riesgo que depende de características observables para cada empresa  $j_{it}$ , esto es,  $i^p_{it} = i^p_t + bj_{it}$ , siendo  $b$  el parámetro estructural asociado a la prima de riesgo soportado, modificando en consecuencia la expresión (10) en la que se recoge la tasa de descuento<sup>30</sup>.

No existe un criterio definido en la literatura respecto a qué variable debe utilizarse para definir la prima de riesgo. Como señala Chirinko (1994), algunos aspectos teóricos no han sido completamente explotados econométricamente; en particular, todavía no queda claro si la liquidez debe incluirse en la ecuación a estimar a través de una variable de *stock* o de flujo; de hecho, lo habitual es modelizar la prima de riesgo en función de una variable *stock* y no de flujo, siendo una excepción, por

---

<sup>29</sup> Bajo este enfoque se asume que la restricción se mantiene constante a lo largo del tiempo, por lo que un aumento determinado de *cash-flow* tiene el mismo impacto en todos los períodos. Para investigar las consecuencias de esta restricción, Hubbard y otros (1995) hacen depender el coste de los recursos ajenos no solo de la posición financiera de la empresa, sino también de una variable *proxy* que recoge la mayor o menor dureza en las condiciones de los préstamos; para ello, utilizan la primera diferencia de la distancia entre el tipo de interés a seis meses y el tipo de interés de las letras del Tesoro a seis meses por el amplio poder predictivo, mayor que otras variables financieras, que tiene sobre el volumen de producción .

<sup>30</sup> Obviamente, bajo la hipótesis nula de ausencia de restricciones financieras del modelo neoclásico, se verifica que  $b = 0$ , por lo que  $i^p_{it} = i^p_t$ , esto es, el tipo de interés en mercados competitivos.

ejemplo, el trabajo de Whited (1992) que utiliza ambas variables<sup>31</sup>. Por esta razón, en este trabajo se han utilizado las dos alternativas: el ratio de *stock* “deuda / activo real” (DAR, en adelante) y el ratio de flujo “gastos financieros / *cash-flow*” (GFCF, en adelante).

La justificación es, precisamente, que los resultados obtenidos en Ocaña y otros (1994), y en un trabajo anterior nuestro (Romero (1999)) pusieron de manifiesto que la relación entre la dimensión empresarial y el nivel de endeudamiento depende de si se utiliza un ratio de *stock* o de flujo: según el ratio de estructura DAR las empresas de menor dimensión están significativamente más endeudadas que el resto; y sin embargo, los resultados se invierten cuando empleamos el ratio de flujo GFCF. Tal ambigüedad puede ser consecuencia de que la rentabilidad sobre el coste de la deuda es más favorable en empresas de menor tamaño, por lo que, aunque estén más endeudadas destinan una menor proporción de beneficios generados a remunerar dicha deuda (Ocaña y otros (1994)). Por ello, teniendo en cuenta que hemos considerado la dimensión como una variable relevante en nuestro estudio, hemos optado por utilizar separadamente dos especificaciones alternativas de la variable que recoge las asimetrías de información entre prestamista y prestatario<sup>32</sup>.

Tomando como punto de partida el trabajo de Fazzari y otros (1988), el criterio habitual ha sido contrastar el papel de las restricciones financieras en el proceso inversor sobre muestras que contengan empresas restringidas y no restringidas financieramente; la idea es que en las empresas más restringidas se detectará una mayor sensibilidad entre *cash-flow* e inversión. Sin embargo, Kaplan y Zingales (1997) critican esta hipótesis por diferentes motivos: en primer lugar, porque el *cash-flow* - tanto en los modelos de Q de Tobin como en los basados en la ecuación de Euler-, podría estar recogiendo otros aspectos como por ejemplo las oportunidades de inversión; en segundo, las diferencias en la sensibilidad pueden deberse a datos anómalos (*outliers*) que sesgan los resultados, lo que según los autores parece ocurrir

---

<sup>31</sup> También véase la sugerencia teórica de Chirinko (1994, página 7).

<sup>32</sup> Por ejemplo Estrada y Vallés (1995), la hacen depender no solo del nivel de endeudamiento sino también de los activos líquidos:  $j_{it} = \frac{P_{it} - AL_{it}}{K_{it}}$ . Se justifica en que el

mantenimiento de activos líquidos reduce la información asimétrica entre el banco prestamista y la empresa prestataria.

en el trabajo de Fazzari y otros (1988); y finalmente, algunas empresas con problemas financieros pueden verse forzadas a utilizar el *cash flow* para renegociar sus deudas. Además, según Hu y Schiantarelli (1998), el uso de una sola variable para calificar a priori el grado de restricción financiera es criticable por dos razones: en primer lugar, dicha variable puede estar sujeta a variaciones en el tiempo, por lo que su calificación sobre el estado de restricción en que se encuentra dependería del período en el que se analice dicha variable; aunque no obstante, el uso de más de una variable puede crear inferencias imprecisas; en segundo, si la variable utilizada está correlacionada con la variable endógena (inversión), puede crear problemas de selección de la muestra que no siempre están bien tratadas en la literatura; y que para el contraste econométrico necesitan de la utilización de variables instrumentales -si bien esto último no es en sí un problema-.

En este trabajo se ha utilizado una doble clasificación: dimensión empresarial y decila. En particular, la división por decila permite un análisis más detallado de cada tamaño empresarial, facilitando el estudio de la heterogeneidad, tanto intra-tamaño como inter-tamaño. A su vez podremos verificar si existe un crecimiento monótono de la prima de riesgo a medida que avanzamos hacia aquellas decilas en las que se encuentran las empresas más restringidas, considerando como tales a aquéllas que se enfrentan a una mayor riesgo financiero y de quiebra.

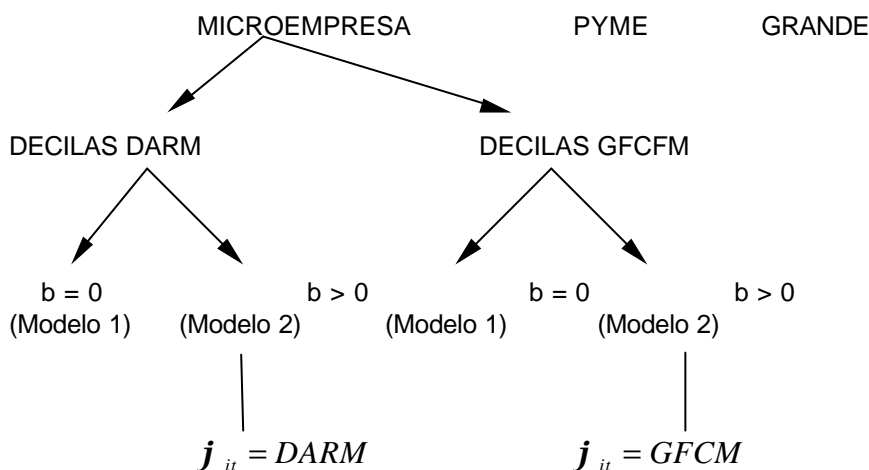
En este trabajo utilizamos como variable *proxy* del riesgo financiero el ratio (*Gastos Financieros / Cash Flow*) (GFCF, en adelante), y como variable proxy del riesgo de quiebra el ratio (*Deuda / Activo Real*) (DAR, en adelante). Cuanto mayor sea la variable GFCF (DAR), más grande será el volumen de gastos financieros (deuda) por unidad de resultado generado (activo real), lo que transmite una señal negativa a los oferentes de fondos. La hipótesis es que cuanto mayor sea el ratio GFCF (DAR), menor será la probabilidad de obtener fondos; al mismo tiempo que se espera un crecimiento monótono en la prima de riesgo<sup>33</sup>. En la figura 1 se recoge un esquema de las distintas estimaciones que se efectúan en este trabajo. Para cada uno de los tamaños se construyen decilas construidas de acuerdo a las variables DAR y

---

<sup>33</sup> Nótese, que no sólo tenemos en cuenta la deuda a largo plazo, sino la totalidad de la deuda.

GFCF; aunque debe tenerse en cuenta que para ello se utiliza el valor medio observado a lo largo del período analizado -ratios DARM y GFCFM-. Finalmente, para cada tamaño y decilas se estima económicamente el modelo con restricciones financieras ( $b = 0$ ) y sin restricciones financieras ( $b > 0$ ).

**FIGURA 1: ESQUEMA DE LOS MODELOS A ESTIMAR**



No obstante, deben señalarse las limitaciones asociadas al uso de estos ratios como variables que a priori indican el grado de restricción financiera al que se enfrentan las empresas:

1º Los promedios obtenidos de los citados ratios pueden venir condicionados por la existencia de observaciones anómalas. Como consecuencia se podrían estar asignando decilas incorrectamente, afectando a las estimaciones globales de cada una de ellas. No es una cuestión despreciable, en especial por lo que se refiere al ratio DAR, pues como ha quedado reflejado en el proceso de depuración, los datos del balance de las empresas de la muestra están peor cumplimentados que los datos de la cuenta de resultados, probablemente, porque el contribuyente percibe que tales datos tienen poca relevancia fiscal.

2º. Los valores vienen influidos por el ciclo económico. Especialmente en empresas de menor tamaño, donde la variabilidad del beneficio es mayor (Véase Fariñas y otros (1992) y Ocaña y otros (1994)). No obstante, para la ubicación de una empresa en una



determinada decila se ha utilizado el valor medio del ratio a lo largo del período analizado. De esta forma se suavizan las oscilaciones que el ciclo puede introducir en la construcción de las decilas.

3º. El ratio DAR utiliza en su numerador la totalidad de la deuda, esté o no remunerada; por ello podría estar sesgado al alza en aquellas empresas que emplean en mayor medida la deuda comercial, sobreestimando, en consecuencia, la prima de riesgo en dichas empresas<sup>34</sup>.

