
CAPÍTULO IV

RESTRICCIONES FINANCIERAS E INVERSIÓN EN FRANCIA Y ESPAÑA: UNA COMPARACIÓN BASADA EN DATOS INDIVIDUALES DE EMPRESAS (*)

Todos los gráficos y cuadros de este estudio se integran en un anexo estadístico que se distribuye separadamente en la Red (www.bde.es). Este capítulo incluye los más relevantes, manteniendo la misma numeración que en el anexo estadístico, lo que explica los saltos de numeración existentes.

() Este capítulo ha sido elaborado por Ignacio Hernando, del Banco de España, y André Tiomo, del Banco de Francia. Las opiniones expresadas son responsabilidad de los autores y no necesariamente reflejan los puntos de vista del Banco de Francia y del Banco de España.*

I. INTRODUCCIÓN

El análisis de los determinantes del comportamiento inversor ha sido tradicionalmente un tema de investigación clave en macroeconomía. Por un lado, el gasto en inversión de las empresas determina la futura capacidad productiva de la economía. Por otro lado, las fluctuaciones en el gasto en inversión, que es mucho más volátil que el gasto en consumo, constituyen un factor determinante del ciclo económico. Precisamente, la considerable volatilidad de la inversión y su importante contribución a las fluctuaciones económicas agregadas han servido frecuentemente como motivación de los estudios sobre el comportamiento de la formación bruta de capital. En particular, dentro de la literatura empírica sobre inversión empresarial, el papel de los factores financieros para explicar las fluctuaciones cíclicas ha sido un aspecto que ha merecido una sustancial atención (1). La reciente investigación econométrica sobre la relevancia de las restricciones de liquidez para explicar el comportamiento inversor ha descansado en un volumen creciente de estudios teóricos sobre las imperfecciones de información en los mercados de crédito. A su vez, esta literatura ha contribuido a explicar las grandes fluctuaciones en la inversión en respuesta a pequeñas perturbaciones. En este sentido, algunos modelos recientes han destacado el papel desempeñado por las condiciones en los mercados financieros en la propagación de *shocks* relativamente pequeños (2).

La creciente disponibilidad de bases de datos de panel ha sido un elemento esencial para el desarrollo de la investigación microeconómica sobre la conexión entre decisiones reales y financieras. En particular, los datos de panel permiten al investigador contrastar adecuadamente las implicaciones de sección cruzada de los modelos que consideran la existencia de problemas de información asimétrica entre prestamistas y prestatarios. Además, el uso de datos microeconómicos tiene ventajas adicionales: permite obtener medidas más adecuadas de las variables de interés; mejora la precisión de las estimaciones, al introducir variación de sección cruzada; y facilita un mejor tratamiento de los sesgos potenciales resultantes de la agregación de empresas, la presencia de simultaneidad y la existencia de variables omitidas (3). No obstante, el uso de información individual también conlleva algunos problemas, siendo los más comunes los sesgos implícitos en la composición de las muestras y la escasa dimensión temporal de los paneles.

(1) Schiantarelli (1996) y Hubbard (1998) ofrecen panorámicas recientes de esta literatura.

(2) Véase, por ejemplo, Bernanke, Gertler y Gilchrist (1999).

(3) Véase Hsiao (1986) para una descripción de las potenciales ventajas del uso de datos de panel; Blundell, Bond y Meghir (1996) y Bond y van Reenen (2002) para excelentes panorámicas de la literatura microeconómica sobre inversión empresarial; y Deutsche Bundesbank (2001) para una colección de trabajos sobre comportamiento de la inversión basados en el uso de datos de panel. Finalmente, en el marco de la *Monetary Transmission Network* del Eurosistema, diversos trabajos se han ocupado de la conexión entre política monetaria e inversión utilizando bases de datos microeconómicas: Butzen, Fuss y Vermeulen (2001), Chatelain *et al.* (2001), Chatelain y Tiomo (2001), Gaiotti y Generale (2001), von Kalckreuth (2001), Lünnemann y Mathä (2001) y Valderrama (2001).

Dentro de esta rama de la literatura que se ocupa de la modelización microeconómica de la inversión, diversos trabajos recientes han abordado el reto de establecer comparaciones entre países en el papel de los factores financieros en las decisiones de inversión empresarial (4). El objetivo de estos trabajos es el de identificar diferencias entre países en el impacto de las restricciones financieras sobre la inversión y ligar estas diferencias a características específicas de los países (en particular, de sus sistemas financieros). Pero los estudios multi-país se enfrentan a la dificultad de armonizar información procedente de fuentes nacionales que, en la mayoría de los casos, siguen normas contables diferentes (5).

En este capítulo, se analizan las decisiones de inversión empresarial en Francia y España, prestando especial atención al papel de las restricciones financieras en la explicación del comportamiento inversor. Con este fin, se utilizan bases de datos cuidadosamente armonizadas, que permiten el uso de variables definidas homogéneamente en ambos países. En concreto, la información utilizada consiste en dos paneles de datos de empresas industriales seleccionadas de entre aquellas que han colaborado con las Centrales de Balances del Banco de Francia y del Banco de España en el período 1991-1999. La armonización de las bases de datos es un aspecto clave en los estudios de comparación entre países, ya que la eliminación de las diferencias contables es una condición necesaria para poder interpretar las variaciones en los resultados como diferencias genuinas de comportamiento.

Con el fin de contrastar la existencia de restricciones de liquidez, en este capítulo se presenta un contraste de exceso de sensibilidad de la inversión al *cash-flow* utilizando un modelo estándar de ecuación de Euler. La elección de este enfoque metodológico se justifica por el hecho de que este modelo, al controlar implícitamente por la influencia de expectativas, se ve menos afectado por la crítica habitual a los contrastes de exceso de sensibilidad al *cash-flow* (el *cash-flow* puede estar indicando tanto la presencia de *shocks* de demanda como la existencia de restricciones de liquidez). Con más precisión, tanto el modelo teórico como la estrategia de contraste utilizados en este trabajo están basados, en gran medida, en Bond y Meghir (1994). Estos autores presentan un modelo empírico de inversión basado en la ecuación de Euler de una versión aumentada del modelo neoclásico de inversión. El modelo utilizado supone que la empresa se enfrenta a una jerarquía de costes para las fuentes de financiación alternativas y concluye la existencia de diferentes caracterizaciones del comportamiento inversor en función de las distintas políticas de financiación utilizadas por las empresas.

El capítulo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 ofrece una revisión de la literatura sobre inversión y restricciones financieras. La sección 3 describe los rasgos básicos del modelo estructural de inversión empresarial de Bond y Meghir (1994), que utiliza la metodología de ecuación de Euler. La sección 4 presenta las definiciones y los estadísticos descriptivos de las variables empleadas en el análisis. La sección 5 recoge los principales resultados del contraste de las implicaciones empíricas del modelo. Finalmente, las conclusiones se resumen en la sección 6.

2. INVERSIÓN, FINANCIACIÓN E INFORMACIÓN ASIMÉTRICA: CONSIDERACIONES TEÓRICAS

2.1. La relevancia de las condiciones financieras en las decisiones de inversión

El supuesto de mercados de capitales perfectos, sobre el que han descansado tradicionalmente los modelos empíricos de inversión, se traduce en que, en un mundo sin impuestos, para

(4) Véase en Bond et al. (1997), Hall, Mairesse y Mulkay (1999), Bond, Harhoff y Van Reenen (1999), Chate-lain et al. (2001), Laeven (2001) y Love (2001) estudios microeconómicos con comparaciones entre países sobre inversión empresarial.

