

M. H. MAESTRO *

A. DE MIGUEL **

J. PINDADO ***

Modelo de inversión basado
en la ecuación de Euler con límite
máximo de endeudamiento:
evidencia empírica internacional

SUMARIO: 1. Introducción. 2. Desarrollo de un modelo de inversión con límite máximo de endeudamiento. 3. Datos y metodología. 3.1. Datos y método de clasificación muestral. 3.2. Método de estimación y linealización. 3.3. Hipótesis de trabajo.

4. Resultados. 5. Conclusiones.
Referencias bibliográficas

RESUMEN: Este trabajo estudia los determinantes de la inversión empresarial, incorporando un límite máximo de endeudamiento a un modelo de inversión basado en la ecuación de Euler. Las diferentes versiones del modelo desarrollado se han estimado por el Método Generalizado de los Momentos para datos de Canadá, España, Estados Unidos y Reino Uni-

* DEPFA BANK plc, 1 Commons Street, Dublin 1, Ireland, Tel. +353 (0)1 792 2217, Fax +353 (0)1 792 2211, Monica.Hernandez@depfa.com.

** Dpto. Administración y Economía de la Empresa, Universidad de Salamanca, Campus Miguel Unamuno, 37007 Salamanca, Tel. 923 254500, ext 3006, Fax 923 294715, amiguel@usal.es

*** Dpto. Administración y Economía de la Empresa, Universidad de Salamanca, Campus Miguel Unamuno, 37007 Salamanca, Tel. 923 254500, ext 3006, Fax 923 294715, pindado@usal.es.

Autor para correspondencia: Julio Pindado. Dpto. Administración y Economía de la Empresa, Universidad de Salamanca, Campus Miguel Unamuno, 37007 Salamanca, Tel. 923 254500, ext. 3506, Fax 923 294715, pindado@usal.es. Los autores agradecen los comentarios de Myriam García Olalla, José Manuel Marqués y un evaluador anónimo, así como de los participantes en el XIV Congreso Nacional de ACEDE y en el XII Foro de Finanzas. También agradecemos el apoyo económico prestado por el Ministerio de Educación y Cultura, DGI (Proyecto SEJ2004-06627) y la Junta de Castilla y León (Proyecto SA079A05).

do. Los resultados obtenidos muestran que la sensibilidad de la inversión al cash flow es mayor para las empresas restringidas financieramente que para las no restringidas. Esta mayor sensibilidad es causada por la mayor repercusión que tienen las imperfecciones del mercado en las empresas restringidas financieramente. En consecuencia, se pone de manifiesto la necesidad de considerar por separado las empresas restringidas y no restringidas para identificar los determinantes de la inversión empresarial.

Palabras clave: inversión empresarial, restricciones financieras, ecuación de Euler, datos de panel.

ABSTRACT: This paper studies the determinants of firms' investment. Our model with a credit limit is derived from the Euler equation. The set of models obtained have been estimated by using the Generalized Method of Moments with data from Canada, Spain, The United States and The United Kingdom. Our results show that the sensitivity of investment to cash flow is greater for financially constrained firms than for those financially unconstrained. This greater sensitivity is caused by the higher effect of the capital market imperfections in the financially constrained firms. As a consequence, a separate study of the firm according to the financial constraints suffered is required in order to precisely identify the determinants of firms' investment.

Keywords: firms' investment, financial constrains, Euler equation, panel data.

1. Introducción

En el campo de la Economía Financiera una de las cuestiones que suscita gran interés en el mundo académico y profesional es la explicación de qué factores pueden considerarse determinantes fundamentales en el proceso de decisión de la inversión empresarial en bienes de capital fijo. En este contexto, hay un gran consenso respecto al papel que juega la existencia de imperfecciones en los mercados de capitales, entre las que destaca la asimetría de información.

Sin embargo, existe disparidad de criterios a la hora de elegir el tipo de modelo más adecuado para explicar el proceso de inversión, y más aún, una vez que se opta por una determinada tipología de modelos, cuáles son las hipótesis bajo las que debe derivarse.

En este trabajo se elabora un modelo de inversión basado en la ecuación de Euler. La elección descansa en los puntos fuertes que ésta presenta en su ajuste al proceso de inversión. En concreto, una de las principales ventajas de la ecuación de Euler es que considera expectativas dinámicas, y no estáticas, característica que comparte con los modelos Q de inversión. Pero, a diferencia de éstos, una ventaja de los modelos basados en la ecuación de Euler es que su aplicación evita la necesidad de parametrizar el proceso de formación de expectativas y, por lo tanto, los errores derivados de la dependencia del nivel de eficiencia de los mercados de capitales. La ecuación de Euler tiene una ventaja adicional al permitir incorporar las expectativas futuras de modo que, si se produce el rechazo del modelo, tal rechazo puede asociarse a la relevancia de las variables financieras en la decisión de inversión.

Con el objeto de arrojar luz sobre si la existencia de imperfecciones determina la relevancia de unos u otros factores en la determinación de la inversión en bienes de capital fijo, hemos incorporado el efecto de las imperfecciones a través de la consideración de las consecuencias de las dificultades en el acceso a los mercados de deuda que soportan determinadas empresas. Además,

pretendemos determinar en qué medida las imperfecciones existentes en los mercados de deuda inciden de modo diferente sobre la decisión de inversión en función del carácter restringido o no de la empresa. Seguiremos el enfoque de Fazzari et al. (1988) para aportar evidencia adicional sobre la posible existencia de una relación directa entre la sensibilidad de la inversión ante variables relacionadas con las dificultades en la financiación a través de deuda y las restricciones financieras que sufre una empresa. Asimismo, comprobaremos si la relevancia de las distorsiones sobre el proceso de inversión es mayor para las empresas identificadas como restringidas. Adicionalmente, se pretende de determinar si las especificaciones de los modelos de inversión son válidas para empresas que operan en distintos entornos institucionales.

Para conseguir los objetivos expuestos en el párrafo anterior, este trabajo desarrolla un modelo de inversión basado en la ecuación de Euler al que se impone un límite máximo de endeudamiento. Para contrastar la validez de la especificación de nuestro modelo en diferentes entornos institucionales, éste se estima para empresas de Canadá, España, Estados Unidos y Reino Unido. Utilizamos la metodología de datos de panel para considerar la existencia de efectos individuales. En concreto, el Método Generalizado de los Momentos elegido para la estimación permite controlar el problema de endogeneidad utilizando instrumentos. Los resultados obtenidos indican que las variables financieras que miden la dificultad de la empresa para obtener nuevos fondos juegan un papel importante en la determinación de la inversión. Adicionalmente, nuestros resultados ponen de manifiesto la necesidad de realizar por separado el estudio de la inversión de las empresas que sufren restricciones financieras de aquéllas que no las padecen, observándose que la sensibilidad de la inversión a las fluctuaciones de las variables financieras es mayor para las primeras, poniendo de manifiesto la mayor relevancia de los efectos de las imperfecciones de los mercados encontrada para este subgrupo de empresas.

El resto del trabajo se organiza como sigue: la Sección 2 recoge la derivación de un modelo de inversión con límite máximo de endeudamiento. Seguidamente, se hace una referencia a los datos empleados y a la metodología aplicada en la Sección 3. Los resultados de la estimación de los diversos modelos de inversión se comentan en la Sección 4. Finalmente, las conclusiones extraídas se presentan en la Sección 5.

2. Desarrollo de un modelo de inversión con límite máximo de endeudamiento

En este trabajo se desarrolla una versión de la ecuación de Euler que pretende introducir una mejora en el modelo, la cual está principalmente motivada por las imperfecciones presentes en los mercados de capitales, con el objetivo de recoger de forma más precisa la dinámica del proceso de inversión de las empresas en este contexto.

Para desarrollar nuestro modelo partimos primero del modelo de inversión básico de equilibrio parcial que se obtiene como resultado de un proceso equivalente al presentado en el trabajo de Bond y Meghir (1994), el cual se inicia

a partir de la condición de arbitraje del mercado de capitales. En ausencia de especulación en el mercado, la condición de arbitraje da lugar a la siguiente expresión para el valor de mercado de las acciones de la empresa al final del período t , V_t , en términos del valor actualizado de los dividendos esperados¹, cuya optimización se constituye en el objetivo empresarial:

$$\max_{I_t} V_t = E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} (\beta_{t+j} D_{t+j}) \right] \quad (1)$$

donde los dividendos esperados por la empresa en el período t vienen dados por D_t y β_{t+j} es el factor de descuento de la empresa entre los períodos t y $t+j$, el cual depende de la rentabilidad de las acciones esperada por los accionistas, r_t , que coincide con la rentabilidad bajo la hipótesis de mercados perfectos en que se fundamenta la derivación del modelo:

$$\beta_{t+j} = \Pi_{i=1}^j (1 + r_{t+i})^{-1}, \text{ para } j \geq 0$$

Como resultado de la optimización de la expresión del valor de mercado de la empresa sujeta a una serie de restricciones (la regla de acumulación del capital, la identidad entre fuentes y usos de recursos y la restricción de no negatividad de los dividendos), se deriva la siguiente ecuación²:

$$E_t \left\{ \beta_{t+1} \frac{(1 + \lambda_{t+1}^D)}{(1 + \lambda_t^D)} (1 - \delta) \left[\left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right)_{t+1} - q_{t+1} \right] \right\} = \left(\frac{\partial \pi}{\partial K} \right)_t + \left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right)_t - q_t \quad (2)$$

donde λ_t^D , λ_{t+1}^D son los multiplicadores de Lagrange de los períodos t y $t+1$ asociados a la restricción de no negatividad de los dividendos. Las variables λ_t^D , λ_{t+1}^D representan el precio sombra o valor sombra de los dividendos, es decir, el incremento marginal en la función valor al disponer de una unidad adicional del recurso limitado. δ es la tasa de depreciación económica de los bienes de capital (el capital es considerado homogéneo), π es la función de beneficios de la empresa, I_t es el gasto en inversión de la empresa durante el período t , q_t es el precio de los bienes de inversión incorporados a la empresa durante el período t y K_t representa los bienes de capital al final del período t .

El lado izquierdo de la ecuación cuantifica la suma³ de los costes de ajuste marginales más el desembolso que supone la inversión en capital fijo del

¹ Los dividendos esperados pueden determinarse usando modelos explicativos que incluyan los factores determinantes de la política de dividendos (véase López y Rodríguez, 1999).

² Nótese que se omite el subíndice i referente a la empresa en todos los casos por simplicidad.

³ El coste directo que supone el capital adicional incorporado a la empresa en el período siguiente se incluye corregido por el factor $(1-\delta)$, ya que una condición de equilibrio que compara valores del período actual con expectativas para el período siguiente debe tener en cuenta la depreciación (incluyendo la tecnológica) que sufre cualquier inversión de uno a otro período.

período $t+1$. Además, el coste de oportunidad de invertir en el período siguiente se pondera a través de la relación entre el valor sombra de los fondos limitados de hoy *versus* el valor sombra de los fondos del período siguiente. Sin embargo, el lado derecho de la ecuación cuantifica el beneficio marginal que supone para la empresa la adquisición de una unidad adicional de capital en el período actual, junto con los costes de ajuste y el desembolso que supone su incorporación a la empresa.