Para poder estimar la ecuación de Euler es necesario establecer algunas hipótesis sobre las variables contenidas en la expresión (8). El producto marginal del capital no es una variable directamente observable. Si la empresa actúa en mercados imperfectos, entonces podría tener capacidad para establecer el precio como un porcentaje sobre el coste, al que denominamos  $\mu$ , siendo éste un parámetro a estimar. El valor de este parámetro se define como  $\mu \equiv (1 - 1/e_d)^{-1}$ , donde  $e_d$  es el valor absoluto de la elasticidad de la demanda (véase Whited (1992) y Hubbard y otros (1995)). Como la empresa monopolística opera en la parte elástica de la curva de demanda, entonces, un valor de  $\mu$  superior a la unidad indicará poder de mercado por parte de las empresas. Además, introducimos el parámetro  $h$  que recoge el grado de la función de producción, por lo que la productividad marginal coincide con la especificación sugerida por Whited (1992) y Hubbard y otros (1995):

$$(12) \quad F_K = \frac{hY_{it+1} - mC_{it+1}}{K_{it}}$$

donde  $Y_{it}$ ,  $C_{it}$ , son, respectivamente, el valor de la producción, y los costes variables de la empresa  $i$  en el período  $t$ . Como se comentó anteriormente, el precio efectivo de una unidad adicional de inversión es  $p^I_{it}$ , variable sobre la que deben hacerse algunas matizaciones. En primer lugar, en este trabajo no se utiliza el porcentaje de crédito fiscal permitido en la norma, sino el *ahorro fiscal efectivo* que obtienen las empresas

---

<sup>34</sup> La evidencia disponible para el caso español parece poner de manifiesto que el peso de la deuda comercial es relativamente mayor en las empresas de menor dimensión (véase Folgado y Luengo (1989), Hernando y Vallés (1992), Estrada y Vallés (1994), Fariñas y Suárez (1996) y Hernández de Cos y Hernando (1998)).

en concepto de crédito fiscal a la inversión, ya que, afortunadamente, la muestra<sup>35</sup> utilizada contiene las variables declaradas por las empresas en concepto de IS. Para recoger el efecto del crédito a la inversión sobre el precio de los activos productivos, utilizamos el crédito fiscal efectivo  $h_{it}^{ETD}$ , que recoge el ahorro fiscal efectivo por inversión en términos de cuota<sup>36</sup>, siendo  $0 \leq h_{it}^{ETD} \leq 1$ :

$$(13) \quad h_{it}^{ETD} = \frac{\sum \text{deducciones a la inversión practicadas en el periodo } t}{\text{Cuota Bonificada Positiva del periodo } t}$$

En segundo lugar, suponemos que todos los proyectos de inversión hacen uso del mismo ahorro fiscal por amortizaciones  $uz_t$  por unidad monetaria invertida, de manera que esta variable queda integrada dentro de la variable *dummie* encargada de recoger los efectos temporales<sup>37</sup>. En consecuencia, el precio efectivo por unidad monetaria invertida es  $p_{it}^{IE} = (1 - h_{it}^{ETD})$ . Suponiendo la existencia de expectativas racionales, podemos sustituir el valor esperado por su valor observado; también introducimos una variable que recoge el error de expectativas  $e_{it+1}$ , que es ruido blanco, y está incorrelacionado con cualquier información conocida del período  $t$ . Sustituyendo de (10) a (13) en (8), y suponiendo la existencia de expectativas racionales e inexistencia de restricciones financieras, obtenemos la siguiente expresión:

(14)

$$\frac{1}{[(1-u)i_t^p + (1-p_t^e)]} \left[ \left( \frac{hY_{it+1} - nC_{it+1}}{K_{it}} \right) + \frac{a}{2} \left( \frac{I_{it+1}}{K_{it}} \right)^2 + a(1-d) \left( \frac{I_{it+1}}{K_{it}} \right) + v \frac{p_{it+1}^{IE}}{(1-u)} (1-d) \right]$$

<sup>35</sup> A diferencia del resto de bases de microdatos empresariales existentes en España que no contienen información sobre las variables fiscales.

<sup>36</sup> Nótese que en el numerador de la expresión anterior se ha incluido la totalidad de las deducciones por inversión. El motivo es que en la definición de inversión se incluye la totalidad de gastos en inversión que incluye activos fijos nuevos, gastos en I+D, establecimientos permanentes en el exterior, etc.; por lo que resulta necesario incluir la totalidad de las deducciones.

<sup>37</sup> La práctica habitual es suponer que  $h$  y  $uz$  son de igual cuantía para todas las empresas, de manera que ambas se integran en la *dummie* que recoge los efectos temporales.

$$-a \frac{I_{it}}{K_{it-1}} - v \frac{p_{it}^{IE}}{(1-u)} + f_i + f_t = e_{it+1}$$

El coeficiente  $v$  se corresponde económicamente con  $(\partial I_{it} / \partial p_{it}^{IE})$ , que mide la respuesta de la inversión respecto del precio efectivo  $p_{it}^E$  en valores absolutos y no porcentuales. Teniendo en cuenta que  $p_{it}^{IE} = f(h_{it}^{ETD})$ , el signo, tamaño y significatividad del parámetro  $v$  nos permite analizar el grado de eficacia de las políticas públicas que tratan de incentivar la inversión por medio del crédito fiscal. Esperamos, por tanto, que el signo del coeficiente sea negativo; un valor de  $v$  tal que  $w < -1$  indica que la disminución en una unidad monetaria del precio efectivo de los bienes de inversión generará un incremento de más de una unidad monetaria de inversión; por el contrario, el impacto sobre la demanda de bienes de inversión es reducido ante variaciones en el precio cuando se verifique  $0 < w \leq -1$ .

En la expresión (14) se ha añadido una variable *dummie* para los efectos fijos y otra para los efectos temporales. La primera de las variables incorporaría las diferencias en las características intrínsecas a cada empresa como por ejemplo la tecnología, el mercado en el que opera, los aspectos organizativos, etc., en tanto que la segunda, recogería los efectos cíclicos, como por ejemplo la coyuntura económica. La especificación recogida en (14) es equivalente a la del modelo neoclásico de inversión en el que se asume la existencia de mercados perfectos de capital. En aquellos casos en que el modelo neoclásico se rechaza, contrastamos la validez de un modelo alternativo ampliado (15) en el que se hace explícito la existencia de restricciones financieras, lo que significa que  $b > 0$ .

(15)

$$\frac{1}{[(1-u)i_t^p + (1-p_t^e) + bj_{it}]} \left[ \left( \frac{hY_{it+1} - mC_{it+1}}{K_{it}} \right) + \frac{a}{2} \left( \frac{I_{it+1}}{K_{it}} \right)^2 + a(1-d) \left( \frac{I_{it+1}}{K_{it}} \right) + v \frac{p_{it+1}^{IE}}{(1-u)} (1-d) \right]$$

$$-a \frac{I_{it}}{K_{it-1}} - v \frac{p_{it}^{IE}}{(1-u)} + f_i + f_t = e_{it+1}$$

En las ecuaciones (14) y (15) hemos añadido efectos individuales a través de la *dummie*  $f_i$  que podrían estar correlacionadas con las variables explicativas. Para evitar este problema se realiza la estimación en primeras diferencias, esto genera una estructura de media móvil en el ruido, lo que exige la utilización de variables instrumentales para obtener un estimador consistente. Por esta razón utilizamos el método generalizado de momentos (MGM) de Hansen (1982) en primeras diferencias<sup>38</sup>. Este método trata de encontrar, a partir de los instrumentos, el valor de los parámetros que satisfacen las condiciones de ortogonalidad de  $e_{it+1}$ . Para eliminar los efectos fijos, se toman diferencias en las ecuaciones (14) y (15) y usamos instrumentos en  $t - 1$  que continuarán siendo ortogonales a la media móvil que las diferencias crean sobre el término del error. Los instrumentos empleados son los siguientes:

$$\begin{aligned} & (I_{i,t-1} / K_{i,t-2}); (P_{i,t-1} / K_{i,t-2}); (C_{i,t-1} / K_{i,t-2}); (CL_{i,t-1} / K_{i,t-2}); (CF_{i,t-1} / K_{i,t-2}); \\ & (Z_{i,t-1} / K_{i,t-2}); (FM_{i,t-1} / K_{i,t-2}); (SOL_{i,t-1} / K_{i,t-2}); (DRC_{i,t-1} / K_{i,t-2}); \\ & (PCAC_{i,t-1} / K_{i,t-2}); (DRP_{i,t-1} / K_{i,t-2}); (GFCF_{i,t-1} / K_{i,t-2}); (DAR_{i,t-1} / K_{i,t-2}); DAR_{i,t-1}; \\ & (GF_{i,t-1} / K_{i,t-2}). \end{aligned}$$

Siendo  $CF$  el *cash-flow* generado,  $Z$  el valor de las amortización fiscal,  $FM$  es el fondo de maniobra<sup>39</sup>,  $SOL$  es el ratio de solvencia,  $DRC$  es el ratio (Deuda / Resultado Contable);  $PCAC$  es el ratio (Pasivo Circulante / Activo circulante);  $DRP$  es el ratio (Deuda / Recursos Propios);  $GFCF$  es el ratio (Gastos Financieros / Cash Flow);  $DAR$  es el ratio (Deuda / Activo Real); y finalmente  $GF$  son los gastos financieros. Sobre la lista de instrumentos utilizados deben señalarse dos aspectos. En primer lugar, los retardos son de la misma magnitud, debido a que el panel disponible es amplio transversal pero no longitudinalmente, lo que restringe la utilización de instrumentos cuyo numerador y denominador estén retrasados en una cuantía superior a  $(t - 1)$  y  $(t - 2)$ , respectivamente; en segundo, podría haberse utilizado una lista alternativa de instrumentos, sin embargo, se espera que los resultados no sean significativamente diferentes de los obtenidos si los instrumentos utilizados no están altamente correlacionados con las variables contenidas en la ecuación de Euler.

<sup>38</sup> Se ha utilizado el procedimiento GMM del paquete estadístico TSP ®.

### III. DATOS

La Explotación Estadística del IS (EEIS, en adelante) es una investigación de carácter censal formada a partir del cruce de los microregistros fiscales de las declaraciones anuales del IS y del resumen anual de retenciones a cuenta del IRPF, obteniéndose de éste último la cifra de empleo. Por tanto incluye a todas aquellas empresas que presentan declaración anual del IS y que tienen domicilio fiscal en el Territorio de Régimen Fiscal Común<sup>40</sup>.

Nuestro ámbito de análisis se circunscribe exclusivamente a las empresas privadas manufactureras. La mayor parte de los trabajos que estudian el comportamiento inversor en los que se emplea datos de panel están referidos a empresas manufactureras. Esta circunstancia no resulta intrascendente, pues como se pone de manifiesto en Chirinko y Schaller (1993)<sup>41</sup>, la utilización únicamente de empresas manufactureras puede exagerar la importancia de la liquidez como determinante de la inversión, debido a que los activos utilizados en este tipo de empresas son más específicos que en las empresas no manufactureras y por lo tanto más difíciles de utilizar como colateral por su menor liquidez<sup>42</sup>. Por ejemplo, será menos probable que exista un mercado secundario desarrollado para un robot creado específicamente para el ensamblaje de un determinado modelo de automóvil que para una mesa de oficina.

Se ha extraído una muestra, de carácter opinático, de la Explotación Estadística del IS (Muestra Opinática de la Explotación Estadística del IS, MOEEIS, en adelante) que cumple las siguientes características:

1º. Incluye todas aquellas empresas privadas manufactureras que han presentado declaración del impuesto societario durante todos y cada uno de los años

---

<sup>39</sup> Definido como  $(Activo\ Circulante - Pasivo\ Circulante) / (Pasivo\ Fijo)$ .

<sup>40</sup> Para mayor detalle, véase cualquiera de los años publicados de la estadística "Las Cuentas de las Sociedades en las Fuentes Tributarias".

<sup>41</sup> Esta idea fue sugerida por Poterba (1988).

<sup>42</sup> En este sentido véase García Marco (1998).

comprendidos en el período 1989-1994, asegurándonos de esta manera un tronco común.

2º. Se han excluido aquellas empresas cuya forma jurídica no se corresponde con alguna de las siguientes tipologías de sociedad: Anónima, Limitada, Colectiva, Comanditaria, Cooperativa.