(5) CECB (2000) ilustra las dificultades inherentes a la tarea de armonizar información contable de diferentes países.

las empresas resulta irrelevante la decisión entre fondos propios y ajenos a la hora de financiar sus proyectos de inversión. La existencia de información asimétrica entre oferentes y demandantes de fondos implica la quiebra del resultado de irrelevancia de la decisión entre financiación interna y externa. Existen fundamentaciones teóricas alternativas para justificar la conexión entre la estructura financiera de las empresas y sus decisiones de inversión. Entre las más relevantes se encuentra la existencia de impuestos distorsionantes, costes de transacción y costes de quiebra. La incorporación de asimetrías de información en la modelización del mercado de crédito ha llevado a dos tipos de resultados, complementarios entre sí, con repercusiones directas en el comportamiento inversor de las empresas. En primer lugar, la conclusión más general de los modelos que incorporan asimetrías de información es que el coste de los fondos externos con que se enfrenta cada empresa depende de su situación financiera. En segundo lugar, algunos de estos modelos concluyen que, bajo determinadas condiciones, la existencia de información incompleta sobre la calidad de los proyectos de inversión de las empresas hace que los prestamistas no ajusten el tipo de interés a la situación específica de cada empresa sino que introduzcan restricciones cuantitativas en el crédito concedido. Estos resultados permiten justificar la relevancia de la estructura financiera como determinante de la inversión empresarial.

El primero de los resultados citados —la dependencia del coste de la financiación externa de la situación financiera de la empresa— es la predicción más extendida en la abundante literatura (6) que incorpora la existencia de información asimétrica en la modelización del mercado de crédito. De acuerdo con estos trabajos, las asimetrías de información entre prestamistas y prestatarios justifican la existencia de un diferencial o prima entre el coste de los recursos externos e internos. Esta prima puede estar recogiendo, entre otros factores, los costes de supervisión —asociados a la existencia de riesgo de quiebra—, para los prestamistas, de los proyectos de inversión. Además, esta literatura sugiere que esta prima de la financiación externa depende de la situación financiera del prestatario. Así, en Bernanke y Gertler (1989) se presenta un modelo donde dicha prima depende inversamente de la riqueza neta que se pueda aportar como colateral. Cuanto mayor sea el colateral aportado con relación al tamaño del crédito, menores serán los incentivos para que el prestatario acometa inversiones arriesgadas. Alternativamente, en otros trabajos —por ejemplo, Bond y Meghir (1994) y Alonso-Borrego (1994)—, el coste de la financiación externa es una función del nivel de endeudamiento por unidad de capital. Por otro lado, en Estrada y Vallés (1998) se proporciona un contraste, para el caso español, de un modelo que considera el nivel de endeudamiento neto como determinante del coste de los fondos externos.

En cuanto al segundo resultado —la existencia de racionamiento de crédito—, su fundamentación teórica se asienta en la incapacidad de los oferentes de crédito para observar la rentabilidad de los proyectos de inversión. La posibilidad de que el crédito resulte impagado hace que la rentabilidad esperada por los prestamistas dependa no solo del tipo de interés que fijen, sino también del riesgo asociado a los proyectos que financien. Como señalan Stiglitz y Weiss (1981), los cambios en el tipo de interés que fijan los prestamistas pueden tener un doble efecto sobre el riesgo medio del conjunto de sus créditos. En primer lugar, el efecto de selección adversa (según el cual las empresas que asumen mayores riesgos y perciben como baja su probabilidad de devolver el crédito son las que están dispuestas a aceptar mayores tipos de interés) hace que si los prestamistas elevan el tipo de interés acaben financiando a empresas que asumen mayores riesgos. Por otro lado, existe un efecto de incentivos que se traduce en que aumentos de tipos de interés pueden inducir a las empresas a acometer proyectos con menor probabilidad de éxito pero con mayores beneficios potenciales. De acuerdo con estas razones, es posible aceptar que el tipo de interés que maximiza los beneficios esperados de los oferentes de crédito (r^*) sea tal que

(6) Dos ejemplos, frecuentemente citados, de esta literatura son Bernanke y Gertler (1989) y Greenwald y Stiglitz (1993).

la demanda de crédito exceda a la oferta (es decir, establecen un tipo de interés inferior al que igualaría la oferta y la demanda de fondos prestables). En otros términos, si los prestamistas incrementan los tipos que fijan por encima de r^* , el incremento inducido en el riesgo medio es tal que disminuyen sus beneficios esperados. Por tanto, el equilibrio en el mercado de crédito puede estar caracterizado por una situación de racionamiento.

Este tipo de modelos es observacionalmente equivalente a los que sugieren que el diferencial entre el coste de la financiación interna y externa depende de la situación financiera de la empresa, en la medida en que predicen que la disponibilidad de fondos para cada empresa dependerá de características observables que reflejen su situación financiera. Por tanto, entre un conjunto de empresas con proyectos de inversión con rentabilidad esperada similar, estarán restringidas aquellas con una situación financiera más débil (de acuerdo con ciertas características observables). Así, Gertler (1988) y Calomiris y Hubbard (1990) señalan que el grado de acceso a la financiación externa dependerá de la riqueza neta de los agentes.

En síntesis, los modelos que incorporan la existencia de información asimétrica entre oferentes y demandantes de fondos (o, alternativamente, la existencia de impuestos distorsionantes sobre las diferentes fuentes de financiación) ponen de manifiesto la influencia de la situación financiera de los agentes en las condiciones de acceso (coste y disponibilidad) a la financiación externa. En consecuencia, el comportamiento inversor de las empresas quedará condicionado por su situación financiera. En concreto, en presencia de asimetrías de información, el modelo neoclásico de inversión proporciona una visión parcial del comportamiento de los agentes, pues el nivel de inversión no dependerá exclusivamente de la senda de capital deseada por la empresa, sino también de sus posibilidades de financiación (7). Este enfoque teórico permite, por tanto, justificar la introducción de variables financieras en las ecuaciones de inversión. Las dos variables incluidas con más frecuencia en los trabajos empíricos han sido el nivel de endeudamiento y, sobre todo, la capacidad de generación interna de recursos. El nivel de endeudamiento se ha utilizado como un indicador de la salud financiera de la empresa que, como se ha señalado antes, puede condicionar el coste de sus recursos ajenos o el acceso a los mismos. En esta línea, el trabajo pionero de Bond y Meghir (1994) contempla el coste de los fondos ajenos como una función creciente del coeficiente de endeudamiento. No obstante, los trabajos empíricos no siempre han refrendado esta relación. Así, por ejemplo, Mato (1989) encuentra una influencia negativa del coeficiente de endeudamiento en el coste de los recursos ajenos, señalando, entre las posibles causas, que el coeficiente de endeudamiento no es exógeno sino que es, a su vez, una función decreciente de su coste.

2.2. La sensibilidad de la inversión a la generación interna de recursos

Sin duda, la variable financiera más utilizada en ecuaciones de inversión basadas en la consideración de la existencia de información asimétrica ha sido el *cash-flow* o capacidad de autofinanciación, que, en la medida en que refleja fondos disponibles para la empresa, se espera que esté positivamente correlacionada con el nivel de inversión. Al mismo tiempo, cabe pensar que este efecto positivo sobre la inversión de variables que miden la capacidad de generación de recursos propios se va a manifestar con más claridad en aquellas empresas para las que los problemas de información asimétrica sean más acusados. Además, esta relación positiva se ve reforzada, como señalan Fazzari y Athey (1987), al servir la capacidad de autofinanciación como

(7) La incorporación de las asimetrías de información en un marco de competencia perfecta supone que las empresas se enfrentan a un problema intertemporal de maximización de beneficios, restringidas en cada período no solo por la tecnología disponible sino también por un volumen máximo de endeudamiento, o por una función del coste de los fondos externos creciente en algún indicador de solvencia de la empresa.

indicador de la salud financiera de la empresa y, por tanto, ser utilizada por los prestamistas para discriminar entre los demandantes de crédito, al no poder observar con precisión la calidad de los proyectos de inversión debido a la existencia de información asimétrica.