Dado que posteriormente se tratará de incorporar el efecto sobre la inversión de la empresa de las dificultades a que se enfrenta al acceder a los mercados de deuda, derivamos la ecuación estándar de modo que determine la inversión empresarial óptima de acuerdo a las variables inversión, nivel de capital fijo, empleo y endeudamiento.

Para optimizar la función objetivo con respecto a la deuda se ha de imponer una restricción adicional, la condición de transversalidad relativa a la utilización de la deuda. Esta restricción permite que la optimización del valor de la empresa respecto a la variable deuda se adapte a la realidad al limitar el endeudamiento máximo posible de la empresa y evitar que éste pueda llegar a ser infinito (Chiang, 1992):

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \left(\prod_{j=t}^T \beta_j \right) B_T = 0, \quad \forall t \quad (3)$$

A partir de la información contenida en la condición de primer orden (CPO) respecto a la deuda del proceso de optimización, la cual tiene la siguiente forma:

$$\frac{dV_t}{dB_t} = (1 + \lambda_t^D) - E_t [\beta_{t+1} (1 + \lambda_{t+1}^D) (1 + i_t)] = 0 \quad (4)$$

podemos determinar el valor del *término de restricciones financieras*, $\frac{(1 + \lambda_{t+1}^D)}{(1 + \lambda_t^D)}$,

dada la igualdad entre la tasa de interés sobre la deuda y la rentabilidad requerida por los accionistas que se produce bajo la hipótesis de mercados perfectos y neutralidad de los agentes frente al riesgo, como afirma Whited (1992). Como resultado, obtenemos la siguiente ecuación de Euler implícita para la inversión:

$$\left(\frac{1}{1 + i_t^*} \right) E_t \left\{ \frac{(1 + \lambda_{t+1}^D)}{(1 + \lambda_t^D)} (1 - \delta) \left[\left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right)_{t+1} - q_{t+1} \right] \right\} = \left(\frac{\partial \pi}{\partial K} \right) + \left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right) - q_t \quad (5)$$

donde se denota por i_t^* la tasa de interés sobre la deuda (i_t) bajo la hipótesis de mercados perfectos y neutralidad de los agentes frente al riesgo.

La causa a la que se suele atribuir en la literatura el rechazo de la ecuación de Euler estándar para las empresas que se enfrentan a dificultades finan-

ras cuando tratan de conseguir deuda es el hecho de que los multiplicadores asociados a la restricción sobre dividendos, λ_t^D y λ_{t+1}^D , son distintos de cero para tales empresas. Dado que el proceso analítico no proporciona un valor para el *término de restricciones financieras*, es a través de este término como habitualmente se introducen modificaciones en la ecuación estándar que tratan de mejorar su ajuste a una realidad con imperfecciones.

Especificamente, en nuestro trabajo se tiene en cuenta la posibilidad de que determinadas empresas reciban respuesta negativa cuando demandan deuda adicional, es decir, se trata de modelizar la inversión de las empresas sometidas a racionamiento de crédito en los mercados de deuda. La introducción de las restricciones en la financiación a través de deuda fue considerada de forma pionera por Whited (1992), a través de la imposición de una restricción sobre el nivel de endeudamiento máximo que puede alcanzar la empresa. Esta restricción adicional o techo a la deuda es impuesto a la empresa por los proveedores de fondos y depende de la valoración que hace el mercado, en cada período, sobre la capacidad que la empresa tendrá para devolver los fondos que toma prestados:

$$B_{t+j} \leq B_{t+j}^*, \text{ para } j \geq 0 \quad (6)$$

donde B_t es el nivel de endeudamiento y B_t^* representa el límite máximo de endeudamiento impuesto a la empresa en el período t.

Esta restricción tiene una serie de multiplicadores de Lagrange asociados, λ_t^B , cada uno de los cuales se interpreta como el valor sombra de la deuda de la empresa, es decir, el incremento marginal del valor de la empresa que supone una unidad adicional en el endeudamiento máximo. En estas nuevas condiciones, la información de la nueva CPO del proceso de optimización respecto a la variable deuda, alterada a través de λ_t^B , modifica la condición de equilibrio parcial estándar del siguiente modo:

$$\begin{aligned} \frac{\beta_{t+1}}{\lambda_t^B + E_t(1 + \lambda_{t+1}^D)} E_t \left\{ (1 + \lambda_{t+1}^D) (1 - \delta) \left[\left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right)_{t+1} - q_{t+1} \right] \right\} = \\ = \left(\frac{\partial \pi}{\partial K} \right)_t + \left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right)_t - q_t \end{aligned} \quad (7)$$

La interpretación de la nueva condición de equilibrio es equivalente a la anterior, aunque la comparación de ambos modelos, ecuaciones (5) y (7), permite entender que la decisión de inversión de una empresa que está sometida a restricciones sobre los fondos que puede pedir prestados en el período t viene determinada por el mayor valor que λ_t^B tenga en su caso. Como resultado, en general, la empresa sustituirá inversión del período actual por inversión en el período siguiente cuando el mercado le imponga tal racionamiento de fondos en el período t.

A continuación, transformamos la ecuación de Euler expresando el término $\beta_{t+1} \frac{(1 + \lambda_{t+1}^D)}{(1 + \lambda_t^D)}$ de la ecuación (2), cuyo valor no viene dado por el proceso analítico desarrollado, a través de una renormalización de la relación entre los multiplicadores λ^D . Como consecuencia, la ecuación queda expresada en términos de un parámetro Ω_t , definido como⁴ $\Omega_t = 1 - \frac{(1 + \lambda_{t+1}^D)}{(1 + \lambda_t^D)}$, como sigue:

$$\beta_{t+1} \frac{(1 + \lambda_{t+1}^D)}{(1 + \lambda_t^D)} = \frac{1 - \Omega_t}{(1 + i_t)}$$

Dada la renormalización anterior, la ecuación (5) se modifica como sigue:

$$E_t \left\{ \left(\frac{1 - \Omega_t}{1 + i_t^*} \right) (1 - \delta) \left[\left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right)_{t+1} - q_{t+1} \right] \right\} = \left(\frac{\partial \pi}{\partial K} \right)_t + \left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right)_t - q_t \quad (8)$$

En la medida en que la empresa no sufra racionamiento de crédito en el mercado de deuda, el parámetro Ω_t será cero y la ecuación será la habitual. En otro caso (es decir, cuando $\lambda_t^B \neq 0$), en función de la relación entre λ_t^B y Ω_t establecida por la nueva CPO respecto a la deuda, el valor de Ω_t se verá afectado por esta situación de racionamiento e influirá en la decisión intertemporal de inversión de la empresa.

3. Datos y metodología

3.1. DATOS Y MÉTODO DE CLASIFICACIÓN MUESTRAL

En nuestro análisis hemos utilizado la base de datos internacional Compustat Global Vantage para obtener un conjunto de datos sobre empresas industriales⁵ de Canadá, Estados Unidos y Reino Unido para un período que comprende los años 1990 a 2001. Adicionalmente, con el fin de conseguir datos sobre un mayor número de empresas para España, se utilizaron los de la

⁴ El proceso de transformación y los valores que toma el parámetro Ω_t se detallan en el epígrafe 3.2, pues la transformación consiste en una linealización que se realiza para una más eficiente estimación. Adicionalmente, se procede a sustituir el parámetro Ω_t en función de las variables de las que depende la probabilidad de insolvencia financiera y otras circunstancias que afectan al acceso de una empresa a los mercados de deuda.

⁵ Las empresas financieras no han sido consideradas en el análisis porque difieren mucho de las empresas industriales por las características de la actividad que desempeñan.

base proporcionada por la Comisión Nacional del Mercado de Valores (C.N.M.V.), recogidos bajo la modalidad «Información semestral de todas las sociedades cotizadas» (M.2.2), desde 1990 a 1999. Para las empresas españolas, el valor de mercado de las acciones ha sido obtenido a partir de los boletines de cotización oficial referidos al último día de contratación, y los tipos de interés a corto y largo plazo proceden del Boletín Económico del Banco de España. Para el resto de los países, los tipos de interés a corto y a largo plazo, así como los índices de precios industriales (estos últimos, también en el caso español), se han obtenido a partir de la publicación mensual *Main Economic Indicators* de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE).

La información sobre la estructura de los paneles construidos para cada uno de los cuatro países está incluida en la Tabla 1. Estos paneles se caracterizan por ser incompletos y por contener observaciones, para cada una de las unidades empresariales analizadas, de al menos seis períodos consecutivos. Esta última es condición necesaria para contrastar la ausencia de correlación serial de segundo orden, en la cual se basa el desarrollo del estimador MGM (Método Generalizado de los Momentos) de Arellano y Bond (1991) que utilizamos en nuestro trabajo. La muestra de empresas analizada es representativa de una gran diversidad de actividades industriales, como recoge la Tabla 2. Por otro lado, las Tablas 3.1 y 3.2 presentan algunos estadísticos descriptivos (media, desviación típica, máximo y mínimo), para cada país, de las variables fundamentales incluidas en la regresión logística y en la ecuación de Euler estándar⁶.

Entre los objetivos de nuestro trabajo está la búsqueda de evidencia relacionada con la diferente influencia que las variables financieras ejercen sobre la inversión en función del carácter restringido o no de cada empresa. Para ello hemos seguido uno de los enfoques fundamentales de la literatura sobre restricciones financieras, como es el de Fazzari et al. (1988). En primer lugar se ha de determinar la naturaleza restringida o no de cada empresa, para lo cual se ha aplicado una metodología a la que hacemos referencia a continuación.

En la literatura previa existe una gran diversidad de procedimientos de división muestral de acuerdo a criterios relacionados con las restricciones financieras, sin embargo no existe un consenso en relación con la idoneidad de una u otra metodología de clasificación. Consecuentemente, la elección de un criterio que se considere adecuado se convierte en un paso previo fundamental. Para determinar la naturaleza financieramente restringida o no de las empresas hemos de aplicar un método de clasificación que permita diferenciar, objetiva y gradualmente, si cada empresa de la muestra analizada en nuestro trabajo se enfrenta a tales restricciones en su financiación en los distintos períodos. Concretamente, la metodología aplicada consiste en un pro-

⁶ La construcción de las variables está detallada en el Apéndice.

ceso en dos etapas que está desarrollado en Maestro et al. (2005). En la primera etapa se aplica un modelo de separación dicótoma que denominamos Modelo de Restricciones Financieras que se apoya, en términos rigurosos, en los criterios sugeridos por las teorías financieras existentes, utilizados de forma complementaria. Ciñéndonos a este procedimiento, en ningún caso se determina la naturaleza restringida de una empresa a no ser que la información utilizada ofrezca suficiente base para ello. En una segunda etapa, la clasificación anterior se completa a través de una regresión logística, que recurre a la información de las empresas que se clasificaron en la primera etapa, utilizando como variable dependiente la binomial obtenida a partir de la aplicación del Modelo de Restricciones Financieras, y tiene la siguiente forma:

$$\log \left(\frac{\text{Pr(event)}}{\text{Pr(noevent)}} \right) = \beta_0 + \beta_1 PR_i + \beta_2 COBINT_i + \beta_3 CC_i + \\ + \beta_4 TN_i + \beta_5 EXC_i + \beta_6 CREC_i + \beta_7 CFV_i \quad (9)$$

donde Pr(event) es la probabilidad de que un hecho ocurra y Pr(noevent) es la probabilidad de que tal hecho no suceda, estando las variables independientes definidas en la Tabla 3.1.