3º. Se ha efectuado una exhaustiva depuración de los datos mediante diferentes filtros que han servido para eliminar aquellas empresas en las que se ha detectado algún tipo de inconsistencia en la información declarada (Véase (Romero (1998b))).

4º. Se han eliminado aquellas empresas en las que las variaciones en el inmovilizado material neto eran superiores al doble de su inmovilizado en el período precedente. También se han eliminado un cierto número de empresas que presentan valores anómalos en las tasas de crecimiento de la producción, los consumos intermedios así como en las variables utilizadas como instrumentos.

La clasificación por tamaño empresarial ha sido la misma que la utilizada en las CSFT. Esta estadística utiliza 3 tamaños empresariales atendiendo al empleo: las Microempresas (en adelante, tamaño Micro) que tienen entre 1 y 10 asalariados, las Pequeñas y Medianas Empresas (en adelante, tamaño Pyme) que tienen entre 11 y 100 asalariados, y finalmente, las Grandes Empresas (en adelante, tamaño Grande) que tienen más de 100 asalariados<sup>43</sup>. Si bien, la definición del tamaño empresarial sigue con frecuencia algún criterio *ad hoc*<sup>44</sup>, en la MOEEIS se observa una relación, en valores medios, entre el volumen de producción y los tamaños empresariales

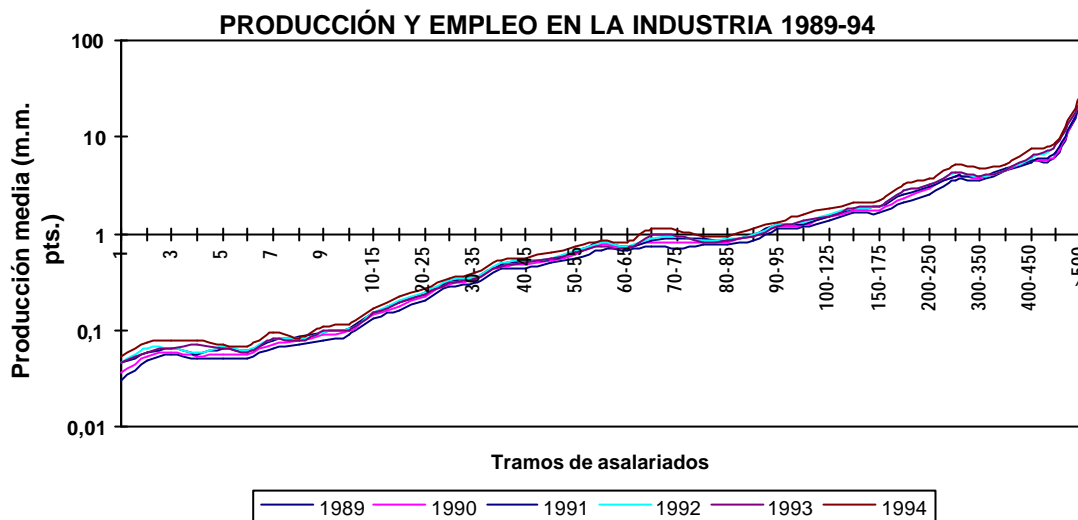
---

<sup>43</sup> Para un mayor detalle, véase Unidad de Estadística del Instituto de Estudios Fiscales (1998).

<sup>44</sup> Diversas clasificaciones de la dimensión empresarial a partir de la variable empleo, en las que los tramos son desiguales en número y tamaño, pueden encontrarse, por ejemplo, en Segura y otros (1989), Ocaña y otros (1994), Fariñas y Suárez (1996). Otros autores como Estrada y Vallés (1995) definen dos tamaños, pequeño y grande, dependiendo de que el número de asalariados se encuentre por encima o por debajo de la mediana, como forma de evitar la selección endógena de la muestra. Este procedimiento ha sido desestimado en nuestro trabajo, fundamentalmente, porque generaría dos tamaños empresariales con un elevado grado de heterogeneidad tal como puede deducirse del gráfico 1 (el valor mediano para el ejercicio 1991 es de 23 asalariados), problema que parece suavizado con la clasificación utilizada (al menos si atendemos a la relación entre asalariados y volumen de facturación media según se desprende también del gráfico 1).

utilizados. Esto puede comprobarse en el gráfico 1, donde se presentan, a modo ilustrativo, los ejercicios 1989 a 1994.

**GRÁFICO 1**



**FUENTE:** Elaboración propia a partir de la MOEIS

No cabe duda de que una de las ventajas de la muestra aquí empleada es que se encuentran representados los diferentes tamaños empresariales, incluidas las empresas de menor tamaño, que son a su vez las más numerosas en el universo de las sociedades españolas. La muestra utilizada en este trabajo es de 1.810 Microempresas, 4.274 Pymes y 1.080 Grandes, para cada uno de los años.

#### IV. RESULTADOS

Los resultados obtenidos en términos de la muestra y de la técnica utilizadas se exponen a continuación. En los cuadros 2 a 4 se recogen las estimaciones de la ecuación de Euler de la expresión (14) para los tamaños Micro, Pyme y Grande, respectivamente. Se ha dividido el total de empresas de cada tamaño en decilas construidas a partir de la variable DARM<sup>45</sup>.

<sup>45</sup> La división por decilas sigue de cerca el procedimiento empleado por Fazzari y otros (1988), la diferencia es que en nuestro trabajo no se ordenan las empresas de la muestra según los ratios de retención de beneficios sino que utilizamos ratios de endeudamiento.

El test de Sargan es un test de restricciones de sobreidentificación que se distribuye como una  $\chi^2_k$  ( $k$  es el número de restricciones de sobreidentificación), bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos. En las diferentes estimaciones se ofrece el  $p$ -valor y los grados de libertad asociados a dicho test. Como puede verse en los citados cuadros, las restricciones de sobreidentificación son rechazadas sistemáticamente en cada tamaño y decila. El modelo neoclásico sin restricciones no se acepta para ninguna de las dimensiones empresariales, lo que indica que la dimensión empresarial -al menos por sí sola-, no discrimina en el grado de restricción financiera al que se enfrentan las empresas. El test de Wald contrasta la significación conjunta de todas las variables explicativas. Se distribuye asintóticamente como una  $\chi^2_k$  ( $k$  es el número de regresores) bajo la hipótesis nula de no relación. El valor crítico según tablas para  $\chi^2_4(99'5\%) = 14,9$ , lo que indica que al compararlo con los valores computados nos permite rechazar la hipótesis de no significación conjunta de los regresores.

El parámetro de los costes de ajuste  $a$  es siempre significativo aunque su valor es pequeño. Estrada y Vallés (1995) justifican los valores reducidos de  $a$  en la existencia de errores de medida de la variable inversión, debido a que ésta se ha tenido que construir como diferencia entre el *stock* de capital de dos períodos consecutivos.

Para el tamaño Micro, el valor estimado fluctúa entre 0,15 y 0,38; para el tamaño Pyme entre 0,28 y 0,47; y finalmente, entre 0,32 y 0,74 en el tamaño Grande. Para cuantificar los costes de ajuste en términos de la inversión se utiliza la expresión (16), en la que se ha supuesto que  $v = 0$ :

$$(16) \quad \frac{G(I_{it}, K_{it-1})}{I_{it}} = \frac{\frac{a}{2} \left( \frac{I_{it}}{K_{it-1}} - n \right)^2 K_{it-1}}{I_{it}} = \frac{a}{2} * \frac{I_{it}}{K_{it-1}}$$

Si una empresa invirtiera una cuantía equivalente al 10% de su *stock* de capital, los costes de ajuste, calculados a partir de la expresión anterior, representaría en media entre el 1,32% de la inversión para el tamaño Micro y el 2,65% de la inversión para el tamaño Grande. Sobre este particular debe destacarse:

1º. Llama la atención la significatividad de este parámetro, lo que contrasta con otros trabajos donde existe cierta dificultad en la captación de estos costes; por ejemplo,



véase Chirinko y Fazzari (1994) para Estados Unidos, y Huergo (1997) y Peeters (1997) para España.

2º. A efectos de comparabilidad, utilizando el mismo procedimiento que el comentado anteriormente, los valores observados son reducidos en comparación con los obtenidos, utilizando también la ecuación de Euler, para la economía norteamericana: 21%-35% en Lichtenberg (1988), 0,39%-11,12% en Whited (1992), 4,8%-11% en Hubbard y otros (1995). Estos valores son superiores a los obtenidos para el caso español<sup>46</sup>; así, Estrada y Vallés (1995) encuentran que los citados costes varían entre 0,4% y 1,5%, Estrada y Vallés (1998) obtienen un 1% y Peeters (1997) entre un 0,4% y 1,8%. No obstante, García Marco (1998), también para el caso español, obtiene resultados más aproximados a los de la economía norteamericana: para el supuesto de competencia perfecta, los costes fluctúan entre el 2% y el 9%, próximos por tanto a los obtenidos por Whited (1992). No obstante, los valores resultan especialmente altos cuando en el modelo se supone la existencia de competencia imperfecta y se utiliza una muestra de empresas que presentan baja liquidez; en este caso los costes fluctúan entre el 11% y el 19%.

3º. Parece existir una relación directa entre costes de ajuste y dimensión empresarial. Probablemente, como se ha comentado con anterioridad, los valores más elevados en las empresas de mayor tamaño están relacionados con una mejor medida de la tasa de inversión.

---

<sup>46</sup> Alonso-Borrego y Bentolila (1993, páginas 99-100), basándose en Giner (1993) utilizan la siguiente expresión para calcular los costes de ajuste:

$$C = \frac{\left(\frac{1}{b}\right)}{2} \left( \frac{I_t}{K_{t-1}} - v - u_t \right)^2 * 100, \text{ donde se demuestra que } a = \left(\frac{1}{b}\right), \text{ siendo } a \text{ el}$$

parámetro que recoge los costes de ajuste, **b** el parámetro asociado a la Q de Tobin, *v* el parámetro que recoge la inversión "normal", y *u<sub>t</sub>* recoge las perturbaciones en los costes de ajuste. El resultado que obtienen es; partiendo de un valor de **b**=0,05 para el trabajo de Giner, y de **b**=0,02 en Alonso y Bentolila, y supuesta una tasa de inversión del 5%; unos costes de ajuste marginales del 2% y del 6%. En nuestra opinión esta interpretación es errónea, porque la expresión anterior debería estar dividida por el valor de la inversión para hablar de costes de ajuste en porcentaje de la inversión, tal como hacen, por ejemplo, Whited (1992) y García Marco (1998). No obstante, la interpretación de los costes de ajuste está abierta a una cierta polémica; para mayor detalle véase, por ejemplo, Whited (1994).

La ecuación ofrece valores ciertamente contradictorios de la variable  $m$ , que recoge el poder de mercado de las empresas. Para el tamaño Micro la variable resulta significativa en la mayor parte de las decilas y con valores superiores a la unidad; en particular en ocho de las decilas, lo que indica que las empresas operan en el tramo elástico de la curva de demanda, confiriéndoles en consecuencia, características de monopolio. Por ejemplo, las empresas situadas en la decila octava se enfrentan a una elasticidad de la demanda de un 4%, aproximadamente. El orden de la decila no parece tener ninguna repercusión en el valor del parámetro o en su significatividad, de modo que fluctúa entre un valor máximo de 2,7 para la primera decila y un valor mínimo de 0,2 para la tercera decila. En el tamaño Pyme también se observa poder de mercado en la práctica totalidad de las decilas. Lo que resulta sorprendente es que la variable  $m$  sea sistemáticamente no significativa en cada una de las decilas del tamaño Grande, a diferencia de lo que ocurre cuando se estima el modelo con restricciones financieras.

