

INVERSIÓN Y COSTES FINANCIEROS: EVIDENCIA EN ESPAÑA CON DATOS DE PANEL

Ángela Estrada y Javier Vallés

INVERSIÓN Y COSTES FINANCIEROS: EVIDENCIA EN ESPAÑA CON DATOS DE PANEL

Ángel Estrada y Javier Vallés (*)

(*) Agradecemos la ayuda de la Central de Balances del Banco de España en la construcción de la base de datos, y los comentarios de César Alonso-Borrego, Samuel Bentolila, Olympia Bover, Juan José Camio e Ignacio Hernando.

Banco de España - Servicio de Estudios
Documento de Trabajo nº 9506

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-365-0

Depósito legal: M-2815-1995

Imprenta del Banco de España

RESUMEN

En este trabajo se analiza la interrelación de las decisiones de inversión y financiación con un panel de empresas manufactureras españolas. El modelo neoclásico de inversión es rechazado, debido a la correlación de la inversión con variables financieras. Alternativamente, un modelo de inversión en el que existe una prima en el coste de la financiación externa es aceptado por la muestra. Esta prima en la financiación externa, que depende tanto del nivel de endeudamiento total como de la estructura de activos de las empresas, supone, en promedio, 0,3 puntos porcentuales sobre el tipo de interés de mercado. Se contrasta que, para las empresas más jóvenes y para las de menor tamaño, este coste adicional es significativamente superior e implica una tasa de descuento entre medio punto y un punto porcentual por debajo de la del resto de empresas. En cambio, en las empresas que reparten dividendos en períodos consecutivos, estos costes adicionales no son significativos.

1. Introducción

La interrelación de las decisiones de inversión y de financiación ha sido objeto de contraste empírico tanto a nivel agregado como desagregado. Una de las justificaciones teóricas del racionamiento en la disponibilidad de fondos externos o de las diferencias de costes de la financiación externa e interna es la existencia de información asimétrica (véanse, por ejemplo, Stiglitz y Weiss (1981) y Calomiris y Hubbard (1990)). En presencia de información asimétrica, el coste y la disponibilidad de fondos externos para las empresas dependerán de características observables que ayuden a determinar el riesgo y la rentabilidad esperada de los proyectos de inversión por parte de los oferentes de crédito.

El primer objetivo de este trabajo es el de contrastar, para un grupo de empresas manufactureras españolas en el período 1984-1992, la influencia de variables financieras en un modelo neoclásico de inversión. El segundo objetivo es el de determinar la importancia de alguna de las características observables de la estructura financiera de las empresas, que, en presencia de información asimétrica entre los agentes, influyen en el coste final de sus fondos externos. En concreto, contrastamos que el coste de los recursos externos depende no solo del nivel de endeudamiento, sino también de la estructura de activos de las empresas. En tercer lugar, se analiza si hay evidencia en España de grupos de empresas para los que, por sus características (colateral para ofrecer en garantía, costes de acudir a fuentes de financiación alternativas, riesgo propio de su actividad productiva), las decisiones de inversión están más limitadas por restricciones financieras.

Creemos que el estudio de la relación de las decisiones de financiación e inversión en las empresas españolas puede ayudar a entender la evolución de estas variables a nivel agregado. En España, los mercados de acciones y de deuda están menos desarrollados que en países como EEUU o Reino Unido. Así, las instituciones financieras son la principal fuente de recursos para las empresas (como en Alemania o Japón), teniendo la mayor parte de la deuda un plazo de vencimiento inferior al año. Estas características no han impedido que, durante el último período de expansión, las empresas tuvieran un incremento muy elevado en la tasa de inversión (del 17% del output en 1984 al 25% en 1990), a la vez que disminuían su nivel de endeudamiento y aumentaban el nivel de activos líquidos. Esperaríamos que, en una economía como la española, con unos mercados financieros menos desarrollados, las decisiones de inversión estuvieran más correlacionadas, si cabe, con las decisiones de financiación. Además, al ser los bancos el principal oferente de crédito para la empresa y tener mayores posibilidades de supervisión, tanto la

distribución de los activos de la empresa (por ejemplo, depósitos frente a inmovilizado financiero) como el nivel de endeudamiento serían relevantes para determinar el volumen de fondos destinados a nuevas inversiones.

En un enfoque estructural, la literatura ofrece dos formas de realizar el contraste empírico propuesto. Por un lado, se puede estimar la ecuación de inversión que se obtiene de un modelo de maximización de beneficios que incorpora la variable Q o precio sombra del stock de capital (Hayashi (1982)). A esta variable explicativa de la inversión se le añade alguna otra que mida la disponibilidad de fondos propios (por ejemplo, el cash-flow), identificando a las empresas restringidas financieramente como aquellas para las cuales la variable financiera es significativa (ver, por ejemplo, Fazzari *et al.* (1988) para EEUU, Hoshi *et al.* (1989) para Japón, Devereux y Schiantarelli (1990) para el Reino Unido, y Alonso y Bentolila (1994) para España). Existe una crítica a esta aproximación, ya que, si se produce una divergencia entre la variable Q observada y la teórica, las variables financieras que se añadan a la especificación pueden estar recogiendo efectos distintos del buscado, como, por ejemplo, las oportunidades de inversión futura⁽¹⁾.

La otra vía para evaluar el papel de las restricciones financieras, que evita la crítica anterior, utiliza la relación existente entre la inversión en dos períodos consecutivos que se obtiene de las condiciones de primer orden del problema de optimización de la empresa. En presencia de restricciones al nivel de endeudamiento o de primas en el coste de la financiación, la función de inversión neoclásica dependerá de otras variables, además de los precios de la inversión y de los recursos generados. Whited (1992) contrasta un modelo de inversión en el que el precio sombra del límite de endeudamiento de cada empresa depende de ciertas variables financieras. Nosotros, en cambio, modelizamos, siguiendo a Bond y Meghir (1994), una prima en el coste de la financiación externa que depende de variables conocidas por la empresa.

Contrariamente a los resultados de Bond y Meghir para el Reino Unido, a partir de una muestra de empresas manufactureras españolas, rechazamos estadísticamente un modelo neoclásico de inversión en el que los tipos de interés son variables y la inversión tarda un período en ser productiva. Encontramos que la fuente de rechazo del modelo es la

⁽¹⁾ Recientemente, Fazzari y Petersen (1993) han defendido este procedimiento, una vez que se ha controlado por alguna variable que mida desplazamientos de la demanda de inversión (por ejemplo, el capital circulante) y sus conclusiones son que el cash-flow sigue teniendo un efecto significativo.

correlación del término de error de esta ecuación con variables financieras. Por contra, estimamos y aceptamos estadísticamente el modelo alternativo de inversión en el que la oferta de crédito depende no solo del nivel de deuda, sino también del nivel de activos líquidos de la empresa. Este resultado difiere del encontrado por Alonso-Borrego (1994), que acepta el modelo de inversión de Bond y Meghir solo para empresas españolas que reparten dividendos, encontrando para estas empresas una prima de financiación externa significativa. Además, en el trabajo se identifica una mayor influencia de las características financieras en las decisiones de inversión de las empresas pequeñas y de las empresas jóvenes, que implica, en el promedio, un descenso en su tasa de descuento intertemporal.

En la sección segunda, presentamos, primero, un modelo de demanda de inversión e incorporamos, después, una función de oferta de crédito elástica a características observables de la empresa. En la sección tercera, se analiza la información muestral y el procedimiento de estimación. La sección cuarta contiene los resultados obtenidos de las estimaciones, y la sección quinta, las conclusiones.

2. Modelo teórico

2.1. Un modelo neoclásico de demanda de inversión

Cada empresa maximiza el valor presente descontado de la secuencia esperada de recursos internos generados reales (π_{it})

$$\text{Max } E_o \sum_{t=1}^{\infty} \left(\prod_{s=0}^{t-1} \beta_{is} \right) \pi_{it} \quad (1)$$

donde β_{is} es el factor de descuento de la empresa i en el período s ⁽²⁾. Las empresas resuelven (1) sujetas a dos restricciones, una financiera y otra tecnológica.

La restricción financiera es la que determina el destino de los recursos generados por la empresa. Estos se dedican al pago de la deuda contraída en el período anterior (B_{-1}) y los demás son susceptibles de repartirse como dividendos o de pasar a formar parte de los recursos propios de la empresa. Los recursos internos generados no pueden ser

⁽²⁾En este modelo, los agentes son neutrales al riesgo. Suponemos, por tanto, que las posibles relaciones entre inversión y financiación no reflejan necesariamente aversión al riesgo.

negativos ($\pi \geq 0$), es decir, la emisión de acciones no se considera como una fuente de generación de fondos⁽³⁾.

Sea K_{-1} el stock de capital productivo en el periodo corriente, I la inversión bruta y ωN los costes del trabajo. El volumen de la producción viene dado por una función $F(N, K_{-1})$. Hay unos costes de ajuste de la inversión en términos de pérdida de output representados por la función $H(I, K_{-1})$. En cada periodo, las empresas tienen que cumplir que la suma de recursos internos y el pago por la deuda contraída, ambas en términos reales, sea igual al volumen de la producción menos los costes de ajuste de la inversión, el pago por los costes reales del trabajo y el coste real de la inversión. Por tanto, la empresa i satisface en cada periodo t la siguiente igualdad

$$\begin{aligned} \pi_{it} = (1-\tau) & \left[F(K_{it-1}, N_{it}) - \omega_t N_{it} - H(I_{it}, K_{it-1}) - r_{t-1} B_{it-1} \right] \\ & + B_{it} - (1 - \Delta p_t^e) B_{it-1} - P_t^I I_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

donde τ es la tasa impositiva sobre beneficios, r_{t-1} es el tipo de interés nominal sobre la deuda, y P_t^I es el precio efectivo de los bienes de inversión (que tiene en cuenta las deducciones por inversión)⁽⁴⁾. Los precios ω_t y P_t^I están deflactados por el precio del output, siendo Δp_t^e la inflación esperada del output entre ($t-1$) y t .