La regresión logística aplicada determina la naturaleza restringida o no de las empresas para las que el Modelo de Restricciones Financieras no contaba con información suficiente, logrando como resultado identificar el carácter restringido o no restringido de la totalidad de la muestra para cada uno de los períodos.

3.2. MÉTODO DE ESTIMACIÓN Y LINEALIZACIÓN

Para la estimación de los modelos de inversión se utiliza la metodología de datos de panel por ser la más adecuada para abordar los problemas de heterogeneidad inobservable y endogeneidad. Por un lado, esta metodología ofrece la posibilidad de controlar la heterogeneidad individual inobservable a través de la inclusión de un parámetro, η_i , que contenga la información relativa a los efectos individuales o características específicas de cada unidad incluida en la muestra, características que son invariables en el tiempo y que afectan a la inversión empresarial. En consecuencia, el término de error del modelo se descompone en el mencionado efecto individual, un efecto temporal, d_t , introducido para controlar condiciones macroeconómicas, y un error idiosincrático, v_{it} , de modo que: $\varepsilon_{it} = \eta_i + d_t + v_{it}$. Posteriormente, para eliminar el efecto individual se procede a la estimación del modelo en primeras diferencias. Por otro lado, la utilización de datos de panel permite solucionar el problema de endogeneidad mediante el recurso a instrumentos, por lo que se ha elegido el Método Generalizado de los Momentos (MGM). En concreto, se aplica el estimador de Arellano y Bond (1991) que permite utilizar todos los retardos de las variables explicativas a partir del orden t-2 y, en nuestro caso, se han empleado retardos hasta t-4.

Adicionalmente, dado que el modelo de inversión derivado en la Sección 2 es no lineal (véase ecuación 8), hemos procedido a su linealización a través de una aproximación de Taylor de primer orden alrededor de los valores medios de las variables, previamente al proceso de parametrización también necesario para su estimación. La linealización parte de la ecuación (8), en la que el lado derecho refleja el producto marginal del capital, una vez deducidos el coste de ajuste marginal de la inversión y el precio de la inversión resultado de decidir invertir en el período actual, período t . Mientras que el operador esperanza a la izquierda de la ecuación, además del valor encontrado para el producto entre el factor de descuento y la relación entre multiplicadores, incluye la suma del coste de ajuste marginal de la inversión y el coste de la inversión en que se incurre si se acomete en el período siguiente $t+1$, ajustada con la tasa de depreciación, así como descontada utilizando el coste de capital de la empresa β_{t+1} , modificado como se ha descrito. Los dos últimos términos que aparecen afectados por el

operador esperanza, $(1 - \delta) \left[\left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right)_{t+1} - q_{t+1} \right]$, componen el coste total de la inversión, CI_{t+1} .

Para la obtención de un modelo empírico se linealiza la ecuación de Euler.

Concretamente, se linealizará el producto $\frac{1}{(1 + i_t^*)} (1 - \Omega_t) CI_{t+1}$. En primer lugar, ya que el valor de $\frac{(1 + \lambda_{t+1}^D)}{(1 + \lambda_t^D)}$ puede tomar valores superiores e inferiores a la unidad, su media tomará un valor en torno a uno. Es decir, la $E \left(\frac{1 + \lambda_{t+1}^D}{1 + \lambda_t^D} \right) \approx 1$. Por

lo tanto, la esperanza del nuevo término en que se ha incorporado la relación entre los multiplicadores será $E_t (1 - \Omega_t) = 1$. Igualmente, si se denota por χ la media no condicional del coste total de la inversión, CI_{t+1} , y la media del

término que sustituye al factor de descuento es $\frac{1}{(1 + \bar{i}^*)}$, la aproximación de

Taylor del producto de interés alrededor de sus valores medios⁷ viene dada por:

$$\frac{1}{(1 + i_t^*)} (1 - \Omega_t) CI_{t+1} \approx const + \frac{1}{(1 + \bar{i}^*)} \chi (1 - \Omega_t) + \frac{1}{(1 + \bar{i}^*)} CI_{t+1} + \chi \frac{1}{(1 + i_t^*)}$$

donde $const$ es una constante que será incluida en el término constante de la especificación, β_0 .

⁷ Como en Love (2003, pág. 773), estamos asumiendo que la covarianza entre el parámetro que incluye la relación entre los multiplicadores de Lagrange, Ω_t , y el coste marginal de la inversión, CI_{t+1} , es constante. Esto no supone una simplificación, porque en el modelo empírico incluiremos esta covarianza en las variables ficticias temporales y en los efectos individuales.

Incluyendo la linealización anterior en la ecuación (8), sustituyendo expectativas por valores realizados al trabajar bajo la hipótesis de expectativas racionales, y añadiendo un término de error de expectativas a la ecuación, ε_{t+1} , se obtiene como resultado:

$$\begin{aligned} \left(\frac{\partial \pi}{\partial K} \right)_t + \left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right)_t - q_t &= \text{const} + \frac{1}{(1 + \bar{i}^*)} \chi (1 - \Omega_t) + \\ &+ \frac{1}{(1 + \bar{i}^*)} (1 - \delta) \left[\left(\frac{\partial \pi}{\partial I} \right)_{t+1} - q_{t+1} \right] + \chi \frac{1}{(1 + i_t^*)} + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

A continuación, se parametrizan las derivadas parciales que aparecen en la ecuación anterior de la forma habitual en que se lleva a cabo en la literatura, es decir, se trabaja bajo una serie de supuestos en relación con la función de producción, $F(\cdot)$, y la de los costes de ajuste, $G(\cdot)$, ambas incluidas en la función de beneficios de la empresa, π . Concretamente, se considera la homogeneidad lineal de primer orden de ambas funciones respecto a sus argumentos, supuesto que evita tener que dar una forma funcional determinada a la función $F(\cdot)$ y permite así mantener la generalidad del proceso. Asimismo, en cuanto a la función de costes de ajuste existe cierto consenso en relación con la adopción de la forma cuadrática y simétrica propuesta por Poterba y Summers (1983, pág. 148):

$$G(K_t, I_t) = \frac{b}{2} \left[\left(\frac{I_t}{K_t} \right) - c \right]^2 K_t \quad (10)$$

donde la constante c representa el nivel normal de inversión, el cual se corresponde con la tasa de depreciación del capital que la empresa posee al principio del período.

La forma funcional de los costes de ajuste permite que $G(\cdot)$ sea diferenciable en todos sus puntos, lo que da lugar a que la ecuación de inversión a estimar sea lineal y cumpla la condición de homogeneidad lineal. Además, esta función $G(\cdot)$ es convexa, siendo sus parciales primera y segunda respecto a la inversión positivas.

Con todo esto, dividiendo todos los términos de la ecuación entre el precio del output, p_t , para lograr obtener la expresión del coste del usuario del capital y a partir de la información adicional de la CPO respecto al empleo, obtendremos una ecuación de Euler explícita para la inversión lineal a estimar⁸:

⁸ Los subíndices i referentes a la empresa han sido incluidos en el modelo final que presentamos a continuación.

$$\left(\frac{I}{K} \right)_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Y}{K} \right)_{it} + \beta_2 \left(\frac{wN}{K} \right)_{it} + \beta_3 \left(\frac{I}{K} \right)_{it}^2 + \\ + \beta_4 \left(\frac{I}{K} \right)_{it} + \beta_5 \Omega_{it} + d_{t+1} + \eta_i + \varepsilon_{i,t+1} \quad (11)$$

donde β_0 es el término constante de la ecuación, $Y_t = p_t \{F(.) - G(.)\}$, $\beta_1 = -\frac{(1 + \bar{i}^*)}{(1 - \delta)bp_{t+1}}$; $\beta_2 = \frac{(1 + \bar{i}^*)}{(1 - \delta)bp_{t+1}}$; $\beta_3 = -\frac{(1 + \bar{i}^*)p_t}{(1 - \delta)bp_{t+1}}$; $\beta_4 = \frac{(1 + c)(1 + \bar{i}^*)p_t}{(1 - \delta)p_{t+1}}$, $\beta_5 = -\frac{\chi}{(1 - \delta)bp_{t+1}}$ y d_{t+1} y η_i representan las variables ficticias temporales y los efectos individuales de cada empresa, respectivamente.

Los componentes de los coeficientes de la ecuación (11) son \bar{i}^* , δ , b , p_t , p_{t+1} , c y χ . Se predice que todos ellos serán positivos, con la excepción de χ , que por ser el valor medio de CI_{t+1} , se espera que tome un valor negativo. Por ello, se predice un signo esperado negativo para el coeficiente de la variable output, un signo positivo para el coeficiente de los costes variables, siendo los signos esperados para los coeficientes de las variables inversión en t y su cuadrado positivo y negativo, respectivamente. Finalmente, el coeficiente del parámetro Ω_t se espera que sea positivo.

Las CPO no proporcionan una solución analítica para el término Ω_t , por lo que, previamente a la estimación del modelo, se plantea su parametrización. Para llevarla a cabo tenemos en cuenta la información proporcionada por la nueva CPO respecto a la deuda, la cual establece la relación entre las restricciones financieras en el mercado de deuda a que se enfrenta una empresa y las dificultades en el acceso a otro tipo de fondos externos (como defienden Myers y Majluf, 1984; Whited, 1992). Bajo este enfoque, aunque la ecuación viene expresada en términos de Ω_t , como Ω_t y λ_t^B se mueven de manera paralela (de acuerdo a la información contenida en la nueva CPO respecto a la deuda), es viable parametrizar Ω_t en función de variables de las que depende la probabilidad de insolvencia financiera y otras circunstancias que afecten al acceso de una empresa a los mercados de deuda. De acuerdo a este razonamiento, siguiendo el enfoque de Whited (1992) que establece que cualquier circunstancia que afecte a λ_t^B afecta de forma directa a λ_t^D , nosotros proponemos parametrizar Ω_t en términos del endeudamiento a largo plazo en t o, alternativamente, la ratio de cobertura de intereses del período t, por considerar ambas variables como indicadores de la probabilidad de que la empresa pase a encontrarse en una situación de insolvencia financiera en el período t+1 (dado que la mayoría de los datos extraídos se corresponden con el final del año fiscal) y, por lo tanto, considerar que influyen sobre λ_{t+1}^D . Estas variables se introducen de una manera *ad hoc* en la ecuación a estimar, parametrizando del siguiente modo: $\Omega_t = d_0 + dVF_t$, donde VF_t son variables financieras del período t, d toma un valor que depende de cuál sea la relación entre la variable financiera utilizada en la parametrización y las dificultades

financieras de la empresa (como explicaremos en el siguiente epígrafe), y d_0 queda incluida en la constante de la ecuación (13), presentada en el siguiente epígrafe.