El parámetro  $w$  es significativo y tiene siempre el signo correcto. En las Microempresas, los valores obtenidos para todas las decilas ponen de manifiesto la escasa eficacia del crédito fiscal -tal como cabría esperarse-; se ha encontrado un resultado similar para las Grandes -contrariamente a lo esperado-. Finalmente, parece que en las Pymes el crédito fiscal es ciertamente eficaz como instrumento incentivador de la inversión.

El coeficiente de los rendimientos de escala no es significativo en la mayoría de los casos.

**CUADRO 2**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA MICROEMPRESAS**  
**MODELO SIN RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE DARM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<b><i>h</i></b>	1,50299	0,565837	1,12188	1,12021	0,573031	1,04864	0,929916	0,648038	0,847575	1,58725
	1,6	1,0	1,4	1,7	0,5	1,1	1,0	1,1	0,8	2,8
<b><i>m</i></b>	2,7179	1,47431	0,208119	1,86238	1,40136	2,52851	1,54003	1,30055	0,776782	2,0002
	1,7	2,0	0,1	4,4	1,6	1,2	3,4	1,6	0,7	2,1
<b><i>a</i></b>	0,254141	0,227268	0,153648	0,23035	0,232513	0,264467	0,17034	0,286056	0,389115	0,360899
	8,1	10,0	4,7	10,5	8,6	9,6	7,8	8,9	7,7	7,6
<b><i>w</i></b>	-0,773371	-0,527009	-0,458779	-0,620588	-0,270641	-0,541887	-0,656975	-0,686832	-0,87156	-0,375834
	-10,9	-10,6	-8,1	-12,0	-9,2	-11,3	-21,1	-9,7	-10,8	-10,8
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>G.L</b>	42	42	42	42	42	42	42	42	42	42
<b>Test de Wald(4)</b>	732,7	114,6	341,8	1399,4	2028,2	277,8	928,8	1281,3	1227,0	2642,5

FUENTE: Elaboración propia a partir de la MOEELS.

**CUADRO 3**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA PYMES**  
**MODELO SIN RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE DARM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<i>h</i>	0,771991	0,938317	1,87421	1,70387	2,62652	3,05684	1,24101	6,6492	2,77075	0,813124
	1,0	0,3	1,2	1,2	1,7	1,5	0,6	2,9	1,6	0,7
<i>m</i>	0,902385	1,34939	2,32952	2,73084	7,11501	3,62079	1,06201	7,95681	4,8897	2,62372
	1,0	0,4	0,9	1,3	2,7	1,2	0,4	2,4	1,9	1,3
<i>a</i>	0,282738	0,347083	0,398611	0,459048	0,415458	0,473118	0,361694	0,44565	0,456352	0,349604
	11,0	8,8	5,2	6,4	6,4	6,9	6,3	6,8	7,1	7,7
<i>w</i>	-0,220429	-0,499914	-1,17767	-1,50504	-1,36852	-1,33173	-1,00040	-1,23093	-0,937763	-0,747023
	-8,9	-10,7	-17,3	-19,0	-22,5	-20,3	-19,7	-15,5	-13,0	-12,6
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>G.L</b>	42	42	42	42	42	42	42	42	42	42
<b>Test de Wald(4)</b>	3551,6	2182,4	2471,4	1862,1	812,7	1497,5	1592,3	657,4	946,0	764,2

**FUENTE:** Elaboración propia a partir de la MOEELS.

**CUADRO 4**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA GRANDES**  
**MODELO SIN RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE DARM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<i>h</i>	0,84031	1,48934	-1,63894	0,054341	1,39954	1,36344	0,939342	2,19105	-0,780009	0,504643
	0,4	0,6	-0,5	0,0	0,5	0,4	0,5	0,5	-0,3	0,2
<i>m</i>	2,01612	3,25371	0,874756	0,921355	2,47836	2,382009	1,90042	3,8502	0,225556	2,46404
	0,8	1,0	0,3	0,5	0,9	0,6	1,0	0,9	0,0	1,3
<i>a</i>	0,324229	0,617404	0,43358	0,553416	0,538967	0,745868	0,413127	0,541775	0,577364	0,569665
	8,2	11,6	7,3	9,3	10,1	15,2	8,2	5,3	9,6	7,7
<i>w</i>	-0,655074	-1,1557	-1,09578	-0,906808	-0,508062	-0,470435	-0,769587	-0,711484	-0,47578	-1,02299
	-10,7	-17,3	-14,8	-12,6	-10,5	-9,0	-10,8	-8,6	-8,1	-11,8
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,0026	0,0028	0,0029	0,0024	0,0032	0,0061	0,0027	0,0038	0,0063	0,126
<b>G.L</b>	42	42	42	42	42	42	42	42	42	42
<b>Test de Wald(4)</b>	1767,9	3500,8	673,5	1863,5	4475,9	3680,5	1480,6	851,3	1571,1	719,9

FUENTE: Elaboración propia a partir de la MOEELS.

A la vista de los resultados obtenidos anteriormente, ahora se trata de verificar si se acepta la ecuación de Euler en la que se incluye explícitamente la existencia de restricciones financieras. El tipo de interés al que se enfrentan las empresas es  $i_{it} = i_t + bDAR$ , donde  $i_t$  es el tipo de interés libre de riesgo. Se espera que el modelo pase a ser aceptado -especialmente por las empresas de menor dimensión- y que el coeficiente que recoge la prima de riesgo  $b$  sea positivo y significativo.

En los cuadros 5 a 7 se recoge la estimación de la ecuación de Euler de la expresión (15) para los tamaños Micro, Pyme y Grande, respectivamente. Como en los cuadros 2 a 4, se ha dividido el total de empresas de cada tamaño en decilas construidas a partir de la variable DARM. Las restricciones de sobreidentificación se aceptan en todas las empresas, y con una probabilidad especialmente elevada en todas las decilas de los tamaños Micro y Grande.

El primer aspecto destacado es que el coeficiente que recoge la prima de riesgo es significativo y por tanto resulta incompatible con la existencia de mercados perfectos de capital, es decir, esto implica la no sustituibilidad perfecta entre fondos propios y ajenos. Nótese que este resultado también se verifica para las empresas de tamaño Grande, contrariamente al resultado esperado, lo que indica que la dimensión empresarial -al menos por sí sola-, no es una variable determinante del grado de restricción financiera, de acuerdo a lo obtenido en otros trabajos comentados anteriormente.

**CUADRO 5**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA MICROEMPRESAS**  
**MODELO CON RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE DARM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<i>b</i>	0,019229	0,0190062	0,0253434	-0,0002534	-0,0022443	0,0219913	0,0068349	0,0196918	0,0102723	0,0053665
	6,7	6,1	-0,4	-7,6	2,9	6,4	-23,5	6,5	19,9	44,7
<i>h</i>	1,09784	0,0023752	0,270671	0,334991	0,086705	0,167046	0,463672	0,331154	1,91017	1,30003
	10,6	0,0	7,9	16,3	9,4	1,6	6,5	14,8	5,5	3,6
<i>m</i>	1,96807	1,08878	0,119343	0,472212	0,0019101	-0,033656	0,380269	0,177002	1,83428	0,369627
	10,8	5,6	1,7	1,4	0,0	-0,2	2,6	4,0	5,7	1,0
<i>a</i>	0,155021	0,263298	0,039663	0,026918	0,039555	0,0042513	0,06526	0,068092	0,0923	0,206055
	17,5	25,4	5,7	33,2	38,6	2,66	14,1	40,2	15,5	26,7
<i>w</i>	-2,34372	-1,54799	-0,444333	-0,497793	-0,448413	-0,432865	-0,541381	-0,36109	-0,98777	-0,669095
	-38,4	-18,8	-24,9	-19,4	-37,6	-67,5	-39,5	-36,9	-20,9	-22,7
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,3323	0,4529	0,22416	0,5513	0,4875	0,3740	0,5168	0,6488	0,3809	0,4035
<b>G.L</b>	67	67	67	67	71	67	67	73	68	73
<b>Test de Wald(5)</b>	5648,9	1661,5	1081,4	1155,0	2832,2	6012,4	3052,7	25018,1	8639,4	18143,5

FUENTE: Elaboración propia a partir de la MOEELS.

**CUADRO 6**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA PYMES**  
**MODELO CON RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE DARM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<i>b</i>	0,01512	0,02871	0,0021798	0,0228074	0,0038519	0,0045408	0,0040958	0,0062822	0,011931	0,0061758
	3,2	0,8	1,9	2,4	4,4	7,8	1,9	2,6	1,6	2,7
<i>h</i>	0,209377	0,2214	0,095623	0,301582	0,29074	0,495696	0,11201	0,091083	0,092293	0,035254
	2,1	0,7	2,7	1,3	4,7	14,0	1,8	3,0	1,7	2,4
<i>m</i>	0,50818	0,028532	0,167529	0,284091	0,617961	0,547064	0,01006	0,088513	0,074407	0,055634
	3,0	0,7	3,0	1,0	5,8	15,9	1,7	2,4	1,6	2,5
<i>a</i>	0,100146	0,014921	0,0005668	0,69134	0,173055	0,070192	0,010115	0,030806	0,145456	0,021661
	8,2	2,9	0,1	5,3	10,3	14,1	3,5	5,0	15,3	12,1
<i>W</i>	-2,75871	-1,08996	-1,04227	-1,73978	-1,91213	-1,80286	-0,954489	-1,00416	-1,82255	-0,37873
	-23,1	-22,2	-25,9	-27,3	-21,2	-35,2	-25,6	-24,4	-23,4	-24,3
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,1137	0,1192	0,0968	0,1986	0,1041	0,1016	0,1962	0,1011	0,101	0,11
<b>G.L</b>	67	67	67	67	67	67	67	67	67	67
<b>Test de Wald(5)</b>	766,7	753,7	794,8	1435,6	10813,19	10813,9	1346,2	804,4	1615,5	978,8

FUENTE: Elaboración propia a partir de la MOEEIS.