La restricción tecnológica, asociada a la regla de acumulación de capital, es

$$K_{it} = I_{it} + (1 - \delta_1) K_{it-1} \quad (3)$$

El stock de capital de cada empresa (evaluado al final de cada periodo) se deprecia a una tasa constante (δ_1). Esta regla de acumulación de capital, junto con la forma en que se ha definido el proceso productivo, implica

⁽³⁾ El número de empresas que recurren a ampliación de capital en la muestra es pequeño y su volumen respecto al total es poco importante. En cualquier caso, estas empresas no son eliminadas del análisis posterior.

⁽⁴⁾ Descomponiendo el tipo de interés real en tipo de interés nominal menos inflación, podemos analizar la deducción impositiva sobre los gastos financieros.

que los bienes de inversión adquiridos tardan un período en constituir parte del mismo⁽⁵⁾.

Además, imponemos la condición de transversalidad que impide a las empresas pedir prestado ilimitadamente

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\prod_{s=0}^{T-1} \beta_{is} \right) B_{it} = 0 \quad (4)$$

Sea ϕ_{it} el multiplicador asociado a la restricción de no negatividad de los recursos internos generados

$$n_{it} \geq 0 \quad (5)$$

Dado su stock de capital K_{it-1} y conocido el conjunto de precios en cada período, la empresa elige el vector $(K_{it}, I_{it}, N_{it}, B_{it})$ que maximiza (1) sujeto a las restricciones (2), (3), (4) y (5).

Una vez sustituimos la restricción de acumulación (3) en (2), las condiciones de primer orden con respecto al empleo, al capital, y a la deuda, son:

$$N_{it} : \quad F_N(K_{it-1}, N_{it}) = \omega_t \quad (6)$$

$$K_{it} : \beta_{it} E_t \left[\frac{1+\phi_{it+1}}{1+\phi_{it}} [F_K(K_{it}, N_{it+1}) - H_K(K_{it}, I_{it+1}) + (1-\delta_i) H_I(K_{it}, I_{it+1}) + (1-\delta_i) \frac{1}{(1-\tau)} p_{t+1}^I] \right] - H_I(K_{it-1}, I_{it}) - \frac{1}{(1-\tau)} p_t^I = 0 \quad (7)$$

$$B_{it} : \quad (1+\phi_{it}) - \beta_{it} \left[(1-\tau) r_t + (1-\Delta p_t^e) \right] E_t (1+\phi_{it+1}) = 0 \quad (8)$$

La primera condición muestra cómo el factor trabajo se remunera según su productividad marginal. La segunda condición indica que el valor

⁽⁵⁾No solo a nivel individual tiene cabida esta formulación. También en términos agregados, Kydland y Prescott (1982) comprueban empíricamente la relevancia de este supuesto.

corriente de una unidad de inversión debe ser igual al rendimiento esperado en cada empresa. La expresión (8) indica que, cuando los recursos generados son estrictamente positivos, la tasa de descuento intertemporal de cada empresa debe ser igual a la inversa del tipo de interés efectivo de la deuda, el cual se supone conocido.

Para obtener una función de inversión óptima susceptible de estimación, debemos elegir formas funcionales de F y H . F es homogénea de grado uno y, por tanto, la productividad marginal del capital será igual al valor de la producción menos el coste de trabajo por unidad de capital $F_K = (F - NF_N) / K = CF / K$. La variable CF representa el cash-flow o recursos generados después de pagar los inputs variables.

La función de costes de ajuste, H , es positiva y convexa en la inversión bruta, indicando que mayor inversión por unidad de capital hace incurrir a la empresa en un mayor coste. Esta función se modeliza en desviaciones respecto a una ratio de inversión constante c , siendo α el parámetro que mide el coste de ajuste.

$$H = \frac{\alpha}{2} \left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}} - c \right)^2 K_{it-1} \quad (9)$$

Si la restricción de los recursos generados (π_{it}) se cumple con desigualdad estricta, β_{it} es igual a la inversa del tipo de interés efectivo. En caso contrario, suponemos que la covarianza condicional entre el precio sombra asociado a tal restricción (ϕ_{it+1}), y las variables en $(t+1)$ es constante. Por tanto, en ambos casos, llegamos a la siguiente regla de inversión óptima:

$$\frac{1}{(1-\tau)r_t + (1-\Delta p_t^s)} E_t \left[\frac{CF_{it+1}}{K_{it}} - H_I(K_{it}, I_{it+1}) + (1-\delta_I) \left(H_I(K_{it}, I_{it+1}) + \frac{1}{(1-\tau)} p_{t+1}^I \right) \right] - H_I(K_{it-1}, I_{it}) - \frac{1}{(1-\tau)} p_t^I = 0 \quad (10)$$

La función de inversión es no lineal en la variación de los precios de los bienes de inversión y en el nivel de cash-flow de la empresa (véase Sargent (1978) para el caso de una relación lineal). En general, esperamos que esta demanda de inversión esté correlacionada negativamente con ambas variables. Si, además, la empresa no es precio aceptante en el mercado de bienes y suponemos que se enfrenta a una demanda conocida

de la forma $P_t = Y_t^{-1/\epsilon}$, donde ϵ es la elasticidad precio, tanto las productividades marginales como los costes de ajuste marginales estarán premultiplicados por el factor $(1 - 1/\epsilon)$. En este caso, se obtiene como término adicional el output por unidad de capital, que afectará positivamente a la demanda de inversión:

$$\begin{aligned} \frac{1}{(1-\tau)r_t + (1 - \Delta p_t^*)} E_t \left[\frac{CF_{it+1}}{K_{it}} - \frac{1}{\epsilon} \frac{Y_{it+1}}{K_{it}} - (1 - \frac{1}{\epsilon}) H_I(K_{it}, I_{it+1}) \right. \\ \left. + (1 - \delta_I) \left((1 - \frac{1}{\epsilon}) H_I(K_{it}, I_{it+1}) + \frac{1}{(1-\tau)} p_{t+1}^I \right) \right] \\ - (1 - \frac{1}{\epsilon}) H_I(K_{it-1}, I_{it}) - \frac{1}{(1-\tau)} p_t^I = 0 \end{aligned} \quad (11)$$

Con el supuesto de expectativas racionales, la esperanza condicional de las expresiones (10) u (11) puede ser sustituida por su valor observado, añadiendo a la ecuación de Euler un error de expectativas con media cero e incorrelacionado con aquellas variables en el conjunto de información de la empresa en el periodo t ($E(e_{it+1} | \Omega_{it}) = 0$).

La derivación de esta función de inversión descansa en el supuesto sobre distribución de recursos generados, el cual está ligado a la independencia de las decisiones de financiación e inversión⁽⁶⁾. Un primer contraste del supuesto de independencia de las decisiones de financiación consiste en comprobar si el término de expectativas de la función de inversión está incorrelacionado tanto con variables financieras como no financieras. En segundo lugar, se desarrolla un modelo que tiene en cuenta explícitamente la interrelación de ambas decisiones. Ambos modelos serán contrastados para las empresas que reparten dividendos y que, por tanto, cumplen $\pi_{it+1} > 0$. En este caso no esperaríamos que el modelo neoclásico tradicional fuera rechazado por los datos. Por último, analizamos ambos modelos en empresas pequeñas y jóvenes que, dadas sus características, podrían experimentar una mayor interrelación en sus decisiones de financiación e inversión.

⁽⁶⁾ Si $\phi_{it+1} > 0$ y su covarianza condicionada con variables en $(t+1)$ no es constante, la ecuación de inversión (10) u (11) incorporará, además del error de expectativas, el error de expectativas del nivel de endeudamiento, ecuación (8), multiplicado por el conjunto de variables en $(t+1)$.

2.2 Relación entre inversión y financiación

En un modelo de equilibrio parcial como el presentado anteriormente, la literatura ofrece dos formas de imponer la existencia de información asimétrica entre los oferentes y los demandantes de crédito. Una consiste en fijar un límite máximo al nivel de endeudamiento de cada empresa en cada período (véanse, por ejemplo, Whited (1992) con información de empresas, y Hubbard y Kashyap (1992) en términos agregados).

La segunda consiste en hacer que el coste de los fondos ajenos dependa, en cada período, de características de la empresa, como su nivel de endeudamiento y su colateral. Así, cuando el colateral de una empresa sea menor que su deuda, existirá una probabilidad de quiebra, y la función de oferta de deuda para las empresas será, además de lineal en el tipo de interés sin riesgo, creciente en la ratio de endeudamiento y decreciente en la función de activos recuperables (véase, por ejemplo, Ocaña *et al.* (1994))⁽⁷⁾. Así, por ejemplo, en presencia de información asimétrica en el mercado de crédito bancario, el mantener por parte de las empresas un cierto nivel de saldos bancarios afectaría al coste del crédito a través de la reducción del riesgo bancario. Por otro lado, buena parte de los contratos de deuda están asociados a la existencia de este tipo de colaterales: por ejemplo, hipotecas, líneas de crédito, créditos garantizados con cuentas por cobrar, compromisos de patrimonio neto o leasing. Siguiendo a Bond y Meghir (1994) y Alonso-Borrego (1994), imponemos una función de crédito, conocida por la empresa, elástica a características observables. En base a lo anterior imponemos que los argumentos de dicha función son no solo el nivel de endeudamiento (B_{it}), sino también el nivel de activos líquidos (A_{it}) por unidad de capital.

$$r_{it} = r_t + G(B_{it}, A_{it}, K_{it}) = r_t + b \left(\frac{B_{it} - A_{it}}{K_{it}} \right) \quad (12)$$

Haciendo la misma sustitución de ecuaciones que en la sección anterior, llegamos a la siguiente función de inversión óptima:

⁽⁷⁾ La inclusión como variable de decisión de la empresa del nivel de activos líquidos que se remunera a un tipo de interés igual al tipo de interés sin riesgo genera una condición adicional en la que la tasa de descuento intertemporal de la empresa se iguala a la inversa del tipo de interés neto de impuestos.

$$\begin{aligned}
& \frac{1}{(1-\tau)r_{it} + G_B(B_{it}, A_{it}, K_{it}) + (1-\Delta p_t^e)} E_t \left[\frac{CF_{it+1}}{K_{it}} - \frac{1}{\epsilon} \frac{Y_{it+1}}{K_{it}} - (1 - \frac{1}{\epsilon}) H_K(K_{it}, I_{it+1}) \right. \\
& \left. - G_K(B_{it}, A_{it}, K_{it}) B_{it} - (1 - \delta_1) \left((1 - \frac{1}{\epsilon}) H_I(K_{it}, I_{it+1}) - \frac{p_{t+1}^I}{(1 - \tau)} \right) \right] \\
& - (1 - \frac{1}{\epsilon}) H_I(K_{it-1}, I_{it}) - \frac{1}{(1-\tau)} p_t^I = 0 \quad (13)
\end{aligned}$$

Obsérvese cómo, al igual que en el caso en que suponíamos una oferta de crédito inelástica, la función de inversión resultante lleva implícito algún supuesto de comportamiento del precio sombra de los recursos generados. La diferencia está en que ahora esperamos que el error de expectativas asociado al nivel de endeudamiento de la empresa (ecuación (8)) no esté correlacionado con variables financieras por haber sido corregido el tipo de interés de la deuda mediante la ecuación (12).