El modelo de inversión de la ecuación (11) ha sido estimado utilizando el programa DPD98 (Dynamic Panel Data) escrito en lenguaje Gauss por Arellano y Bond (1998). Adicionalmente, se han analizado los posibles problemas de especificación de los modelos a través de la aplicación, por una parte, del estadístico m_2 , que contrasta la ausencia de correlación serial de segundo orden en los residuos en primeras diferencias, y, por otra parte, del contraste de Sargan de restricciones de sobreidentificación, que permite poner a prueba la ausencia de correlación entre los instrumentos y el término de error.

3.3. HIPÓTESIS DE TRABAJO

Las hipótesis que se relacionan en este epígrafe se contrastan, para cada país, utilizando para ello tanto la especificación estándar presentada en la Sección 2, una vez linealizada, como la especificación alternativa linealizada en el epígrafe anterior.

En primer lugar, se estimará la ecuación de Euler estándar, incorporando como instrumentos las variables financieras incluidas en la ecuación como resultado de las modificaciones realizadas para adaptar el modelo a la existencia de imperfecciones en los mercados. Se incluyen tales variables en el conjunto de instrumentos con el objetivo de determinar si la causa del rechazo de la ecuación estándar de inversión son las imperfecciones que las variables financieras representan (siguiendo a Estrada y Vallés, 1998; Whited, 1998). Es decir, se incluyen las variables financieras como instrumentos para comprobar si, efectivamente, la salud financiera de la empresa es un determinante de la inversión. De acuerdo a lo cual, la primera hipótesis que se plantea es la siguiente:

Hipótesis 1. *Las variables financieras juegan un papel relevante en la determinación de la inversión.*

Para contrastar la hipótesis anterior, se estimará la ecuación estándar *con* y *sin* las variables financieras incorporadas en el conjunto de instrumentos, una vez linealizada según un proceso equivalente al mostrado en el epígrafe anterior de modo que toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Y}{K} \right)_{it} + \beta_2 \left(\frac{wN}{K} \right)_{it} + \beta_3 \left(\frac{I}{K} \right)_{it}^2 + \\ & + \beta_4 \left(\frac{I}{K} \right)_{it} + d_{t+1} + \eta_i + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (12)$$

donde β_0 es el término constante de la ecuación, $Y_t = p_t \{F(.) - G(.)\}$, $\beta_1 = -\frac{(1 + \bar{i}^*)}{(1 - \delta)bp_{t+1}}$; $\beta_2 = \frac{(1 + \bar{i}^*)}{(1 - \delta)bp_{t+1}}$; $\beta_3 = -\frac{(1 + \bar{i}^*)p_t}{(1 - \delta)p_{t+1}}$; $\beta_4 = \frac{(1 + c)(1 + \bar{i}^*)p_t}{(1 - \delta)bp_{t+1}}$

y d_{t+1} y η_t representan las variables ficticias temporales y los efectos individuales de cada empresa, respectivamente⁹.

Posteriormente, la confirmación de la hipótesis vendrá dada por el rechazo de las restricciones de sobreidentificación del modelo cuando se incluyan tales variables entre los instrumentos de la estimación. El rechazo se evaluará de acuerdo con el SDT (*Sargan Difference Test*), que permitirá determinar la validez de los instrumentos adicionales utilizados en la estimación, que en nuestro caso son los retardos de las variables financieras que han sido incorporadas a la ecuación. Se plantea que, si las variables financieras son relevantes en la explicación de la inversión, la especificación estándar, que no las considera como determinantes, tendrá incluido ese tipo de información en el término de error del modelo. Por lo tanto, se establece que el motivo más probable del rechazo de las restricciones de sobreidentificación, cuando éstas incluyen variables financieras, es la correlación de éstas con el término de error de la ecuación. Consecuentemente, en el caso de que el rechazo de las restricciones de sobreidentificación se vea ratificado por el SDT, se concluirá que la inversión de las empresas del país en cuestión está determinada por este tipo de problemas y que, por lo tanto, han de tenerse en cuenta en la especificación incorporando las variables financieras mencionadas. Este sería un motivo para estimar, a continuación, la versión alternativa del modelo presentado en la ecuación (11).

La estimación de la versión alternativa de la ecuación de Euler permite obtener un apoyo adicional a los resultados derivados de la contrastación de la Hipótesis 1, relacionada con el papel de las consecuencias de las imperfecciones del mercado en la determinación de la inversión. Además, permite estudiar la validez de la nueva especificación, que incluye variables financieras, para el conjunto de empresas de la muestra. De acuerdo a lo cual, planteamos la siguiente hipótesis doble:

Hipótesis 2a. *El efecto de las imperfecciones del mercado sobre la decisión de inversión de las empresas difiere en función de que las empresas sean o no restringidas.*

Hipótesis 2b. *El proceso de inversión se rige de acuerdo a supuestos diferentes en función del entorno institucional.*

La hipótesis doble planteada será contrastada a través de la estimación de la ecuación alternativa que presentamos a continuación:

⁹ Los componentes de los coeficientes de la ecuación (12) son equivalentes a los de la ecuación (11), con la ausencia de χ . En el epígrafe anterior se justificó que todos los componentes de los coeficientes de la ecuación (11), excepto χ , se espera que sean positivos.

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{i, t+1} = & \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Y}{K} \right)_{it} + \beta_2 \left(\frac{wN}{K} \right)_{it} + \beta_3 \left(\frac{I}{K} \right)_{it}^2 + \\ & + \beta_4 \left(\frac{I}{K} \right)_{it} + \beta_5 dVF_{it} + d_{t+1} + \eta_i + \varepsilon_{i, t+1} \end{aligned} \quad (13)$$

donde VF representa la variable que utilizamos en la parametrización del término Ω_t , bien el endeudamiento a largo plazo, bien la ratio de cobertura de intereses, ambas magnitudes del período t .

Los signos de los coeficientes, que sus componentes permiten predecir, son los que se mencionaron en el epígrafe anterior. Adicionalmente, de acuerdo a la parametrización acometida y dado el signo positivo esperado para β_5 en la ecuación (11), el signo predicho para el coeficiente de la variable financiera ($\beta_5 d$ en la ecuación 13) es negativo en el caso de considerar el endeudamiento a largo plazo (ya que $d < 0$ en este caso), y positivo si es la ratio de cobertura de intereses la que usamos en la parametrización (ya que $d > 0$ en este segundo caso).

Se determina el rechazo de la dinámica que implica la especificación alternativa bien cuando no se obtienen los signos esperados para los coeficientes de las variables, o bien cuando éstos son no significativos. Esta evidencia confirmaría, en un primer paso, las Hipótesis 2a ó 2b. Consideramos que las Hipótesis 2a y 2b son alternativas, de modo que la corroboración de una de ellas excluye el cumplimiento de la otra. En el caso de que el rechazo de la dinámica para toda la muestra de empresas sea ratificado, se plantea como potencial causa del mismo (siguiendo a Bond y Meghir, 1994; Estrada y Vallés, 1998; García Marco y Ocaña, 1999; entre otros) la posibilidad de que el efecto de las imperfecciones del mercado difiera entre empresas en función de su naturaleza restringida o no (Hipótesis 2a). Esta posibilidad se verá sustentada en caso de que las Hipótesis 3 y 4 ofrezcan información adicional favorable, en el sentido de que, si se observan comportamientos en la toma de decisiones de inversión correlacionados con el carácter restringido o no de las empresas, se podrá considerar corroborada la Hipótesis 2a. En caso contrario, la Hipótesis 2b será la que se vea ratificada.

A continuación, siguiendo a Fazzari et al. (1988) y Bond y Meghir (1994), utilizamos una ampliación de la especificación alternativa, la ecuación (14), para buscar confirmación de la relación directa entre la sensibilidad de la inversión ante variables relacionadas con las dificultades de la empresa en su financiación a través de deuda y las restricciones financieras que soporta una empresa¹⁰. Siguiendo el enfoque de Fazzari et al. (1988), llevamos a cabo la clasificación *a priori* de las empresas de la muestra, la cual permite obtener

¹⁰ Esta relación entre sensibilidad de la inversión a variables financieras y cash flow ha sido puesta de manifiesto en tres trabajos publicados recientemente: Allayannis y Mozumdar (2004), Almeida et al. (2004) y Moyen (2004).

la información para construir una variable ficticia, VRF_{it} , que es interacciona-
nada con las variables de la ecuación, permitiendo la contrastación de la
siguiente hipótesis:

Hipótesis 3. *Existe una relación directa entre la sensibilidad de la inversión ante variaciones en las variables financieras y las restricciones financieras.*

Con relación a la Hipótesis 3, la especificación a estimar será la que con-
sidera la interacción de todas las variables del modelo con la variable ficticia
 VRF_{it} :

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{K} \right)_{i,t+1} = & \beta_0 + (\beta_1 + \rho_1 VRF_{it}) \left(\frac{Y}{K} \right)_{it} + (\beta_2 + \rho_2 VRF_{it}) \left(\frac{wN}{K} \right)_{it} + \\ & (\beta_3 + \rho_3 VRF_{it}) \left(\frac{I}{K} \right)_{it}^2 + (\beta_4 + \rho_4 VRF_{it}) \left(\frac{I}{K} \right)_{it}^2 + (\beta_5 + \rho_5 VRF_{it}) dVF_{it} + \\ & + d_{t+1} + \eta_i + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (14)$$

Teniendo en cuenta que la especificación considerada permite la compa-
ración entre ambos coeficientes de manera simple y directa, la Hipótesis 3 se
verá confirmada si el coeficiente de la variable financiera para las empresas
restringidas, $(\beta_5 + \rho_5)d$, es superior (en valor absoluto en el caso del endeudamiento, ya que se espera que ambos coeficientes sean negativos) al corres-
pondiente para las empresas no restringidas, β_5d .

Finalmente, siguiendo a Whited (1992), Estrada y Vallés (1998), García Marco y Ocaña (1999) y García Marco y Vicente Lorente (1999), planteamos buscar evidencia en relación con el mejor ajuste de la ecuación de Euler alter-
nativa en el caso de una submuestra determinada de empresas. Utilizamos también la especificación anterior (ecuación 14) para la contrastación de la
siguiente hipótesis:

Hipótesis 4. *Los efectos de las imperfecciones son más relevantes en la determinación de la inversión de las empresas restringidas financieramente.*

El análisis de la bondad del ajuste de la ecuación de Euler alternativa para las empresas restringidas depende de la obtención de los signos esperados para los coeficientes de las variables correspondientes a dicha submuestra, coeficientes que vienen dados en términos de $(\beta_j + \rho_j)VFR_{it}$, siendo $VRF = 1$ para las empresas restringidas y donde j se refiere a cada una de las variables de la ecuación.