Esta hipótesis básica de que la sensibilidad de la inversión a variables que aproximan la capacidad de generación interna de recursos es mayor para aquellas empresas que estén sometidas a restricciones de crédito ha sido contrastada recientemente en un amplio conjunto de trabajos. La estrategia seguida ha consistido en la estimación de ecuaciones de inversión para distintas submuestras de empresas divididas de acuerdo con criterios *a priori* que tratan de identificar a las empresas restringidas (o con problemas de información asimétrica relevantes). Dentro de esta amplia literatura destaca el trabajo pionero de Fazzari *et al.* (1988), que identifica como empresas potencialmente restringidas aquellas que no distribuyeron dividendos en los últimos períodos. Este tipo de enfoque ha sido utilizado con criterios alternativos por otros autores: vinculación a grupos industriales (Hoshi *et al.*, 1989), edad y tamaño (Devereux y Schiantarelli, 1990, y Estrada y Vallés, 1998), calificación crediticia de la empresa (Whited, 1992) y dispersión en el accionariado de la empresa (Schaller, 1993). En general, el criterio de división por excelencia en esta literatura es el tamaño, ya que existen diversas razones que sugieren que las consecuencias de la existencia de problemas de información asimétrica son más apreciables en el caso de las pequeñas empresas. Entre estas razones, Caminal (1995) destaca que existen economías de escala en las tareas de supervisión y control, por lo que resulta más costoso para los prestamistas supervisar a las empresas pequeñas y, a estas, proporcionar información a sus financiadores. No obstante, como se apunta en Chatelain *et al.* (2001), el tamaño puede no ser siempre el indicador más adecuado de la existencia de asimetrías informativas en algunos países.

En la literatura reciente, la hipótesis de sensibilidad de la inversión a la generación interna de recursos se ha llevado a cabo utilizando una amplia gama de modelos econométricos de inversión: desde ecuaciones de forma reducida hasta modelos de ecuación de Euler. En todos los casos, los modelos son ampliados con una variable que mida la capacidad de autofinanciación. El uso de una ecuación de inversión de forma reducida ampliada con la variable *cash-flow* presenta una limitación básica: no permite asociar inequívocamente la sensibilidad de la inversión a los recursos internos generados con la vigencia de restricciones financieras o, con mayor generalidad, con la existencia de información asimétrica entre prestamistas y prestatarios. Con esta aproximación, el coeficiente positivo y significativo de las variables que aproximan la capacidad de autofinanciación en las ecuaciones de inversión puede venir explicado por hipótesis alternativas. En concreto, la crítica más habitual a estos enfoques es que la variable *cash-flow*, en lugar de aportar evidencia sobre restricciones de liquidez, puede estar aproximando las oportunidades de inversión futuras. Por otro lado, Giner y Salas (1997) señalan que el resultado de la sensibilidad de la inversión a variables financieras puede deberse no solo a la existencia de restricciones financieras, sino también a imperfecciones en los mecanismos de control sobre el capital, que posibilitan la canalización de flujos monetarios hacia proyectos de inversión que reducen el valor de los activos totales. Estos autores indican que, cuando existen asimetrías de información entre accionistas y gestores y estos últimos persiguen un objetivo de crecimiento, la empresa sobreinvierte. Además, señalan que la empresa que sobreinvierte muestra una mayor sensibilidad de su tasa de inversión a los recursos generados que la empresa que no lo hace, por tres razones. Primero, porque el mercado de capitales externo rechazará facilitar recursos monetarios destinados a financiar proyectos que reducen el valor de mercado de la empresa. Segundo, porque los gestores de las empresas no desean acudir a la financiación de la deuda dado que ello aumentaría la probabilidad de quiebra a que se enfrentan. Tercero, porque al ser la empresa menos rentable, los fondos internos generados serán también más bajos y, por ello, la restricción financiera será limitativa en un mayor número de casos.

En el contexto de los contrastes de exceso de sensibilidad, los modelos estructurales de inversión —como el modelo Q de Tobin o los modelos de ecuación de Euler— ofrecen una indudable ventaja con respecto a las ecuaciones de inversión de forma reducida. Los modelos estructurales tienen en cuenta explícitamente la influencia de las expectativas en la decisión de inversión. Esto implica que si el modelo resulta estar incorrectamente especificado porque una variable financiera es significativa, este resultado no debería ser atribuido a la influencia de expectativas de inversión futura.

No obstante, el uso de modelos estructurales para contrastar la presencia de restricciones financieras no está exento de críticas. Por un lado, la existencia de serios problemas de medida en algunas de las variables incluidas en estos modelos suscita serias dudas sobre la validez de su implementación empírica. Por otro lado, se ha argumentado que la adición de variables financieras a los modelos estructurales es un contraste conjunto de todos los supuestos del modelo y no solo del supuesto de inexistencia de restricciones financieras. En consecuencia, los resultados de la literatura empírica que contrastan el exceso de sensibilidad de la inversión al *cash-flow* y a otras variables financieras son coherentes con la existencia de restricciones financieras significativas, pero también pueden estar indicando la existencia de otras fuentes de incorrecta especificación en los modelos de inversión utilizados.

Algunos trabajos recientes han tratado de discriminar entre hipótesis alternativas que justifican la significatividad del coeficiente de las variables que miden la capacidad de autofinanciación en las ecuaciones de inversión. En primer lugar, Fazzari y Petersen (1993) proponen la inclusión adicional del capital circulante (8), junto a las variables anteriores, en un modelo de inversión del tipo Q de Tobin. La lógica que subyace a esta propuesta es la siguiente: si el *cash-flow* está midiendo oportunidades de inversión futuras, el capital circulante —que también está correlacionado positivamente con ventas y beneficios— debería tener un coeficiente positivo en la ecuación de inversión; por el contrario, si el *cash-flow* está evidenciando restricciones financieras, el capital circulante —que estaría compitiendo con la inversión por un volumen limitado de recursos— debería tener un coeficiente negativo en la ecuación de inversión. En segundo lugar, Gilchrist y Himmelberg (1995) utilizan un modelo estructural para superar el problema de identificación inherente a la distinción entre el papel del *cash-flow* como *proxy* de las oportunidades de inversión futuras y como medio para aliviar las restricciones de crédito. El rasgo distintivo de su enfoque es la inclusión entre los determinantes de la inversión de un determinante que predice las oportunidades de inversión futuras —al que denominan Q-fundamental—, construido a partir de un conjunto de variables relevantes, entre las que se incluye el *cash-flow*. Gilchrist y Himmelberg valoran, para distintas submuestras, una especificación que incluye simultáneamente la variable Q-fundamental y el *cash-flow*, obteniendo como resultado que el *cash-flow* solo tiene poder explicativo adicional para la submuestra de empresas *a priori* restringidas. En tercer lugar, Gilchrist y Himmelberg (1998) construyen y valoran un modelo estructural que incorpora fricciones financieras y lo utilizan para distinguir entre los determinantes «fundamentales» y «financieros» de la inversión. Estos autores encuentran que la inversión responde a ambos tipos de factores y que las empresas pequeñas y las empresas que no disponen de calificación crediticia muestran la mayor respuesta a los factores financieros (9).

En general, aunque la interpretación de los resultados de la literatura que relaciona variables financieras e inversión es controvertida, la evidencia empírica disponible tiende a ser favorable a la

(8) Definen el capital circulante como activos líquidos y existencias, menos pasivos líquidos y deuda a corto plazo.

(9) Laeven (2001) y Love (2001), siguiendo el enfoque de Gilchrist y Himmelberg (1998), valoran modelos estructurales basados en la ecuación de Euler para la inversión, utilizando datos individuales de empresas para un conjunto amplio de países.

hipótesis de existencia de información asimétrica entre prestamistas y prestatarios (10). Las empresas para las que los problemas de información asimétrica sean relevantes se enfrentarán a elevados costes de la financiación externa o a restricciones de cantidad en el crédito demandado.