Cuando la empresa se enfrenta a un límite en el nivel de endeudamiento, en vez de una función de oferta de crédito como (12), también la tasa de descuento de la función de inversión estará multiplicada por un término adicional como ocurre en (13). Whited (1992), por ejemplo, considera tal restricción efectiva y modeliza el multiplicador como función de alguna característica observable de la empresa. La diferencia con tal aproximación radica en que, en nuestro caso, la decisión sobre el nivel de endeudamiento ha sido tomada, condicionada en la existencia de una oferta de crédito observable y que es función de variables de decisión de la empresa.

3. Información muestral y estimación

3.1 Información muestral

El apéndice de datos presenta las características de la muestra de empresas de la Central de Balances del Banco de España (CBBE). Se dispone de un panel de 1.508 empresas manufactureras, durante el período 1983-1992, que proporcionan información, al menos, en cinco años consecutivos. A continuación, indicamos cómo han sido construidas las principales variables económicas del modelo, a partir de la información contable.

La serie de stock de capital ha sido obtenida, mediante el método de inventario permanente, utilizando una tasa de depreciación económica sectorial (δ_j), a partir de las tablas de Hulten y Wykoff (1981) y un deflactor también sectorial. La serie de inversión bruta utilizada en la construcción del stock de capital es el resultado de la suma de las variaciones del inmovilizado material neto más las dotaciones para amortización del inmovilizado y, por consiguiente, puede tener observaciones negativas.

El output de cada empresa se define como el valor añadido, es decir, el valor de la producción menos los consumos intermedios. El cash-flow se define como la diferencia entre el valor añadido y los gastos de personal. El valor económico de la deuda se iguala a su valor en libros, debido a su carácter eminentemente de corto plazo y la dificultad de conocer el periodo de vencimiento. Los activos líquidos están compuestos por activos financieros de corto plazo más disponibilidades (caja y cuentas corrientes).

El gran número de empresas en la muestra, las diferencias en la propia naturaleza de las empresas, y, posiblemente, en sus procedimientos contables son las posibles causas de la elevada varianza entre empresas de las variables construidas, especialmente del stock de capital (cuadro A.2 del Apéndice).

Los precios observados por las empresas tienen variación temporal bien a nivel agregado o a nivel sectorial. El tipo de interés, común a todas las empresas, es el de un activo sin riesgo a largo plazo. Los precios de los bienes producidos coinciden con los deflactores sectoriales del valor añadido. El precio efectivo de los bienes de inversión se ha construido a nivel sectorial, a partir de las tablas input-output.

3.2 Estimación

La ecuación de Euler (11) del modelo de inversión que preconiza la independencia de las decisiones de financiación, una vez sustituida la esperanza condicional, es:

$$\begin{aligned}
& \frac{1}{(1-\tau)r_t + (1-\Delta p_{jt}^e)} \left[\left(\frac{CF_{it+1}}{K_{it}} \right) - \frac{1}{\epsilon} \left(\frac{Y_{it+1}}{K_{it}} \right) + \frac{\alpha}{2} \left(1 - \frac{1}{\epsilon} \right) \left(\frac{I_{it+1}}{K_{it}} \right)^2 \right. \\
& \left. + \alpha \left(1 - \frac{1}{\epsilon} \right) (1 - \delta_j) \left(\frac{I_{it+1}}{K_{it}} \right) \right] - \alpha \left(1 - \frac{1}{\epsilon} \right) \left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}} \right) \\
& + \frac{1}{(1-\tau)r_t + (1-\Delta p_{jt}^e)} \left[(1 - \delta_j) p_{jt+1}^I + \alpha \left(1 - \frac{1}{\epsilon} \right) \left(\frac{\delta_j^2}{2} - \delta_j \right) \right] + \alpha \left(1 - \frac{1}{\epsilon} \right) \delta_j - P_{jt}^I = e_{it+1}
\end{aligned} \tag{14}$$

En dicha expresión hemos utilizado la función de costes de ajuste (9), sustituyendo el parámetro c por el nivel de inversión de reposición, δ_j , que no es constante sector a sector.

Los tres últimos términos de la ecuación de Euler, que solo presentan variación sectorial y temporal, son eliminados y aproximados por dummies que recogen el efecto sectorial (a_j) y temporal (a_t) de forma independiente. Además, hemos considerado la existencia de efectos individuales aditivos (a_i) que pretenden recoger diferencias entre las empresas en sus procesos productivos (por ejemplo, en la intensidad de los factores o en los costes de ajuste del factor capital), en las condiciones del mercado en el que operan (por ejemplo, elasticidad de la demanda), en los cambios tecnológicos a los que se enfrentan o en la covarianza entre el precio sombra de la restricción de los recursos generados y las variables en $(t+1)$. Los efectos temporales (a_t) recogerán, además del efecto del tipo de interés ya recogido en el modelo, efectos cíclicos sobre la inversión de las empresas que no están recogidos por la propia evolución de las variables explicativas individuales (por ejemplo, la demanda agregada).

La regla de inversión óptima caracterizada por (14) es no lineal en las variables y en los parámetros estructurales. Para estimarla, hemos utilizado el método generalizado de los momentos (GMM, Hansen (1982))⁽⁸⁾. Dado un conjunto de instrumentos, este método trata de encontrar los parámetros que satisfacen las condiciones de ortogonalidad que debe cumplir el error de expectativas, e_{it+1} . Los instrumentos son variables en el conjunto de información de los agentes en el período t que

⁽⁸⁾ Utilizamos una versión modificada del programa en Gauss escrito por Hansen, Heaton y Ogaki.

están correlacionadas con las variables que aparecen en la ecuación de la inversión. En general, los instrumentos utilizados en cada estimación incluyen las variables que aparecen en cada ecuación debidamente retardadas.

Dado que a la ecuación (14) le hemos añadido efectos individuales y que estos pueden estar correlacionados con las variables explicativas contemporáneas de la inversión, para eliminarlos se realiza la estimación en primeras diferencias. Ahora, el error de expectativas es una media móvil de primer orden, y, por tanto, los instrumentos válidos son las variables conocidas con dos períodos de anticipación, por lo menos. También la estimación de la matriz de covarianzas de las condiciones de ortogonalidad tiene en cuenta que el término de error es MA(1). Dado que el panel es incompleto, consideramos solo los productos cruzados existentes para cada empresa (véase Runkle (1991))⁽⁹⁾.

De la estimación de la ecuación en diferencias, obtenemos los valores estimados del parámetro de coste de ajuste (α) y de la elasticidad de demanda (ϵ). A partir de la imposición de las condiciones de ortogonalidad, se puede contrastar la validez estadística del modelo sin restricciones y analizar si esta depende de factores financieros correlacionados con el término de error.

Con el fin de contrastar el efecto de determinadas variables financieras sobre la inversión, se estima la ecuación de optimalidad de la empresa cuando esta se enfrenta a una función de oferta de crédito que depende de características observables. La ecuación (13) con las funciones de H y G formuladas es:

⁽⁹⁾ Utilizamos la matriz de ponderaciones propuesta por Newey y West (1987) que garantiza que es definida positiva. Además, suponemos que la correlación de e_{1t+1} entre empresas es cero.

$$\begin{aligned}
& \frac{1}{(1-\tau) r_t + b \frac{B_{it}}{K_{it}} + (1 - \Delta p_{jt}^e)} \left[\frac{CF_{it+1}}{K_{it}} - \frac{1}{\epsilon} \frac{Y_{it+1}}{K_{it}} + \frac{\alpha}{2} (1 - \frac{1}{\epsilon}) \left(\frac{I_{it+1}}{K_{it}} \right)^2 \right. \\
& + \alpha (1 - \frac{1}{\epsilon}) (1 - \delta_j) \left(\frac{I_{it+1}}{K_{it}} \right) - \frac{\alpha}{2} (1 - \frac{1}{\epsilon}) \delta_j^2 \\
& \left. + \alpha (1 - \frac{1}{\epsilon}) (1 - \delta_j) \delta_j + b \left(\frac{B_{it}}{K_{it}} \right)^2 + (1 - \delta_j) p_{jt+1}^I \right] \\
& - \alpha (1 - \frac{1}{\epsilon}) \left(\frac{I_{it}}{K_{it-1}} \right) + \alpha (1 - \frac{1}{\epsilon}) \delta_j - p_{jt}^I = e_{it+1}
\end{aligned} \tag{15}$$

Reparametrizando los términos de esta ecuación, se puede estimar, no solo el parámetro del coste de ajuste (α) y de la elasticidad de la demanda (ϵ), sino también el parámetro b que mide el efecto del nivel de deuda por unidad de capital en el coste de la financiación r_{it} .

Como ya se apuntó en el apartado teórico, las estimaciones propuestas (ecuaciones (14) y (15)) suponen que todas las empresas generan recursos internos, o que la covarianza condicional entre ϕ_{it+1} y las variables en $(t+1)$ es constante. La diferencia entre las ecuaciones (14) y (15) es que al modelizar en esta última de forma explícita la interrelación entre las decisiones de inversión y financiación, el supuesto de constancia en esa covarianza condicional debería satisfacerse ya que el precio sombra ϕ_{it+1} no estará correlacionado con variables financieras.