4. Resultados

En la Tabla 4 se muestran los resultados de la división muestral *a priori* llevada a cabo a través de la aplicación del Modelo de Restricciones Financieras complementado con una regresión logística. En las filas correspondientes a los totales por país de la Tabla 4 se pone de manifiesto que, a las ventajas de una clasificación objetiva y que permite la reclasificación período a período, se une la disposición de submuestras equilibradas entre empresas que sufren restricciones financieras y aquéllas que no las padecen para todos los países. De manera que la información contenida en dichas filas nos proporciona el número de unos y ceros que incluye la variable ficticia VRF_{it} (Variable de Restricciones Financieras) que se utilizará en la estimación de una parte de los modelos cuyos resultados se comentan.

Para lograr los objetivos concretos enumerados en la introducción, en primer lugar, se contrasta la Hipótesis 1 que pretende clarificar la relevancia para la inversión de las variables financieras. Para ello, inicialmente se estima la ecuación de Euler estándar, ecuación (12). Por un lado, se estima la ecuación (12) incluyendo las variables financieras en el conjunto de instrumentos; por otro lado, se estima la ecuación (12) sin considerar tales instrumentos adicionales.

Las columnas (I) y (II) de la Tabla 5 muestran que el contraste de Sargan permite rechazar la especificación estándar que incluye variables financieras en todos los casos con datos de Estados Unidos y de Reino Unido. Por otro lado, el hecho de que la ecuación no se rechaza para ningún país cuando extraemos los retardos de las variables mencionadas del conjunto de los instrumentos¹¹, como se observa en la columna (III) de la Tabla 5, permite contrastar la relevancia de las variables financieras en la determinación de la inversión, es decir, se obtiene evidencia favorable a la Hipótesis 1. Adicionalmente, en un segundo paso se obtiene evidencia complementaria aplicando el *Sargan Difference Test* (SDT). En nuestro caso, para Estados Unidos el SDT permite rechazar la validez de las restricciones de sobreidentificación cuando es aplicado a la comparación entre la ecuación de Euler estándar estimada *con y sin* las variables financieras consideradas como instrumentos. Sin embargo, obtenemos resultados opuestos para España, Canadá y Reino Unido. Estos resultados se interpretan, siguiendo a Estrada y Vallés (1998), como prueba del papel que las variables financieras juegan en la determinación de la inversión de las empresas de Estados Unidos.

No obstante, los resultados obtenidos anteriormente pueden deberse a la simpleza de la ecuación estándar, por lo que nos hemos planteado comple-

¹¹ Aunque el contraste de Sargan no rechace la ecuación estándar no indica que la ecuación sea válida, pues puede deberse a la simpleza de ésta.

mentar nuestro análisis estimando la que hemos denominado ecuación alternativa, ecuación (13). La ecuación alternativa se construye incluyendo en la ecuación estándar como variables explicativas aquellas variables financieras cuyos retardos se han utilizado como instrumentos adicionales en la primera estimación realizada. Por tanto, la ecuación alternativa tiene dos versiones, una que incluye como variable explicativa el endeudamiento a largo plazo de la empresa y otra en la que la variable explicativa adicional es la cobertura de intereses. Dado que la ecuación (13) es resultado de la consideración del efecto de las imperfecciones del mercado, el rechazo de su dinámica se puede atribuir a que tal efecto difiere entre empresas en función de su naturaleza restringida, como afirma la Hipótesis 2a (siguiendo a Bond y Meghir, 1994; Hansen y Lindberg, 1997; Hobdari, 2003; entre otros). Este resultado indica que la dinámica de la especificación alternativa no es adecuada para reflejar cómo se desarrolla el proceso de inversión de cada empresa, y se plantea que el proceso de determinación de la inversión es diferente en función del carácter restringido o no de cada empresa. Se considera la falta de coincidencia de los signos de los coeficientes estimados con los signos esperados, así como su falta de significatividad, como evidencia de la poca idoneidad de la dinámica de la ecuación de Euler alternativa para los datos en su conjunto, es decir, cuando no se distingue entre empresas en función de su naturaleza restringida o no.

Tras estimar la ecuación alternativa (13), se observa que tanto el contraste de Sargan como el estadístico m_2 muestran la validez de la especificación en los casos británico, estadounidense¹², canadiense y español (véase Tabla 6). Por tanto, estos resultados suponen una evidencia adicional que apoya la Hipótesis 1, en el sentido de que las variables financieras, que han sido las introducidas para obtener la ecuación alternativa, juegan un papel relevante en la determinación de la inversión de las empresas.

A continuación, consideramos la significatividad así como la obtención de los signos esperados para los coeficientes estimados como evidencia de la idoneidad de la dinámica de la ecuación alternativa (13) para el conjunto de la muestra de cada país para contrastar las Hipótesis 2a y 2b. Por tanto, vamos a analizar los coeficientes estimados en la Tabla 6 para cada uno de los países, teniendo en cuenta que la columna (I) se corresponde con la ecuación alternativa incluyendo la deuda a largo plazo como variable explicativa y la columna (II) recoge la ecuación alternativa que incluye la cobertura de intereses como variable adicional del modelo. Para el caso de Canadá, los resultados para el modelo que incluye el endeudamiento a largo plazo del período t (véase columna (I) para Canadá en la Tabla 6) reflejan que todas las variables, salvo los costes variables, resultan significativas y muestran el signo esperado.

¹² No se muestran los resultados de la ecuación alternativa incluyendo el endeudamiento para los Estados Unidos debido a que el contraste de Sargan rechaza las restricciones de sobreidentificación, por lo que la especificación no es válida.

Estos resultados indican que no es necesario caracterizar la naturaleza restringida o no de la empresa para recoger adecuadamente los efectos de las imperfecciones sobre la inversión, lo que no apoya la Hipótesis 2a. Sin embargo, se verifica el rechazo de la dinámica de la ecuación alternativa con datos canadienses si es la ratio de cobertura de intereses la variable financiera que se introduce en la ecuación (véase columna (II) para Canadá en la Tabla 6), ya que el coeficiente de los costes variables no resulta significativamente distinto de cero, y el output y la inversión del período t muestran signos no coincidentes con los esperados. Por lo que cuando la variable financiera incluida en la ecuación alternativa es la cobertura de intereses los resultados obtenidos corroboran la Hipótesis 2a para el caso de Canadá. Los resultados obtenidos para España también apoyan la Hipótesis 2a pues los resultados reflejan que no hay un ajuste de los datos españoles a ninguna de las dos versiones de la ecuación alternativa. Los resultados para la versión que incluye el endeudamiento a largo plazo de las empresas españolas (véase columna (I) para España en la Tabla 6) muestra que no se obtiene el signo predicho ni para la variable output ni para la variable que recoge el cuadrado de la versión ni para el endeudamiento a largo plazo. Por otra parte, los resultados obtenidos para la versión que incluye la cobertura de intereses (véase columna (II) para España en la Tabla 6) arrojan que importantes variables como el output, la inversión y su cuadrado no proporcionan el signo predicho. En el caso británico, cuando estimamos la ecuación con el endeudamiento a largo plazo, las variables output, costes variables e inversión no muestran el signo predicho, y el cuadrado de la inversión no resulta significativa; por otro lado, resultan no significativas la mayoría de las variables cuando, alternativamente, se introduce la cobertura de intereses en el modelo (véase columnas (I) y (II) para Reino Unido, respectivamente, en la Tabla 6). Finalmente, la ecuación alternativa incluyendo la cobertura de intereses estimada con datos de Estados Unidos no proporciona el signo esperado para el coeficiente del cuadrado de la inversión y los costes variables no resultan significativos (véase la columna (II) para los Estados Unidos de la Tabla 6). Por tanto, los resultados para Reino Unido y Estados Unidos también apoyan la Hipótesis 2a. En consecuencia, podemos concluir que nuestros resultados rechazan la ecuación alternativa en sus diferentes versiones. Este hecho se interpreta como verificación de que el efecto de las imperfecciones consideradas al derivar la especificación difiere en función de la naturaleza restringida o no de la empresa apoyando nuestra Hipótesis 2a. En consecuencia, la especificación más idónea para la inversión de una empresa depende de las restricciones financieras sufridas por ésta.

Los resultados obtenidos anteriormente apoyan la Hipótesis 2a frente a la Hipótesis 2b. Esto es, los problemas de especificación de los modelos de inversión provienen de no considerar la naturaleza restringida o no de la empresa en lugar de deberse a factores institucionales del ámbito en el que la empresa desarrolla su actividad. Para avanzar en el conocimiento sobre el efecto de las restricciones financieras en los modelos de inversión se procede a contrastar las Hipótesis 3 y 4 a continuación. Las Hipótesis 3 y 4 plantean, respectivamente, la mayor sensibilidad de la inversión de las empresas restringidas financieramente ante las fluctuaciones de las variables financieras,

así como la mayor idoneidad de las ecuaciones derivadas para la explicación de la inversión de las empresas restringidas por ser más relevantes los efectos de las imperfecciones en este caso.

Para obtener evidencia empírica respecto a la Hipótesis 3 estimamos la ecuación (14), que amplía las dos versiones de la ecuación alternativa incluyendo adicionalmente la interacción de todas las variables del modelo con la variable ficticia que identifica si una empresa es restringida o no. Esta nueva especificación nos permite estudiar si el coeficiente de la variable financiera para las empresas restringidas, $(\beta_5 + \rho_5)d$, es superior (en valor absoluto) al correspondiente para las empresas no restringidas, β_5d . Los resultados de la estimación de la ecuación (14) se encuentran en la Tabla 7, donde se puede observar que el contraste de Sargan no rechaza las restricciones de sobreidentificación (excepto para Estados Unidos cuando se emplea la deuda en la parametrización, razón por la que los resultados de la estimación de esta especificación no se han incluido en la Tabla 7). También el estadístico m_2 valida la ecuación en todos los casos. De los resultados mostrados en la Tabla 7 destacan dos casos que ponen de manifiesto que existe una relación directa entre la sensibilidad de la inversión ante la variación de las variables financieras y las restricciones financieras que una empresa sufre, por lo que ambos casos ofrecen evidencia favorable a la Hipótesis 3. El primero es el caso de Canadá cuando la ecuación alternativa incluye la deuda a largo plazo, ya que como puede observarse en la columna (I) para Canadá de la Tabla 7 el valor absoluto del coeficiente de la deuda a largo plazo para las empresas restringidas¹³ ($-0,2043-0,0437$) es superior al valor absoluto del de las no restringidas ($-0,2043$). El segundo caso que ratifica la Hipótesis 3 es la ecuación alternativa que incluye la cobertura de intereses para España, pues como muestra la columna (II) para España de la Tabla 7 el coeficiente de la variable cobertura de intereses para las empresas no restringidas ($0,0425$) es menor que el mencionado coeficiente para las empresas restringidas ($0,0425+0,0346$, que es significativamente distinto de cero al ser ambos positivos y significativamente distintos de cero).