3. EL MODELO DE INVERSIÓN

En esta sección se presentan, en primer lugar, los rasgos principales del modelo teórico de inversión derivado en Bond y Meghir (1994) y, después, se describe su estrategia de contraste, para estudiar la validez de las implicaciones empíricas del modelo. El modelo de Bond y Meghir (1994) (de aquí en adelante, modelo BM) está basado en el enfoque de jerarquía financiera, dentro de la literatura de finanzas corporativas, y ofrece una base teórica para justificar el resultado de sensibilidad de la inversión a la disponibilidad de fondos propios que habitualmente se encuentra en la literatura empírica. Básicamente, el modelo BM supone la existencia de una jerarquía de costes para las distintas fuentes de financiación (los fondos internos tienen un coste inferior a los externos) e implica una diferente caracterización de la inversión para las empresas en función de la situación financiera a la que se enfrentan. Más concretamente, a partir de las condiciones de primer orden del proceso de optimización de un modelo neoclásico estándar de inversión con costes de ajuste cuadráticos, estos autores derivan una ecuación de Euler que relaciona las tasas de inversión en dos períodos consecutivos. Ellos demuestran que la ecuación de Euler del modelo estándar no es una especificación válida para describir el comportamiento inversor de las empresas que padecen restricciones de liquidez. En este modelo, se dice que una empresa sufre restricciones de liquidez si genera ingresos insuficientes para financiar toda la inversión que sería óptima al coste de los beneficios retenidos y si, además, no es óptimo para ella realizar nuevas emisiones de acciones. Sin embargo, para las empresas que no están restringidas financieramente, el comportamiento inversor es adecuadamente descrito mediante la ecuación de Euler estándar, incluso si tales empresas se enfrentan a una jerarquía de costes financieros.

Para contrastar las implicaciones empíricas del modelo de jerarquía financiera, Bond y Meghir siguen una estrategia en tres etapas. En primer lugar, valoran la ecuación de Euler estándar para la muestra completa de empresas. Se espera un rechazo del modelo debido a la presencia en la muestra de empresas restringidas financieramente, lo que implicaría un exceso de sensibilidad de la inversión a medidas de generación de fondos propios. En segundo lugar, valoran la ecuación de Euler básica aumentada con dividendos o nuevas emisiones de acciones. De nuevo, la presencia de empresas restringidas financieramente justificaría la significatividad de estas variables en la ecuación de inversión. En tercer lugar, valoran el modelo de ecuación de Euler, permitiendo que todos los coeficientes varíen en función del régimen financiero en el que se encuentre la empresa.

3.1. El modelo teórico

Como se ha mencionado anteriormente, en esta sección se presentan los rasgos principales del modelo de jerarquía financiera derivado en Bond y Meghir (1994).

(10) Kaplan y Zingales (1995) constituyen una excepción a este resultado. Estos autores se centran en la muestra de empresas que Fazzari *et al.* (1988) consideran como restringidas y analizan, utilizando información extracontable, si están o no efectivamente restringidas. Paradójicamente, encuentran que las empresas efectivamente restringidas son pocas y que, además, para estas empresas la sensibilidad de la inversión al *cash-flow* es menor. Entre las posibles explicaciones a este resultado, Kaplan y Zingales señalan tres: primero, las empresas efectivamente restringidas pueden estar condicionadas por los acreedores a la reducción de la deuda; segundo, la consideración de un marco de restricciones intertemporales puede variar la asignación de los recursos generados entre ahorro e inversión; y, tercero, la existencia de costes de ajuste de la inversión planeada puede condicionar la respuesta de la inversión a los *shocks* en los recursos generados.

Se considera que los gerentes de la empresa maximizan el valor presente descontado de los flujos distribuidos a los accionistas, sujetos a la identidad de ingresos y gastos, a la ecuación de evolución del *stock* de capital y a las restricciones de no-negatividad del pago de dividendos y de la emisión de acciones. De este modo, el problema de optimización para la empresa es el siguiente:

$$V_t = \max_{\{K_{it}, B_{it}\}_0^\infty} E_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} \beta_t^s \left(\gamma D_{it+s} - N_{it+s} \right) \right], \quad [3.1]$$

sujeto a:

$$D_{it} = p_{it} [F(K_{it-1}, L_{it}) - G(K_{it-1}, I_{it})] - w_{it} L_{it} - p_{it}^I I_{it} + (1-f_t) N_{it} + B_{it,t} - (1+i_t) B_{it-1} \quad [3.2]$$

$$I_{it} = K_{it} - (1-\delta) K_{it-1} \quad [3.3]$$

$$D_{it} \geq 0 \quad [3.4]$$

$$N_{it} \geq 0 \quad [3.5]$$

donde E_t es el operador de expectativas condicionadas al conjunto de información Ω_t en el período t , $\beta_t^s = \prod_{k=1}^s (1+r_{t+k})^{-1}$ es el factor de descuento de s períodos, r_t es la tasa de rentabilidad entre períodos requerida por la empresa, D_{it} son dividendos, γ es el parámetro de discriminación fiscal que determina el beneficio fiscal relativo de los dividendos con respecto a las ganancias de capital, f es un coste de transacción que tiene que ser pagado por cada unidad de nuevo capital emitido, $F(\cdot)$ es la función bruta de costes de ajuste de producción de la empresa, $G(\cdot)$ es una función convexa de costes de ajuste, L_{it} es el factor trabajo, K_{it} es el *stock* de capital físico, w_{it} es el precio del trabajo, B_{it} es la deuda total de la empresa, i_t es el tipo de interés de la deuda, N_{it} es el valor de las nuevas acciones emitidas, p_{it}^I es el precio de los bienes de inversión y p_{it} es el precio del producto.

Los principales elementos del modelo BM pueden resumirse como sigue:

- Se consideran dos fuentes de discriminación entre los beneficios retenidos y la nueva emisión de acciones: un tratamiento fiscal diferente para ambas fuentes y un coste de transacción asociado a la nueva emisión de acciones. De este modo, el coste de los recursos generados internamente es menor que el coste de la emisión de nuevas acciones.
- La introducción de la deuda presenta tres rasgos principales: a) existe una probabilidad de quiebra; b) tanto esta probabilidad de quiebra como el tipo de interés de la deuda dependen positivamente del volumen de deuda; y c) existe una ventaja fiscal asociada al endeudamiento. De este modo, dependiendo del volumen de deuda, su coste puede ser: 1) menor que el coste de los recursos generados internamente; 2) mayor que el coste de los recursos generados internamente y menor que el coste de la nueva emisión de acciones; y 3) mayor que el coste de la nueva emisión de acciones.
- La solución del modelo contempla tres posibles regímenes financieros para las empresas. En el Régimen 1 ($D_t > 0, N_t = 0$), las empresas generan suficiente *cash-flow* para financiar la inversión y distribuir dividendos. Estas empresas utilizan deuda para financiar la inversión hasta que el coste de la deuda iguala el de los recursos generados internamente. En el Régimen 2 ($D_t = 0, N_t = 0$), las empresas agotan todos sus ingresos netos

para financiar su inversión y la emisión de acciones es demasiado costosa para ellas. Estas empresas solo pueden financiar un mayor nivel de inversión mediante el recurso al endeudamiento. En el Régimen 3 ($D_t=0, N_t>0$), las empresas agotan todos sus ingresos netos para financiar inversión, pero cuentan con oportunidades de inversión lo suficientemente atractivas como para financiar parte de su inversión mediante la emisión de nuevas acciones (11).

En este marco, las empresas en el Régimen 2 están restringidas financieramente, en el sentido de que un aumento exógeno de los ingresos llevaría a un mayor nivel de inversión. Sin embargo, las empresas en los Regímenes 1 o 3 no cambiarían su volumen de inversión si recibiesen una unidad marginal adicional de ingresos. En el primer caso, pagarían mayores dividendos. En el segundo caso, reducirían el volumen de acciones emitidas y, de este modo, se enfrentarían a un menor coste de la financiación, pero no cambiarían su nivel de inversión.