De hecho, existe un grupo de empresas para las cuales esta hipótesis se cumple con certeza. Estas empresas son las que generan recursos en dos períodos consecutivos. Si suponemos que la variable recursos generados n_{it} no es observable⁽¹⁰⁾, podemos seleccionar aquellas empresas que cumplen el criterio, más fuerte, pero observable, de repartir dividendos en dos períodos consecutivos ($d_{it+1} > 0, d_{it} > 0$). Las

⁽¹⁰⁾ Una explicación puede ser el elevado número de empresas en la muestra que no cotizan en bolsa y tampoco distribuyen dividendos. Creemos que la remuneración del capital en estas empresas no se realiza necesariamente vía pago de dividendos.

estimaciones para este conjunto de empresas consideran la posibilidad de que el criterio de selección sea endógeno. Seguimos el procedimiento de estimación de Bond y Meghir y Alonso-Borrego añadiendo linealmente, como variable explicativa del error de expectativa, la inversa de la ratio de Mill asociada a la probabilidad de que las empresas paguen dividendos en dos períodos consecutivos⁽¹¹⁾.

4. Resultados

El cuadro 1 presenta el resultado de estimar el modelo de inversión con poder de mercado (ecuación (14)) para diferentes conjuntos de variables instrumentales. El parámetro de la función de coste de ajuste de la inversión es casi siempre significativo, pero su valor es sorprendentemente bajo. Si evaluamos la función de coste de ajuste en los valores medios de la muestra con α igual a 0,1 y sin tener en cuenta el poder de mercado de las empresas, este coste de ajuste representa 0,5% de la inversión y 0,1% en términos del valor añadido bruto. Estos valores son muy inferiores al estimado, por ejemplo, por Whited, para la economía americana, también con información individual, de un 10% de la inversión, aproximadamente.

El parámetro α implica un coste de ajuste de la inversión muy pequeño, pero se mantiene para España, como para Estados Unidos, que tal valor estimado es mayor con un modelo Q que con una condición de Euler⁽¹²⁾. Las estimaciones a partir de un modelo Q para las empresas industriales españolas varian entre el 2% y el 6% (véase Alonso-Borrego y Bentolila (1994)). A partir de una condición de Euler, una explicación a un valor estimado de α tan reducido es la existencia de errores de medida en la variable inversión. Al contrario de lo que ocurre con otras bases de datos, no contamos con información de los gastos de inversión, sino que debe construirse por diferencia entre stocks en dos períodos consecutivos.

La elevada magnitud del coeficiente ϵ , que mide la elasticidad de la demanda, muy por encima de la unidad, indica que las empresas de la

⁽¹¹⁾Véase, por ejemplo, Heckman (1978).

⁽¹²⁾La condición de primer orden del problema de optimización en la sección 2 con respecto al bien de inversión I_{it} es: $q_{it} = P^i + (1-\tau) H_{it}$ cuando la restricción de recursos generados no es efectiva, siendo q_{it} el precio sombra de la restricción de acumulación de capital. La Q de Tobin o ratio q_{it}/P^i se relaciona con el nivel de inversión para un stock de capital y una forma funcional de H_i dados.

muestra poseen, en promedio, cierto poder de mercado. Cuando esta elasticidad de demanda se restringe a ser infinita (caso de empresas competitivas), la estimación del parámetro α no varía, aunque el ajuste de la ecuación es peor. Otro supuesto habitual en la literatura para obtener una forma reducida de la demanda de inversión a partir de información individual ha sido el de hacer el tipo de interés constante. Nosotros hemos comprobado que esta restricción implica el rechazo de las condiciones de sobreidentificación, independientemente del conjunto de instrumentos utilizado.

El test de sobreidentificación de la χ^2 indica la probabilidad con la que las condiciones de ortogonalidad del error de expectativas, e_{1t+1} , con los instrumentos elegidos se están cumpliendo. Dicho test rechaza el modelo cuando instrumentamos con un conjunto de variables reales y financieras, tanto con instrumentos en $(t-1)$ como con instrumentos en $(t-1)$ y $(t-2)$. Hemos considerado para ello retardos de todas las variables individuales que aparecen en la condición de Euler y variables con un retardo del nivel de deuda y activos financieros de la empresa, las cuales, en la hipótesis del modelo neoclásico, se deciden de forma independiente al nivel de inversión. Por el contrario, cuando dejamos de considerar estas dos variables financieras y el cash-flow retardado de dos o tres periodos, el modelo se acepta, comprobándose que cada una de estas variables financieras por separado implica el rechazo del modelo.

La última parte del cuadro 1 contiene la correlación de primero y segundo orden de los residuos estimados. Para ello, tanto la varianza como la covarianza de los residuos se ha estimado promediando entre el número de empresas y ponderando por el número de periodos disponibles. Dado que el modelo implica que los residuos estimados son MA(1), la correlación de segundo orden debe ser cero. Aunque no se ha realizado ningún test de significación que tenga en cuenta la estimación por variables instrumentales, un margen superior al 95% de probabilidad para considerar que no existe correlación de primer orden es $\pm 2 / (\text{observaciones})^{0.5}$. Dado que en el cuadro 1 la correlación de primer orden varía alrededor de 0,05 que es superior a la cota 0,03 (para un número de observaciones de 4.485) se acepta que hay correlación de primer orden. El límite superior de probabilidad (al 95%) de la correlación de segundo orden cuando los residuos son MA(1) es $\pm 2 [1.5 / \text{observaciones}]^{0.5}$. Como las correlaciones estimadas de segundo orden en el cuadro 1 son inferiores a 0,04 (límite superior para un número de observaciones de 2977), se rechaza la existencia de correlación de segundo orden.

Por tanto, hemos encontrado que la causa de rechazar el modelo de inversión neoclásico a nivel desagregado está en su correlación con variables financieras contemporáneas y desfasadas. Analizamos, a

continuación, como posible fuente de correlación del error de expectativas la existencia de alguna forma de restricción financiera. El cuadro 2 presenta los resultados de la estimación de la ecuación de Euler de inversión que tiene en cuenta una oferta de crédito que es función del nivel de endeudamiento bruto de la empresa o del nivel de endeudamiento neto (es decir, el endeudamiento bruto menos los activos líquidos a corto plazo).

Al considerarse un tipo de interés que es función del endeudamiento neto de cada empresa, los instrumentos válidos para la estimación de la función de inversión incluyen valores retardados tanto de variables reales como del nivel de deuda y de liquidez de la empresa. El test de sobreidentificación indica que este modelo es válido, aceptándose con mayor probabilidad en el caso de considerar deuda neta que en el de deuda bruta. El valor estimado de b (0,004) indicaría que, en promedio, las empresas soportan un coste adicional en su endeudamiento cercano a 0,3 puntos porcentuales⁽¹³⁾ que haría reducir su nivel de inversión deseado. Este coste adicional de la financiación implica un descenso en la tasa de descuento de los recursos futuros, además del efecto directo negativo que el nivel de endeudamiento neto tiene sobre la tasa de inversión. Que el parámetro estimado del coste de ajuste disminuya cuando se incorpora la función de crédito puede interpretarse como que los costes de ajuste recogían tanto restricciones tecnológicas como financieras. Sin embargo, la magnitud de ϵ aumenta sensiblemente al dejar libre el parámetro b , indicando cierta colinealidad en la estimación de ambos parámetros, sin que ello tenga una clara interpretación económica. Este valor del parámetro ϵ implica unos márgenes $(1/\epsilon)$ cercanos al 20%, valor en consonancia con el obtenido en Mazón (1992)⁽¹⁴⁾.

Las dos funciones de inversión anteriores se han reestimado para las empresas que reparten dividendos en dos períodos consecutivos, controlando por este criterio de selección⁽¹⁵⁾. A priori, esperaríamos que estas empresas no estuvieran restringidas en los mercados de crédito,

(13) El valor medio muestral de la ratio deuda neta-stock de capital es de 0,66.

(14) El valor estimado de ϵ está identificado en el supuesto de rendimientos constantes. Si se abandona tal supuesto, no sería posible identificar de forma separada el parámetro de los rendimientos, el de la elasticidad (ϵ) y el del coste de ajuste (α).

(15) La matriz de varianzas y covarianzas no se corrige por la posible heterocedasticidad inducida al sustituir el criterio de selección por valores estimados. En la medida en que este término no es significativo, no esperamos que la corrección anterior altere los resultados.

ya que podrían financiar su inversión simplemente alterando el reparto de sus recursos internos.

En el cuadro 3, se han plasmado las estimaciones para este grupo de empresas y del probit que explica la probabilidad de pagar dividendos en dos períodos consecutivos. En las columnas 1 y 2, se hace el mismo ejercicio que en el cuadro 1, es decir, se estima el modelo que presupone que las decisiones de financiación e inversión no están relacionadas, incluyendo en el primer caso variables financieras entre los instrumentos, pero no en el segundo. El test de sobreidentificación acepta la hipótesis nula de que todos los instrumentos -incluidas las variables financieras- están no correlacionados con el término de error. Se corroboran así las conclusiones de Martínez y Mato (1993) y de Alonso-Borrego (1994), obtenidas también con información de empresas españolas, de que aquellas empresas que reportan dividendos no están restringidas financieramente. Este resultado es confirmado en las columnas 3 y 4, ya que el parámetro b del modelo que incluye una oferta de crédito elástica es solo significativo al 10% y el valor estimado es inferior al obtenido para el total de empresas manufactureras. Los otros dos parámetros del modelo toman valores que van en la dirección esperada: tanto el coste de ajuste (no significativo), como la elasticidad de la demanda son inferiores a los estimados para el total de la muestra.

Como ya se apuntó en la introducción, el tercer objetivo de este trabajo es el de determinar si distintos grupos de empresas tienen un diferente grado de dependencia en sus decisiones de inversión y financiación. Para ello se agruparon a priori las empresas según alguna variable, criterio que se considera correlacionado con el colateral que garantiza los recursos ajenos, el riesgo propio o idiosincrásico a su actividad productiva y el asociado a la probabilidad de quiebra, pero no está correlacionada con el error de expectativa de la ecuación de inversión. En la hipótesis nula de que en alguno de estos grupos de empresas las decisiones de inversión y financiación no sean independientes, esperamos que se rechacen las restricciones de sobreidentificación de la ecuación de inversión neoclásica y que en el modelo de inversión con función de oferta de crédito elástica al endeudamiento neto, el parámetro que mide esta elasticidad (b) sea significativo.