El último paso en nuestra investigación se dirige a la obtención de evidencia empírica sobre la Hipótesis 4, esto es vamos a estudiar si la especificación alternativa es más adecuada para las empresas restringidas que para las no restringidas. Para ello utilizamos los resultados procedentes de estimar la ecuación (14) en la Tabla 7 analizando si los coeficientes son significativos y si su signo coincide con el esperado. La Hipótesis 4 es apoyada por los resultados obtenidos para la ecuación alternativa incluyendo los costes de cobertura para los casos español y estadounidense (véase columnas (II) para España y Estados Unidos en la Tabla 7). Específicamente, en el caso español, los cos-

¹³ No es necesario realizar un contraste de restricción lineal para concluir que este coeficiente es significativamente distinto de cero, pues es suma de dos coeficientes que tienen el mismo signo y son significativamente distintos de cero.

tes variables ($t = 4,44$)¹⁴, la inversión ($t = 1,99$) y la cobertura de intereses muestran el signo esperado para las empresas restringidas, mientras que únicamente se obtiene el signo esperado en el caso de los costes variables y la cobertura de intereses para las no restringidas. Respecto a Estados Unidos, las variables que muestran el signo esperado para las empresas restringidas son el output, los costes variables y la ratio de la cobertura de intereses, mientras que para el grupo de empresas no restringidas únicamente los coeficientes del cuadrado de la inversión y la ratio de la cobertura de intereses mantienen el signo esperado.

Finalmente, tanto la evidencia que indica que el efecto de las imperfecciones en el mercado sobre la decisión de inversión difiere en función de las restricciones financieras de las empresas (Hipótesis 2a), así como la evidencia que muestra la relación directa entre la sensibilidad de la inversión y las restricciones financieras (Hipótesis 3) y que los efectos de las imperfecciones son más relevantes en la determinación de la inversión de las empresas restringidas (Hipótesis 4), ponen todas de manifiesto que los aspectos institucionales no juegan un papel relevante en la especificación de los modelos explicativos de la inversión empresarial. Sin embargo, al igual que en el trabajo de Bond et al. (2003), observamos que estos factores institucionales sí originan un comportamiento inversor diferente para las empresas de cada país, como pone de manifiesto las diferencias de resultados obtenidos entre los distintos países. Por tanto, estos resultados también dan pie al estudio del efecto de los aspectos institucionales sobre la decisión de inversión partiendo de especificaciones únicas para todos los países analizados, apoyando los trabajos realizados, en esta línea por Love (2003) y Harrison et al. (2004).

5. Conclusiones

Este trabajo arroja luz sobre el estudio de los determinantes explicativos de la inversión, una vez considerada la existencia de imperfecciones en los mercados de capitales. En este contexto, nuestro trabajo concluye que las variables financieras relacionadas con las dificultades de la empresa en su financiación a través de fondos externos juegan un papel relevante en la determinación de la inversión para todos los países analizados. Concretamente,

¹⁴ El estadístico t contrasta la significatividad del coeficiente de los costes variables para las empresas restringidas, es decir, la hipótesis nula es: $H_0: (\beta_2 + \rho_2) = 0$. Los contrastes de restricciones lineales para el resto de variables de las diferentes ecuaciones son siempre del mismo tipo. En los casos en que β_2 y ρ_2 son significativos y tienen el mismo signo es evidente que la suma es significativa y, por lo tanto, no se ha realizado el contraste de restricciones lineales. Tampoco es necesario realizar el contraste de restricciones lineales si β_2 o ρ_2 o los dos simultáneamente son no significativos.

nuestro trabajo pone de manifiesto que los problemas de información en los mercados de deuda afectan a la inversión de las empresas, de modo que deben introducirse en la ecuación de inversión factores que representen las dificultades en el acceso a los mercados de deuda para lograr una adecuada explicación de los determinantes de la inversión empresarial.

En nuestro análisis, al considerar la problemática a que se enfrenta la empresa en los mercados de deuda, hemos introducido nuevos elementos en el proceso de determinación de la inversión de las empresas. Además, podemos señalar que la relevancia de los factores explicativos adicionales identificados previamente difiere de acuerdo a si la empresa sufre o no restricciones financieras. Concretamente, la sensibilidad de la inversión ante las fluctuaciones de las variables financieras es mayor para las empresas restringidas. En concordancia con esta idea, nuestro trabajo también concluye que los efectos de las imperfecciones son más relevantes para dicho tipo de empresas. En consecuencia, nuestro análisis sugiere la necesidad de plantear la especificación de la inversión empresarial de modo diferente en función del carácter restringido o no de la empresa, pues esta característica se convierte en un elemento decisivo en la identificación de los factores explicativos del proceso de inversión. Adicionalmente, puede concluirse que los efectos de las imperfecciones son más relevantes en la determinación de la inversión de las empresas restringidas.

Finalmente, nuestro estudio refleja que la pertenencia de las empresas a distintos entornos institucionales no incide sustancialmente en la especificación de los modelos de inversión. Sin embargo, sí existen diferencias en el comportamiento de los determinantes de la inversión en función del entorno institucional en el que la empresa desarrolla su actividad. De manera que este trabajo abre una puerta a estudios posteriores que utilizando una misma especificación para el modelo de inversión se centren en la influencia de los factores institucionales en la inversión empresarial.

Apéndice.—DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

- Inversión: La inversión se calcula siguiendo a Miguel y Pindado (2001) como: $I_{it} = AMN_{it} - AMN_{i,t-1} + A_{it}$, donde AMN_{it} es el activo material neto y A_{it} es la amortización dotada.

- Valor de reposición de los activos: $K_{it} = VRAM_{it} + RI_{it} + (AT_{it} - AMN_{it} - INV_{it})$ donde $VRAM_{it}$ es el valor de reposición del activo fijo material, RI_{it} es el valor de reposición de los inventarios, AT_{it} es el valor en libros del activo total e INV_{it} es el valor en libros de los inventarios. Los tres últimos componentes de la fórmula se obtienen del balance de situación, mientras que los dos primeros se calculan siguiendo las fórmulas descritas en Miguel y Pindado (2001).

- Output: La variable output o nivel de producción se define como $Y_{it} = SALE_{it} + INVPT_{it} - INVPT_{i,t-1}$, donde $SALE_{it}$ representa las ventas bru-

tas y $INVPT_{it}$ es el valor de los inventarios de productos terminados del período t.

- Costes variables: Los costes variables (wN_{it}) aumentan con el nivel de producción e incluyen el pago por los materiales, combustible, energía, servicios de transporte, costes salariales y recursos variables similares.

- Valor de mercado de la deuda a largo plazo: $B_{it} = \left[\frac{1 + l_{it}}{1 + i_l} \right]^3 VLDL_{it}$,

donde $VLDL_{it}$ es el valor en libros de la deuda a largo plazo, i_l es el tipo de interés de la deuda a largo plazo (OCDE *Main Economic Indicators*) y l_{it} es el coste medio de la deuda a largo plazo (los detalles del calculo pueden verse en Miguel y Pindado, 2001).

- Ratio payout: $PR_{it} = \frac{DIVORD_{it}}{BN_{it}}$, donde $DIVORD_{it}$ es la cantidad total

de dividendos ordinarios distribuidos por la empresa y BN_{it} es el beneficio neto.

- Tamaño: $T\tilde{N}_{it} = \ln(K_{it})$, donde \ln denota el logaritmo neperiano.

- Ratio de cobertura de intereses: $COBINT_{it} = \ln\left(\frac{BAIT_{it}}{GF_{it}}\right)$, donde $BAIT_{it}$

es el beneficio antes de intereses e impuestos y GF_{it} son los gastos financieros.

- Capital circulante: $CC_{it} = \frac{AC_{it} - PC_{it}}{K_{it}}$, donde AC_{it} es el activo circulante

y PC_{it} es el pasivo circulante.

- Excedente: se calcula de acuerdo a la propuesta, ligeramente modificada, de Chapman, Junor y Stegman (1996) como sigue:

$$ER_{it} = \frac{(AF_{it} - AF_{i,t-1}) + (DIVORD_{it} - DIVORD_{i,t-1}) + (VLDL_{it} - VLDL_{i,t-1}) + \Delta VA_{it}}{K_{it}},$$

donde AF_{it} es el activo financiero, $VLDL_{it}$ es el valor en libros de la deuda a largo plazo y ΔVA_{it} es el valor de mercado derivado de la variación del número de acciones, calculado siguiendo a Lozano, Miguel y Pindado (2002)

como: $\Delta VA_{it} = (NA_{it} - NA_{i,t-1}) \frac{VMA_{it}}{NA_{it}}$, donde NA_{it} es el número de acciones.

- Crecimiento: $CREC_{it} = \frac{SALE_{it} - SALE_{i,t-1}}{SALE_{i,t-1}}$

- Cash flow: $CFV_{it} = \frac{BN_{it} + A_{it} + P_{it}}{K_{it}}$, donde P_{it} denota las diferentes provisiones recogidas en la cuenta de pérdidas y ganancias.

Referencias bibliográficas

- ALLAYANNIS, G. y A. MOZUMDAR (2004), «The Investment-Cash Flow Sensitivity Puzzle: Can Negative Cash Flow Observations Explain It?», *Journal of Banking and Finance* 28 (5), págs. 901-931.
- ALMEIDA, H., M. CAMPOLLO y M. WEISBACH (2004), «The Cash Flow Sensitivity of Cash», *The Journal of Finance* 59 (4), págs. 1777-1804.
- ARELLANO, M. y S. BOND (1991), «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies*, 58, págs. 277-297.
- (1998), «Dynamic panel data estimation using DPD98 for Gauss: a guide for users», mimeo.
- BOND, S.; J.A. ELSTON; J. MAIRESSE y B. MULKAY (2003), «Financial factors and investment in Belgium, France, Germany and the UK: A comparison using company panel data», *The Review of Economics and Statistics*, 85, págs. 153-165.
- BOND, S. y C. MEGHIR (1994), «Dynamic investment models and the firm's financial policy», *Review of Economic Studies*, 61, págs. 197-222.
- CHIANG, A.C. (1992), *Elements of Dynamic Optimization*, McGraw Hill, New York.
- ESTRADA, A. y J. VALLÉS (1998), «Investment and financial structure in Spanish manufacturing firms», *Investigaciones Económicas*, 22(3), págs. 337-359.
- FAZZARI, S.M., R.G. HUBBARD y B.C. PETERSEN (1988), «Financing constraints and corporate investment», *Brookings Papers on Economic Activity*, 19, págs. 141-195.
- GARCÍA MARCO, T. y C. OCAÑA (1999), «The effect of bank monitoring on the investment behavior of Spanish firms», *Journal of Banking and Finance*, 23(11), págs. 1579-1604.
- GARCÍA MARCO, T. y J.D. VICENTE LORENTE (1999), «Los efectos de la participación bancaria en la política de inversión de las empresas españolas: una aplicación del modelo neoclásico de inversión», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 28(99), págs. 325-348.
- HANSEN, S. y S. LINDBERG (1997), «Agency costs, financial deregulation, and corporate investment – an Euler equation approach to panel data for Swedish firms», *Uppsala University Working Paper Series*, WP1997:20.
- HARRISON, A.E., I. LOVE y M. McMILLAN (2004), «Global capital flows and financing constraints», *Journal of Development Economics*, 75(1), págs. 269-301
- HOBDAKI, B. (2003), «Dynamic investment in the presence of adjustment costs and liquidity constraints: some evidence from Estonia», *The Fifth International Conference 'Enterprise in Transition'*, Ivica University of Split, Faculty of Economics, Croatia.
- LÓPEZ, F. y RODRÍGUEZ, J.A. (1999), «La decisión de dividendos en la empresa española: un contraste de teorías alternativas» *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, 3 págs. 29-44.
- LOZANO, B., A. MIGUEL y J. PINDADO (2002), «Papel de la Política de Dividendos en las Empresas Reguladas.» *Investigaciones Económicas*, 26 (3), págs. 447-474.
- LOVE, I. (2003), «Financial development and financial constraints: international evidence from the structural investment model», *Review of Financial Studies*, 16(3), págs. 765-791.