3.2. El modelo empírico y la estrategia de contraste

Bond y Meghir muestran que un modelo de ecuación de Euler estándar describiría adecuadamente el comportamiento inversor de las empresas en los Regímenes 1 y 3. Para implementar la estrategia de contraste mencionada anteriormente, se necesita una especificación empírica de la inversión. Con este fin se introducen algunos supuestos adicionales:

- $F(\cdot)$ presenta rendimientos constantes a escala, de modo que la productividad marginal del capital puede ser reemplazada sin necesidad de imponer una determinada forma paramétrica para la función de producción. Se considera que el tiempo necesario para que el capital instalado sea productivo es de un período.
- Existe competencia imperfecta en el mercado de producto.
- La función de costes de ajuste $G(\cdot)$ es de la forma: $G(K_{i,t-1}, I_{it}) = \frac{b}{2} \left(\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} - a \right)^2 K_{i,t-1}$, donde el parámetro b refleja la importancia de los costes de ajuste ($b>0$).
- El supuesto de expectativas racionales implica que: $E_t(X_{it}) = X_{it} + \varepsilon_{it}$, donde ε_{it} es un error de predicción ortogonal de la información disponible en el período t .

Utilizando estos supuestos, se obtiene la siguiente ecuación de Euler, bajo la hipótesis nula de inexistencia de restricciones de liquidez:

$$\frac{I_{i,t+1}}{K_t} = \beta_1 \frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} + \beta_2 \left(\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} \right)^2 + \beta_3 \frac{Y_{it}}{K_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{\Pi_{it}}{K_{i,t-1}} + \beta_5 \left(\frac{B_{it}}{K_{i,t-1}} \right)^2 + \eta_i + d_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad [3.6]$$

donde la *ratio* de producción sobre capital $\frac{Y_{it}}{K_{i,t-1}}$ refleja la existencia de competencia imperfecta, y $\frac{\Pi_{it}}{K_{i,t-1}}$ es el resultado económico bruto. El efecto fijo η_i trata de aproximar características

(11) De acuerdo con el modelo BM, las empresas no deberían simultáneamente emitir nuevas acciones y pagar dividendos positivos. Bond y Meghir (1994) ofrecen varias explicaciones para justificar este tipo de comportamiento: heterogeneidad entre empresas en γ , costes de transacción de intercambiar acciones y papel señalizador de los dividendos.

específicas de empresa así como los componentes constantes en el tiempo de las diferencias, por ejemplo, en la demanda del producto, la intensidad del capital y las oportunidades de crecimiento, mientras que el efecto temporal d_{t+1} puede interpretarse como una aproximación al componente cíclico agregado. Bajo la hipótesis nula de inexistencia de restricciones de liquidez, puede demostrarse que $\beta_1 \geq 1$, $\beta_2 \leq -1$, $\beta_3 > 0$ (si existe competencia imperfecta), $\beta_4 < 0$ y $\beta_5 < 0$. Bajo la hipótesis alternativa de restricciones de liquidez, la ecuación [3.6] estaría incorrectamente especificada, pues la inversión guardaría relación con las condiciones financieras. Con más precisión, en presencia de restricciones de liquidez, la inversión debería estar positivamente influenciada por los ingresos o por el *cash-flow*. De este modo, el signo negativo esperado para β_4 no se obtendría si existiesen restricciones de liquidez. De hecho, esta es la idea básica que subyace en la estrategia de contraste del modelo BM. Como ya se ha mencionado, esta estrategia consta de tres partes y puede resumirse como sigue.

1. Estimación de la ecuación de Euler estándar para la muestra completa de empresas. La presencia en la muestra de empresas restringidas financieramente conllevaría un exceso de sensibilidad de la inversión a medidas de recursos generados internamente y, por tanto, sería esperable un rechazo del modelo. La crítica habitual a estos contrastes de exceso de sensibilidad (es decir, que el *cash-flow* aproxima oportunidades futuras de inversión) es, *a priori*, menos importante con un enfoque de ecuación de Euler, ya que todas las influencias expectativas relevantes deberían estar capturadas por la predicción de la inversión un período por delante.
2. Estimación de la ecuación de Euler básica aumentada con dividendos o nuevas emisiones de acciones. Bajo la hipótesis nula de inexistencia de restricciones de liquidez, los coeficientes de las variables añadidas no deberían ser significativos. De nuevo, la presencia de empresas restringidas financieramente explicaría el rechazo de la hipótesis nula.
3. Estimación del modelo de ecuación de Euler permitiendo que todos los coeficientes varíen en función del régimen financiero en el que se encuentre la empresa. Para aquellas empresas que no están *a priori* restringidas financieramente, los coeficientes deberían ser coherentes con las predicciones de los modelos convencionales de ecuaciones de Euler.

Para tener en cuenta la posible existencia de efectos individuales no observables, el carácter endógeno de las variables explicativas y la introducción de la variable dependiente desfasada entre los regresores, el modelo [3.6] se valora transformado en desviaciones ortogonales (véase Arellano y Bover, 1995) y utilizando el Método Generalizado de Momentos (MGM) como método de valoración (véase Arellano y Bond, 1991). Si el término de error ε_{it} no fuese serialmente correlativo, valores desfasados de las variables explicativas fechados en $t-2$ y en períodos anteriores serían instrumentos válidos. Sin embargo, si ε_{it} sigue un proceso MA(1), los instrumentos fechados en $t-2$ no serían adecuados.

4. LAS MUESTRAS: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

El análisis empírico se realiza utilizando dos paneles de datos contruidos a partir de los estados contables armonizados —balances y cuentas de pérdidas y ganancias— de dos muestras —francesa y española— de empresas industriales. La muestra francesa comprende 45.111 observaciones (correspondientes a 6.965 empresas), obtenidas a partir de una base de datos compilada por el Banco de Francia. La muestra española incluye 13.631 observaciones (correspondientes a 2.208 empresas), que figuran en una base de datos compilada por el Banco de

CUADRO IV.1

DISTRIBUCIÓN DE LA MUESTRA POR TAMAÑO (DEFINIDO EN TÉRMINOS DE EMPLEO MEDIO)

	Francia					Total
	n < 20	20 < n ≤ 100	100 < n ≤ 250	250 < n < 500	n > 500	
N.º de empresas	1.083	3.894	1.141	450	397	6.965
	15,5%	55,9%	16,4%	6,5%	5,7%	100,0%
N.º de observac.	6.611	25.319	7.581	2.984	2.616	45.111
	14,7%	56,1%	16,8%	6,6%	5,8%	100,0%

	España					Total
	n < 20	20 < n ≤ 100	100 < n ≤ 250	250 < n < 500	n > 500	
N.º de empresas	368	1.180	353	168	139	2.208
	16,7%	53,4%	16,0%	7,6%	6,3%	100,0%
N.º de observac.	2.190	7.260	2.259	1.078	844	13.631
	16,1%	53,3%	16,6%	7,9%	6,2%	100,0%

Porcentaje de la muestra que cotiza en bolsa (empresas y observaciones)

	Francia		España	
	Cotizan	Total	Cotizan	Total
N.º de empresas	117	6.965	64	2.208
	1,7%	100,0%	2,9%	100,0%
N.º de observac.	773	45.111	359	13.631
	1,7%	100,0%	2,6%	100,0%

España. Nótese que en el caso español, dadas las variables necesarias para el análisis presentado en este capítulo, aquellas empresas que forman parte de la base de datos CBBE/RM (o CBB) son excluidas de la muestra. En ambos países, el período considerado es 1991-1999.

El cuadro IV.1 ofrece la composición por tamaño (definido en función del número de empleados) en ambas muestras. En general, tomando como referencia las poblaciones de empresas en ambos países, las empresas grandes están sobre-representadas en las dos muestras. No obstante, aunque sesgadas hacia las empresas de mayor tamaño, estas muestras pueden ser consideradas representativas del sector industrial de cada economía. De hecho, ambas contienen mayores proporciones de empresas pequeñas y que no cotizan en bolsa que las contenidas en las bases de datos habitualmente utilizadas en la literatura empírica. El valor mediano para el número de empleados es 48 en Francia y 49 en España, y en ambos casos la fracción de empresas que cotizan en bolsa está por debajo del 3%. Por tanto, nuestras muestras parecen adecuadas para abordar un análisis empírico de la relevancia de las fricciones financieras en las decisiones de inversión, ya que contienen una proporción significativa de empresas potencialmente candidatas a experimentar restricciones de liquidez.