**CUADRO 7**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA GRANDES**  
**MODELO CON RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE DARM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<i>b</i>	0,020116	0,044345	0,0150237	0,042857	0,010193	0,0018275	0,01493	0,0046383	0,0153961	0,0129341
	2,2	2,4	3,5	5,9	1,9	0,6	2,2	5,7	1,16	7,4
<i>h</i>	0,598285	0,725307	1,21124	0,015747	0,957037	0,174209	1,90885	0,827834	-0,139878	-0,45818
	2,9	3,2	2,3	0,0	3,3	0,9	2,5	1,6	-1,0	-0,9
<i>m</i>	1,05368	1,5638	0,0030428	2,49754	1,30291	0,268918	3,84003	2,77904	-0,134376	1,63023
	3,3	3,8	0,0	3,9	3,8	1,2	3,4	3,2	-0,8	3,4
<i>a</i>	0,444501	0,106788	0,163069	0,113954	0,138639	0,084842	0,294635	0,197044	0,047991	0,236356
	50,8	8,5	9,2	3,7	13,5	14,9	7,5	6,2	16,3	11,7
<i>W</i>	-0,923054	-1,17177	-2,36968	-2,43592	-0,894252	-0,459516	-1,9029	-2,15049	-0,253488	-1,22258
	-26,7	-28,2	-17,2	-20,4	-32,1	94,3	-24,8	-17,9	-19,6	-21,2
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,2965	0,3031	0,3286	0,3406	0,3040	0,4190	0,3206	0,4075	0,4207	0,5501
<b>G.L</b>	67	67	67	67	67	67	67	67	67	67
<b>Test de Wald(5)</b>	1317,8	1772,6	3198,3	999,6	2732,1	2145,2	1591,7	949,4	2107,9	1878,4

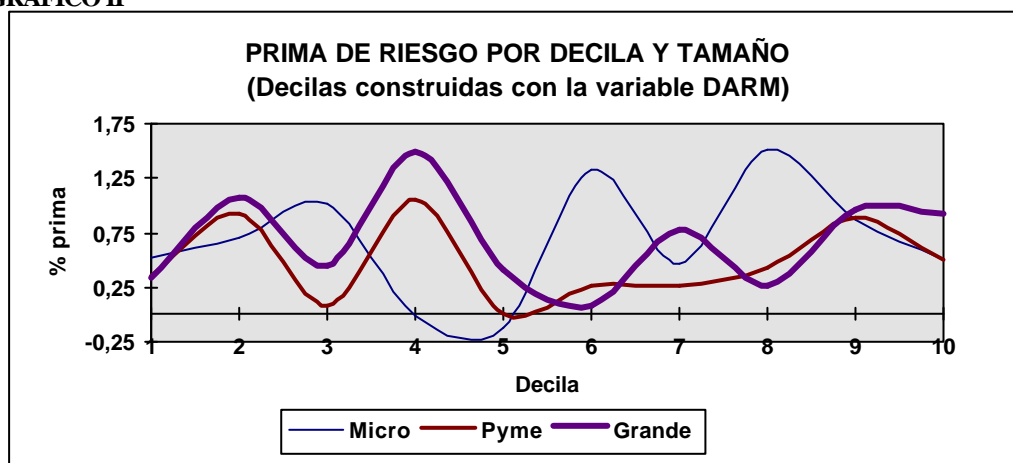
FUENTE: Elaboración propia a partir de la MOEEIS.

La prima de riesgo se ha calculado para cada tamaño y decila teniendo en cuenta el valor medio del ratio DAR (sus resultados se recogen en el cuadro 8). Así, para las empresas de tamaño Micro<sup>47</sup> fluctúa entre 0,47 y 1,52; entre 0,01 y 1,05 para el tamaño Pyme; y finalmente, entre 0,08 y 1,50 en el tamaño Grande. Estos resultados nos llevan a efectuar las siguientes reflexiones:

1º. En los diferentes tamaños empresariales no existe relación aparente entre el tamaño de la prima de riesgo y la decila, por lo que la hipótesis de monotonicidad se rechaza. Este hecho queda especialmente claro en el gráfico II donde se observa que las curvas que recogen dicha prima no crecen sostenidamente a medida que nos acercamos a la última decila -tal como cabría esperarse-.

2º. En el cuadro 8 se observa que el promedio de la prima de riesgo para las empresas de tamaño Micro es de 0,86 puntos frente a los 0,68 y 0,48 de los tamaños Grande y Pyme, respectivamente. No obstante, los resultados obtenidos pueden estar sesgando al alza la prima de riesgo de las empresas de menor dimensión -especialmente las de tamaño Micro- por las razones comentadas anteriormente.

**GRÁFICO II**



**Nota:** El tipo de interés se ha modelizado como  $i_{it} = i_t + bDAR_{it}$ , siendo  $i_t$  el tipo de interés libre de riesgo. **Fuente:** Elaboración propia

<sup>47</sup> Excluidos los valores negativos de la cuarta y quinta decila. Es probable que el signo sea diferente del esperado como consecuencia de la existencia de multicolinealidad.

**CUADRO 8**  
**DISTRIBUCIÓN DE LA PRIMA DE RIESGO**  
**POR DECILAS Y DIMENSIÓN EMPRESARIAL**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE DAR**  
**PERÍODO 1989-1994**

Ranking (R)	MICRO		PYME		GRANDE	
	Decila	Prima	Decila	Prima	Decila	Prima
1	5	-0,12	5	0,01	6	0,08
2	4	-0,01	3	0,09	8	0,26
3	7	0,47	7	0,26	1	0,34
4	10	0,50	6	0,26	5	0,41
5	1	0,52	1	0,35	3	0,45
6	2	0,70	8	0,43	7	0,78
7	9	0,86	10	0,51	10	0,93
8	3	1,01	9	0,89	9	0,97
9	6	1,32	2	0,92	2	1,06
10	8	1,52	4	1,05	4	1,50
Max.		1,52		1,05		1,50
Min.		-0,12		0,01		0,08
Media		0,86		0,48		0,68
Mediana		0,86		0,43		0,68
Desviación		0,39		0,36		0,44
R9 - R2		1,33		0,83		0,80
R10 - R1		1,64		1,04		1,42

**FUENTE:** Elaboración propia a partir de la MOEEIS.

El parámetro asociado a los rendimientos de escala  $h$  se vuelve significativo; aunque, en general, con valores inferiores a la unidad, lo que indica la existencia de rendimientos decrecientes de escala.

El poder de mercado de la empresa continúa siendo una variable significativamente distinta de cero; no obstante, se produce un cambio importante como consecuencia de la introducción de variables financieras en el modelo, ya que la estimación de (15) supone una disminución sistemática de los valores del parámetro  $m$  respecto del modelo sin restricciones financieras en las empresas de tamaño Micro y Pyme -posiblemente porque dicho parámetro estaba recogiendo otros efectos añadidos como por ejemplo las restricciones financieras-; por el contrario, en las empresas de tamaño Grande el cambio de valores es justo al revés. Estos resultados

son más acordes con lo que uno podría esperarse del parámetro  $m$ , que los que se obtuvieron en el modelo sin restricciones financieras. Se ha contrastado  $H_0: m > 1$ , aceptándose en la mayor parte de las decilas del tamaño Grande; por el contrario, la hipótesis alternativa  $H_1: m \leq 1$  se acepta en el 80% de las decilas de tamaño Micro y Pyme. En consecuencia, el poder monopolístico solamente se observa en las empresas de mayor dimensión.

El parámetro que recoge los costes de ajuste es significativamente distinto de cero en la mayoría de las decilas. No obstante, la introducción de restricciones provoca una disminución generalizada del valor de  $a$  en todas las decilas y tamaños, probablemente porque el parámetro estaba recogiendo tanto restricciones tecnológicas como financieras<sup>48</sup>. Ahora el valor del parámetro para el tamaño Micro fluctúa entre 0 y 0,26; para el tamaño Pyme entre 0 y 0,69; y entre 0,05 y 0,44 en el tamaño Grande. Estos valores indican que, suponiendo que se invierte una cuantía similar al 10% del *stock de capital*, los costes de ajuste para el total de las empresas analizadas fluctúan entre el 0% y el 3,45% del valor de la inversión que, *grosso modo*, no suponen un cambio sustancial respecto a lo observado en la estimación del modelo sin restricciones financieras.

Finalmente,  $v$  es significativo y tiene el signo correcto. Su valor continúa siendo  $0 \leq v \leq -1$  en las empresas de tamaño Micro; por el contrario, el valor es superior a la unidad en las empresas de tamaño Pyme y Grande. La hipótesis nula  $H_0: v \leq -1$  se acepta en el 90% y el 70% de las decilas de los tamaños Pyme y Grande, respectivamente; y solamente en el 10% de las decilas del tamaño Micro<sup>49</sup>. En consecuencia, las decisiones de inversión de las empresas de tamaño Micro presentan una escasa sensibilidad respecto al crédito fiscal, al tiempo que la prima de riesgo que soportan es superior al del resto de los tamaños empresariales -tal como se esperaba-. Este resultado apunta en la línea de que cuanto mayor sea el grado de restricción financiera al que se enfrentan las empresas menor será el papel que cumplan los incentivos fiscales; en otras palabras, el diseño de los incentivos fiscales deberá tener presente la interdependencia entre las decisiones de inversión y financiación.

---

<sup>48</sup> Estrada y Vallés (1995) obtienen un resultado similar.

Para completar nuestro análisis -de acuerdo al esquema expuesto en la figura 1-, a continuación procedemos a repetir la metodología desarrollada anteriormente, con la diferencia de que ahora las decilas se han construido con la variable GFCFM.. Por tanto, en los cuadros 9 a 11 se recogen los resultados obtenidos en la estimación de la expresión (14), y en los cuadros 12 a 14 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación de Euler de la expresión (15) en la que las empresas se enfrentan a restricciones financieras ( $b > 0$ ), viniendo determinado el tipo de interés como

$$i_{it} = i_t + b GFCF_{it}$$

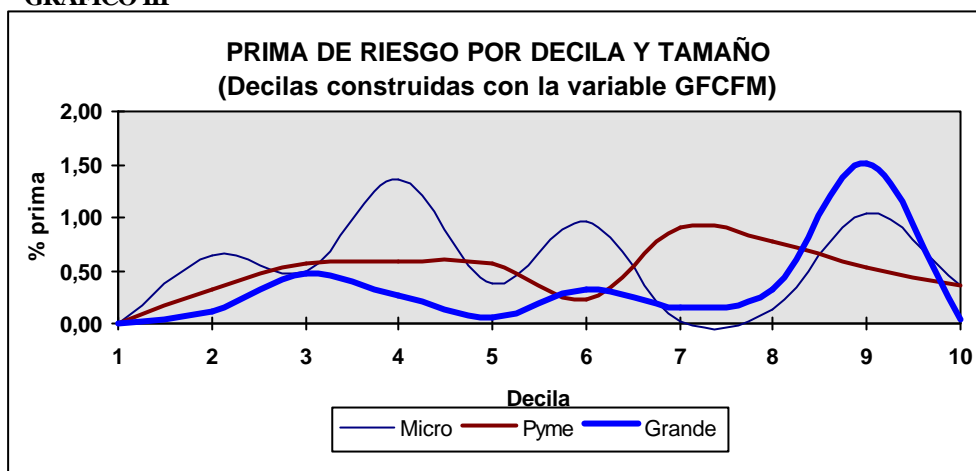
El test de Sargan se rechaza sistemáticamente en todos los tamaños y decilas, en tanto que el modelo se acepta cuando introducimos restricciones financieras; esto implica -tal como encontramos anteriormente-, que la dimensión empresarial no parece ser -al menos por sí sola- una variable que discrimine entre empresas que se enfrentan a restricciones financieras y las que no lo hacen. El test de Wald que contrasta la hipótesis nula de no significación conjunta de todos los parámetros se rechaza en todos los casos estudiados. En general, las conclusiones referentes a los cuadros 2 a 7 son extensibles a los resultados de los cuadros 9 a 14. No obstante, consideramos interesante fijar nuestra atención en las estimaciones efectuadas para la prima de riesgo y el precio efectivo en el modelo con restricciones financieras (cuadros 12, 13 y 14).