- MAESTRO, M.H., A. MIGUEL y J. PINDADO (2005), «Frontiers of financially constrained and unconstrained firms: a new development in Finance», *Frontiers in Finance and Economics*. 2(1).
- MIGUEL, A. y J. PINDADO (2001), «Determinants of Capital Structure: New Evidence from Spanish Panel Data», *Journal of Corporate Finance* 7, págs. 77-99.
- MOYEN, N. (2004), «Investment-Cash Flow Sensitivities: Constrained versus Unconstrained Firms», *The Journal of Finance* 59 (5), págs. 2061-2093.
- MYERS, S.C. y N.S. MAJLUF (1984), «Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have», *Journal of Financial Economics*, 13(June), págs.187-220.
- POTERBA, J.M. y L.H. SUMMERS (1983), «Dividend taxes, corporate investment, and q», *Journal of Public Economics*, 22, págs.137-167.
- WHITED, T.M. (1992), «Debt, liquidity constraints, and corporate investment: evidence from panel data», *The Journal of Finance*, 47(4), págs.1425-1460.
- (1998), «Why do investment Euler equations fail?», *Journal of Business and Economic Statistics*, 16(4), págs.479-488.

TABLA 1.—*Estructura de los paneles en función del número de observaciones anuales por empresa*

Observaciones anuales por empresa	Canadá		España		Estados Unidos		Reino Unido		Total	
	Nº de observaciones	Nº de empresas	Nº de observaciones	Nº de empresas	Nº de observaciones	Nº de empresas	Nº de observaciones	Nº de empresas	Nº de observaciones	Nº de empresas
5	75	15	130	26	900	180	225	45	1330	266
6	132	22	132	22	852	142	180	30	1296	216
7	63	9	483	69	980	140	119	17	1645	235
8	128	16	-	-	2848	356	600	75	3576	447
9	36	4	-	-	927	103	207	23	1170	130
10	370	37	-	-	6150	615	1890	189	8410	841
Total	804	103	745	117	12657	1536	3221	379	17427	2135

Para que una empresa pase a formar parte del panel requerimos que haya información disponible de la misma durante al menos seis años consecutivos entre los años para los que tenemos información, 1990 a 2001 para el bloque anglosajón de países y 1991 a 1999 en el caso español. Hemos construido un panel no equilibrado o incompleto compuesto por empresas no financieras cotizadas, concretamente 103 de Canadá (804 observaciones), 117 de España (745 observaciones), 1536 de Estados Unidos (12657 observaciones) y 379 de Reino Unido (3221 observaciones).

TABLA 2.—Distribución muestral en función de la clasificación por sectores económicos

Economic Sector Code (SIC)	Canadá		España		Estados Unidos		Reino Unido		Total	
	Observ.	Empresas	Observ.	Empresas	Observ.	Empresas	Observ.	Empresas	Observ.	Empresas
1000 Materiales Básicos	263	32	102	16	1385	164	250	28	2000	240
2000 Consumos cíclicos	115	16	264	41	2985	363	1030	126	4394	546
3000 Consumos no cíclicos	86	11	156	24	796	93	281	33	1319	161
3500 Salud	13	2	—	—	1101	140	69	8	1183	150
4000 Energía	89	12	86	14	677	80	40	4	892	110
6000 Bienes de capital	127	16	99	16	3388	412	1252	144	4866	588
8000 Tecnología	35	4	38	6	1241	163	179	22	1493	195
8600 Servicios de Comunicación	43	5	—	—	179	23	36	4	258	32
9000 Servicios de gas, agua y electricidad	33	5	—	—	905	98	84	10	1022	113
Total	804	103	745	117	12657	1536	3221	379	17427	2135

Las empresas de los paneles presentados en la Tabla 1 se distribuyen entre los nueve grupos sectoriales considerados de acuerdo al Economic Sector Code de la SIC (Standard Industrial Classification), excluyendo el sector 5000 (Financial Services). Véase la leyenda de la Tabla 1.

TABLA 3.1.—Regresión logística. Estadísticos descriptivos de los paneles de cada país

País	Estadísticos	PR_i	COBINT_i	CC_i	TÑ_i	EXC_i	CREC_i	CFV_i
Canadá	Media	-0,05668	1,2268	0,1292	6,8166	-0,0398	0,1169	0,0690
	Desviación típica	8,4992	0,9513	0,1493	1,5093	0,3095	0,3594	0,0704
	Máximo	23,2733	5,8413	0,7994	10,8303	4,6766	6,9596	0,2558
	Mínimo	-237,9407	0,0000	-0,6899	2,2471	-2,3123	-0,8421	-0,5817
España	Media	0,7500	1,1978	0,3575	10,6762	0,1767	0,4502	0,0410
	Desviación típica	10,0537	1,3212	0,1934	1,6283	2,7054	2,9050	0,0626
	Máximo	270	7,7579	0,9766	15,9335	51,1113	54,6016	0,3642
	Mínimo	-7,2787	0,0000	-0,5441	7,3432	-1,6449	-0,99303	-0,2934
Estados Unidos	Media	0,1964	1,5195	0,1832	6,3487	-0,0632	0,2018	0,0592
	Desviación típica	8,4261	1,3059	0,4879	1,9010	0,7256	1,3316	0,2969
	Máximo	354,381	7,9449	0,9691	13,0386	46,3518	93,8788	-23,1426
	Mínimo	-847,925	0,0000	-26,4770	0,3461	-6,7442	-0,9897	0,8471
Reino Unido	Media	0,5881	1,8997	0,1387	6,0209	0,1679	0,1240	0,0862
	Desviación típica	9,2308	1,2865	0,2083	1,8502	10,9485	0,6491	0,1092
	Máximo	495,9238	8,2958	0,7670	12,4218	612,398	19,6586	0,5256
	Mínimo	-62,0001	0,0000	-3,2589	1,0214	-61,0422	-0,9538	-1,7860
Total	Media	0,2808	1,5489	0,1799	6,4947	-0,0092	0,1941	0,0638
	Desviación típica	8,6597	1,3177	0,4305	2,0699	4,7810	1,3176	0,2584
	Máximo	495,9238	8,2958	0,9766	15,9335	612,398	93,8788	0,8471
	Mínimo	-847,925	0,0000	-26,4770	0,3461	-61,0422	-0,9930	-23,1426

PR_i es la ratio payout, **COBINT_i** es la ratio de cobertura de intereses, **CC_i** es el capital circulante, **TÑ_i** es el tamaño de la empresa, **EXC_i** es la variable excedente, **CREC_i** es el crecimiento y **CFV_i** es la variable cash flow. Para cada variable y país se ofrecen los valores de la Media, la Desviación típica, el Máximo y el Mínimo. Los totales se obtienen fusionando los datos de las empresas no financieras cotizadas, cuya estructura se describe en la Tabla 1.

TABLA 3.2.—Ecuación de Euler estándar: Estadísticos descriptivos de los paneles

País	Estadísticos	$(Y/K)_{it}$	$(wN/K)_{it}$	$(I/K)_{it}$	$(I/K)^2_{it}$
Canadá	Media	0,9659	0,8606	0,0647	0,0170
	Desviación típica	0,6818	0,9481	0,1135	0,0638
	Máximo	4,741	8,1175	0,5585	1,1443
	Mínimo	0,0455	0,0119	-1,0697	0,0000
España	Media	0,4089	0,3142	0,0202	0,0221
	Desviación típica	0,4030	0,3677	0,1474	0,1444
	Máximo	2,7541	3,0052	0,7855	2,3844
	Mínimo	-0,1843	0,0000	-1,5441	0,0000
Estados Unidos	Media	1,1180	0,7708	0,0670	0,0123
	Desviación típica	0,7710	0,7111	0,0884	0,0439
	Máximo	14,6457	14,5379	0,8953	1,8580
	Mínimo	-0,0451	0,0026	-1,3631	0,0000
Reino Unido	Media	1,3196	0,7830	0,0464	0,0248
	Desviación típica	0,7908	0,7663	0,1505	0,4302
	Máximo	8,3074	6,8536	0,6363	18,5797
	Mínimo	-0,1465	0,0000	-4,3104	0,0000
Total	Media	1,1186	0,7578	0,0611	0,0153
	Desviación típica	0,7784	0,7292	0,1074	0,1921
	Máximo	14,6457	14,5379	0,8953	18,5797
	Mínimo	-0,1843	0,0000	-4,3104	0,0000

$(Y/K)_{it}$ es el output producido por la empresa, $(wN/K)_{it}$ son los costes variables de la empresa, $(I/K)_{it}$ es la inversión acometida por las empresas y $(I/K)^2_{it}$ es el cuadrado de la inversión de las empresas. Para cada variable y país se ofrecen los valores de la Media, la Desviación típica, el Máximo y el Mínimo. Los totales se obtienen fusionando los datos de las empresas no financieras cotizadas, cuya estructura se describe en la Tabla 1.

TABLA 4.—*Clasificación Total como NRF o RF*

		Canadá		España		Estados Unidos		Reino Unido	
		Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%
1991	NRF	42	70,0			349	46,91	166	77,21
	RF	18	30,0			395	53,09	49	22,79
1992	NRF	45	70,31	62	62,0	273	32,54	196	84,48
	RF	19	29,69	38	38,0	566	67,46	36	15,52
1993	NRF	52	65,82	51	47,66	305	25,12	146	47,56
	RF	27	34,18	56	52,34	909	74,88	161	52,44
1994	NRF	29	33,33	37	31,62	286	21,72	110	34,27
	RF	58	66,67	80	68,37	1031	78,28	211	65,73
1995	NRF	58	58,0	65	55,56	369	26,23	119	34,29
	RF	42	42,0	52	44,44	1038	73,77	228	65,71
1996	NRF	54	55,10	71	60,68	400	26,35	147	39,41
	RF	44	44,90	46	39,32	1118	73,65	226	60,59
1997	NRF	52	57,78	56	54,90	416	27,86	164	44,69
	RF	38	42,22	46	45,10	1077	72,14	203	55,31
1998	NRF	46	52,87	66	77,65	607	41,98	218	59,89
	RF	41	47,13	19	22,35	839	58,02	146	40,11
1999	NRF	40	54,05			560	40,58	260	72,42
	RF	34	45,95			820	59,42	99	27,58
2000	NRF	36	55,38			475	36,57	316	94,05
	RF	29	44,62			824	63,43	20	5,95
Total	NRF	454	56,47	408	54,77	4040	31,92	1842	57,19
	RF	350	43,53	337	45,23	8617	68,08	1379	42,81

A continuación mostramos los resultados de la aplicación del criterio de restricciones financieras, compuesto primero por la aplicación del MRF y luego por una regresión logística, mostrando la evolución de la clasificación período a período (1991 a 1998) en ambos casos y la Clasificación Total para cada período. En relación a los datos utilizados remitimos al lector a la leyenda de la Tabla 1. Con NRF (No Restringida Financieramente) nos referimos a las empresas no restringidas, RF (Restringida Financieramente) son las empresas restringidas y NC (No Clasificadas) se refiere a las empresas que el MRF no logra clasificar. Con Nº nos referimos al número de observaciones y con % al porcentaje sobre el total de cada año.