El primer criterio de división de la muestra fue el de tamaño, que se evaluó a partir del empleo total de cada empresa⁽¹⁶⁾. Aunque en el modelo es el stock de capital la variable de escala, aquí es el empleo. Este es el criterio habitualmente utilizado cuando se emprenden medidas de política económica. Para clasificar a cada empresa, se tomó su empleo total en el primer año para el que se tenía observación, considerándose pequeñas aquellas cuyo número de trabajadores era inferior a la mediana, y grandes, las demás. De esta forma, se evita parcialmente el problema de selección endógena en el periodo muestral, si se decide conjuntamente tamaño o empleo e inversión.

Como muestra el cuadro A.3 del Apéndice, las empresas pequeñas se caracterizan porque en promedio invierten más por unidad de capital y generan mayor cash-flow. Sin embargo, en el gráfico 1 se observa que el saneamiento financiero ha sido más fuerte que en las empresas grandes, no existiendo diferencias en términos del endeudamiento bruto al final del periodo muestral. Incluso teniendo en cuenta el nivel de activos líquidos, el gráfico 2 muestra que, en términos netos, el endeudamiento es inferior en las empresas más pequeñas.

Los resultados de la estimación del modelo neoclásico y del que incluye la oferta de crédito elástica han quedado reflejados en el cuadro 4. El primer modelo, cuando se incluyen variables financieras entre los instrumentos, no supera el test de sobreidentificación para las empresas pequeñas y solo marginalmente para las grandes. Así, el problema de relación entre las decisiones de inversión y financiación afecta a ambos tipos de empresas, pero, como parece desprenderse de la columna 3 y especialmente de la 4, es más significativo en el caso de las empresas pequeñas. El modelo de inversión con oferta de crédito elástica se acepta con mayor probabilidad y el coeficiente del crédito con respecto al nivel de endeudamiento neto es significativamente superior. Por tanto, las empresas pequeñas soportarían un coste de la deuda 0,3 puntos porcentuales superior al de las empresas grandes⁽¹⁷⁾. Este mayor coste implícito de los recursos ajenos, incluso admitiendo similares niveles de endeudamiento bruto y de coste asociado a los recursos propios para ambos tipos de empresas, generará un coste total del capital también mayor para las empresas de menor tamaño. Además, la tasa de descuento intertemporal (β) será, en promedio, de 0,965 en las empresas grandes,

⁽¹⁶⁾ Aunque en el modelo es el stock de capital la variable de escala, aquí es el empleo. Este es el criterio habitualmente utilizado cuando se emprenden medidas de política económica.

⁽¹⁷⁾ La ratio media de deuda neta-stock de capital para las empresas pequeñas es 0,63, y para las grandes, 0,69.

frente a 0,96 en las pequeñas. El resto de coeficientes estimados también es coherente con lo que a priori se esperaría: los costes de ajuste en la inversión son superiores para las empresas pequeñas y, además, perciben la demanda de sus productos como si existiera más competencia, es decir, afectando menos al precio de los bienes cuando alteran la cantidad de producto que lanzan al mercado.

El segundo criterio de partición de la muestra fue el de la edad de las empresas. La importancia de esta separación se deriva de que algunos de los problemas más comúnmente citados en la puesta en marcha de nuevas empresas son el acceso a financiación externa y el coste de la misma. Estas dificultades, procedentes del mayor riesgo asociado al proyecto de inversión iniciado, han inducido el desarrollo de instrumentos financieros específicos para este tipo de empresas (por ejemplo, las sociedades capital-riesgo y los préstamos participativos).

Se seleccionaron como empresas jóvenes aquellas que, en el año inicial de la muestra (1983), no habían renovado más de una vez su capital productivo (excepto los edificios)⁽¹⁸⁾. Esto supuso que las empresas jóvenes tenían entre 8 y 14 años de existencia, dependiendo de su sector de pertenencia. Como se puede observar por la información de las variables del Apéndice (cuadro A.3), las empresas jóvenes adquieren más activos fijos por unidad de capital, generan mayor cash-flow y están más endeudadas, aunque su proceso de saneamiento, en el período muestral, ha sido más rápido que en las empresas maduras.

El cuadro 5, que estima las dos funciones de inversión, confirma solo parcialmente las dificultades financieras de las empresas jóvenes. El modelo neoclásico para las empresas jóvenes se acepta estadísticamente cuando se incluyen como instrumentos las variables financieras, pero los residuos estimados presentan una correlación de segundo orden muy elevada. El modelo de inversión que incorpora la oferta de crédito elástica se comporta mejor en términos de la correlación de los residuos estimados tanto para las empresas jóvenes como para las maduras, aunque el ajuste del modelo resulta mejor para las empresas maduras, a priori menos restringidas. El parámetro b de las empresas jóvenes dobla el de las maduras. En este sentido, el gráfico 3 muestra las primas estimadas en el coste de la financiación externa por empresas, ordenadas estas según el endeudamiento neto. Como se observa en dicho gráfico la prima de

⁽¹⁸⁾Para determinar el número de años necesarios para renovar el capital productivo, se utiliza la inversa de las tasas de depreciación sectoriales. La muestra, con este criterio de selección, cambia respecto a la analizada anteriormente, debido a que la información sobre la fecha de creación de la empresa solo está disponible en 1992.

endeudamiento es significativamente más alta para las empresas jóvenes que para las empresas pequeñas y a la vez la prima de endeudamiento de estos dos grupos de empresas es mayor que para el conjunto de la muestra.

Este mayor parámetro b refleja el mayor coste de los fondos procedente del exterior e implica una tasa de descuento intertemporal un punto porcentual más bajo¹⁹. Sin embargo, los resultados son insatisfactorios en el parámetro de los costes de ajuste, que no es significativo para las empresas jóvenes. El valor estimado del parámetro que mide la elasticidad de la demanda, superior al de las maduras, también es coherente con lo que se esperaría: las empresas jóvenes disfrutan de menores márgenes comerciales.

5. Conclusiones

El presente trabajo ha contrastado la importancia de las restricciones financieras con un panel de empresas manufactureras españolas en el período 1984-1992. Para ello se ha estimado una demanda de inversión en capital fijo que se deriva de un problema de optimización bajo incertidumbre. Dicha función tiene en cuenta la existencia usual de costes de ajuste, y que las empresas no se comportan competitivamente en el mercado de bienes. También considera un impuesto diferenciado entre recursos internos y externos, y un período para que la inversión realizada sea productiva.

Hemos encontrado, en primer lugar, evidencia de que la causa de rechazar el modelo neoclásico de inversión, para el conjunto de empresas en la muestra, está en la correlación con variables financieras. La muestra, además, se caracteriza por un coste de ajuste de la inversión muy reducido (0,5% de la inversión) y una elasticidad precio de la demanda que evidencia cierto poder de mercado de las empresas.

En segundo lugar, se ha modelizado la influencia de las restricciones financieras en la inversión a través de una oferta de crédito que depende del nivel de endeudamiento y de activos líquidos de la empresa. La demanda de inversión, restringida a esta oferta de crédito, se acepta estadísticamente, aunque el coste adicional estimado solo es, en el promedio de las empresas, de 0,3 puntos porcentuales. Estos resultados

¹⁹ Teniendo en cuenta que la ratio media deuda neta-stock de capital de las jóvenes es 0,87 frente a 0,49 de las maduras, la diferencia de tipos de interés soportada sería cercana a 0,7 puntos porcentuales.

indican que el modelo es consistente con la existencia de información asimétrica en el mercado de crédito, en el que las características observables de la empresa, colateral y nivel de endeudamiento, determinan conjuntamente una prima en el coste de la financiación externa para cubrir el riesgo de la inversión.

Por último, se ha contrastado que existen grupos de empresas más restringidos financieramente como las empresas de menor tamaño y las más jóvenes, debido a que soportan un coste unitario de sus recursos externos mayor. Este coste financiero superior implica una tasa de descuento intertemporal entre medio punto y un punto porcentual inferior a la del resto de las empresas. La evidencia encontrada en un período temporal de disminución en el nivel de endeudamiento, sobre todo en las empresas jóvenes y pequeñas, indica la importancia del colateral y del riesgo de quiebra para la determinación del coste financiero. Estas diferencias son importantes, ya que podrían ayudar a explicar el comportamiento en el ciclo económico de la inversión y de otras variables reales ante perturbaciones de política monetaria y fiscal (ver, por ejemplo, Gertler y Gilchrist (1994)).

CUADRO 1
ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN CON PODER DE MERCADO (ECUACIÓN 14)
PERÍODO 1984 - 1992

	<u>Instrumentos en (t-1)</u>		<u>Instrumentos en (t-1) y (t-2)</u>	
	Con variables financieras	Sin variables financieras	Con variables financieras	Sin variables financieras
Parámetros estimados				
α (Coste de ajuste)	0,09 (1,39)	0,15 (1,62)	0,12 (2,00)	0,15 (2,19)
ε (Elasticidad de demanda)	3,63 (5,92)	3,34 (5,34)	3,20 (8,38)	3,28 (6,11)
Test de sobreidentificación				
χ^2	29,07	2,24	31,80	11,32
Grados de libertad	5	2	10	6
Valor P	0,00	0,32	0,00	0,11
Correlación de los residuos				
1 ^{er} Orden	-0,05	-0,06	-0,06	-0,06
2 ^a Orden	0,00	0,00	0,00	0,00

Instrumentos en (t-1): las variables no financieras son (I_{t-1}/K_{t-2}) , $(I_{t-1}/K_{t-2})^2$, (Y_{t-1}/K_{t-2}) , (N_{t-1}/K_{t-2}) . Las variables financieras son $(B/K)_t$, $(AP/K)_t$ y (CF_{t-1}/K_{t-2}) .

Instrumentos en (t-1) y (t-2): A los instrumentos en (t-1) de las estimaciones anteriores se añaden los mismos instrumentos, pero en (t-2).

Todas las estimaciones incluyen dummies sectoriales y temporales como regresores, incorporados aditivamente, y como instrumentos.