Las definiciones de las variables utilizadas en nuestro análisis se presentan en el cuadro IV.2. El cuadro IV.3 recoge los estadísticos descriptivos para estas variables. En general, aunque las muestras fueron filtradas mediante la eliminación de los percentiles extremos de las distribuciones definidas en función de las variables utilizadas en las regresiones, la mayoría de las variables muestran todavía una elevada dispersión. Es destacable que la muestra española, a pesar de ser li-

DEFINICIÓN DE VARIABLES

Notación	Descripción de la variable
I/K	Inversión / <i>Stock</i> de capital = $I(t) / K(t-1)$
S/K	Ventas / <i>Stock</i> de capital = $S(t) / K(t-1)$
Y/K	Producción / <i>Stock</i> de capital = $Y(t) / K(t-1)$
CF/K	<i>Cash-flow</i> / <i>Stock</i> de capital = $CF(t) / K(t-1)$
CS/K	Activos líquidos / <i>Stock</i> de capital = $CS(t) / K(t-1)$
GP/K	Resultado económico bruto / <i>Stock</i> de capital = $GP(t) / K(t-1)$
B/K	Deuda total / <i>Stock</i> de capital = $B(t) / K(t-1)$
YP	Número de empleados
ROA	Rentabilidad ordinaria del activo neto (R1)
EFC	Coste de la financiación externa (R2)

geramente más homogénea en términos de tamaño, presenta una dispersión más elevada en algunas variables. De este modo, el cociente entre desviación típica y valor medio es más elevado en la muestra española para casi todas las variables. Las excepciones son el número de empleados, el coste de la financiación externa y la *ratio* de resultado económico bruto sobre *stock* de capital. La dispersión es significativamente mayor en la rentabilidad del activo y en los activos líquidos.

El cuadro IV.4 muestra los valores medianos de las principales variables para los subconjuntos de empresas definidos de acuerdo con el criterio de división de la muestra utilizado en la siguiente sección: el pago de dividendos en dos periodos consecutivos. Esta evidencia descriptiva es favorable a la hipótesis de que las empresas que no distribuyen dividendos padecen potencialmente restricciones de liquidez. En primer lugar, este cuadro es coherente con la existencia de una prima en el coste de la financiación externa que refleje los costes de supervisión —en los que incurren los prestamistas— de los proyectos de inversión. Cuanto más pronunciados sean los problemas de información asimétrica entre una empresa y sus oferentes de fondos, mayor será la prima en el coste de la financiación externa. En nuestro caso, se ha comprobado que, en ambos países, el valor mediano del coste de la deuda es significativamente mayor para las empresas que no pagan dividendos positivos. En la muestra francesa, la diferencia en el coste mediano de la deuda entre las empresas que no distribuyen dividendos y las que sí lo hacen es de 0,5 pp, mientras que en la muestra española esta diferencia es de casi 2 pp. En segundo lugar, en ambos países las empresas que no distribuyen dividendos muestran un mayor nivel de endeudamiento. De nuevo, esta diferencia es más amplia en la muestra española. En tercer lugar, en ambas muestras las empresas que distribuyen dividendos tienen, en términos relativos a su *stock* de capital, un mayor nivel de activos líquidos y generan, de nuevo en relación con su *stock* de capital, mayores flujos de recursos internos (considerando tanto el resultado económico bruto como la variable *cash-flow*). En cuarto lugar, en ambos países el tamaño mediano de las empresas que pagan dividendos es mayor. Finalmente, la *ratio* de inversión sobre *stock* de capital es de nuevo mayor, en ambos países, en las empresas que pagan dividendos positivos.

5. RESULTADOS

Como se mencionó en la sección 3, Bond y Meghir (1994) presentan un contraste directo de las implicaciones empíricas del modelo de jerarquía financiera. De acuerdo con su modelo, la misma empresa puede estar restringida financieramente en algunos periodos y no en otros y, además, son las políticas vigentes de dividendos y de nueva emisión de acciones las que definen el régimen financiero en el que se encuentra la empresa. En concreto, estos autores sostienen que las empresas que se encuentran en el régimen de restricción financiera no distri-

CUADRO IV.3

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

FRANCIA

Variable	Media	Desv. st.	Percentiles				
			Mín.	25%	50%	75%	Máx.
I/K	0,139	0,144	0,002	0,048	0,094	0,174	1,026
S/K	4,123	3,771	0,717	2,001	3,001	4,779	79,800
Y/K	3,718	3,488	-0,737	1,818	2,727	4,287	79,800
CF/K	0,332	0,312	-0,652	0,161	0,262	0,411	4,219
CS/K	0,284	0,634	0,000	0,017	0,086	0,302	26,500
GP/K	0,196	0,302	-2,637	0,047	0,122	0,256	5,920
B/K	0,592	0,651	0,013	0,219	0,402	0,709	9,780
YP	169	933	1	27	48	120	63.258
ROA	0,116	0,422	-33,090	0,045	0,105	0,179	69,200
EFC	0,084	0,527	0,000	0,046	0,064	0,089	73,000

ESPAÑA

Variable	Media	Desv. st.	Percentiles				
			Mín.	25%	50%	75%	Máx.
I/K	0,148	0,184	-0,156	0,035	0,092	0,193	1,285
S/K	4,477	4,673	0,370	1,808	3,032	5,362	64,359
Y/K	4,538	4,676	0,348	1,841	3,094	5,362	64,359
CF/K	0,339	0,444	-1,081	0,114	0,228	0,424	4,154
CS/K	0,370	0,895	-0,071	0,024	0,103	0,332	19,870
GP/K	0,409	0,441	-1,142	0,169	0,296	0,504	4,737
B/K	0,711	0,926	0,000	0,140	0,447	0,918	9,858
YP	199	769	1	26	49	131	15.665
ROA	0,130	0,782	-29,727	0,056	0,111	0,188	79,500
EFC	0,178	0,610	0,000	0,064	0,105	0,161	40,000

buyen dividendos ni emiten nuevas acciones en dos períodos consecutivos, mientras que las empresas en los regímenes no restringidos o bien distribuyen dividendos o bien emiten nuevas acciones. Con el fin de implementar su estrategia de contraste, nosotros simplificamos su taxonomía de regímenes financieros, distinguiendo solamente dos casos (12). Las empresas que no pagan dividendos en dos períodos consecutivos se asignan al régimen restringido y en caso contrario se clasifican en el régimen irrestringido. Dado que en ambas muestras la proporción de empresas que realizan nuevas emisiones de acciones es muy pequeña, no consideramos explícitamente esta fuente de financiación en el análisis empírico.

(12) De hecho, Bond y Meghir (1994) también utilizan esta simplificación, ya que el número de observaciones en su muestra pertenecientes al régimen 3 es muy reducido.