La cuantía de la prima de riesgo fluctúa entre 0,01 y 1,36 para empresas de tamaño Micro, entre 0 y 0,90 para el tamaño Pyme, y entre 0 y 0,76 para el tamaño Grande. El valor medio de la prima es superior en el tamaño Micro; así, esta dimensión empresarial presenta un valor medio de 0,54 puntos, en tanto que para los tamaños Pyme y Grande es de 0,48 y 0,25, respectivamente; es decir, se observa una relación inversa entre dimensión empresarial y prima de riesgo. Por otra parte, tampoco aquí se ha obtenido una relación monótonica entre la prima de riesgo y el nivel de endeudamiento, según puede comprobarse fácilmente en el gráfico III y en el cuadro 15.

---

<sup>49</sup> Se ha supuesto un nivel de significación del 5%.

GRÁFICO III



**Notas:** El tipo de interés se ha modelizado como  $i_{it} = i_t + bGFCF_{it}$ , siendo  $i_t$  el tipo de interés libre de riesgo.

**Fuente:** Elaboración propia

En consecuencia, hemos encontrado ciertas diferencias en los valores obtenidos en la prima de riesgo dependiendo de la especificación que se efectúe del tipo de interés  $i_{it}$  al que se enfrenta la empresa. En nuestra opinión, la prima de riesgo calculada sobre el ratio GFCF podría ser más realista que cuando se emplea el ratio DAR. El motivo es -como se argumentó anteriormente-, que la variable DAR podría estar sesgada al alza entre aquellas empresas que hacen mayor uso de la deuda comercial -especialmente entre las de menor dimensión-, ya que en el numerador del ratio se incluye la totalidad de la deuda, esté o no remunerada.

**CUADRO 9**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA MICROEMPRESAS**  
**MODELO SIN RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE GFCFM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<b><i>h</i></b>	0,747554	0,832891	0,456882	1,68729	1,08092	1,09832	0,172465	1,24582	1,70361	-0,281842
	5,6	1,3	1,1	2,6	2,0	1,2	0,1	2,1	3,2	-0,1
<b><i>m</i></b>	0,819497	1,80558	1,29782	2,3006	1,24629	1,67986	1,26336	1,87192	1,4649	0,91675
	4,2	3,0	2,9	1,8	1,8	1,6	1,0	2,1	1,8	0,9
<b><i>a</i></b>	0,090081	0,374784	0,183172	0,203712	0,153206	0,183203	1,329021	0,307974	0,341209	0,468891
	13,1	24	8,9	6,7	6,0	5,0	8	9,9	10,7	8,8
<b><i>w</i></b>	-0,032198	0,049659	-0,452121	-0,838994	-0,663408	-0,923748	-0,854716	-0,555066	-0,552455	-0,550284
	-3,4	1,7	14,0	-13,7	-15,1	-12,4	-15,0	-19,1	-14,7	-8,3
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>G.L</b>	42	42	42	42	42	42	42	42	42	42
<b>Test de Wald(4)</b>	2262,4	5528,7	1296,2	562,4	560,7	431,8	581,8	735,1	2118,0	1308,1

FUENTE: Elaboración propia a partir de la MOEEIS.

**CUADRO 10**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA PYMES**  
**MODELO SIN RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE GFCFM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<b><i>h</i></b>	0,59404	0,165808	1,21264	-2,2781	-0,147115	3,06466	1,47986	2,12575	0,628452	0,4427
	0,7	0,1	0,7	-1,0	0,0	1,4	0,7	0,6	0,1	3,3
<b><i>m</i></b>	1,25325	0,926867	3,91937	2,58943	4,53378	7,08895	3,28205	2,44201	5,20676	0,595516
	1,4	0,5	2,2	1,5	2,6	3,1	1,8	1,1	1,8	3,7
<b><i>a</i></b>	0,306014	0,395702	0,366308	0,477702	0,380083	0,333719	0,32047	0,349357	0,570459	0,470053
	13,7	9,4	5,6	6,5	6,3	5,3	6,9	7,6	7,1	38,8
<b><i>w</i></b>	-0,32275	-0,758534	-1,40907	-1,81016	-1,33449	-1,48374	-1,23735	-1,25694	-1,58592	-1,03585
	12,5	-16,5	-19,7	-21,9	-25,4	-25,7	-26,7	-22,0	-17,0	-19,7
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>G.L</b>	42	42	42	42	42	42	42	42	42	42
<b>Test de Wald(4)</b>	4643,6	2827,2	1008,8	734,8	944,3	1187,4	1169,8	694,3	543,86	3362,8

FUENTE: Elaboración propia a partir de la MOEELS.



**CUADRO 11**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA GRANDES**  
**MODELO CON RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE GFCFM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<b><i>h</i></b>	-2,18636	0,087526	1,50759	2,07336	1,61371	1,21766	1,499	0,629413	-0,482845	0,97068
	-0,5	0,1	1,2	1,2	0,2	0,2	0,8	0,2	-0,1	0,4
<b><i>m</i></b>	-2,42405	1,59398	4,22755	3,829	-0,73828	2,3116	1,98594	1,16098	1,73683	0,572508
	-0,5	1,5	3,7	1,5	-0,1	0,5	0,7	0,3	0,6	0,3
<b><i>a</i></b>	0,381715	0,465385	0,26841	0,637281	0,803615	0,453802	0,369483	0,618836	0,849905	0,596277
	26,9	11,4	7,3	8,0	6,5	8,0	6,4	7,3	7,6	12,5
<b><i>w</i></b>	0,124442	-215851	-0,877314	-0,8977	-1,21618	-0,978024	-0,614173	-0,890201	-1,21744	-0,565668
	2,7	-4,0	-16,2	-14,5	-14	-12	-15,4	-13,1	-13,3	-13,5
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,36	0,0037	0,0041	0,0028	0,0038	0,0034	0,003	0,004	0,0048	0,0099
<b>G.L</b>	42	42	42	42	42	42	42	42	42	42
<b>Test de Wald(4)</b>	1605,2	4764,6	9437,7	1627,5	1311,7	1359,5	1030,2	1664,5	930,4	3168,2

FUENTE: Elaboración propia a partir de la MOEELS.

**CUADRO 12**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA MICROEMPRESAS**  
**MODELO CON RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE GFCFM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<i>b</i>	0,0003143	0,021616	0,012397	0,029014	0,0070451	0,0160803	0,0002148	0,001929	0,013042	0,0039400
	12,7	2,1	2,0	5,9	1,7	10,9	0,2	0,4	6,8	1,09
<i>h</i>	0,281249	2,07416	0,130582	0,474804	0,322587	2,64521	-0,718711	0,321816	0,494061	0,963252
	25,9	8,7	3,6	19,9	10,5	12,6	-0,5	6,5	10,1	0,9
<i>m</i>	0,482891	2,30216	0,222113	0,817318	0,421042	2,65495	0,648749	0,357578	0,519366	1,16808
	3,5	5,9	2,6	2,6	6,3	13,4	1,4	4,2	7,6	0,9
<i>a</i>	0,010287	0,169554	0,20682	0,055591	0,02298	0,458357	0,027499	0,52057	0,10561	0,08608
	135,3	8,9	6,0	19,8	7,3	9,8	4,6	11,7	22,3	7,9
<i>w</i>	-0,045805	-1,70362	-0,294837	-0,248512	-0,327482	-2,19979	-0,465889	-0,455753	-0,270207	-0,251907
	-17,1	-23,0	-22,5	-26,7	-24,4	-32,8	-23,9	-30,7	-27,6	-6,7
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,2086	0,1775	0,1581	0,3412	0,2088	0,2491	0,0744	0,2986	0,2353	0,0465
<b>G.L</b>	67									
<b>Test de Wald(5)</b>	25156,6	1208,7	1700,9	9416,5	1075,9	3998,2	902,3	1271,9	6833,5	1857,7

**FUENTE:** Elaboración propia a partir de la MOEELS.

**CUADRO 13**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA PYMES**  
**MODELO CON RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE GFCFM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<i>b</i>	1,9E-08	0,010264	0,0140108	0,0122822	0,0103191	0,0036425	0,01366	0,01054	0,0065371	0,0040958
	0,0005	0,6	2,4	1,9	1,8	3,8	1,6	2,5	2,7	5,08
<i>h</i>	0,013323	0,048566	-0,12569	0,038453	0,17395	0,015364	0,112097	0,10463	0,083805	0,0038913
	1,7	2,5	-0,92	1,2	1,9	3,0	1,3	6,1	3,6	2,2
<i>m</i>	0,10139	0,034208	0,014124	0,079229	0,242127	0,01603	0,149933	0,085639	0,052478	0,0060918
	0,7	1,4	0,55	1,9	1,9	2,8	1,5	2,9	1,21	2,3
<i>a</i>	0,026933	0,024363	-0,020331	0,028481	0,014904	0,039557	0,029918	0,062052	0,91846	0,0093552
	19,4	6,4	-4,9	4,8	2,4	14,4	3,3	6,8	12,5	9,9
<i>W</i>	-0,322841	-0,710106	-0,85183	-1,48101	-1,32102	-1,06784	-1,64929	-0,998468	-0,921429	-0,297597
	-22,9	-36,5	-22,9	-42,9	-27,2	-31,0	-23,9	-22,6	-24,6	-23,5
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,1052	0,1328	0,1116	0,0983	0,103	0,108	0,099	0,0948	0,0945	0,1017
<b>G.L</b>	67	67	67	67	67	67	67	67	67	67
<b>Test de Wald(5)</b>	1128,5	1925,6	1891,0	2630,9	1288,2	1622,7	7255,4	613,9	769,8	993,0

FUENTE: Elaboración propia a partir de la MOEEIS.

**CUADRO 14**  
**ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA GRANDES**  
**MODELO SIN RESTRICCIONES FINANCIERAS**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE GFCFM**  
**PERÍODO 1989-1994**

DECILA	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<b>COEFICIENTES</b>										
<i>b</i>	5,915 E-05	0,0036154	0,012302	0,00594715	0,0010068	0,0054756	0,0023078	0,0047699	0,019953	0,000401
	6,3	11,3	2,9	1,8	1,2	5,1	0,9	0,9	3,8	1,8
<i>h</i>	0,9817	1,38315	2,32166	2,76458	1,3039	0,19708	0,260013	2,31519	0,693765	0,645066
	9,0	13,5	8,2	7,1	7,2	0,6	0,5	7,1	4,5	3,5
<i>m</i>	0,096579	3,2439	3,84354	3,87969	1,41667	1,15439	0,707163	3,30497	1,52986	0,942311
	0,6	26,3	11,3	7,1	6,5	2,2	0,7	8,1	12,5	3,6
<i>a</i>	0,017777	0,047326	0,027351	0,128777	0,163245	0,035077	0,096455	0,085837	0,188582	0,97207
	25,2	44,3	6,0	27,6	34,3	0,2	6,3	8,3	18,8	30,0
<i>W</i>	0,023265	-0,220907	-0,91076	-0,648816	-0,999612	-1,1424	-0,665994	-0,775498	-0,911043	-0,213285
	7,7	-27,3	-39,6	-32,8	-42,2	-26,5	-31,6	-31,4	-34,5	-28,6
<b>Test de Sargan</b>										
<b>p-valor</b>	0,3639	0,3475	0,3251	0,3148	0,3173	0,4447	0,3081	0,2276	0,3991	0,4724
<b>G.L</b>	67	67	67	67	67	67	67	67	67	67
<b>Test de Wald(5)</b>	86559,5	21922,6	2933,7	1777,2	6974,1	1660,1	1318,2	2383,0	2376,7	3014,0

FUENTE: Elaboración propia a partir de la MOEEIS.