CUADRO 2
ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN CON PODER DE MERCADO
Y OFERTA DE CRÉDITO (ECUACIÓN 15)
PERÍODO 1984 - 1992

	<u>Instrumentos en (t-1)</u>		<u>Instrumentos en (t-1) y (t-2)</u>	
	Con deuda bruta	Con deuda neta	Con deuda bruta	Con deuda neta
Parámetros estimados				
α (Coste de ajuste)	0,08 (2,37)	0,09 (2,23)	0,08 (2,62)	0,06 (2,26)
ϵ (Elasticidad de demanda)	10,84 (0,97)	12,41 (0,76)	4,90 (3,82)	5,64 (3,34)
b (Elasticidad de oferta de crédito)	0,009 (1,53)	0,0006 (1,11)	0,004 (1,59)	0,004 (3,24)
Test de sobreidentificación				
χ^2	12,07	9,18	18,00	19,40
Grados de libertad	5	6	13	15
Valor P	0,03	0,16	0,16	0,20
Correlación de los residuos				
1 ^{er} Orden	-0,04	-0,08	-0,04	-0,10
2 ^{da} Orden	-0,08	-0,06	-0,06	-0,06

Instrumentos en (t-1), con deuda bruta: (I_{t-1}/K_{t-2}) , $(I_{t-1}/K_{t-2})^2$, (Y_{t-1}/K_{t-2}) , (N_{t-1}/K_{t-2}) , $(B/K)_{t-2}$, $(B/K)_{t-2}^2$, (CF_{t-1}/K_{t-2}) , $(A/K)_{t-2}$. Instrumentos en (t-2) con deuda neta: se añade a los anteriores $(A/K)_{t-2}$

Instrumentos en (t-2) y (t-3): A los instrumentos en (t-1) de las estimaciones anteriores se añaden los mismos instrumentos, pero en (t-2).

Todas las estimaciones incluyen dummies sectoriales y temporales como regresores, incorporados aditivamente, y como instrumentos.

CUADRO 3
ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA LAS EMPRESAS CON DIVIDENDOS POSITIVOS
PERÍODO: 1984-1992

	F. Inversión con poder de mercado		F. Inversión con oferta de crédito elástica	
	Con variables financieras como instrumentos	Sin variables financieras como instrumentos	Deuda bruta	Deuda neta
Parámetros estimados				
α (Coste de ajuste)	0,23 (1,60)	0,22 (1,63)	0,03 (0,47)	0,05 (0,86)
ϵ (Elasticidad de demanda)	2,44 (12,11)	2,85 (7,47)	2,45 (12,32)	2,43 (14,76)
b (Elasticidad de oferta de crédito al endeudamiento)	-	-	0,002 (1,80)	0,03 (1,64)
λ (Término de selección)	-0,07 (-0,78)	-0,01 (-0,07)	-0,13 (1,23)	-0,05 (0,52)
Test de sobreidentificación				
χ^2	6,65	1,85	10,77	17,23
Grados de libertad	9	5	12	14
Valor P	0,67	0,87	0,55	0,24
Correlación de residuos				
1 ^{er} orden	-0,20	-0,19	-0,15	-0,11
2 ^{da} orden	-0,00	-0,01	0,01	0,02

Instrumentos en (t-1) y (t-2): ver nota cuadro 1 para los instrumentos en las dos primeras columnas y cuadro 2 para los instrumentos en las dos últimas columnas.

Probit para dividendos positivos en dos períodos consecutivos (d_{it+1} y d_{it})
número observaciones 7501

Variables explicativas

(d_{it-1}, d_{it-2})	$(I/K_{-1})_{t-1}$	$(I/K_{-1})_{t-1}^2$	$(CF/K_{-1})_{t-1}$	$(Y/K_{-1})_{t-1}$
1,73 (47,14)	-0,008 (0,07)	-0,001 (0,02)	0,20 (5,53)	-0,02 (1,45)
$(B/K)_{t-1}$	$(A/K)_{t-1}$	$(N/K_{-1})_{t-1}$	$(B/K)_{t-1}^2$	$(A/K)_{t-1}^2$
-0,09 (5,56)	0,08 (2,79)	-0,05 (1,44)	0,002 (3,61)	-0,004 (2,08)

pseudo $R^2 = 0,31$

CUADRO 4
ESTIMACIÓN GMM DE LA FUNCIÓN DE INVERSIÓN PARA EMPRESAS PEQUEÑAS Y GRANDES
PERÍODO: 1984-1992

Empresas Pequeñas				
	F. Inversión con poder de mercado		F. Inversión con oferta de crédito elástica	
	Con variables financieras como instrumentos	Sin variables financieras como instrumentos	Deuda bruta	Deuda neta
Parámetros Estimados				
α (Coste de Ajuste)	0,18 (2,46)	0,30 (3,28)	0,13 (3,35)	0,08 (2,36)
ϵ (Elasticidad de demanda)	3,50 (8,89)	10,39 (2,35)	6,96 (3,00)	6,43 (3,47)
b (Elasticidad de oferta de crédito al endeudamiento)	-	-	0,07 (1,37)	0,01 (2,24)
Test de sobreidentificación				
χ^2	35,84	2,92	16,11	22,12
Grados de libertad	10	6	13	15
Valor P	0,00	0,81	0,24	0,14
Correlación de los residuos				
1 ^{er} orden	-0,03	-0,11	-0,08	-0,06
2 ^o orden	0,00	-0,02	-0,02	0,00
Empresas Grandes				
	F. Inversión con poder de mercado		F. Inversión con oferta de crédito elástica	
	Con variables financieras como instrumentos	Sin variables financieras como instrumentos	Deuda bruta	Deuda neta
Parámetros Estimados				
α (Coste de ajuste)	0,07 (0,97)	0,03 (0,34)	0,05 (1,37)	0,02 (0,51)
ϵ (Elasticidad de demanda)	2,65 (10,67)	2,27 (4,07)	4,14 (4,01)	4,66 (3,64)
b (Elasticidad de oferta de crédito al endeudamiento)	-	-	0,005 (1,76)	0,005 (4,66)
Test de sobreidentificación				
χ^2	18,22	7,12	13,61	14,11
Grados de libertad	10	6	13	15
Valor P	0,05	0,31	0,40	0,52
Correlación de los residuos				
1 ^{er} orden	-0,06	-0,07	-0,04	-0,09
2 ^o orden	0,01	0,02	-0,05	-0,05

Instrumentos en (t-1) y (t-2): ver nota cuadro 1 para los instrumentos en las dos primeras columnas y cuadro 2 para los instrumentos en las dos últimas columnas.

CUADRO 5
ESTIMACIÓN GM de la función de inversión para empresas jóvenes y maduras
PERÍODO: 1984-1992

Empresas Jóvenes				
	F. Inversión con poder de mercado		F. Inversión con oferta de crédito elástica	
	Con variables financieras como instrumentos	Sin variables financieras como instrumentos	Deuda bruta	Deuda neta
Parámetros Estimados				
α (Costes de ajuste)	-0,10 (-0,38)	0,10 (0,50)	0,02 (0,35)	-0,11 (-1,29)
ϵ (Elasticidad de demanda)	1,88 (23,34)	2,50 (5,46)	4,01 (3,26)	5,02 (2,25)
b (Elasticidad de oferta de crédito al endeudamiento)	-	-	0,015 (2,51)	0,012 (2,10)
Test de sobreidentificación				
χ^2	7,17	5,91	17,67	20,43
Grados de libertad	10	6	13	15
Valor P	0,71	0,43	0,17	0,16
Correlación de los residuos				
1 ^{er} orden	0,27	-0,10	-0,02	-0,13
2 ^{da} orden	0,14	-0,03	-0,04	-0,02
Empresas Maduras				
	F. Inversión con poder de mercado		F. Inversión con oferta de crédito elástica	
	Con variables financieras como instrumentos	Sin variables financieras como instrumentos	Deuda bruta	Deuda neta
Parámetros Estimados				
α (Costes de ajuste)	0,15 (1,19)	0,18 (1,47)	0,11 (2,60)	0,09 (2,20)
ϵ (Elasticidad de demanda)	2,27 (14,30)	2,76 (4,43)	5,53 (2,06)	2,60 (7,76)
b (Elasticidad de oferta de crédito al endeudamiento)	-	-	0,009 (1,89)	0,006 (8,86)
Test de sobreidentificación				
χ^2	19,82	8,63	19,33	21,58
Grados de libertad	10	6	13	15
Valor P	0,03	0,20	0,11	0,12
Correlación de los residuos				
1 ^{er} orden	-0,20	-0,21	-0,21	-0,30
2 ^{da} orden	-0,05	-0,05	-0,04	-0,04

Instrumentos en $(t-1)$ y $(t-2)$: ver nota cuadro 1 para los instrumentos en las dos primeras columnas y cuadro 2 para los instrumentos en las dos últimas columnas.