ESTADOS DESCRIPTIVOS (MEDIANAS POR SUBMUESTRAS)

Variable	FRANCIA		ESPAÑA	
	Dividendos = 0	Dividendos > 0	Dividendos = 0	Dividendos > 0
Número de observaciones	30.532	14.579	10.771	2.860
S/K	2,938	3,138	3,016	3,100
Y/K	2,653	2,874	3,076	3,137
CF/K	0,222	0,351	0,194	0,377
CS/K	0,058	0,192	0,090	0,177
GP/K	0,134	0,216	0,273	0,396
B/K	0,444	0,323	0,515	0,223
YP	46	56	44	86
ROA	0,081	0,154	0,099	0,168
EFC	0,066	0,061	0,108	0,090

El cuadro IV.5 muestra las valoraciones —obtenidas utilizando las muestras completas— de la ecuación de Euler básica para ambos países. Como ya se mencionó en la sección 3, se utiliza un estimador MGM, se incluyen variables ficticias temporales y , con el fin de afrontar los problemas derivados de la presencia potencial de efectos individuales no observables, se valora el modelo utilizando la transformación de desviaciones ortogonales propuesta por Arellano y Bover (1995). Todas las valoraciones MGM presentadas son valoraciones de primera etapa con errores estándar robustos a heterocedasticidad. Se presentan dos columnas para cada país. En la primera (columna 1 para Francia y columna 3 para España), el conjunto de instrumentos incluye todos los regresores fechados entre $t-2$ y $t-4$. En la segunda (columna 2 para Francia y columna 4 para España), consideramos que el término de error sigue un proceso MA(1) y excluimos los instrumentos datados en $t-2$. En ambos países hay importantes diferencias entre las valoraciones presentadas en ambas columnas. Este es, especialmente, el caso para los coeficientes de los desfases de los términos de inversión (que, como argumentan Bond y Meghir, son los que con más probabilidad resultarán sesgados si el término de error tiene correlación serial). Comparando ambos conjuntos de estimaciones, se observa que la exclusión de los desfases más próximos (los correspondientes a $t-2$) del conjunto de instrumentos reduce la precisión de las valoraciones. No obstante, a pesar de este hecho, dados los contrastes de validez de los instrumentos (13) y dado que los coeficientes de los términos de inversión desfasados, aunque con el signo correcto, son mucho más pequeños en valor absoluto que las predicciones del modelo teórico, en ausencia de restricciones financieras, se opta por descartar los instrumentos fechados en $t-2$ y, en lo que sigue, se comenta el segundo conjunto de resultados.

(13) En el caso francés, los valores del test de Sargan de la columna (1) y del test de Sargan de la diferencia de instrumentos apoyan el rechazo de los instrumentos en $t-2$. En el caso español, los instrumentos en $t-2$ no podrían rechazarse. No obstante, con el fin de mantener la comparabilidad con los resultados franceses y dado que las valoraciones puntuales —recogidas en la columna (4)— para los desfases de los términos de inversión están más próximas a sus valores teóricos, se opta, también para la muestra española, por comentar los resultados obtenidos excluyendo los instrumentos fechados en $t-2$. El patrón de los resultados no se altera sustancialmente cuando se incluyen estos instrumentos.

CUADRO IV.5

EL MODELO BÁSICO DE ECUACIÓN DE EULER

	FRANCIA		ESPAÑA	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
$\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}$	0,132 (0,020)	0,529 (0,211)	0,211 (0,042)	0,456 (0,236)
$\left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}\right)^2$	-0,170 (0,025)	-0,777 (0,346)	-0,190 (0,044)	-0,444 (0,325)
$\frac{GOP_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}$	0,079 (0,012)	0,093 (0,031)	0,015 (0,019)	0,042 (0,044)
$\frac{Y_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}$	0,014 (0,002)	0,008 (0,004)	0,014 (0,004)	0,018 (0,007)
$\left(\frac{B_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}\right)^2$	-0,004 (0,001)	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,001)	-0,003 (0,003)
m_1	-32,96	-6,17	-16,54	-4,37
m_2	-0,28	-0,33	0,18	-0,44
Sargan	92,80	39,30	74,60	35,50
(p-value)	(0,04)	(0,50)	(0,33)	(0,67)
Diferencias-Sargan		53,50		39,10
(p-value)		(0,00)		(0,12)
Instrumentos	t-2, t-3, t-4	t-3, t-4	t-2, t-3, t-4	t-3, t-4

Notas: El método de valoración es MGM. El modelo se valora transformado en desviaciones ortogonales. Se incluyen variables ficticias temporales. m_1 es un contraste de correlación serial de orden 1 de los residuos en primeras diferencias (asintóticamente, este contraste sigue una distribución normal estándar). Sargan es un contraste sobre las restricciones de sobreidentificación (asintóticamente X^2). Diferencias-Sargan es un contraste de la validez de los instrumentos adicionales (asintóticamente X^2). Véase el cuadro IV.2 para la definición de las variables.

Centrándonos en los resultados presentados en las columnas 2 y 4, se observa que los coeficientes de los términos de inversión desfasados, aunque mayores que en las valoraciones que incluyen los instrumentos fechados en t-2, son todavía inferiores, en valor absoluto, a las predicciones del modelo teórico (14). El coeficiente del término de producción es positivo, lo cual indica la existencia de competencia imperfecta. El coeficiente de la deuda, aunque con el signo correcto, está lejos de ser significativo. No obstante, la mayor discrepancia con respecto a las predicciones del modelo teórico bajo la hipótesis nula de ausencia de fricciones financieras se encuentra en el coeficiente positivo del término de resultado económico bruto (15). El signo esperado para este coeficiente es negativo porque el resultado económico bruto está aproximando la productividad marginal del capital. Sin embargo, si la hipótesis nula es incorrecta, la disponibilidad de recursos internos afectará positivamente al nivel de inversión. De este modo, un signo positivo del coeficiente del término de resultado económico bruto puede estar indicando la presencia de restricciones de liquidez. En general, la evidencia presentada en el cuadro IV.5 sugiere que el modelo de ecuación de Euler sin regímenes financieros está inadecuadamente especificado.

(14) Bajo la hipótesis nula de inexistencia de restricciones financieras, el modelo teórico predice $\beta_1 \geq 1$ y $\beta_2 \leq -1$.

(15) Este resultado también se obtiene cuando se utiliza la variable *cash-flow* en lugar del resultado económico bruto para valorar el modelo básico de ecuación de Euler.

CONTRASTES DE AUSENCIA DE RESTRICCIONES FINANCIERAS

	FRANCIA	ESPAÑA
	(i)	(ii)
$\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}$	0,517 (0,211)	0,491 (0,221)
$\left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}\right)^2$	-0,717 (0,344)	-0,558 (0,267)
$\frac{GOP_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}$	0,109 (0,032)	0,070 (0,045)
$\frac{Y_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}$	0,008 (0,004)	0,016 (0,007)
$\left(\frac{B_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}\right)^2$	-0,002 (0,003)	-0,003 (0,003)
$\frac{D_{it}}{K_{it-1}}$	-0,232 (0,101)	-0,305 (0,170)
m_1	-6,59	-5,20
m_2	-0,11	0,10
Sargan	45,80	43,10
(p-value)	(0,56)	(0,67)
Instrumentos	t-3, t-4	t-3, t-4

Véanse notas al cuadro IV.5.

La segunda etapa en la estrategia BM consiste en la valoración de la ecuación de Euler estándar aumentada con la *ratio* dividendos sobre capital. Bajo la hipótesis nula de irrelevancia de los regímenes financieros, esta variable no debería mostrar ningún contenido informativo significativo para la decisión de inversión. Como muestra el cuadro IV.6, el coeficiente de la *ratio* dividendos sobre capital es significativo (aunque solo marginalmente en el caso de la muestra española), mientras que el resto de los coeficientes no difieren significativamente de los recogidos en las columnas 2 y 4 del cuadro IV.5. De este modo, dicho cuadro ofrece alguna evidencia adicional (aunque, en cierta forma, débil) favorable al rechazo del modelo básico de ecuación de Euler sin regímenes financieros.

Finalmente, bajo la hipótesis de existencia de regímenes financieros cabría esperar un comportamiento no lineal de la inversión, en el sentido de que los coeficientes valorados fuesen coherentes con las predicciones del modelo de ecuación de Euler sin regímenes financieros solo en el caso de las empresas que no padecen restricciones financieras. Sin embargo, para las empresas afectadas por restricciones de liquidez, las valoraciones deberían reflejar algún grado de exceso de sensibilidad de la inversión a las variables financieras. De este modo, en la tercera etapa de su estrategia de contraste, BM definen una variable ficticia S_{it} , que toma valor 1 cuando la empresa está sometida a restricciones de liquidez, y en el modelo empírico introducen las interacciones de esta variable con el resto de los regresores. Los coeficientes para la muestra no restringida son los correspondientes a los términos no interaccionados. Análogamente, para la muestra restringida los parámetros de interés son los resultantes de sumar los términos no interaccionados con los correspondientes términos de interacción.