**CUADRO 15**  
**DISTRIBUCIÓN DE LA PRIMA DE RIESGO**  
**POR DECILAS Y DIMENSIÓN EMPRESARIAL**  
**DECILAS CONSTRUIDAS CON LA VARIABLE GFCFM**  
**PERÍODO 1989-1994**

Ranking (R)	MICRO		PYME		GRANDE	
	Decila	Prima	Decila	Prima	Decila	Prima
1	1	0,01	1	0,00	1	0,00
2	7	0,01	6	0,22	10	0,03
3	8	0,14	2	0,33	5	0,05
4	10	0,35	10	0,36	2	0,11
5	5	0,38	9	0,52	7	0,15
6	3	0,48	5	0,56	4	0,26
7	2	0,65	3	0,57	6	0,31
8	6	0,96	4	0,59	8	0,33
9	9	1,04	8	0,77	3	0,47
10	4	1,36	7	0,90	9	0,76
<b>Max.</b>		1,36		0,90		0,76
<b>Min.</b>		0,01		0,00		0,00
<b>Media</b>		0,54		0,48		0,25
<b>Mediana</b>		0,48		0,52		0,25
<b>Desviación</b>		0,46		0,26		0,23
<b>R9 - R2</b>		1,03		0,55		0,43
<b>R10 - R1</b>		1,36		0,90		0,76

**FUENTE:** Elaboración propia a partir de la MOEEIS.

Por lo que respecta al coeficiente asociado al precio efectivo de los bienes de inversión, presenta el signo esperado; sin embargo, deben hacerse algunas matizaciones importantes. En primer lugar, el valor del parámetro, en valor absoluto, es inferior a la unidad en las empresas de tamaño Micro; resultado similar al que se obtuvo en las estimaciones anteriores; en segundo, en las empresas de tamaño Pyme, a excepción de las decilas 4ª a 7ª, el valor absoluto es inferior a la unidad; finalmente, en las empresas de tamaño Grande, el valor absoluto es sistemáticamente inferior a la unidad (excepto en la 6ª decila). La hipótesis nula  $H_0: \nu \leq -1$  se acepta solamente en el 20% de las decilas de los tamaños Grande y Micro; y en el 50% de las empresas de tamaño Pyme. Por tanto, el resultado de estas últimas estimaciones pone en duda la eficacia de los incentivos fiscales en cuota en todas las dimensiones empresariales; y no solamente en las Microempresas, tal como se ponía de manifiesto cuando la prima de riesgo se calculaba en relación al ratio DAR.

Finalmente, como extensión, se ha realizado la estimación del modelo con y sin restricciones para dos colectivos particulares: las empresas que cotizan en bolsa y las que no lo hacen. El valor de cotización bursátil es un precio sintético que el mercado asigna y puede resultar de gran importancia para las relaciones entre prestamista y prestatario pues reduce las asimetrías de información entre ambas partes, al menos, siempre que no existan burbujas financieras<sup>50</sup>. Mientras que el colateral tiene reflejo en la contabilidad -con los problemas que plantea la valoración a coste histórico-, la expectativas vienen recogidas en el valor de cotización en bolsa. Se espera que las asimetrías de información entre prestamista y prestatario sean mayores cuando las empresas no cotizan en bolsa. Este es el motivo por el que se espera que el modelo neoclásico se acepte para empresas que cotizan en bolsa y se rechace para el resto<sup>51</sup>.

Los resultados se recogen en el cuadro 15 y ponen de manifiesto que el modelo sin restricciones financieras es rechazado por el test de Sargan -contrariamente a lo esperado- en ambas submuestras; aceptándose el modelo con restricciones financieras en ambos casos. El test de Wald rechaza la hipótesis nula de no relación entre los parámetros estimados. La prima de riesgo es de 0,14 puntos, aproximadamente, tanto en el modelo en que se utiliza la variable DAR para estimar el tipo de interés al que se enfrenta la empresa, como cuando se utiliza la variable GFCF, que es inferior a lo observado anteriormente. Respecto del parámetro asociado al precio efectivo de los bienes de inversión, debe tenerse en cuenta que el signo es el correcto; aunque su valor absoluto es inferior a la unidad, lo que indica que la eficacia de los incentivos fiscales a la inversión para este tipo de empresas parece reducido; poniéndose nuevamente en duda la eficacia de los incentivos fiscales en cuota.

CUADRO 16		
ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN		
PARA EMPRESAS QUE COTIZAN EN BOLSA		
PERÍODO 1989-1994		
COEFICIENTES	MODELO SIN RESTRICCIONES	MODELO CON

<sup>50</sup> No obstante, solamente existe seguridad de la existencia de burbujas financieras cuando, *ex-post*, se produce una fuerte corrección en los valores bursátiles.

<sup>51</sup> Este enfoque no utiliza las sugerencias aportadas por la teoría de la jerarquía financiera.

	FINANCIERAS	RESTRICCIONES FINANCIERAS	
		DAR	GFCF
<i>b</i>	----	0,003057	0,020558
	----	2,27	6,09
<i>h</i>	0,625107	0,337573	0,330693
	0,94	5,29	6,27
<i>m</i>	0,918195	0,467397	0,438864
	1,99	5,2	6,6
<i>a</i>	0,454802	0,094705	0,102474
	19,99	24,25	29,2
<i>w</i>	-0,510935	-0,616912	-0,640230
	-11,04	-27,45	-25,4
<b>Test de Sargan</b>			
<b>p-valor</b>	0,0012	0,2283	0,2182
<b>G.L</b>	42	67	67
<b>Test de Wald</b>	7683	3727	7138

**FUENTE:** Elaboración propia a partir de la MOEEIS.

## V. CONCLUSIONES

Este trabajo investiga la eficacia del crédito fiscal a la inversión en un modelo dinámico en el que las decisiones de inversión y financiación se toman simultáneamente. Se ha especificado y estimado un modelo neoclásico basado en la ecuación de Euler, sobre un panel de microdatos de empresas manufactureras españolas para el período 1989-1994. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto, en primer lugar, que todas las empresas -con independencia de su dimensión- presentan diferentes grados de racionamiento financiero; en segundo, que existe una relación directa entre dimensión empresarial y prima de riesgo; en tercero, que el crédito fiscal no es un instrumento eficaz para incentivar la inversión en las empresas de menor dimensión, mientras que para el resto los resultados dependen del tipo de especificación utilizada.

Los resultados apuntan a que el diseño de incentivos fiscales debe tener en cuenta la existencia de mercados imperfectos de capital -y por tanto de la interdependencia entre decisiones de inversión y financiación-, pues de lo contrario el

crédito será un instrumento ineficaz para incentivar la inversión, más cuanto mayor sea el grado de restricción financiera al que se enfrenten las empresas.



## *Apéndice*

### *Definición de las variables empleadas en el modelo*

#### I. Valor añadido bruto

Se ha construido mediante la diferencia del valor de la producción y los consumos intermedios. En particular, se han utilizado las siguientes partidas:

##### a) Producción:

- (+) Ventas y prestación de servicios
- (+) Variación de existencias de productos terminados
- (+) Trabajos para el inmovilizado material
- (+) Otros ingresos de explotación

##### b) Consumos intermedios:

- (+) Aprovisionamientos
- (+) Otros gastos de explotación
- (+) Otros impuestos

#### II. Empleo

La cifra de empleo se ha obtenido mediante el cruce de las declaraciones del IS con las de Retenciones a cuenta del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas. No disponemos de una cifra de hombres / año porque se ha considerado como asalariado a aquellas personas que han trabajado en alguna ocasión en la empresa a lo largo del año.

#### III. Gastos de personal

Está formado por la suma de las siguientes partidas:

- a) Sueldos y salarios y Seguridad Social a cargo de la empresa
- b) Aportaciones a planes de pensiones
- c) Indemnizaciones y otros gastos sociales

#### IV. Inversión bruta

Se contruye como la diferencia en el *stock* neto de capital entre dos períodos consecutivos más las dotaciones a la amortización del ejercicio.

#### V. *Stock* de capital

Es el valor a coste de reposición del inmovilizado material neto. Se obtiene mediante el procedimiento de Salingers y Summers (1983) expuesto a continuación:

$$K(t) = \left[ I(t) + \left( \frac{g(t)}{g(t-1)} \right) K(t-1)(1-d) \right]$$

Siendo  $(t)$  el período de referencia,  $K$  el *stock* de capital,  $I$  es la inversión bruta,  $g$  el deflactor de los bienes de inversión y  $d$  la tasa de depreciación económica. Para la variable  $g$  se ha utilizado el deflactor implícito de la inversión en capital fijo de las estadísticas del Instituto Nacional de Estadística. La depreciación económica utilizada se ha obtenido de Sanz (1994).

#### VI. Deuda

Incluye la totalidad de deudas a corto y a largo plazo de la empresa. La información disponibles no está desagregada entre deuda remunerada y sin remunerar.

#### VII. Resultado Contable

Definido como el resultado después del IS.

#### VIII. *Cash Flow*

Esta definido como la suma del resultado contable más las dotaciones a la amortización del inmovilizado.

#### IX. Crédito efectivo

El crédito fiscal efectivo se ha calculado como el ahorro fiscal efectivo en términos de cuota mediante la siguiente expresión:

$$h_{it}^E = \frac{\text{Credito fiscal a la inversion declarado en el I.S. en el periodo } t}{\text{Cuota bonificada positiva del periodo } t}$$

El numerador recoge la suma de las deducciones por inversión declaradas por la empresa en el período  $t$ , en las que el grueso corresponde a deducciones por inversión en activos fijos. Para los años 1991 a 1994 se dispone de la hoja de liquidación completa del IS, de donde se ha extraído la información necesaria. Para los años 1989 y 1990 solo se dispone del resultado antes de impuestos, de la cuota líquida. Así pues, para las empresas con resultado antes de impuestos, positivo y que han realizado inversión, se efectúa una aproximación al volumen de deducciones por inversión.

#### IX. Tipo de interés libre de riesgo

Es el correspondiente a los bonos del Tesoro a tres años.

## BIBLIOGRAFÍA

ALONSO-BORREGO, C. (1994). <<Estimating Dynamic Investment Models with Financial Constraints >>. *Servicio de Estudios del Banco de España, Documento de Trabajo* número 9418.