GRÁFICO 1
RATIO DEUDA BRUTA-STOCK
Medias por deciles de empleo

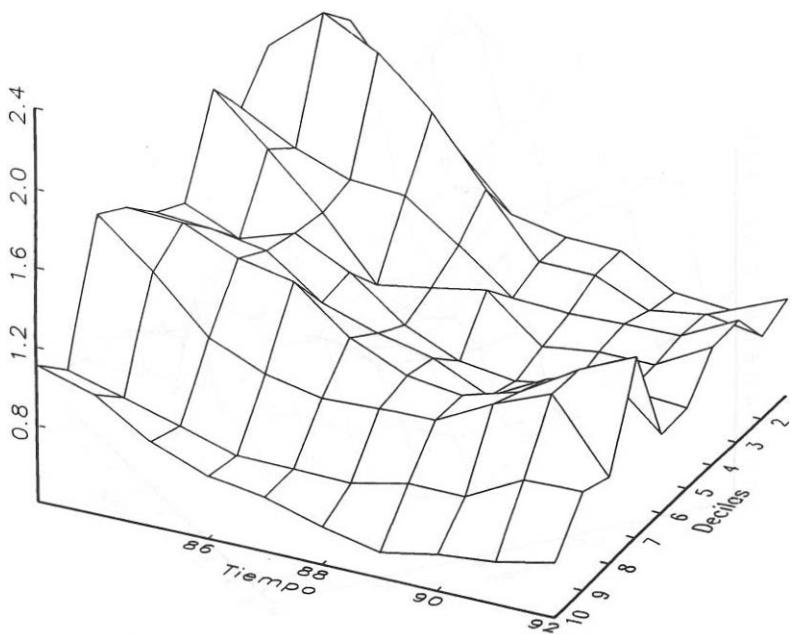


GRÁFICO 2
RATIO DEUDA NETA-STOCK
Medias por deciles de empleo

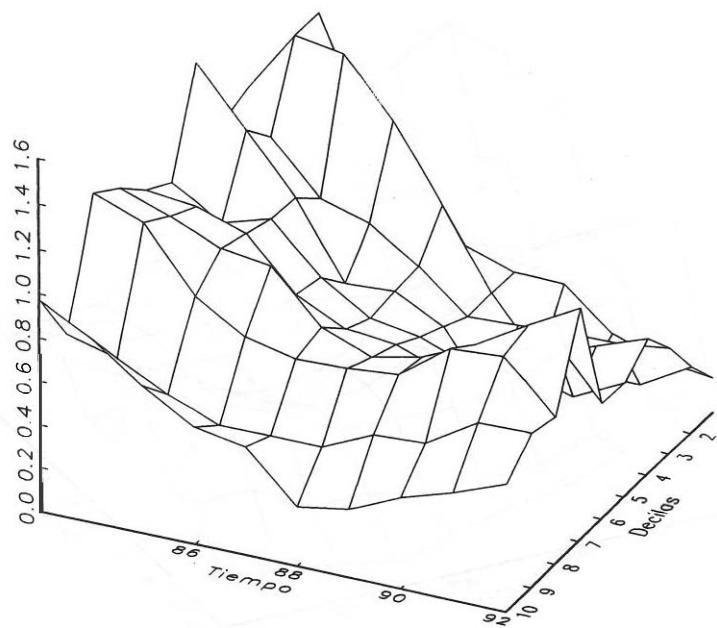
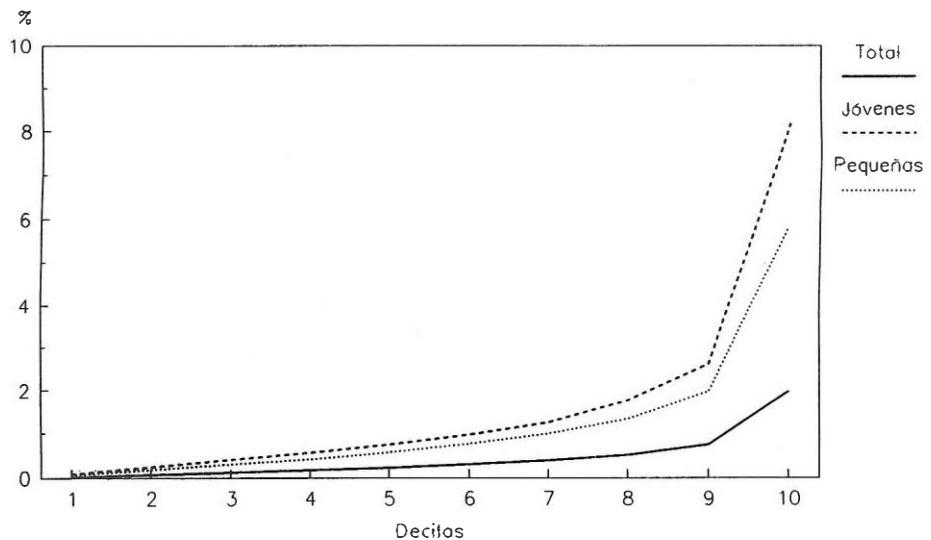


GRÁFICO 3
PRIMAS DE ENDEUDAMIENTO ESTIMADAS
Porcentajes



Apéndice A

A.1. Selección de la muestra

La fuente estadística básica de este trabajo es la información individual de las empresas no financieras, contenida en la Central de Balances del Banco de España (CBBE), en el periodo 1983-1992. De esta muestra se seleccionaron las empresas con 5 períodos consecutivos, por lo menos, eliminándose aquellas cuya actividad principal era agrícola, energética, constructora, de servicios, o que habían cambiado de actividad en algún momento. Tampoco se han considerado las empresas que en algún periodo pertenecieron mayoritariamente al sector público.

De las restantes empresas, se eliminaron las que cumplían los siguientes filtros de consistencia: a) no tenían empleados; b) no pagaban salarios; c) su valor añadido bruto era nulo o negativo; d) el inmovilizado material neto era nulo o negativo; e) las variaciones de su inmovilizado material neto eran mayores que el triple de su inmovilizado en el periodo precedente; y f) las variaciones de su deuda con coste y de sus activos financieros eran superiores a 50 veces su deuda y activos en el periodo precedente.

La muestra final quedó constituida por 1.508 empresas que suponían 12.025 observaciones, tal y como se refleja en el cuadro A.1.

A.2. Construcción de las variables

Variables individuales:

- **Valor Añadido Bruto:** define como el valor de la producción menos consumos intermedios. El valor de la producción incluye el importe neto de la cifra de negociación y otros ingresos de explotación, la variación de existencias de productos terminados y en curso, los trabajos realizados por la empresa para su inmovilizado y las subvenciones de explotación. A su vez, los consumos intermedios se obtienen como suma de las compras netas, otros gastos de explotación, y tributos, y restando la variación de existencias de mercaderías y de materias primas.
- **Empleo:** se obtiene como suma del empleo fijo y del empleo temporal. El empleo temporal es el número de trabajadores temporales multiplicado por el número medio de semanas trabajadas y dividido por 52.

- **Cash-flow:** se define como el valor añadido bruto menos los gastos de personal (es decir, coincide con el resultado económico bruto de la explotación).
- **Inversión bruta en inmovilizado material:** se construye como el incremento del inmovilizado material neto más las dotaciones de amortización del periodo, incluidos intereses activados y otras revalorizaciones.
- **Stock de capital:** es el valor a coste de reposición del inmovilizado material neto. Este valor se obtiene mediante el procedimiento de inventario permanente (véase Salinger y Summers (1983)), que es un procedimiento recursivo basado en la siguiente expresión:

$$K = [I + (P_{INV}/P_{INV-1}) \cdot K_{-1} (1 - \delta)]$$

Siendo P_{INV} el deflactor de los bienes de inversión y δ la depreciación económica de los bienes de inversión. Como condición inicial se toma el valor contable del inmovilizado material neto.

- **Deuda bruta:** incluye los recursos ajenos de la empresa a largo plazo así como la financiación a corto plazo con coste (de entidades de crédito, obligaciones y otros valores negociables y otros).
- **Activos financieros:** es la suma del inmovilizado financiero, los activos financieros a corto plazo y las disponibilidades (caja y cuentas corrientes y de ahorro).
- **Activos financieros a corto plazo:** a la anterior variable se le resta el inmovilizado financiero.
- **Dividendos:** es la propuesta de distribución de dividendos recogida en el balance de las empresas.

Variables sectoriales:

- **Deflactor del Valor Añadido Bruto:** son los deflactores sectoriales de Contabilidad Nacional con base 85 con un nivel de desagregación de 14 sectores de la clasificación NACE-CLIO R-25. Estos deflactores se enlazaron con los de base 80 mediante sus tasas de crecimiento corregidas para que se respetara el enlace (más agregado) llevado a cabo por la propia Contabilidad Nacional.

- Deflactor de los bienes de inversión: es una media ponderada por sector de los deflactores agregados de material de transporte, productos metálicos y maquinaria y otras construcciones en base 85. El enlace con la base 80 se llevó a cabo con los mismos criterios que el anterior deflactor, y las ponderaciones sectoriales se obtuvieron a partir de las tablas input-output del año 1986.
- Depreciación económica de los bienes de inversión (δ): media ponderada de las depreciaciones económicas de los tres tipos de bienes de inversión recogidas en Hulten y Wykoff (1981). Las ponderaciones sectoriales obtenidas a partir de las tablas input-output del año 1986.

Variables agregadas:

- Tipo de interés nominal: Se considera el tipo de interés de un activo sin riesgo a largo plazo, medido como el rendimiento medio de la deuda del Estado con plazo superior a dos años.
- Tasa impositiva sobre beneficios: Es constante e igual a la tasa impositiva media de 0,35.
- Desgravación por inversión: El precio de la inversión se ajusta por un índice, común a todas las empresas, en el que se supone que las empresas aprovechan parcialmente la desgravación al poder repartirse esta en un número de años y tener un límite máximo.

CUADRO A.1.		
PANEL INCOMPLETO DE EMPRESAS: 1983-1992		
Nº de períodos	Nº de empresas	Nº de observaciones
5	195	975
6	193	1.158
7	226	1.582
8	203	1.624
9	224	2.016
10	467	4.670
Total	1.508	12.025

CUADRO A.2
ESTADÍSTICOS MUESTRALES DE LAS VARIABLES. PERÍODO: 1984-1992

	Variables individuales			
	Media	Desviación Estándar	Minimos	Máximos
Valor añadido bruto (Y)	1.138,8	4.096,0	2	91.607
Empleo (N)	236,3	705,3	1	15.951
Cash-Flow (CF)	425,6	1.914,9	-17.067	55.114
Inversión bruta (I)	152,7	761,5	-10.862	45.391
Stock de capital (K)	1.401,9	4.952,1	1	97.975,8
Deuda bruta (B)	756,4	2.727,5	0	71.076
Activos Financieros (AF)	460,4	2.659,5	-257	97.176
Activos financieros a corto plazo (A)	185,7	1.161,6	-257	68.418
Y/K ₋₁	2,096	3,035	0,013	119.593
N/K ₋₁	0,731	1,265	0,009	30.244
CF/K ₋₁	0,645	1,197	-3.890	64.832
I/K ₋₁	0,171	0,266	-0,963	3
B/K	1,052	1,939	0	51.798
AF/K	0,511	1,311	-3.730	59.362
A/K	0,391	1,131	-3.730	59.362
(B-AF)/K	0,541	2,147	-59.362	51.506
(B-A)/K	0,661	2,078	-59.362	51.506
Variables sectoriales				
	Media	Desviación típica	Minimos	Máximos
Inflación (deflactor Y)	0,050	0,046	-0,061	0,185
Precio relativo de la Inversión (p ^I)	1,024	0,079	0,816	1,285
Depreciación económica	0,047	0,025	0,019	0,139
Tipo de interés nominal	0,13	0,014	0,114	0,165

Nota: Todas las variables individuales en términos reales medidas en millones de pesetas, excepto el empleo medido en número de trabajadores.