CUADRO IV.7

CONTRASTES DE AUSENCIA DE RESTRICCIONES FINANCIERAS

	FRANCIA	ESPAÑA
	(i)	(ii)
$\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}$	0,490 (0,199)	0,449 (0,223)
$\left(\frac{I_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}\right)^2$	-0,681 (0,313)	-0,413 (0,285)
$\frac{GOP_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}$	0,069 (0,031)	-0,001 (0,044)
$\frac{Y_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}$	0,008 (0,004)	0,017 (0,007)
$\left(\frac{B_{i,t-1}}{K_{i,t-2}}\right)^2$	-0,002 (0,003)	-0,004 (0,003)
$S_{it} \frac{GOP_{it-1}}{K_{it-2}}$	0,041 (0,024)	0,106 (0,044)
m_1	-6,71	-5,21
m_2	-0,06	0,60
Sargan	40,80	43,20
(p-value)	(0,76)	(0,67)
Proporción de observaciones con $S_{it} = 0$	0,32	0,21
Instrumentos	t-3, t-4	t-3, t-4

Véanse notas al cuadro IV.5.

Para implementar este contraste, en este capítulo se define una variable ficticia S_{it} , que toma valor 0 cuando los dividendos son positivos en los periodos t y $t-1$ (16). Como en el trabajo de Bond y Meghir, se considera que esta variable S_{it} es endógena y, en consecuencia, se instrumenta. Finalmente, en este trabajo solo añadimos el término de interacción de esta variable con el resultado económico bruto, ya que este proporciona el contraste más directo de ausencia de restricciones financieras. Además, la introducción de un conjunto completo de términos de interacción reduce sustancialmente la precisión de las valoraciones. Los resultados se presentan en el cuadro IV.7. Cuando se permite que el coeficiente del resultado económico bruto difiera entre las dos submuestras, se observa, en la muestra española, que la valoración puntual es cero para la muestra no restringida y positiva y significativa para las observaciones *a priori* restringidas. En la muestra francesa, la valoración puntual para el coeficiente del resultado económico bruto es todavía positiva y significativa (aunque su tamaño es menor que en el modelo sin el término de interacción) para la muestra no restringida, mientras que la valoración puntual para el término de interacción es también positiva y significativa, lo que sugiere, de acuerdo con lo esperado, que el comportamiento inversor de las em-

(16) Con el fin de contemplar el posible papel señalizador de los dividendos, Bond y Meghir (1994) enuncian dos criterios alternativos para considerar si una empresa es financieramente restringida: primero, si los dividendos corrientes son inferiores a la media de los dividendos pagados por la empresa; y, segundo, si la empresa ha reducido sus dividendos con respecto a los pagados en el período anterior.

presas en el régimen restringido muestra una mayor sensibilidad a la generación interna de recursos. Por tanto, estos resultados sugieren que el rechazo en ambas muestras —francesa y española— del modelo estándar de inversión de la ecuación de Euler sin regímenes financieros tiene su origen en la presencia de un subconjunto de empresas que están sometidas a restricciones financieras, en el sentido de que su inversión depende positivamente de la disponibilidad de financiación interna.

Los principales resultados de este estudio reproducen aproximadamente los obtenidos por Bond y Meghir (1994), utilizando una muestra de empresas manufactureras del Reino Unido que cotizan en bolsa para el período 1974-1986. Además, estos resultados son coherentes con los presentados en Alonso-Borrego (1994). Este autor valora un modelo similar para una muestra de empresas españolas en el período 1987-1990. El modelo estándar de ecuación de Euler se rechaza para la muestra que contiene tanto observaciones de empresas que pagan dividendos como observaciones correspondientes a empresas que no distribuyen dividendos. Es más, cuando se permite que los coeficientes varíen dependiendo de la política de dividendos, se encuentra un mayor grado de sensibilidad al *cash-flow* para aquellas empresas que no distribuyen dividendos. Además, utilizando un método en dos etapas para corregir el sesgo potencial de selección de la muestra, este autor valora el modelo básico de ecuación de Euler para la submuestra de empresas que distribuyen dividendos positivos y confirma que el modelo no se rechaza para esa submuestra.

Finalmente, cabe destacar que Chatelain *et al.* (2001) contiene valoraciones de un modelo neoclásico de inversión para dos muestras de empresas —francesas y españolas— muy similares a las utilizadas en este trabajo, y se rechaza que las empresas pequeñas muestren un grado de sensibilidad de la inversión al *cash-flow* mayor que el mostrado por las empresas grandes. Nuestros resultados parecen confirmar, como se sugería en dicho trabajo, que el tamaño puede no ser un indicador suficiente, para algunos países, de la presencia de asimetrías informativas.

6. CONCLUSIONES

Este trabajo ha analizado el papel de las restricciones financieras en la explicación del comportamiento de la inversión, utilizando dos paneles incompletos de empresas industriales francesas y españolas para el período 1991-1999. Con este fin, el presente capítulo ha seguido de cerca el enfoque metodológico implementado por Bond y Meghir (1994). Estos autores presentan una versión extendida del modelo estándar de inversión de la ecuación de Euler. Esta extensión considera que la empresa se enfrenta a una jerarquía en los costes de las fuentes alternativas de financiación y conduce a diferentes caracterizaciones del comportamiento inversor en función de la política financiera seguida por las empresas.

En general, nuestros resultados sugieren que existen diferencias significativas en el comportamiento inversor que están estrechamente ligadas a la situación financiera de las empresas. En concreto, estos resultados corroboran la evidencia empírica anterior sobre la existencia de un exceso de sensibilidad de la inversión a medidas de generación interna de recursos para algún subconjunto de empresas; en particular, la evidencia obtenida es coherente con la hipótesis de que el gasto en inversión de las empresas que no distribuyen dividendos está restringido por la disponibilidad de recursos generados internamente.

Aunque los resultados muestran ligeras discrepancias con respecto a las predicciones teóricas del modelo extendido, esta evidencia ofrece un soporte empírico para el exceso de sensibilidad de la inversión a las variables financieras. Por tanto, la evidencia presentada contribuye a explicar el rechazo del modelo estándar de inversión de la ecuación de Euler. Este mo-

delo es rechazado por varios motivos. En primer lugar, en las valoraciones de la ecuación de Euler estándar para la muestra completa de empresas, se obtiene un coeficiente positivo y significativo para la variable de fondos internos, lo que puede explicarse por la presencia en la muestra de empresas con restricciones de liquidez, lo que generaría un exceso de sensibilidad de la inversión a medidas de financiación interna. En segundo lugar, en la valoración de la ecuación de Euler básica aumentada con dividendos, esta variable resulta ser significativa. Se argumenta de nuevo que la presencia de empresas con restricciones de liquidez justifica este resultado. Finalmente, en la valoración del modelo de ecuación de Euler en el que se permite que los coeficientes varíen en función del régimen financiero, se obtiene un mayor grado de sensibilidad a los fondos internos para las empresas *a priori* restringidas. No obstante, en ningún caso se obtiene el coeficiente negativo y significativo de la variable de fondos internos para las empresas que *a priori* no están restringidas. Una posible explicación para este último resultado, como argumentan Bond y Meghir (1994), es que el criterio de selección de las muestras utilizado para identificar la existencia de restricciones de liquidez puede ser inadecuado, dado que es posible que las empresas tengan incentivos para distribuir dividendos, de modo que puedan decidir hacerlo incluso aunque se encuentren sometidas a restricciones de liquidez.

Finalmente, hay que destacar que el patrón de los resultados en ambos países no ofrece diferencias significativas (aunque no se ha realizado un contraste estadístico formal de estas diferencias, ya que no se han fusionado las dos bases de datos). Es aún más revelador el hecho de que estos resultados reproducen, en gran medida, los obtenidos por Bond y Meghir (1994) para una muestra muy diferente —en concreto, empresas manufactureras británicas que cotizan en bolsa para el período 1974-1986—. De este modo, los resultados confirman que el análisis de la política de dividendos de las empresas es útil para detectar la posible presencia de restricciones financieras que afecten al gasto en inversión.