TABLA 5.—Resultados de la estimación de la ecuación estándar de inversión CON y SIN los retardos de las variables financieras incluidas en la versión alternativa de la ecuación de Euler como instrumentos

	Instrumentos adicionales	CON		SIN
		(I)	(II)	(III)
		Retardos de $(B/K)_t$	Retardos de $(PI + XINY/XINT)_t$	
Canadá	Sargan	91,05 (101)	91,30 (101)	84,07 (80)
	m_2	1,401	1,924	1,922
	SDT	91,055-84,07 (21)	91,30-84,07 (21)	-
España	Sargan	50,21 (56)	41,56 (31)	31,67 (24)
	m_2	-1,996	-1,39	-1,264
	SDT	50,21-31,67 (32)	41,56-31,67 (7)	-
EEUU	Sargan	83,52 (61)	94,47 (61)	25,92 (28)
	m_2	-1,174	-1,791	1,434
	SDT	83,52-25,92 (33)	94,47-25,92 (33)	-
Reino Unido	Sargan	132,23 (101)	126,01 (101)	101,74 (80)
	m_2	-1,121	0,495	1,272
	SDT	132,23-101,74 (21)	126,01-101,74 (21)	-

Ecuación estándar: $(I/K)_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1(Y/K)_{it} + \beta_2(wN/K)_{it} + \beta_3(I/K)^2_{it} + \beta_4(I/K)_{it} + d_{t+1} + \eta_i + \varepsilon_{i,t+1}$

En esta tabla se incluyen los resultados de la estimación de la ecuación estándar de inversión CON y SIN los retardos de las variables financieras en el conjunto de instrumentos para las empresas recogidas en la Tabla 1 para cada país (aunque después de eliminar un período adicional, respecto a las recogidas en la Tabla 1, al estimar en primeras diferencias). El resto de información necesaria para leer la tabla es: i) (B/K) es la variable endeudamiento a largo plazo escalada y $(PI + XINY/XINT)$ es la ratio de cobertura de intereses; ii) Sargan es un contraste de restricciones de sobreidentificación que se distribuye asintóticamente como una χ^2 , cuyos grados de libertad están entre paréntesis, bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación entre los instrumentos y el término de error; iii) m_2 es un estadístico que contrasta la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de segundo orden usando los residuos en primeras diferencias, que se distribuye asintóticamente como una $N(0,1)$; iv) SDT es el Sargan Difference Test que se distribuye como una χ^2 , grados de libertad entre paréntesis, y cuya

TABLA 6.—*Resultados de la estimación de la especificación alternativa*

Variables	Canadá		España		Estados Unidos		Reino Unido	
	(I)	(II)	(I)	(II)	(II)	(I)	(II)	
Constante	0,0053*	-0,0013 (0,002)	-0,0324* (0,012)	-0,0438* (0,008)	-0,0062* (0,003)	0,0443* (0,005)	0,0479* (0,005)	
$(Y/K)_t$	-0,0778* (0,007)	0,0319* (0,007)	0,1447* (0,044)	0,0621* (0,030)	-0,0276* (0,013)	0,0135* (0,005)	0,0082 (0,005)	
$(wN/K)_t$	-0,0174* (0,002)	-0,0008 (0,001)	0,5526* (0,111)	0,3765* (0,051)	0,0162 (0,010)	-0,0393* (0,009)	-0,0151 (0,009)	
$(I/K)^2_t$	-0,2141* (0,028)	-0,2084* (0,021)	0,3398* (0,023)	0,1942* (0,026)	0,3681* (0,057)	0,0099 (0,018)	-0,0239 (0,017)	
$(I/K)_t$	0,0708* (0,014)	-0,0286* (0,012)	0,031 (0,027)	-0,1282* (0,023)	0,1174* (0,046)	-0,0831* (0,029)	0,0224 (0,028)	
$(B/K)_t$	-0,3713* (0,015)		0,3975* (0,181)			-0,2311* (0,024)		
$(PI + XINY/XINT)_t$		0,0510* (0,001)		0,0587* (0,003)	0,0164* (0,002)		0,0096* (0,002)	
Sargan	93,76 (100)	90,97 (100)	55,25 (55)	53,02 (55)	121,25 (100)	120,68 (100)	123,33 (100)	
m_2	1,394	0,481	-1,795	-1,384	1,148	-1,172	0,021	
z_1	4452,91 (5)	9094,99 (5)	331,81 (5)	557,32 (5)	137,38 (5)	222,34 (5)	37,01 (5)	
z_2	2238,57 (9)	8648,50 (9)	100,64 (5)	70,62 (5)	70,85 (9)	669,40 (9)	561,39 (9)	

$$\text{Ecuación estándar: } (I/K)_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1(Y/K)_{it} + \beta_2(wN/K)_{it} + \beta_3(I/K)_{it}^2 + \beta_4(I/K)_{it} + \beta_5 dVF_{it} + d_{t+1} + \eta_i + e_{i,t+1}$$

En esta tabla se incluyen los resultados de la estimación de la ecuación alternativa de inversión para las empresas recogidas en la Tabla 1 para cada país (aunque después de eliminar un período adicional, respecto a las recogidas en la Tabla 1, al estimar en primeras diferencias). La columna (I) para cada país recoge la ecuación alternativa que incluye el endeudamiento a largo plazo como variable adicional, mientras que la columna (II) refleja los resultados cuando la variable alternativa es la cobertura de intereses. El resto de información necesaria para leer la tabla es: i) ver i, ii y iii de la Tabla 5; ii) los errores estándar robustos a heterocedasticidad figuran entre paréntesis; iii) z_1 es un contraste de Wald de significatividad conjunta de los coeficientes, asintóticamente distribuido como una χ^2 ; z_2 es un contraste de Wald de significatividad conjunta de las variables ficticias temporales, asintóticamente distribuido como una χ^2 ; en ambos casos, los grados de libertad están entre paréntesis y la hipótesis nula establece la ausencia de significatividad conjunta; iv) * señala un nivel de significatividad del 5%.

TABLA 7.—Resultados de la estimación de la especificación que incluye la interacción de los regresores de la versión alternativa con la variable ficticia VRF

Variables	Canadá		España		Estados Unidos		Reino Unido	
Variables	(I)	(II)	(I)	(II)	(II)	(I)	(II)	
Constante	0,0044 (0,005)	-0,0006 (0,005)	-0,0152 -(0,026)	0,0468* (0,007)	-0,0060 (0,003)	0,0381* (0,005)	0,0459* (0,005)	
$(Y/K)_t$	-0,0576* (0,0125)	0,0154 (0,016)	0,1270 (0,137)	0,0566* (0,020)	0,0031 (0,020)	0,0431* (0,007)	0,0309* (0,010)	
$(wN/K)_t$	-0,0114* (0,003)	-0,0053 (0,003)	0,4524 (0,411)	0,3962* (0,060)	0,0040 (0,016)	-0,0372* (0,011)	-0,0305* (0,014)	
$(I/K)^2_t$	-0,1587* (0,044)	-0,3841* (0,066)	0,2763* (0,137)	0,1525* (0,021)	-0,3059* (0,148)	0,1740* (0,039)	-0,0488 (0,043)	
$(I/K)_t$	-0,0906* (0,025)	-0,0307 (0,039)	0,0229 (0,154)	-0,2341* (0,022)	-0,1865* (0,080)	-0,0474 (0,036)	-0,0635 (0,035)	
$(B/K)_t$	-0,2043* (0,027)		-0,1975 (0,519)			-0,2636* (0,026)		
$(PI + XINY/XINT)_t$		0,0422* (0,003)		0,0425* (0,005)	0,0187* (0,009)		0,0120* (0,004)	
$VRFt(Y/K)_t$	0,0081* (0,003)	-0,0051 (0,004)	0,1590 (0,242)	0,0185 (0,041)	-0,0529* (0,023)	-0,0338* (0,005)	-0,0267* (0,006)	
$VRFt(wN/K)_t$	0,00647* (0,002)	-0,0040* (0,001)	-0,0811 (0,333)	-0,1292* (0,057)	0,0486* (0,023)	0,0184* (0,006)	0,0180* (0,007)	
$VRFt(I/K)^2_t$	0,2883* (0,136)	0,1647 (0,137)	3,0440* (1,098)	0,5281* (0,142)	0,9696* (0,163)	-0,0807 (0,045)	0,0946 (0,050)	
$VRFt(I/K)_t$	0,1931* (0,043)	0,1902* (0,048)	0,2638 (0,422)	0,3761* (0,069)	0,2552* (0,086)	0,1591* (0,045)	0,2240* (0,042)	
$VRFt(B/K)_t$	-0,0437* (0,020)		0,0633 (0,343)			0,0969* (0,030)		

$VRF_t(PI + XINY/XINT)_t$	-0,0045 (0,003)	0,0346* (0,003)	-0,0010 (0,009)	0,0002 (0,004)
Sargan	88,88 (116)	91,13 (116)	27,78 (32)	72,46 (62)
m_2	-0,426	0,777	-1,443	-1,788
z_1	851,82 (10)	1595,76 (10)	72,16 (10)	794,10 (10)
z_2	1571,41 (9)	824,99 (9)	8,23 (6)	275,28 (6)

Ecuación estándar: $(I/K)_{i,t+1} = \beta_0 + (\beta_1 + \rho_1 VRF_{it})(Y/K)_{it} + (\beta_2 + \rho_2 VRF_{it})(wN/K)_{it} + (\beta_3 + \rho_3 VRF_{it})(I/K)^2_{it} + (\beta_4 + \rho_4 VRF_{it})(I/K)_{it} + (\beta_5 + \rho_5 VRF_{it})dVF_{it} + d_{i+1} + \eta_i + e_{i,t+1}$

En esta tabla se incluyen los resultados de la estimación de la versión alternativa completada con la interacción de las variables con VRF, la Variable de Restricciones Financieras, para las empresas recogidas en la Tabla 1 para cada país (aunque después de eliminar un período adicional, respecto a las recogidas en la Tabla 1, al estimar en primeras diferencias). La columna (I) para cada país recoge la ecuación alternativa que incluye el endeudamiento a largo plazo como variable adicional, mientras que la columna (II) refleja los resultados cuando la variable alternativa es la cobertura de intereses. El resto de información necesaria para leer la tabla se encuentra en i, ii, iii y iv de la Tabla 6.