ALONSO-BORREGO, C. - BENTOLILA, S. (1993). <<La Relación entre la Inversión y la  $q$  de Tobin en las Empresas Industriales Españolas>>. En DOLADO, J.J. - MARTÍN, C. - RODRÍGUEZ, L(edit)(1993). *La Industria y el Comportamiento de las Empresas Españolas (Ensayos en Homenaje a Gonzalo Mato)*, páginas 77-116. Alianza Editorial, Madrid, 263 páginas.

BOND, S. - MEGHIR, C.(1994). <<Dynamic Investment Models and the Firm Financial Policy>>. *Review of Economic Studies*, number 61, pages 197-222.

CALS, J. - GARRIDO, A. (1995). <<Sistema y Mercados Financieros >>. En *García Delgado (director), Lecciones de Economía Española*, 2ª edición. Editorial Civitas, Madrid, 640 páginas.

CHIRINKO, R.S. (1994). <<Finance Constraints, Liquidity, and Investment Spending: Cross-Country Evidence>>. *Federal Reserve Bank of Kansas City, Research Working Paper* 94-05.

CHIRINKO, R.S. - SCHALLER, H.(1993). <<Why Does Liquidity Matter in Investment Equation?>>. *Federal Reserve Bank of Kansas City, Research Working Paper* 93-13.

DEVEREUX, M. - SCHIANTARELLI, F.(1990). <<Investment Financial Factors and Cash-flow: Evidence from UK Panel Data>>. Edited by R. Glenn Hubbard: *Asymmetric Information, Corporate Finance and Investment*, pages 279-306. The University of Chicago Press.

DEVEREUX, M. - KEEN, M. - SCHIANTARELLI, F.(1994). <<Corporation Tax Asymmetries and Investment: Evidence from UK Panel Data>>. *Journal of Public Economics*, number 53(3), March, pages 395-418.

ESTRADA, J. - VALLÉS, A.(1994). << Inversión y Financiación Empresarial en España>>. *Ekonomiaz*, número 30, páginas 110-124.

ESTRADA, J. - VALLÉS, A.(1995). << Inversión y Costes Financieros: Evidencia en España con Datos de Panel>>. *Servicio de Estudios del Banco de España, Documento de Trabajo* número 9506.

ESTRADA, J. - VALLÉS, A.(1998). << Investment and Financial Structure in Spanish Manufacturing Firms >>. *Investigaciones Económicas*, vol. XXII (3), pages 337-359.

FARIÑAS, J.C. - SUÁREZ, C.(1996). <<La Empresa Industrial en la Década de los Noventa: Financiación>>. *Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo* número 9611.

FARIÑAS, J.C. - HUERGO, E. - MARTÍN, A. - SUÁREZ, C.(1996). <<La Empresa Industrial en la Década de los Noventa: Resultados>>. *Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo* número 9612.

FAZZARI, S. - HUBBARD, R.G. - PETERSEN, B.(1987). <<Financing Constraints and Corporate Investment>>. *NBER Working Paper 2387*.

FAZZARY, S. - HUBBARD, R.G. - PETERSEN, B.C.(1988). <<Financing Constraints and Corporate Investment>>. *Brooking Papers on Economic Activity*, num. 1, pages 141-195.

FAZZARI, S. - HUBBARD, R.G. - PETERSEN, B.(1988b). <<Investment Financing Decisions and Tax Policy>>. *American Economic Review*, number 78(2), pages 200-205.

FOLGADO, J. - LUENGO, R.(1989). <<Situación Financiera e Inversiones Empresariales en los Ochenta>>. *Papeles de Economía Española*, páginas 414-426.

GAGO, A.(1992). <<Imposición e Innovación Tecnológica: La Reforma de los Incentivos Fiscales a la Actividades de I+D>>. *Hacienda Pública Española 2/92*, páginas 147-163.

GAGO, A.(1996). <<Hacienda Pública Aplicada: Evolución Reciente de Algunas Líneas de Investigación >>. *Hacienda Pública Española 136*, páginas 33-55.

GARCÍA MARCO, T.(1998). <<Liquidez, Costes Financieros e Inversión de las Empresas Españolas: Un Análisis Empírico>>. *Revista Española de Economía*, vol. 15, número 3, páginas 463-486.

GILCHRIST, S. - HIMMELBERG, C.P. (1995). <<Evidence on the Role of Cash-Flow in Reduced Form Investment Equations>>. *Journal of Monetary Economics*, 36, pages 541-572.

GINER, E. (1993). <<Inversión y Ratio  $q$  de Tobin: Estudio Empírico con Datos Empresariales Españoles >>. En DOLADO, J.J. - MARTÍN, C. - RODRÍGUEZ, L(edit). *La Industria y el Comportamiento de las Empresas Españolas (Ensayos en Homenaje a Gonzalo Mato)*, páginas 117-140. Alianza Editorial, Madrid, 263 páginas.

GINER, E. - SALAS, V.(1997). <<Sensibilidad de la Inversión a las Variables Financieras: La Hipótesis de Sobreinversión >>. *Revista Española de Economía*, Vol. 14, nº. 2, páginas 215-227.

HANSEN, L.P.(1982). <<Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators>>. *Econometrica* 50, 1029-1054.

HERNÁNDEZ DE COS, P. - HERNANDO, I.(1998). <<El Crédito Comercial en las Empresas Manufactureras Españolas>>. *Banco de España, Documento de Trabajo* número 98/10, 49 páginas.

HU, X. - SCHIANTARELLI, F.(1998). <<Investment and Capital Market Imperfections: A Switching Regression Approach Using U.S. Firm Panel Data>>. *The Review of Economics and Statistics*, August, number 3, vol. LXXX, pages 466-479.

HUBBARD, R.G. - KASHYAP, A.K. - WHITED, T.M.(1995). <<Internal Finance and Firm Investment>>. *Journal of Money, Credit and Banking*, vol 27 (August), number 3, pages 683-701.

HUERGO, E.(1997). <<Poder de Mercado y Economías de Escala: Estimaciones con Datos de Empresas Industriales>>. *Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo* n° 9703.

INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES(1993). *Las Cuentas de las Sociedades en las Fuentes Tributarias 1989-1990*.

INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES(1994). *Las Cuentas de las Sociedades en las Fuentes Tributarias 1991*.

INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES(1995). *Las Cuentas de las Sociedades en las Fuentes Tributarias 1992*.

INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES(1996). *Las Cuentas de las Sociedades en las Fuentes Tributarias 1993*.

INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES(1998). *Las Cuentas de las Sociedades en las Fuentes Tributarias 1994. Mimeo*.

JAFFEE, D. - STIGLITZ, J.(1990). <<Credit Rationing>>. En FRIEDMAN, B.M. - HAHN, F.H. (EDIT.) *Handbook of Monetary Economics*, Volume II, Chapter 16, pages 837-888. Elsevier Science Publishers, B.V.

JARAMILLO, F. - SCHIANTARELLI, F. - WEISS, A.(1996). <<Capital Market Imperfections Before and after Financial Liberalización: An Euler Equation Approach to Panel Data for Ecuadorians Firms>>. *Journal of Development Economics*, vol. 51(2), pages 367-386.

JENSEN, M.(1986). <<Agency Cost of Free Cash-Flow, Corporate Finance and Take Over>>. *American Economic Review*, 76, pages 323-329.

JENSEN, M. - MECKLING, W.(1976). <<Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure>>. *Journal of Financial Economics* (3), pages 305-360.

JOHANSEN, F.(1994). <<Investment and Financial Constraints: An Empirical Analysis of Norwegian Firms>>. *Statistics Norway, Discussion Papers* 109, February.

KAPLAN, S.N. - ZINGALES, L. (1997). <<Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?>>. *Quarterly Journal of Economics*, February, pages 169-212.

LICHTENBERG, F.R. (1988). <<Estimation of the Internal Adjustment Costs Models Using Longitudinal Establishment Data >>. *Review of Economics and Statistics* 70, pages 421-430.

OCAÑA, C - SALAS, V. - VALLÉS, J.(1994). <<Un Análisis Empírico de la Financiación de la Pequeña y Mediana Empresa Manufacturera Española: 1983-1989>>. *Moneda y Crédito*, n° 199, páginas 57-96.

OCDE (1991). *Taxing Profits in a Global Economy: Domestic and International Issues*. OECD, Paris.

ONTIVEROS, E. - VALERO, F.J.(1997). *Introducción al Sistema Financiero Español. Análisis Económico y Tendencias*, 2ª edición. Editorial Civitas.

PEETERS, M.(1997). <<Does Demand and Price Uncertainty Affect Belgian and Spanish Corporate Investment?>>. *Banco de España - Servicio de Estudios, Documento de Trabajo* nº 9707.

POTERBA, J.(1988). <<Financing Constraints and Corporate Investment: Comment?>> *Brooking Papers on Economic Activity*, 1988:1, pages 200-204.

PRICE WATERHOUSE(1995). *Corporate Taxes: A Worldwide Summary*. New York.

ROMERO, D.(1998). <<Evaluación de las Deducciones por Inversión y Empleo en la Empresa Manufacturera Española con Microdatos Tributarios para el Período 1991-1994>>. *Instituto de Estudios Fiscales, Papel de Trabajo* 17/98.

ROMERO, D.(1998B). <<La Depuración de Datos en el Impuesto de Sociedades>>. *Instituto de Estudios Fiscales, Papel de Trabajo* 11/98.

ROMERO, D.(1999). *El Crédito Fiscal a la Inversión en Presencia de Restricciones Financieras: Análisis de su Impacto a Partir de Microdatos Tributarios. Tesis Doctoral presentada en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad Complutense de Madrid. Mimeo.*

ROMERO, D.(1998B). <<La Eficacia de los Incentivos Fiscales a la Inversión en el Impuesto de Sociedades: Teoría y Evidencia >>. *Instituto de Estudios Fiscales, Papel de Trabajo (en prensa)*.

SEGURA, J. - MARTÍN, C. - ROMERO, L.R. - FARIÑAS, J.C. (1989). *La Industria Española en la Crisis 1978-1984*. Alianza Economía y Finanzas. Madrid, 542 páginas.

STIGLIZ, J.E.(1985). <<Credit Markets and The Control of Capital>>. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 17(2), pages 133-152.

SCHIANTARELLI, F.(1996). <<Financial Constraints and Investment: Methodological Issues and International Evidence>>. *Oxford Review of Economic Policy*, vol.12, number 2, pages 70-89.

SALINGER, M. - SUMMERS, L.(1983). <<Tax Reform and Corporate Investment:: A Microeconomic Simulation Study>>. *Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Analysis*. University of Chicago Press.

SUMMERS, L.H. (1981). << Taxation and Corporate Investment: A q-Theory Approach>>. *Brooking Papers on Economic Activity* 1, pages 67-140.

WHITED, T.(1992). <<Debt, Liquidity Constraints and Corporate Investment: Evidence from Panel Data>>. *Journal of Finance*, vol. XLVII, number 4, pages 1425-1460.

WHITED, T.(1994). <<Problems with Identifying Costs from Regressions of Investment on  $q$  >>. *Economic Letters*, 46, pages 339-344.

WILDASIN, D.(1984). <<The q Theory of Investment with Many Capital Goods>>. *American Economic Review*, 74, pages 203-210.