CUADRO A.3 DIVISIONES DE LA MUESTRA ESTADÍSTICOS MUESTRALES				
	Pequeñas 760 empresas Nº de observaciones 6056		Grandes 748 empresas Nº de observaciones 5969	
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica
I/K ₋₁	0,178	0,294	0,163	0,235
CF/K ₋₁	0,699	1,44	0,590	0,884
B/K	1,093	2,269	1,010	1,532
(B-A)/K	0,629	2,491	0,694	1,548
ΔB/K	-0,037	3,062	0,015	0,943
Δ(B-A)/K	-0,082	3,191	-0,002	0,986
Jóvenes 219 empresas Nº de observaciones 1706				
Maduras 278 empresas Nº de observaciones 5377				
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica
I/K ₋₁	0,229	0,350	0,151	0,224
CF/K ₋₁	0,891	1,370	0,591	0,985
B/K	1,278	2,731	0,900	1,469
(B-A)/K	0,867	2,820	0,492	1,788
ΔB/K	-0,010	3,303	0,025	0,969
Δ(B-A)/K	-0,066	3,313	-0,001	1,081

BIBLIOGRAFÍA

- Alonso-Borrego, C. (1994): "Estimating dynamic investment models with financial constraints". Working Paper 9418, CEMFI.
- Alonso-Borrego, C. y S. Bentolila, (1994): "Investment and Q in Spanish manufacturing firms" Oxford Bulletin of Economics and Statistics 56, págs. 49-65.
- Bond, S. y C. Meghir, (1994): "Dynamic investment models and the firm's financial policy". The Review of Economic Studies, 61, págs. 197-222.
- Calomiris, C. y R.G. Hubbard, (1990): "Firm heterogeneity, internal finance and credit rationing". Economic Journal, 100, págs. 90-104.
- Deverux, M. y F. Schiantarelli (1990): "Investment, financial factors and cash-flow: Evidence from UK panel data" en R.G. Hubbard (ed.) Asymmetric information, corporate finance and investment, University of Chicago Press.
- Fazzari, S., R.G. Hubbard, y B.C. Petersen (1988): "Financing constraints and corporate investment". Brookings Papers on Economic Activity, 1, págs. 141-195.
- Fazzari, S., y B.C. Petersen, (1993): "Working Capital and fixed investment: new evidence on financing constraints". Rand Journal of Economics, 3, págs. 328-342.
- Gertler, M. y S. Gilchrist (1994): "Monetary policy, business cycles and the behaviour of small manufacturing firms". Quarterly Journal of Economics, 109, págs. 309-340.
- Gilchrist, S. (1990): "An empirical analysis of corporate investment and financing hierarchies using firm level panel data". Manuscrito.
- Hansen, L.P. (1982): "Large sample properties of generalized method of moments estimators". Econometrica, 50, págs. 1029-1954.
- Hayashi (1982): "Tobin's marginal q and average q: a neoclassical interpretation". Econometrìca, 50, pp. 213-224.
- Heckman, J.J. (1978): "Dummy endogenous variables in a simultaneous equations system". Econometrica, 42, págs. 679-694.

- Hoshi, T., A. Kashyap, y D. Scharfstein, (1989): "Corporate structure, liquidity and investment: evidence from Japanese industrial groups". Manuscrito.
- Hubbard, R. y A. Kashyap (1992): Internal net worth and the investment process: an application to U.S. agriculture". Journal of Political Economy, 100, págs. 506-534.
- Hulten, C. y F. Wykoff (1981): "The measurement of economic depreciation", en Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital, Ed.: C. Hulten, Urban Institute Press.
- Kydland, F. y E. Prescott (1982) "Time to build and aggregate fluctuations", Econométrica, 50, págs. 1345-70.
- Martínez, J. y G. Mato (1993): "Estructura financiera e Inversión". Revista de Economía Aplicada, 1, págs. 99-118.
- Mazón, C. (1992): "Is profitability related to market share? An intra-industry study in manufacturing". Documento de trabajo 9327. Banco de España.
- Newey, W. y K. West (1987): "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix". Econometrica, 55, págs. 703-708.
- Ocaña, C., V. Salas y J. Vallés (1994): "Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española 1983-1989". De próxima aparición en Moneda y Crédito.
- Runkle, D. (1991): "Liquidity constraints and the permanent-income hypothesis". Journal of Monetary Economics, 27, págs. 73-98.
- Salinger, M. y Summers, L. (1983): "Tax reform and corporate investment: a microeconomic simulation study" en Behavioral simulation methods in tax policy analysis. Ed.: Feldstein, University of Chicago Press.
- Sargent, T. (1978): "Macroeconomic theory". Academic Press.
- Stiglitz, J. y A. Weiss (1981): "Credit rationing in markets with imperfect information". American Economic Review, 71, págs. 393-410.

Whited, T. (1992): "Debt, liquidity constraints and corporate investment: evidence from panel data". The Journal of Finance, 47, págs. 1425-1460.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9325 **Juan Ayuso y José Luis Escrivá:** La evolución del control monetario en España.
- 9326 **Alberto Cabrero Bravo e Isabel Sánchez García:** Métodos de predicción de los agregados monetarios.
- 9327 **Cristina Mazón:** Is profitability related to market share? An intra-industry study in Spanish manufacturing.
- 9328 **Esther Gordo y Pilar L'Hotellerie:** La competitividad de la industria española en una perspectiva macroeconómica.
- 9329 **Ana Buisán y Esther Gordo:** El saldo comercial no energético español: determinantes y análisis de simulación (1964-1992).
- 9330 **Miguel Pellicer:** Functions of the Banco de España: An historical perspective.
- 9401 **Carlos Ocaña, Vicente Salas y Javier Vallés:** Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989.
- 9402 **P. G. Fisher and J. L. Vega:** An empirical analysis of M4 in the United Kingdom.
- 9403 **J. Ayuso, A. G. Haldane and F. Restoy:** Volatility transmission along the money market yield curve.
- 9404 **Gabriel Quirós:** El mercado británico de deuda pública.
- 9405 **Luis J. Álvarez and Fernando C. Ballabriga:** BVAR models in the context of cointegration: A Monte Carlo experiment.
- 9406 **Juan José Dolado, José Manuel González-Páramo y José M. Roldán:** Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica (1955-1989).
- 9407 **Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** La inversión en España: un análisis desde el lado de la oferta.
- 9408 **Ángel Estrada García, M.ª Teresa Sastre de Miguel y Juan Luis Vega Croissier:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés: el caso español.
- 9409 **Pilar García Perea y Ramón Gómez:** Elaboración de series históricas de empleo a partir de la Encuesta de Población Activa (1964-1992).
- 9410 **F. J. Sáez Pérez de la Torre, J. M.ª Sánchez Sáez y M.ª T. Sastre de Miguel:** Los mercados de operaciones bancarias en España: especialización productiva y competencia.
- 9411 **Olympia Bover and Ángel Estrada:** Durable consumption and house purchases: Evidence from Spanish panel data.
- 9412 **José Viñals:** La construcción de la Unión Monetaria Europea: ¿resulta beneficiosa, en dónde estamos y hacia dónde vamos? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9413 **Carlos Chuliá:** Los sistemas financieros nacionales y el espacio financiero europeo.
- 9414 **José Luis Escrivá y Andrew G. Haldane:** El mecanismo de transmisión de los tipos de interés en España: estimación basada en desagregaciones sectoriales. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9415 **M.ª de los Llanos Matea y Ana Valentina Regil:** Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: Trimestralización del deflactor del consumo privado nacional.
- 9416 **José Antonio Cuenca:** Variables para el estudio del sector monetario. Agregados monetarios y crediticios, y tipos de interés sintéticos.
- 9417 **Ángel Estrada y David López-Salido:** La relación entre el consumo y la renta en España: un modelo empírico con datos agregados.
- 9418 **José M. González Mínguez:** Una aplicación de los indicadores de discrecionalidad de la política fiscal a los países de la UE.

- 9419 **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** ¿Se ha incrementado el riesgo cambiario en el SME tras la ampliación de bandas? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9420 **Simon Milner and David Metcalf:** Spanish pay setting institutions and performance outcomes.
- 9421 **Javier Santillán:** El SME, los mercados de divisas y la transición hacia la Unión Monetaria.
- 9422 **Juan Luis Vega:** ¿Es estable la función de demanda a largo plazo de ALP? (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9423 **Gabriel Quirós:** El mercado italiano de deuda pública.
- 9424 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Inversión privada, gasto público y efecto expulsión: evidencia para el caso español.
- 9425 **Charles Goodhart and José Viñals:** Strategy and tactics of monetary policy: Examples from Europe and the Antipodes.
- 9426 **Carmen Melcón:** Estrategias de política monetaria basadas en el seguimiento directo de objetivos de inflación. Las experiencias de Nueva Zelanda, Canadá, Reino Unido y Suecia.
- 9427 **Olympia Bover and Manuel Arellano:** Female labour force participation in the 1980s: the case of Spain.
- 9428 **Juan María Peñalosa:** The Spanish catching-up process: General determinants and contribution of the manufacturing industry.
- 9429 **Susana Núñez:** Perspectivas de los sistemas de pagos: una reflexión crítica.
- 9430 **José Viñals:** ¿Es posible la convergencia en España?: En busca del tiempo perdido.
- 9501 **Jorge Blázquez y Miguel Sabastián:** Capital público y restricción presupuestaria gubernamental.
- 9502 **Ana Buisán:** Principales determinantes de los ingresos por turismo.
- 9503 **Ana Buisán y Esther Gordo:** La protección nominal como factor determinante de las importaciones de bienes.
- 9504 **Ricardo Mestre:** A macroeconomic evaluation of the Spanish monetary policy transmission mechanism.
- 9505 **Fernando Restoy and Ana Revenga:** Optimal exchange rate flexibility in an economy with intersectoral rigidities and nontraded goods.
- 9506 **Ángel Estrada y Javier Vallés:** Inversión y costes financieros: evidencia en España con datos de panel. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid