

**UNA APROXIMACIÓN A LOS
DETERMINANTES DE LA FINANCIACIÓN
DE LAS SOCIEDADES NO FINANCIERAS
EN ESPAÑA**

2005

José Manuel Marqués,
Fernando Nieto y Ana del Río

**Documentos de Trabajo
N.º 0535**

BANCO DE **ESPAÑA**



**UNA APROXIMACIÓN A LOS DETERMINANTES DE LA FINANCIACIÓN
DE LAS SOCIEDADES NO FINANCIERAS EN ESPAÑA**

UNA APROXIMACIÓN A LOS DETERMINANTES DE LA FINANCIACIÓN DE LAS SOCIEDADES NO FINANCIERAS EN ESPAÑA

José Manuel Marqués, Fernando Nieto y Ana del Río^{(*) (**)}

BANCO DE ESPAÑA

(*) Departamento de Estudios Monetarios y Financieros. Dirección General de Servicio de Estudios.
E-mails: manuel-m@bde.es, fnieto@bde.es, adelrio@bde.es

(**) Agradecemos los comentarios de J. Ayuso, R. Blanco, J. L. Malo de Molina, F. Restoy, de los participantes en el seminario interno que tuvo lugar en el Banco de España y de un evaluador anónimo. Las opiniones en este trabajo son responsabilidad de sus autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con las del Banco de España.

El objetivo de la serie de Documentos de Trabajo es la difusión de estudios originales de investigación en economía y finanzas, sujetos a un proceso de evaluación anónima. Con su publicación, el Banco de España pretende contribuir al análisis económico y al conocimiento de la economía española y de su entorno internacional.

Las opiniones y análisis que aparecen en la serie de Documentos de Trabajo son responsabilidad de los autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con las del Banco de España o las del Eurosistema.

El Banco de España difunde sus informes más importantes y la mayoría de sus publicaciones a través de la red INTERNET, en la dirección <http://www.bde.es>.

Se permite la reproducción para fines docentes o sin ánimo de lucro, siempre que se cite la fuente.

© BANCO DE ESPAÑA, Madrid, 2005

ISSN: 0213-2710 (edición impresa)

ISSN: 1579-8666 (edición electrónica)

Depósito legal:

Imprenta del Banco de España

Resumen

En este trabajo se estima un modelo para analizar los determinantes de la financiación de las sociedades no financieras españolas a nivel agregado. Los resultados muestran que la financiación depende, en el largo plazo, positivamente del nivel de actividad económica y negativamente de los tipos de interés. La elasticidad a la variable de escala se encuentra en el rango de valores estimados para otros países, mientras que la semielasticidad al tipo de interés resulta ser relativamente elevada. En el corto plazo, además, se obtiene una relación negativa con los beneficios de las empresas y con la evolución de los mercados de renta variable. Estos resultados apuntan a que el crecimiento de la financiación de las sociedades en los últimos años está en línea con la evolución de sus determinantes de largo plazo, si bien el aumento en los niveles de endeudamiento supone una mayor exposición del sector a variaciones inesperadas en los resultados económicos y en el coste de los fondos.

1 Introducción y motivación

El análisis de la financiación de las sociedades no financieras resulta muy relevante desde la perspectiva de un banco central, dadas las potenciales implicaciones de la evolución de dicho agregado sobre la estabilidad macroeconómica y financiera. En particular, la identificación de los principales factores que explican la evolución de los fondos recibidos por parte de las empresas, y la caracterización de las relaciones dinámicas entre aquellos y estos ayudan a anticipar posibles situaciones de vulnerabilidad que puedan acabar condicionando las decisiones de gasto y de contratación del sector y, en última instancia, afectar a los resultados y la solvencia de los principales prestamistas.

No obstante, es preciso señalar que el análisis de los determinantes de la financiación no está exento de una cierta complejidad, particularmente cuando se realiza sobre la base de la información agregada para el conjunto del sector. Así, por un lado, el colectivo de empresas presenta un elevado grado de heterogeneidad en variables que, a priori, parece razonable suponer que pueden condicionar la financiación recibida por cada una de ellas (por ejemplo, tamaño, grado de internacionalización, rama de actividad, nivel de rentabilidad). Por esta razón, un análisis completo requiere, además, ejercicios basados en información individual de las empresas¹. Por otro lado, contrariamente a lo que ocurre en el caso de los hogares, los pasivos empresariales se pueden materializar en un conjunto amplio de instrumentos (crédito bancario de entidades residentes, préstamos exteriores, valores de renta fija, crédito comercial y acciones) cuya sustituibilidad es difícil de calibrar y, además, puede no ser constante en el tiempo.

En los últimos años, los pasivos con coste (crédito y valores distintos de acciones) han constituido una importante fuente de recursos financieros para el conjunto de empresas no financieras españolas, con un crecimiento medio anual, entre 1997 y 2004, en torno al 15%. Como resultado, en el período señalado se ha producido un aumento notable del endeudamiento del sector, cercano al 90% en términos del excedente bruto de explotación más ingresos financieros. Estos desarrollos se han enmarcado dentro de un escenario macroeconómico que, sin duda, ha favorecido el avance de la deuda del sector: reducción de los tipos de interés, elevado dinamismo de la actividad económica y un grado creciente de internacionalización de algunas empresas. Por ello, es razonable plantearse hasta qué punto la evolución de los pasivos se explica completamente por el comportamiento de sus determinantes. Para dar respuesta a estas cuestiones, en este trabajo se presentan los resultados de la estimación de un modelo uniecuacional para los pasivos con coste (crédito y valores distintos de acciones) de las sociedades no financieras españolas.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. En el segundo apartado se revisa brevemente la literatura sobre los determinantes de la financiación empresarial; en el tercero, se describen, para el caso español, las pautas recientes de la misma y de algunas de sus posibles variables explicativas; en el cuarto y quinto se presentan, respectivamente, los resultados de la estimación de un modelo empírico de determinación del crédito bancario otorgado por entidades de residentes y de un agregado de financiación que incorpora, adicionalmente, los valores de renta fija y los préstamos del exterior. Por último, en el sexto apartado, se extraen las principales conclusiones.

1. Véase por ejemplo Hernando y Martínez Carrascal (2003) que analizan el efecto de variables financieras en ecuaciones de inversión y empleo utilizando datos individuales de la Central de Balances.

2 Revisión de la literatura sobre los determinantes de la financiación de las sociedades no financieras

2.1 Determinantes teóricos

La evolución de la financiación de las sociedades depende tanto de factores de demanda, vinculados con la actividad de la empresa y con el coste de los fondos, como de factores de oferta, relacionados con la rentabilidad esperada por los prestamistas y, por tanto, con la solvencia de las compañías. Sin embargo, muchas variables afectan simultáneamente a la demanda y a la oferta de fondos prestables, por lo que no resulta fácil identificar por separado la importancia de ambos efectos sobre la evolución observada en la financiación.

Así, un primer grupo de posibles determinantes de la financiación de las empresas son los relacionados con su actividad inversora y productiva. A nivel agregado, la heterogeneidad del sector hace que estas variables, también denominadas variables de escala, sean difíciles de aproximar². Además, la evolución de la actividad empresarial no solo explica las oscilaciones propias de la demanda de recursos sino también el impacto del ciclo económico sobre la política de concesión de financiación. En concreto, durante los períodos recesivos, en los que la incertidumbre es normalmente mayor, es más probable que los problemas de asimetría de información entre los prestamistas y los prestatarios provoquen contracciones de la oferta. Por esta razón, cabe también pensar que la relación entre la financiación y sus determinantes sea no lineal y cambie en las distintas fases del ciclo.

En segundo lugar, la financiación depende de su coste y de la disponibilidad de fuentes alternativas de recursos. El coste de los fondos ajenos también conjuga elementos de oferta y de demanda, en tanto que representa el precio de equilibrio al que se igualan los fondos ofertados con los demandados y depende de las características específicas de cada empresa. En concreto, está relacionado con el nivel de riesgo que asume el empresario al realizar sus inversiones, lo cual lógicamente afecta a su capacidad a la hora de hacer frente a sus obligaciones financieras. Sin embargo, este nivel de riesgo no es directamente observable por parte del prestamista, por lo que se originan situaciones de riesgo moral y selección adversa que, como demuestran Stiglitz y Weiss (1981), pueden acabar produciendo situaciones de racionamiento de crédito.

La dificultad por parte del prestamista para determinar la calidad crediticia de la empresa realza la importancia de los balances de las sociedades en la concesión de financiación, ya que sobre la base de estos se evalúa la solvencia del prestatario. En este sentido, la evolución de la cotización bursátil o el excedente bruto de explotación son indicadores de la situación patrimonial de la empresa y de su capacidad para generar recursos internos y, por tanto, reducen los problemas de información, y afectan a la oferta de recursos ajenos. Sin embargo, la evolución de los activos empresariales se ve influida, en muchos casos, por el ciclo económico, de modo que, como ya se ha comentado, se establece una relación entre las variables macroeconómicas y la financiación ofertada. Este efecto, que Bernanke, Gertler y Gilchrist (1996) denominan acelerador financiero, implica una disminución del racionamiento crediticio gracias a la mejora de los balances de las sociedades durante las fases alcistas del ciclo económico y se traduce, por tanto, en una mayor sensibilidad a la variable de escala.

2. Véase el apartado 4 para una discusión sobre la elección de variables de escala en el ejercicio empírico.

Sin embargo, la influencia de los indicadores de solvencia como la cotización bursátil y los beneficios se superpone con su carácter sustitutivo del endeudamiento. Así, el efecto positivo que una mejora patrimonial tiene sobre el coste y la disponibilidad de la deuda puede no observarse si domina un desplazamiento hacia fuentes de recursos alternativas que, bajo determinadas circunstancias, se pueden volver menos costosas como los beneficios retenidos o la emisión de recursos propios.

El papel de fuentes alternativas de financiación ha sido analizado en la literatura sobre la estructura óptima de capital. Así, el trabajo de Modigliani y Miller (1958), primera referencia que analiza de modo riguroso los elementos que deberían influir en la estructura financiera de las empresas, concluye que la composición del pasivo de las sociedades es irrelevante para determinar el valor de mercado de una empresa y el coste de capital, bajo un entorno de ausencia de imperfecciones en los mercados y de impuestos, en el que las sociedades buscan la maximización de su valor presente descontado. Bajo estas condiciones, estos autores demuestran que las decisiones de inversión y empleo de las compañías no se ven afectadas por el mayor o menor endeudamiento que estas tengan. Sin embargo, los supuestos de Modigliani y Miller son bastante restrictivos y su relajación ha dado lugar a distintas teorías sobre la financiación empresarial y la estructura financiera. Entre ellas, y sin ánimo de ser exhaustivos, destacan los modelos de *trade-off* y los de jerarquía financiera (o *pecking order*)³.

En el caso de la teoría del *trade-off* la empresa decide su estructura del pasivo comparando los beneficios y costes de la emisión de deuda. Entre los primeros, destacan los asociados a la imposición fiscal a las sociedades [Modigliani y Miller (1963)] y a las personas físicas [Miller (1977), y DeAngelo y Masulis (1980)], mientras que los costes incluyen los relacionados con la liquidación y la quiebra. Una de las principales implicaciones de estos modelos es la correlación positiva que debería producirse entre el endeudamiento y la rentabilidad ya que aquellas empresas con mayores beneficios tienen más incentivos a endeudarse al alcanzar mayores ventajas fiscales.

Por otro lado, los modelos de *pecking order*, introducidos por Myers (1984) y Myers y Majluf (1984), ponen el énfasis en los costes de la financiación ajena asociados a los problemas de información asimétrica. De acuerdo con ellos, las sociedades prefieren aquellos instrumentos en los que los costes de agencia asociados a los problemas de información son menos relevantes. Bajo los supuestos de estos modelos, se establece el siguiente orden de preferencia: beneficios retenidos, deuda ordinaria, deuda subordinada y por último emisión de acciones.

En todo caso, las decisiones financieras de las sociedades también se ven condicionadas por el entorno institucional y cultural en el que se enmarcan. De este modo, la financiación a través de instrumentos de mercado resulta más demandada en aquellos países en los que los mercados financieros se encuentran más desarrollados y en los que los costes de emisión son menores y los requisitos de información y transparencia son mayores (básicamente es el caso de los países de tradición anglosajona). Por el contrario, la financiación bancaria tiende a dominar cuando las instituciones financieras tienen una vocación más universal y gestionan entre sus activos un volumen significativo de participaciones industriales. En este caso, el grado de sustitución entre los préstamos y

3. Una enumeración más detallada de estos modelos de estructura de capital puede encontrarse en De Bondt (1998). Este autor además de los modelos aquí mencionados incluye aquellos que destacan el carácter de señalización de la deuda, los que analizan las interacciones estratégicas y los que consideran aspectos de control corporativo.

valores no es evidente ya que desde la perspectiva de las entidades financieras, la provisión de fondos a través de la concesión de crédito o mediante compras de deuda corporativa puede tener cierto carácter de complementariedad. En concreto, como destacan Holmstron y Tirole (1997), en determinadas ocasiones las adquisiciones de deuda corporativa por parte de las entidades financieras está condicionada por la existencia de información sobre las empresas proveniente de la concesión de créditos. Las características institucionales no solo son difíciles de cuantificar sino que, además, no pueden ser consideradas como completamente exógenas a las necesidades de las sociedades ya que se transforman en función de cambios en el tamaño de las empresas, la internacionalización de las mismas y las modificaciones legislativas [Rajan y Zingales (2003)]. Por ejemplo, en el caso de los países pertenecientes a la Unión Monetaria Europea la introducción del euro ha impulsado una transformación de los mercados de capitales europeos que probablemente explica el aumento del peso de las emisiones de deuda en el pasivo de las sociedades europeas [véase, por ejemplo, Hartmann y otros (2003), De Bondt (2002), y Rajan y Zingales (2003)].

2.2 Evidencia empírica

La evidencia empírica sobre los determinantes de la deuda de las sociedades no financieras utilizando datos agregados del sector es relativamente escasa. Los problemas de identificación comentados anteriormente y la relevancia de la idiosincrasia empresarial explican que la literatura disponible haya recurrido a la microeconometría para verificar las teorías sobre la estructura financiera empresarial [véase, por ejemplo, Benito (2003) para el caso español]. Por otro lado, como comentan Rajan y Zingales (1998), la relación entre las variables de actividad y el nivel de financiación depende de las características específicas de cada sector empresarial, por lo que las relaciones a nivel agregado pueden alterarse sencillamente ante cambios en la composición de la actividad económica. Además, procesos como la Unión Monetaria, la internacionalización de las empresas o las operaciones de fusión y adquisición introducen distorsiones que son más difíciles de capturar en un enfoque conjunto. A pesar de estas dificultades, y desde la perspectiva de un banco central, la modelización del sector en su conjunto es una herramienta útil y complementa otros enfoques como, por ejemplo, el de Hernando y Martínez Carrascal (2003) y Martínez Carrascal (2004) para el caso español, en la evaluación de los posibles riesgos macroeconómicos y para la estabilidad financiera.

Un primer conjunto de trabajos centran su atención en la estimación de un modelo para la financiación sin profundizar en la posible interrelación entre las variables financieras y reales. En esta línea se suele estimar una relación de largo plazo donde la variable de escala se supone exógena (modelos uniecuacionales) o, en el caso de modelos vectoriales, resulta ser débilmente exógena⁴. La relación de largo plazo suele interpretarse como una ecuación de demanda de financiación, que depende positivamente del indicador de actividad y negativamente de las variables de coste. Así, por ejemplo, Manrique y Sáez (1998) estiman un modelo de corrección del error uniecuacional (ECM) en el que el crédito bancario⁵ concedido a las empresas españolas viene explicado fundamentalmente por su actividad inversora, con una elasticidad de largo plazo del 0,5. En Calza et al. (2001 y 2003), Hofmann (2001) y de Bond (2002), en cambio, se plantean modelos de corrección del error vectoriales (VECM) con una sola relación de cointegración. De Bond (2002) se concentra en la demanda de fondos a través de la emisión de valores de renta fija de las sociedades en el área del euro y destaca su estrecha relación con los procesos de fusión y adquisición de los

4. Aunque la estimación de un sistema de ecuaciones sigue siendo preferible si otras variables explicativas no son débilmente exógenas.

5. Incluyendo pagarés de empresa.

últimos años. En los trabajos de Calza et al. la financiación, en este caso del sector privado en la zona euro, depende, en el largo plazo, del PIB y de medidas alternativas de tipos de interés a corto y largo plazo. Esta aproximación también es empleada por Hofmann (2001) donde la financiación del sector privado de un amplio grupo de países industrializados depende, además, del precio de la vivienda.

Dado que la incidencia de factores financieros en la evolución de la inversión se ha contrastado ampliamente en la literatura, especialmente sobre la base de información microeconómica, un segundo grupo de trabajos han analizado la financiación de las sociedades considerando su interrelación con el gasto de este sector. Así, por ejemplo, Kaufman y Valderrama (2004) utilizan modelos no lineales de cambio de régimen para analizar agregados crediticios de cuatro países europeos⁶. Sus resultados arrojan diferencias importantes en los determinantes de la financiación que se manifiestan tanto en el signo de los coeficientes como en la presencia de asimetrías. Así, por ejemplo, los autores estiman un efecto positivo de la inversión en el crédito empresarial en Alemania, Austria y Reino Unido, aunque en los dos últimos países se encuentran asimetrías que dependen de la situación cíclica. La financiación de las empresas holandesas, en cambio, responde de forma negativa a la inversión en períodos de más laxitud en el mercado crediticio, lo que los autores interpretan como una mayor preferencia por otras fuentes de recursos⁷. En este trabajo también se obtiene evidencia en torno a la posible endogeneidad de la variable de escala. Así, en los países de tradición bancaria (Austria y Alemania) la financiación no resulta significativa en la ecuación de la inversión mientras que en Holanda y Reino Unido, donde hay un mayor predominio de los mercados, el impacto de la deuda sobre la inversión es significativo, además de asimétrico en función del régimen vigente⁸.

Otros trabajos donde se considera la posible simultaneidad de las decisiones de inversión y financiación empresarial son Bridgen y Mizen (1999) y Focarelli y Rossi (1998) para el caso de Reino Unido e Italia, respectivamente. Ambos emplean modelos VECM donde se identifican varias ecuaciones de largo plazo. Aunque la financiación de las empresas no determina la inversión en el largo plazo⁹, Bridgen y Mizen encuentran evidencia de que esta responde negativamente a las desviaciones del crédito respecto a su senda de equilibrio. Por otro lado, Kakes (2000) también plantea un modelo con varias relaciones de cointegración para identificar, en este caso, ecuaciones de oferta y demanda de crédito y contrastar, así, que la evolución de la financiación de las empresas holandesas responde, en el corto plazo, a desequilibrios en la demanda y no de la oferta¹⁰.

El principal problema que plantean los modelos vectoriales con varias relaciones de cointegración es que los resultados pueden ser sensibles a los supuestos de identificación de las relaciones de largo plazo, suelen requerir un número de variables explicativas relativamente elevado, muestras de tamaño grande y los problemas de inestabilidad son más complicados de tratar. Estas dificultades, en definitiva, pueden hacerlos menos idóneos en los ejercicios regulares que se llevan a cabo en los bancos centrales.

6. El régimen viene definido por el ciclo económico, salvo en Holanda donde lo define la situación del mercado de crédito.

7. Esta relación negativa podría también reflejar la presencia de desfases temporales entre la recepción de los recursos y su materialización en inversión [véase Lamont (2000)].

8. Estos resultados avalarían la hipótesis de que en los sistemas financieros con predominio del sistema bancario los problemas de información asimétrica son menores, dada la relación estable entre los prestamistas y prestatarios.

9. Esta es una de las condiciones de identificación de las relaciones de largo plazo impuesta por los autores.

10. Estos resultados sirven para contrastar la ausencia de un canal crediticio (*bank lending channel*).

3 Evolución reciente de la financiación de las sociedades no financieras españolas

El análisis de la estructura de los pasivos de las empresas no financieras españolas¹¹, a partir de la información proporcionada por las cuentas financieras nacionales, muestra que entre 1990 y 2004 las operaciones pasivas del sector se han distribuido, en términos medios, prácticamente en partes iguales, entre la emisión de acciones, el crédito comercial y la financiación ajena con coste (crédito y valores distintos de renta fija) (véase gráfico 1). No obstante, el peso relativo ha ido cambiando en el tiempo con una importancia creciente de los pasivos ajenos con coste en la segunda mitad del período.

Dentro de los recursos ajenos con coste¹², los créditos de las instituciones financieras residentes constituyen el instrumento más importante, representando, en términos medios del período, un 70% del agregado. Respecto a los otros dos componentes, hay que señalar que la sustitución entre los valores de renta fija y los préstamos exteriores es solo aparente ya que una gran parte de los fondos procedentes del exterior se han captado inicialmente con emisiones de deuda de filiales de empresas españolas situadas en el exterior. Por lo tanto, lo que realmente parece haberse producido es una sustitución entre valores domésticos y emisiones colocadas en los mercados internacionales¹³ de modo que, incluyendo estas últimas, el agregado de valores de renta fija habría mantenido un peso relativamente estable dentro del total de la financiación del sector. No obstante, esta evolución contrasta con lo acaecido en otros países de nuestro entorno en los que se ha producido un incremento significativo de la importancia relativa de este componente a raíz de la introducción del euro¹⁴.

En relación con la composición por plazo, la financiación a más de un año es el principal componente con un peso que se ha mantenido relativamente estable en torno al 70% en el período 1987 hasta 2000 (véase gráfico 1). A partir de 2000 parece haber experimentado un incremento progresivo hasta representar, al final de la muestra, alrededor del 78%. Por otro lado, la disminución en la emisión de valores y aumento de los préstamos exteriores se observa tanto en el componente de corto plazo como en el de largo.

La evolución del crédito de entidades residentes y del agregado de financiación más amplio ha mostrado, en el período analizado (1987-2004), un comportamiento procíclico, con unos ritmos de crecimiento muy parejos en ambas variables (véase gráfico 2). Así, durante la etapa de desaceleración de principios de los noventa, los fondos captados por las sociedades redujeron notablemente sus tasas de expansión interanual que, sin embargo volvieron a recuperarse con el inicio de la siguiente etapa alcista del ciclo económico. A partir del año 2000, se registró una cierta moderación de los ritmos de expansión de la financiación en un contexto de menor dinamismo de la inversión de las sociedades no financieras y de saneamiento de los balances por parte de algunas grandes empresas españolas.

11. Para un mayor detalle véase Nieto (2004).

12. A partir de aquí se utilizará indistintamente este concepto o simplemente financiación.

13. El saldo vivo de valores emitidos por filiales de empresas españolas en el exterior triplicaba, en 2003, al emitido por sociedades nacionales.

14. Véase De Bondt (2002) y Hartmann et al. (2003) para mayor detalle.

En este contexto, la ratio de deuda sobre resultados del sector prácticamente se duplicó entre 1996 y 2004 (véase gráfico 2). No obstante, la evolución descendente de los tipos de interés en la última parte de la muestra impidió que la carga financiera por intereses¹⁵ tuviera un comportamiento similar. De hecho, en 2004 dicho indicador se situaba claramente por debajo del máximo observado en la muestra, lo que ilustra el importante papel que ha podido desempeñar el coste de la financiación en la evolución de los fondos ajenos obtenidos por el sector.

En relación con la evolución de los posibles determinantes de la financiación de las sociedades el gráfico 3 ilustra algunas de las regularidades empíricas ya comentadas. Así, la tasa de crecimiento interanual del PIB y de la inversión productiva privada recoge la evolución de la actividad empresarial y las fluctuaciones cíclicas de la economía. Por otro lado, la reducción en el coste de la financiación a partir de mediados de los años noventa se observa en medidas de tipo de interés nominal y real. Sin embargo, el excedente bruto de explotación y el índice bursátil han experimentado importantes fluctuaciones que hacen que, a priori, resulte más difícil de establecer el papel de los canales alternativos de fuentes de recursos. Por último, conviene destacar que la evolución del crédito destinado a las distintas actividades productivas no se ha comportado de modo homogéneo. Así, en el gráfico 4 se observa que la expansión de los fondos captados por el sector desde finales de la década de los 90 se ha sustentado en el sector inmobiliario y de la construcción, mientras que los servicios y la industria han perdido gran parte del peso que tuvieron en la anterior etapa expansiva. Este comportamiento se produjo en un contexto en el que la inversión productiva privada en España se desaceleró de forma importante, no así el componente de construcción, que conservó un mayor dinamismo. La heterogeneidad que se observa en la evolución del crédito de las distintas ramas productivas puede estar reflejando que los determinantes del comportamiento de la financiación de cada una de ellas pueden ser diferentes o que, siendo los mismos, sus efectos no sean similares. Así, el sector de industria puede estar más influido por el ciclo económico o por el stock de capital instalado en cada momento, mientras que, por ejemplo, los tipos de interés pueden jugar un papel más importante en el sector inmobiliario y de la construcción. Estas consideraciones sectoriales pueden resultar muy relevantes a la hora de interpretar los coeficientes que se obtengan de una ecuación para la financiación.

15. Definida como intereses pagados sobre excedente bruto de explotación más ingresos financieros.

4 Estimación de un modelo para el crédito destinado a las sociedades no financieras españolas

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de un modelo uniecuacional para el crédito otorgado por las entidades financieras residentes a las sociedades que, como se ha comentado en la sección anterior, es el principal componente de la financiación empresarial. Se ha optado por este enfoque como una primera aproximación al análisis de los determinantes de los recursos ajenos por su mayor simplicidad. Concretamente, se ha estimado el siguiente modelo de corrección del error:

$$\Delta y_t = k + \alpha(y - \underline{\beta}' \underline{x})_{t-1} + \delta(L)[\Delta y_t, \Delta \underline{x}_t] + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde y es el logaritmo del saldo de crédito en términos reales, deflactado por el deflactor del PIB y \underline{x} es el vector de variables explicativas. Esta formulación incorpora tanto una relación de largo plazo, $\underline{\beta}' \underline{x}$, como la dinámica a corto plazo que se capta con la función de variables en diferencias, $\delta(\cdot)$, y con el término de corrección del error $\alpha(y - \underline{\beta}' \underline{x})_{t-1}$.

4.1 Especificación del modelo

Se han probado distintas variables, de acuerdo con las consideraciones teóricas realizadas en la sección 2, para modelizar el comportamiento del crédito de instituciones financieras residentes a las empresas españolas. Finalmente, se han elegido las siguientes variables explicativas: como variable de escala, el PIB¹⁶; como coste de la financiación, el tipo de interés de las operaciones crediticias nuevas del sector¹⁷, el excedente bruto de explotación y el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM), que pueden captar tanto su papel como fuentes alternativas de financiación como indicadores de la solvencia de las empresas. Adicionalmente, se han incluido varias variables cualitativas para recoger la estacionalidad de las series, el efecto de las restricciones crediticias en el año 1990 y el impacto que sobre el agregado de crédito tuvo la adquisición de YPF por Repsol en el año 1999. Todas las variables están en términos reales (con la excepción del IGBM) y en logaritmos (excepto el tipo de interés). Asimismo, además de las distintas variables de escala comentadas anteriormente, también se han probado otras variables como el coste de financiación alternativa y el valor de mercado de las empresas no financieras con las que no se encontraron mejoras en las estimaciones realizadas.

16. Variables alternativas consideradas son la formación bruta de capital fijo, la inversión en bienes de equipo y la inversión productiva privada. La primera constituye un agregado de gasto de la Contabilidad Nacional que se refiere al conjunto de la nación y, por tanto, incluye la inversión residencial de los hogares así como la inversión pública. La inversión en bienes de equipo, en cambio, aunque es más específica de la actividad empresarial, excluye la actividad de la rama de la construcción, de creciente importancia en España. Por esta razón, una variable alternativa que estima el Banco de España es la inversión productiva privada que recoge la formación bruta de capital del sector empresas (que incluye las instituciones financieras y los empresarios individuales). No obstante, ninguna de las anteriores variables capta completamente el destino de la financiación de las sociedades no financieras que muchas veces es la propia actividad productiva, y que puntualmente ha sido la inversión en el exterior (que se materializa en forma de inversión financiera) o de forma creciente la adquisición de suelo (difícil de cuantificar). Por estas razones es frecuente el uso de variables de escala más generales referidas a la actividad económica del país como el PIB. Las conclusiones del trabajo no se ven alteradas por la elección de una u otra variable de escala y empíricamente los resultados son más satisfactorios con el PIB.

17. Dicha información está disponible desde el año 2003. Con anterioridad se ha reconstruido la serie a partir de un tipo sintético del total de operaciones activas de las entidades de crédito.

4.2 Principales resultados

En el análisis preliminar del orden de integración de las variables se han utilizado dos contrastes habituales en la literatura: el de Dickey-Fuller aumentado (ADF) y el de Phillips-Perron (PP). Los resultados, que se presentan en el cuadro 1, indican que para las variables en niveles la hipótesis nula de una raíz unitaria no puede ser rechazada. Para la primera diferencia esta hipótesis se rechaza, salvo para el agregado de crédito y financiación donde los resultados de los dos contrastes no son concluyentes.

A continuación se estima un modelo VAR¹⁸ para determinar el número de relaciones de cointegración. Tanto el contraste de máximo autovalor como el contraste de la traza (y sus respectivas correcciones por el tamaño muestral) apuntan a la existencia de una sola relación de cointegración entre el crédito, el PIB y los tipos de interés (véase cuadro 1).

Los principales resultados de la estimación de la ecuación (1) se presentan en el cuadro 2. Como puede observarse, se encuentra una relación de equilibrio a largo plazo en la que el crédito depende positivamente de la variable de escala (PIB) y negativamente del coste de los fondos¹⁹. Es decir, las empresas tienden a aumentar el volumen de recursos captados en momentos de expansión económica y en un contexto de reducción de los tipos de interés. A corto plazo, el excedente bruto de explotación y la evolución de las cotizaciones bursátiles tienen efectos negativos sobre el crecimiento del crédito del sector, lo cual parece indicar que predomina el papel de estas variables como fuentes sustitutivas de la financiación²⁰.

Respecto a los valores de los coeficientes obtenidos, hay que señalar, en primer lugar, que la velocidad de ajuste es reducida, lo que refleja que la respuesta de la deuda para restaurar el equilibrio de largo plazo es lenta, un 9% cada trimestre, lo que supone que en seis años se corrige el 90% de la desviación. Estos resultados están en línea con los que obtienen Calza et al. (2001 y 2003) y destacan el papel de las fricciones y costes de transacción en los mercados de crédito. En cuanto a la relación de largo plazo, la elasticidad a la variable de escala (PIB) es superior a la unidad (1,30) lo cual podría ser reflejo, como se ha señalado anteriormente, de que por un lado esta variable no esté recogiendo estrictamente las decisiones de gasto de las sociedades y por otro lado, incorpore el efecto de variables relacionadas con la evolución de los riesgos empresariales a través de la oferta de préstamos. Asimismo, tampoco se puede descartar que este coeficiente recoja en parte el impacto de procesos de carácter más estructural como la modernización del sistema financiero español. En todo caso, el valor del coeficiente está en línea con el estimado para otros países en trabajos como Calza et al. (2001 y 2003), Kakes (2000) y Hofmann (2001). Por lo que respecta a los tipos de interés, el efecto estimado es más importante que el obtenido para otros países en los trabajos antes señalados²¹. A priori hay argumentos para pensar que los resultados anteriores pueden estar afectados por la evolución reciente del

18. Este modelo incluye tres retardos de las variables endógenas en niveles (crédito, PIB y tipo de interés). La evolución de la bolsa y el excedente de bruto de explotación se suponen predeterminadas, ya que diversas pruebas desaconsejaban su inclusión en el vector de cointegración. Los contrastes de diagnóstico de los residuos son aceptables.

19. La estimación de la relación de largo plazo en el marco de un VECM indica que la variable de escala es débilmente exógena, aunque, en línea con los trabajos de Calza et al., no ocurre lo mismo con los tipos de interés. No obstante, la estimación de los coeficientes de largo plazo y velocidad de ajuste del crédito no se ve alterada de forma significativa. En particular, la estimación de un VECM arroja unos coeficientes de largo plazo para el PIB y el tipo de interés de 1,30 y 0,11, respectivamente, y el coeficiente de ajuste del crédito es 0,10.

20. La evidencia para otros países predomina el efecto de estas variables como valor del colateral de la financiación recibida y, en consecuencia, el coeficiente asociado a las mismas es positivo [véase Davis (2001)].

21. En el caso de la demanda de crédito a corto plazo, Fase (1995) obtiene valores incluso superiores.

crédito destinado al sector inmobiliario y de la construcción, componente que, como se ha señalado anteriormente, ha determinado en gran medida el comportamiento del crédito a nivel agregado. Así, los determinantes del crédito dirigido a este sector pueden ser en algún caso diferentes, e incluso siendo los mismos la sensibilidad a las distintas variables puede variar respecto a la obtenida para el total de las sociedades no financieras²².

Los contrastes de especificación son relativamente satisfactorios. Así la hipótesis de cointegración se acepta al 1% de significación, al tiempo que la estabilidad intramuestral de los parámetros es razonable y no parece encontrarse autocorrelación en los residuos. Para evaluar la capacidad predictiva del modelo se han computado los errores cuadráticos medios a distintos horizontes, realizándose predicciones tanto dentro como fuera de la muestra para el período 2002:1-2004:2. En el primer caso, los errores en porcentaje del nivel medio de la serie oscilan entre 1,2%, para la previsión a un período, y ligeramente por encima del 2% para horizontes entre dos y seis períodos por delante. En el ejercicio realizado fuera de la muestra se produce un ligero aumento de los errores cuadráticos medios, de modo que se sitúan en el 1,4%, para la previsión al menor plazo, y en torno al 2,5% cuando se considera un horizonte de hasta seis períodos por delante.

El análisis de la contribución de cada una de estas variables al crecimiento interanual del crédito que aparece en el gráfico 5 muestra que la expansión del agregado estudiado desde 1998 es atribuible, fundamentalmente, al fuerte descenso registrado en el coste de la financiación en estos años (con una contribución de más del 50%) y al crecimiento de la actividad económica experimentada por la economía española (por encima del 40%). Adicionalmente, y en especial desde el año 2000, la evolución de los mercados bursátiles parece haber tenido un efecto positivo adicional a la demanda de este tipo de financiación. Por su parte, el excedente bruto de explotación, que como hemos comentado puede recoger el efecto neto de elementos de oferta y demanda de distinto signo, ha tenido una aportación más reducida al crecimiento del crédito, contribuyendo solo de forma puntual.

Por otro lado, la estimación llevada a cabo implica un aumento del nivel de crédito de equilibrio durante el período considerado, como resultado de la expansión de la actividad económica y de la importante reducción del coste de la financiación asociado a la participación de España en la Unión Económica y Monetaria. De este modo, el avance observado en los fondos captados por las empresas españolas entre 1995 y 1999 parece ser explicado por el ajuste lento hacia los nuevos valores de equilibrio (véase gráfico 5). Posteriormente, la aceleración del crédito empresarial hizo que la brecha con el nivel de equilibrio se haya ido cerrando progresivamente, situándose, al final del período analizado, solo ligeramente por encima de lo que justifican sus determinantes fundamentales²³.

4.3 Análisis de estabilidad

Como se ha señalado en la sección 2, la caracterización de la financiación de las sociedades no financieras está expuesta, potencialmente, a importantes problemas de estabilidad de los parámetros. Para analizar esta cuestión se han realizado distintos tipos de ejercicios. En primer lugar, se han efectuado contrastes de Chow sobre un cambio estructural en los

²². Para analizar esta cuestión se han realizado varias pruebas. Así, por ejemplo, la estimación de la ecuación excluyendo el crédito destinado a la construcción más servicios inmobiliarios apunta a una menor elasticidad de la variable de escala y del tipo de interés.

²³. Conviene recordar que, como es habitual, este análisis se realiza suponiendo que en promedio el crédito no se ha desviado de sus determinantes teóricos durante el período analizado, es decir la media de las desviaciones es cero.

diferentes trimestres desde 1995 a 1999, sin que se llegue a rechazar la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural (véase cuadro 3). Además, el contraste de Chow a partir de los errores de previsión para el período 1999 a 2004 así como los contrastes basados en los residuos recursivos (CUSUM y CUSUMQ) apuntan en la misma dirección (véase gráfico 6).

Adicionalmente a estos contrastes conjuntos sobre la estabilidad del modelo, también se ha analizado la estimación recursiva de los coeficientes partiendo de las 45 primeras observaciones y añadiendo cada vez un dato adicional. Como muestra el gráfico 7, los parámetros no han experimentado cambios sustanciales en el período analizado. No obstante, este análisis tiene el problema de que el peso de las últimas observaciones introducidas no es muy grande respecto a la historia de la serie. Para paliar esta limitación, se han realizado estimaciones *rolling-over*, en las que se utiliza una muestra móvil de tamaño constante de 45 observaciones. En este caso, se observa un aumento de la elasticidad a largo plazo de la variable de escala junto con una reducción de la semielasticidad del tipo de interés en el largo plazo y de la sensibilidad a variaciones en la propia variable endógena retardada. El aparente aumento de la elasticidad del PIB podría interpretarse como la mejora en las posibilidades de obtención de fondos como consecuencia de un entorno macroeconómico de menor incertidumbre. Asimismo, también podría estar reflejando el cambio reciente en la estructura productiva española hacia sectores como la construcción donde esta elasticidad es mayor. Por su parte, la menor semielasticidad al tipo de interés podría sugerir una dependencia de este coeficiente respecto al nivel de esta variable. Así, por ejemplo, cabe pensar que en un contexto de tipos de interés alto variaciones al alza (a la baja) en el tipo de interés pueden tener un efecto adicional sobre la financiación si se agota (relaja) la restricción que soportan algunas empresas sobre su capacidad de endeudamiento. Estos resultados deben, en todo caso, interpretarse con cautela debido a las amplias bandas de confianza para los parámetros de largo plazo estimados, posiblemente relacionadas con el reducido número de observaciones utilizado.

En definitiva, los resultados de los contrastes realizados para el conjunto de la muestra apuntan a que las relaciones derivadas de la ecuación presentada pueden considerarse globalmente estables para el período analizado. No obstante, el análisis de *rolling-over* sugiere que los cambios de la economía española durante los últimos años podrían afectar a los parámetros de largo plazo, aunque el tamaño de la muestra no permite aún valorar estos cambios con suficiente precisión.

5 Estimación de un modelo para la financiación ajena con coste de las sociedades no financieras españolas

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de una ecuación para un agregado más amplio que incluye, además del crédito de entidades residentes, otras fuentes de recurso ajenos como la captación de fondos a través de la emisión de valores de renta fija y los préstamos procedentes de exterior.

En el cuadro 4 se presentan los principales resultados. Como era esperable, dado el peso del crédito dentro de la financiación, la especificación es muy similar a la anterior, con la principal diferencia, que en este caso el coste de los fondos captados se aproxima por un tipo medio ponderando de los correspondientes a los distintos instrumentos que componen la financiación. Los coeficientes obtenidos no difieren significativamente de los obtenidos con el crédito, si bien se estiman con menor precisión.

El modelo presenta unas propiedades estadísticas relativamente satisfactorias de modo que se supera, al 10% de significación, el contraste de cointegración, la estabilidad intramuestral de los parámetros es aceptable y no hay signos de autocorrelación en los residuos. En este caso, también se ha evaluado la capacidad predictiva del modelo, computándose los errores cuadráticos medios a distintos horizontes asociados a predicciones tanto dentro como fuera de la muestra para el período 2002:1-2004:2. Los errores son similares a los registrados en el caso del crédito para el horizonte más próximo y algo superiores para horizontes más alejados.

El análisis de la contribución, en términos reales, de cada una de las variables explicativas al crecimiento interanual de la financiación, que aparece en el gráfico 8, muestra que la expansión de esta variable desde 1998 se explica, al igual que el crédito, fundamentalmente, por el fuerte descenso registrado en el coste de la financiación en estos años y por el crecimiento de la actividad económica experimentada por la economía española. En este caso, la evolución de los mercados bursátiles parece tener una contribución positiva sobre la demanda de dicho agregado algo superior al registrado en el caso de crédito. Por su parte, el excedente bruto de explotación ha tenido una aportación mas reducida al crecimiento de la financiación, contribuyendo solo de forma puntual.

Los resultados sobre el nivel de equilibrio de los pasivos con coste son también muy parecidos a los comentados para los fondos prestados por las instituciones de crédito nacionales a las empresas.

6 Conclusiones

Las potenciales implicaciones que la evolución de la financiación de las sociedades tiene sobre la estabilidad macroeconómica y financiera de una economía hacen aconsejable disponer de herramientas que permitan analizar y valorar su trayectoria en cada momento. Con este fin en este trabajo se ha estimado una ecuación para caracterizar los determinantes del crédito de instituciones financieras residentes como de un agregado más amplio.

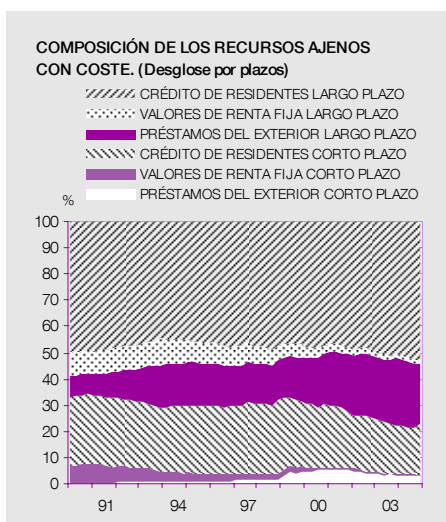
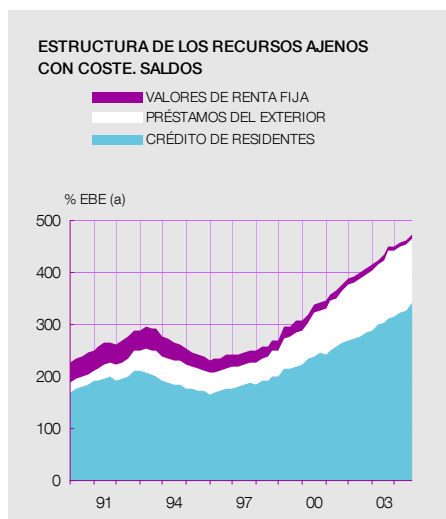
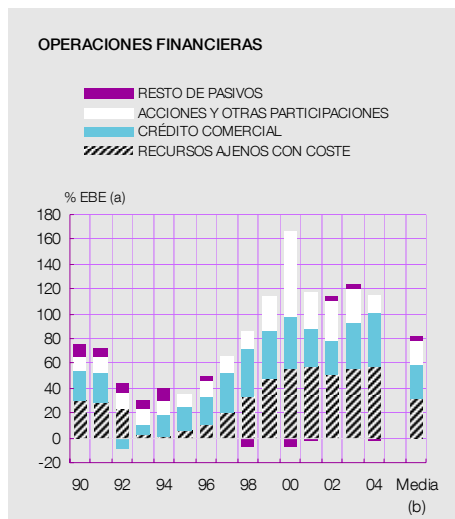
Los resultados obtenidos sugieren que la financiación de las empresas en España (tanto el crédito como los recursos ajenos totales con coste) viene determinada, a largo plazo, por la actividad económica general, que influye positivamente, y por el coste de los fondos obtenidos, que afecta con signo negativo. La elasticidad a la variable de escala se encuentra en el rango de valores estimados para otros países, mientras que la semielasticidad al tipo de interés resulta ser relativamente elevada. Por otro lado, la evolución a corto plazo se ve influida, además, por el comportamiento de fuentes alternativas de financiación como pueden ser los resultados generados o la facilidad de obtención de fondos en los mercados de renta variable.

Además, el análisis realizado sobre la ecuación estimada no indica la presencia de problemas de estabilidad en los coeficientes. Solamente la estimación *rolling-over* parece sugerir cambios en los parámetros de largo plazo al final de la muestra, que podrían en parte reflejar la contribución reciente del sector inmobiliario y de la construcción así como la presencia de no linealidades. No obstante el tamaño actual de la muestra no permite valorar adecuadamente el efecto que estos cambios pueden producir en los parámetros obtenidos.

Finalmente, la evidencia que se aporta en este artículo sugiere, en líneas generales, que el crecimiento experimentado por la financiación recibida por las sociedades no financieras españolas en los últimos años está en línea con la evolución de sus determinantes. Así, el crecimiento económico registrado en España junto al fuerte descenso de los tipos de interés, parecen haber jugado un papel fundamental a la hora de explicar la expansión de los recursos ajenos con coste del sector. En este sentido, los cambios estructurales de la economía española, a raíz fundamentalmente de su entrada en la UEM, son factores que han permitido aumentar el nivel de endeudamiento sostenible de las empresas. No obstante, esto no debe ocultar que los mayores niveles de deuda alcanzados suponen una mayor exposición del sector a variaciones inesperadas en el coste de los fondos o en los resultados económicos. Del mismo modo, es preciso insistir en que el análisis realizado aquí toma como referencia el conjunto de las empresas, por lo que no es posible descartar, a partir del mismo, la probabilidad de que alguna de ellas o, incluso, algún subsector concreto, pueda estar expandiendo sus deudas más allá de lo que resultaría coherente con los cambios en su situación particular.

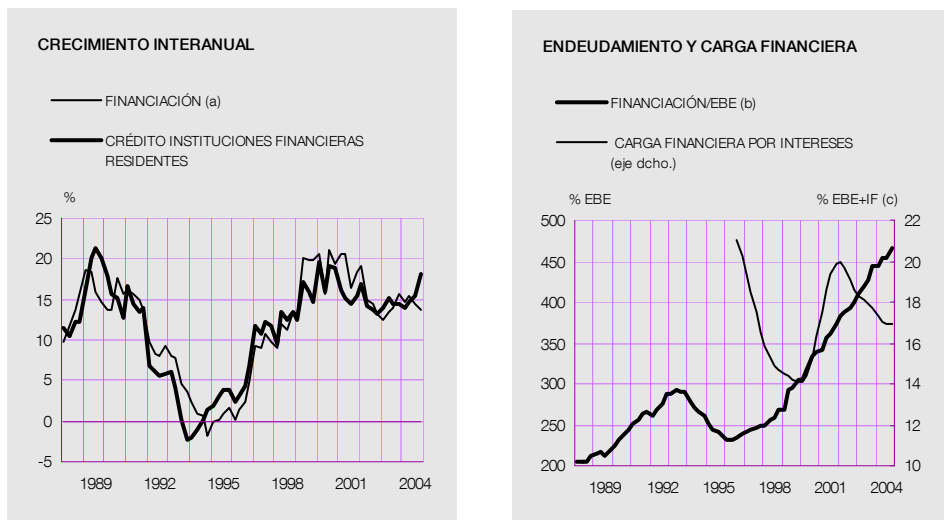
BIBLIOGRAFÍA

- BENITO, A. (2003). *The capital structure decisions of firms: Is there a pecking order*, Documentos de Trabajo, n.º 0310. Banco de España
- BERNANKE, B., M. GERTLER y S. GILCHRIST (1996). "The financial accelerator and the flight to quality", *Review of Economic and Statistics*, 78, pp. 1-15.
- BRIGDEN, A., y P. MIZEN (1999). *Money, credit and investment in the UK corporate sector*, Working Paper series, n.º 100, Bank of England.
- CALZA, A., C. GARTNER y J. SOUSA (2001). *Modelling the demand for loans to the private sector in the euro area*, Working Paper n.º 55, European Central Bank. También en *Applied Economics*, 35 (1), enero de 2003, pp. 107-117.
- CALZA, A., M. MANRIQUE y J. SOUSA (2003). *Aggregate loans to the euro area private sector*, Working Paper n.º 202. European Central Bank.
- DE BONDT, G. (1998). "Financial structure: theories and stylized facts for six EU countries", *The Economist*, 146, n.º 2.
- (2002). *Euro area corporate debt securities market: first empirical evidence*, Working Paper n.º 164, European Central Bank.
- DEANGELO, H., y R. MASULIS (1980). "Optimal capital structure under corporate and personal taxation", *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 3-29.
- FASE, M. M. G. (1995). "The demand for commercial bank loans and the lending rate", *European Economic Review*, 39, pp. 99-115.
- FOCARELLI, D., y P. ROSSI (1998). *La domanda di finanziamenti bancari in Italia e nelle diverse aree del Paese (1984-1996)*, Temi di discussione n.º 333, Banca D'Italia.
- HARTMANN, P., A. MADDALONI y S. MANGANELLI (2003). *The Euro area financial system: structure, integration and policy initiatives*, Documentos de Trabajo, n.º 230, Banco Central Europeo.
- HERNANDO, I., y C. MARTÍNEZ CARRASCAL (2003). *The impact of financial variables on firms' real decisions: evidence from Spanish firm-level data*, Documentos de Trabajo, n.º 0319, Banco de España.
- HOFMANN, B. (2001). *The determinants of private sector credit in industrialised countries: do property prices matter?*, Working Papers n.º 108, BIS.
- HOLMSTRON, B., y J. TIROLE (1997). "Financial intermediation, loanable funds, and the real sector", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112 (3), pp. 663-691
- LAMONT, O. A. (2000). "Investment plans and stock returns", *The Journal of Finance*, vol. LV, n.º 6, pp. 2719-2745.
- KAKES, J. (2000). "Identifying the mechanism: is there a bank lending channel of monetary transmission in the Netherlands?", *Applied Economics Letters*, 7, pp. 63-67.
- MANRIQUE, M., y F. SÁEZ (1998). "Un análisis desagregado de la demanda de activos líquidos y de la demanda de crédito de las familias y de las empresas no financieras", *Boletín Económico*, marzo, Banco de España.
- MARTÍNEZ CARRASCAL, C. (2004). "La presión financiera y el comportamiento reciente de la inversión productiva privada en España", *Boletín Económico*, noviembre, pp. 95-99, Banco de España.
- MILLER, M. H. (1977). "Debt and Taxes", *Journal of finance*, 32, pp. 261-275.
- MODIGLIANI, F., y M. H. MILLER (1958). "The cost of capital, corporate finance and the theory of investment", *American Economic Review*, 48, pp. 261-297.
- (1963). "Corporate Income Taxes and the cost of capital: a Correction", *American Economic Review*, 53, pp. 433-443.
- MYERS, S. C. (1984). "The capital structure puzzle", *Journal of Finance*, 39, pp. 575-592.
- MYERS, S. C., y N. S. MAJLUF (1984). "Corporate financing and investment decisions what firms have information the investors do not have", *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 187-221.
- NIETO, F. (2004). "La evolución de la composición de los pasivos de las sociedades no financieras españolas", *Boletín Económico*, marzo, pp. 61-69, Banco de España.
- RAJAN, R., y L. ZINGALES (1998). "Financial dependence and growth", *American Economic Review*, 88, pp. 559-586.
- (2003). *Banks and markets: the changing character of European finance*, 2nd ECB Central Bank Conference.
- STIGLIZ, J., y A. WEISS (1981). "Credit rationing in markets with imperfect information", *American Economic Review*, 71, pp. 393-410.



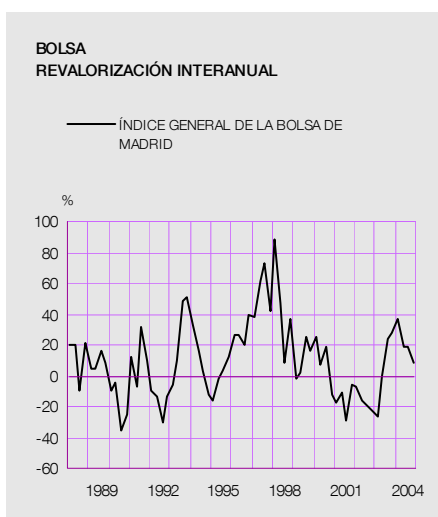
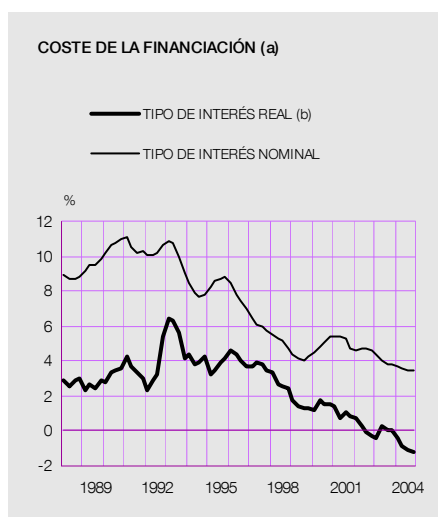
FUENTE: Banco de España.

a. EBE= Excedente bruto de explotación de las sociedades no financieras
 b. Media del periodo 1990-2004.



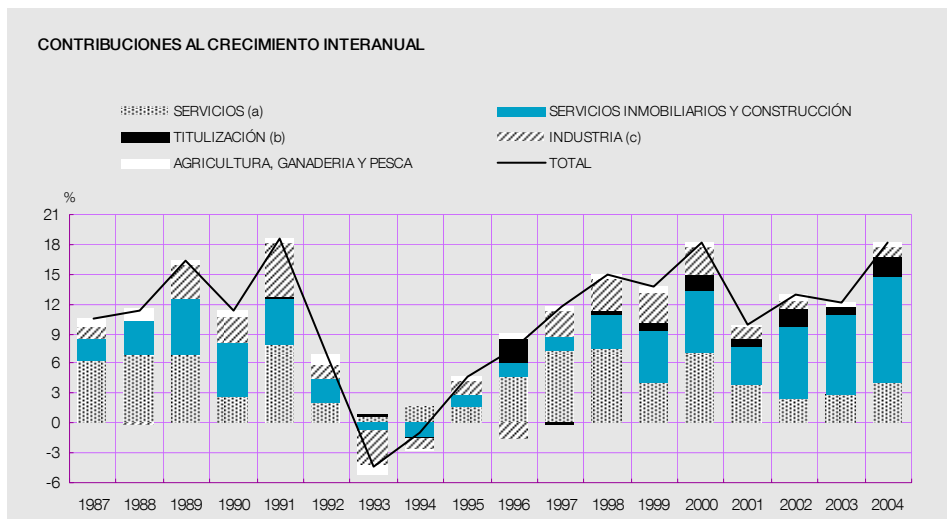
FUENTE: Banco de España.

- a. Incluye el crédito de residentes, los fondos captados con la emisión de valores de renta fija y los préstamos del exterior.
- b. EBE= Excedente bruto de explotación de las sociedades no financieras.
- c. IF= Ingresos financieros.



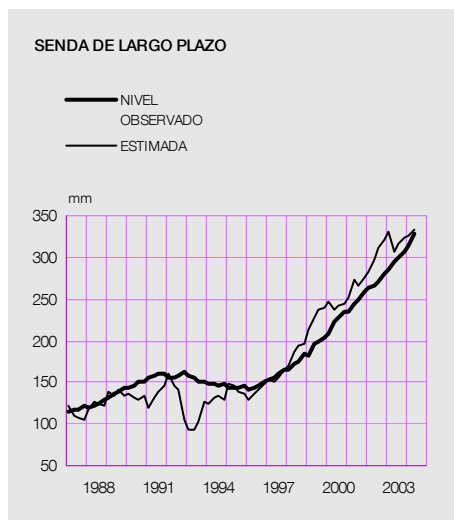
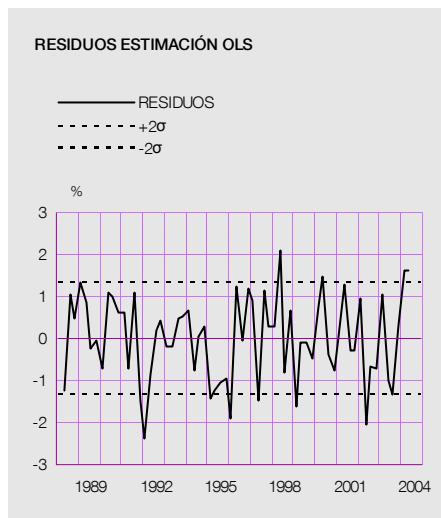
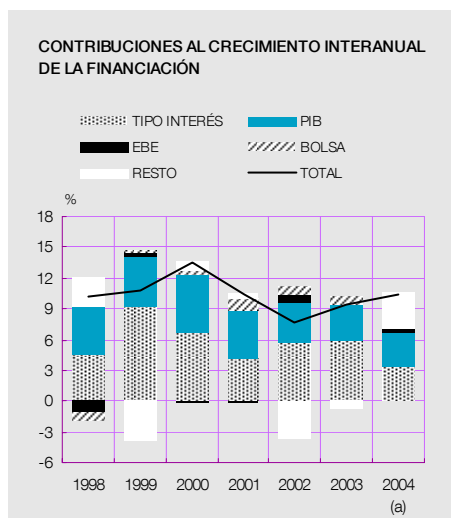
FUENTE: Banco de España.

- a. Calculado como una media ponderada del coste de los distintos instrumentos que componen la financiación de las sociedades.
- b. Deflactado con el deflactor del PIB.



FUENTE: Banco de España.

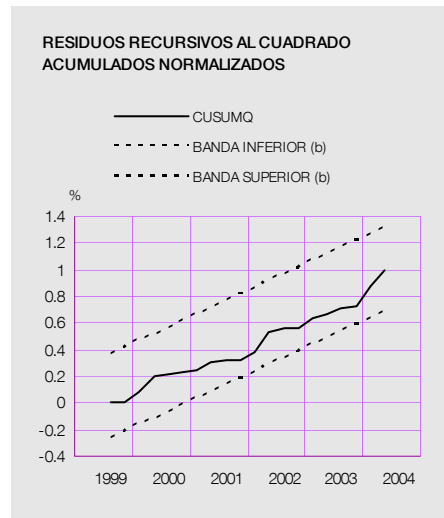
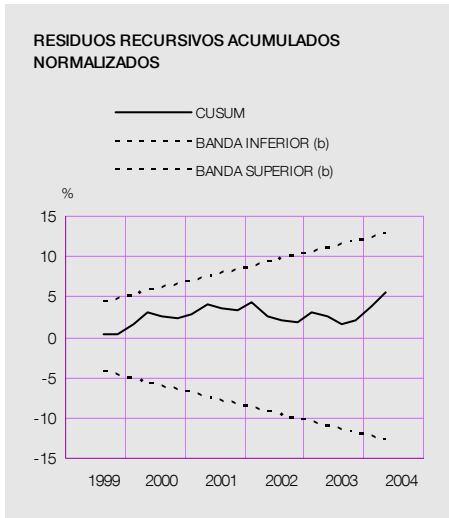
- a. No incluye los servicios inmobiliarios.
- b. Los créditos titulizados no se asignan a ninguna finalidad.
- c. Excluyendo la construcción.



FUENTE: Banco de España.

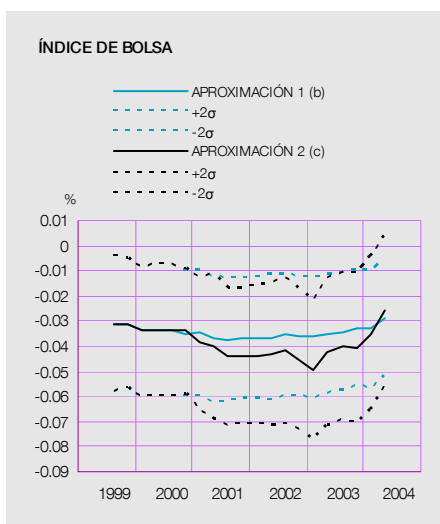
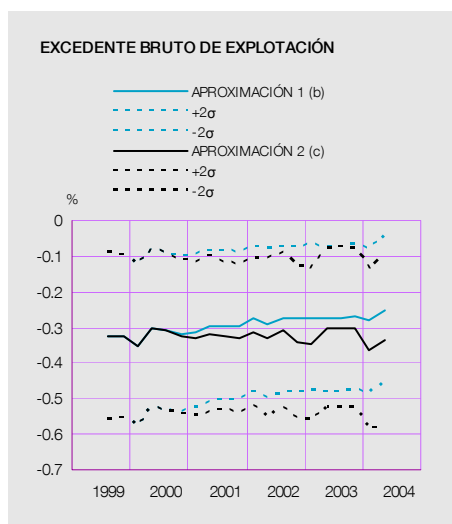
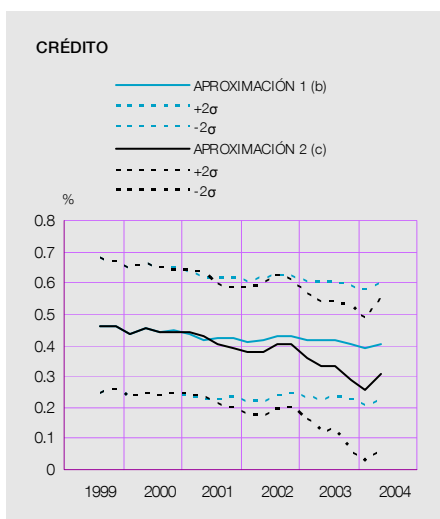
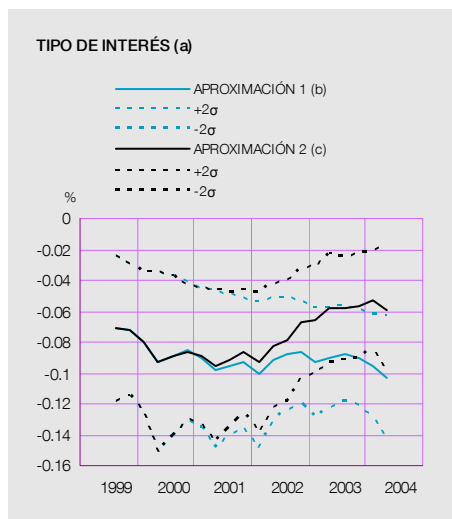
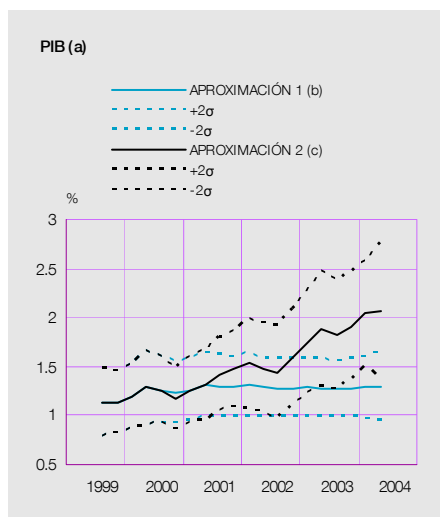
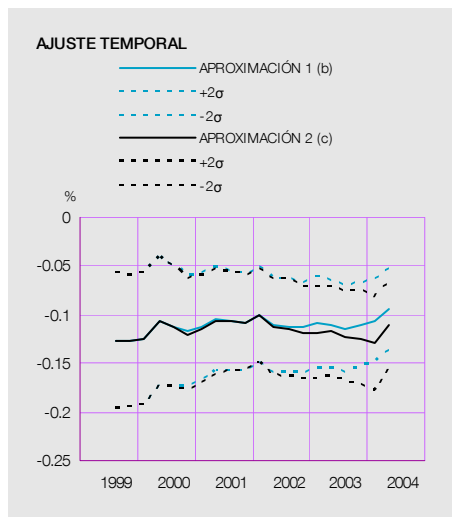
a. Datos hasta el segundo trimestre de 2004.

b. Normalizadas para obtener una media cero en el período muestral.



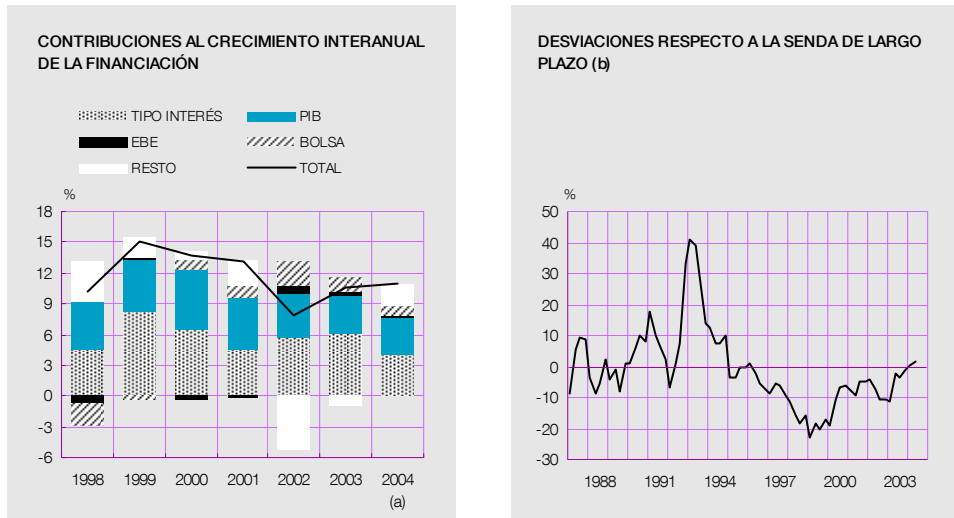
FUENTE: Banco de España.

- a. La hipótesis nula es la estabilidad.
- b. Al 5% de nivel de significación.



FUENTE: Banco de España.

- a. Parametro de largo plazo implícito.
- b. Estimación recursiva partiendo de las 45 primeras observaciones.
- c. Estimación recursiva eliminando la observación más antigua cuando se añade una nueva, el tamaño muestral es siempre el mismo (45 observaciones).



FUENTE: Banco de España.

- a. Datos hasta el segundo trimestre de 2004.
- b. Normalizadas para obtener una media cero en el período muestral.

TEST DE RAICES UNITARIAS	Nivel			Primera diferencia			Orden integración	
	número de retardos	ADF	PP	número de retardos	ADF	PP		
VARIABLE								
Crédito real	c	4	0.21	1.44	3	-0.82	-5.79***	1/2
Financiación real	c	4	-0.01	1.57	3	-0.78	-4.76***	1/2
PIB real		1	6.56	8.34	2	-2.24**	-5.81***	1
Tipo de interés crédito real		4	-0.8	-0.86	4	-3.80***	-6.88***	1
Tipo de interés financiación real		5	-1.01	-0.87	4	-3.65***	-6.71***	1
EBE real		2	1.57	2.18	1	-4.39***	-7.64***	1
IGBM		3	1.17	1.33	2	-3.92***	-9.71***	1
CONTRASTE DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN								
Modelo Restringido (b)								
Variables restringidas: excedente bruto de explotación e IGBM								
Hipótesis nula: rango=r	estadístico máximo autovalor	corrección por muestra pequeña	valor crítico (95%)	estadístico contraste de la traza	corrección por muestra pequeña	valor crítico (95%)		
r = 0	27.96**	24.09*	21.00	38.37**	33.05*	29.70		
r ≤ 1	7.86	6.77	14.10	10.41	8.97	15.40		
r ≤ 2	2.55	2.19	3.80	2.55	2.19	3.80		
Test de diagnóstico de residuos								
Ecuaciones	Contraste LM de autocorrelación (Godfrey)	Contraste de normalidad (Doornik y Hansen)	Heterocedasticidad (White, Doornik y Hendry)	Test Arch				
Crédito real	0.296	[0.745]	1.482	[0.476]	0.372	[0.984]	6.32	[0.016]
PIB real	1.458	[0.244]	6.323	[0.042]	0.539	[0.912]	0.20	[0.657]
Tipo de interés	0.620	[0.542]	0.875	[0.087]	0.442	[0.962]	0.78	[0.383]
Sistema	1.445	[0.126]	16.963	[0.009]	0.411	[1.000]		

a. La hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria. ***, ** y * significan rechazo de la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% de nivel de significación respectivamente, basándose en los valores críticos de Mackinnon (1996). ADF representa el test Dickey-Fuller aumentado (incluyendo retardos hasta el más elevado estadísticamente significativo al menos al 5%), PP representa el test de Phillips-Perron. Cuando se incluye constante se representa por 'c'.

b. El modelo VAR incluye tres retardos de las variables endógenas en niveles. La constante no está restringida. * (**) indica cointegración al nivel de significatividad 5% (1%). En los contrastes de diagnóstico los p-valores en paréntesis.

ECUACIÓN PARA EL CRÉDITO DE LAS SOCIEDADES NO FINANCIERAS (a)
 FRECUENCIA TRIMESTRAL (1987:I-2004:II)

CUADRO 2

$\Delta C_t = K + \alpha(C - \beta_1 \text{PIB} - \beta_2 i)_{t-1} + \delta_1 \Delta C_{t-1} + \delta_2 \Delta \text{EBE}_{t-4} + \delta_3 \Delta \text{BOL}_{t-4} + \delta_4 \Delta I1 + \delta_5 \Delta I2 + \epsilon_t$ (b)		
	VALOR ESTIMADO	T-RATIO
VARIABLE		
Ajuste temporal (α)	-0.09	4.55
PIB real (β_1)	1.30	3.56
Tipo de interés real (β_2)	-0.10	5.46
Crédito real (δ_1)	0.40	4.28
Excedente bruto de explotación real (δ_2)	-0.25	2.45
Índice de bolsa (δ_3)	-0.03	2.47
Impulso 90:04 (δ_4)	-0.03	3.24
Impulso 99:02 (δ_5)	0.05	5.23
Constante (K)	-0.25	1.16
CONTRASTES DE BONDAD DEL AJUSTE (c)		
R2 ajustado	0.79	
$\sigma\epsilon$ (%)	0.66	
DW	1.77	
Q(1)	0.48	
Q(4)	1.67	
Q(8)	6.13	
MSE t+1	1.44	
MSE t+4	2.07	

a. La estimación se realiza en una etapa. Las variables están en logaritmos excepto el tipo de interés.

b. C es el crédito, PIB es el producto interior bruto, i es un tipo de operaciones nuevas de crédito a sociedades, EBE es el excedente bruto de explotación, BOL es el índice general de la bolsa de Madrid, I son impulsos que recogen el efecto de las restricciones al crédito y la adquisición de YPF por Repsol, K es una constante y ϵ es el término de error. Todas las variables, excepto BOL están en términos reales usando el deflactor del PIB.

c. R2 es el coeficiente de determinación ajustado, $\sigma\epsilon$ es el error estándar de los residuos, DW es el estadístico Durbin-Watson de autocorrelación de los residuos, Q(k) es el valor del estadístico Box-Pierce-Ljung de correlación de orden K de los residuos, y MSE t+i es el error de predicción fuera de la muestra i períodos por delante.

CONTRASTE DE CHOW SOBRE UN CAMBIO ESTRUCTURAL

Puntos de ruptura: desde I tr 1995 a IV trim 1999

Estadístico F			Valores críticos	
	valor máximo (II trim 1996)	1.5280	$F(12,41)_{95}$	1.9970
	valor I trim 1995	1.4895	$F(12,41)_{90}$	1.7103
	valor IV trim 1999	0.7918		

CONTRASTE DE CHOW A PARTIR DE ERRORES DE PREDICCIÓN

Calculado para el período III trim 1999 a II trim 2004

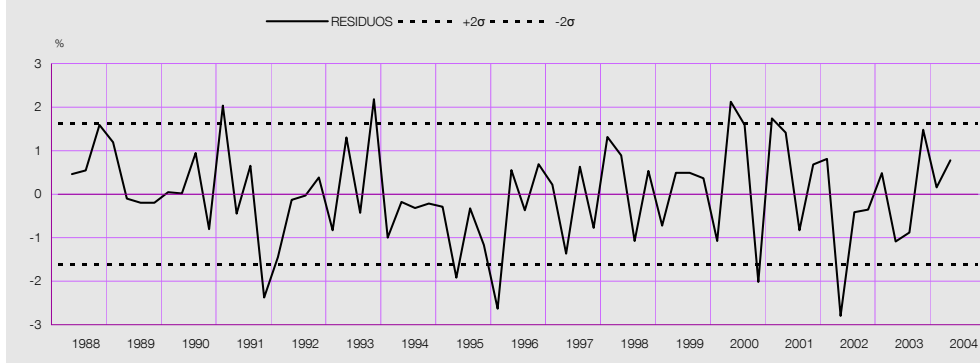
Estadístico F	1.0440	$F(20,33)_{95}$	1.8976
---------------	--------	-----------------	--------

a. La hipótesis nula es la ausencia de cambio estructural.

$$\Delta F_t = K + \alpha(F - \beta_1 \text{PIB} - \beta_2 i)_{t-1} + \delta_1 \Delta F_{t-1} + \delta_2 (\Delta \text{EBE}_{t-2} + \Delta \text{EBE}_{t-4}) + \delta_3 \Delta \text{BOL}_{t-4} + \delta_4 \Delta I_1 + \delta_5 \Delta I_2 + \epsilon_t \quad (b)$$

VARIABLE	VALOR ESTIMADO	T-RATIO
Ajuste temporal (α)	-0.07	3.55
PIB real (β_1)	1.38	2.64
Tipo de interés real (β_2)	-0.10	3.48
Financiación real (δ_1)	0.45	4.27
Excedente bruto de explotación real (δ_2)	-0.14	1.83
Índice de bolsa (δ_3)	-0.04	2.13
Impulso 89:03 (δ_4)	-0.02	2.52
Impulso 99:02 (δ_5)	0.06	5.65
Constante (K)	-0.23	0.84
CONTRASTES DE BONDAD DEL AJUSTE (c)		
R2 ajustado	0.66	
$\sigma\epsilon$ (%)	0.81	
DW	2.24	
Q(1)	1.08	
Q(4)	2.43	
Q(8)	6.46	
MSE t+1	1.45	
MSE t+4	4.74	

RESIDUOS ESTIMACIÓN OLS



a. La estimación se realiza en una etapa. Las variables están en logaritmos excepto el tipo de interés.

b. L es la financiación, PIB es el producto interior bruto, i es un tipo medio ponderado de los distintos instrumentos que componen la financiación, EBE es el excedente bruto de explotación, BOL es el índice general de la bolsa de Madrid, I son impulsos que recogen el efecto de las restricciones al crédito y la adquisición de YPF por Repsol, K es una constante y ϵ es el término de error. Todas las variables, excepto BOL están en términos reales usando el deflactor del PIB.

c. R2 es el coeficiente de determinación ajustado, $\sigma\epsilon$ es el error estándar de los residuos, DW es el estadístico Durbin-Watson de autocorrelación de los residuos, Q(k) es el valor del estadístico Box-Pierce-Ljung de correlación de orden K de los residuos, y MSEt+i es el error de predicción fuera de la muestra i períodos por delante.

PUBLICACIONES DEL BANCO DE ESPAÑA

DOCUMENTOS DE TRABAJO¹

- 0501 ÓSCAR J. ARCE: The fiscal theory of the price level: a narrow theory for non-fiat money.
- 0502 ROBERT-PAUL BERBEN, ALBERTO LOCARNO, JULIAN MORGAN Y JAVIER VALLÉS: Cross-country differences in monetary policy transmission.
- 0503 ÁNGEL ESTRADA Y J. DAVID LÓPEZ-SALIDO: Sectoral mark-up dynamics in Spain.
- 0504 FRANCISCO ALONSO, ROBERTO BLANCO Y GONZALO RUBIO: Testing the forecasting performance of Ibx 35 option-implied risk-neutral densities.
- 0505 ALICIA GARCÍA-HERRERO Y ÁLVARO ORTIZ: The role of global risk aversion in explaining Latin American sovereign spreads.
- 0506 ALFREDO MARTÍN, JESÚS SAURINA Y VICENTE SALAS: Interest rate dispersion in deposit and loan markets.
- 0507 MÁXIMO CAMACHO Y GABRIEL PÉREZ-QUIRÓS: Jump-and-rest effect of U.S. business cycles.
- 0508 LUIS J. ÁLVAREZ, PABLO BURRIEL E IGNACIO HERNANDO: Do decreasing hazard functions for price changes make any sense?
- 0509 ÁNGEL DE LA FUENTE Y JUAN F. JIMENO: The private and fiscal returns to schooling and the effect of public policies on private incentives to invest in education: a general framework and some results for the EU.
- 0510 JUAN J. DOLADO, MARCEL JANSEN Y JUAN F. JIMENO: Dual employment protection legislation: a framework for analysis.
- 0511 ANA DEL RÍO Y GARRY YOUNG: The determinants of unsecured borrowing: evidence from the British household panel survey.
- 0512 ANA DEL RÍO Y GARRY YOUNG: The impact of unsecured debt on financial distress among British households.
- 0513 ADELA LUQUE: Skill mix and technology in Spain: evidence from firm-level data.
- 0514 J. DAVID LÓPEZ-SALIDO, FERNANDO RESTOY Y JAVIER VALLÉS: Inflation differentials in EMU: The Spanish case.
- 0515 ISAAC ALFON, ISABEL ARGIMÓN Y PATRICIA BASCUÑANA-AMBRÓS: How individual capital requirements affect capital ratios in UK banks and building societies.
- 0516 JOSÉ MANUEL CAMPA E IGNACIO HERNANDO: M&As performance in the European financial industry.
- 0517 ALICIA GARCÍA-HERRERO AND DANIEL SANTABÁRBARA: Does China have an impact on foreign direct investment to Latin America?
- 0518 MAXIMO CAMACHO, GABRIEL PEREZ-QUIROS AND LORENA SAIZ: Do European business cycles look like one?
- 0519 DANIEL PÉREZ, VICENTE SALAS-FUMÁS Y JESÚS SAURINA: Banking integration in Europe.
- 0520 JORDI GALÍ, MARK GERTLER Y J. DAVID LÓPEZ-SALIDO: Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve.
- 0521 JAVIER ANDRÉS, J. DAVID LÓPEZ-SALIDO Y EDWARD NELSON: Sticky-price models and the natural rate hypothesis.
- 0522 OLYMPIA BOVER: Wealth effects on consumption: microeconomic estimates from the Spanish survey of household finances.
- 0523 ENRIQUE ALBEROLA, LUIS MOLINA Y DANIEL NAVIA: Say you fix, enjoy and relax: the deleterious effect of peg announcements on fiscal discipline.
- 0524 AGUSTÍN MARAVALL: An application of the TRAMO SEATS automatic procedure; direct versus indirect adjustment.
- 0525 ALICIA GARCÍA-HERRERO Y MARÍA SOLEDAD MARTÍNEZ-PERÍA: The mix of international banks' foreign claims: determinants and implications for financial stability.
- 0526 J. IGNACIO GARCÍA-PÉREZ Y JUAN F. JIMENO: Public sector wage gaps in Spanish regions.
- 0527 LUIS J. ÁLVAREZ, PABLO BURRIEL E IGNACIO HERNANDO: Price setting behaviour in Spain: evidence from micro PPI data.
- 0528 EMMANUEL DHYNE, LUIS J. ÁLVAREZ, HERVÉ LE BIHAN, GIOVANNI VERONESE, DANIEL DIAS, JOHANNES HOFFMANN, NICOLE JONKER, PATRICK LÜNNEMANN, FABIO RUMLER Y JOUKO VILMUNEN: Price setting in the euro area: some stylized facts from individual consumer price data.

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

- 0529 TERESA SASTRE Y JOSÉ LUIS FERNÁNDEZ-SÁNCHEZ: Un modelo empírico de las decisiones de gasto de las familias españolas.
- 0530 ALFREDO MARTÍN-OLIVER, VICENTE SALAS-FUMÁS Y JESÚS SAURINA: A test of the law of one price in retail banking.
- 0531 GABRIEL JIMÉNEZ Y JESÚS SAURINA: Credit cycles, credit risk, and prudential regulation.
- 0532 BEATRIZ DE-BLAS-PÉREZ: Exchange rate dynamics in economies with portfolio rigidities.
- 0533 ÓSCAR J. ARCE: Reflections on fiscalist divergent price-paths.
- 0534 M.ª DE LOS LLANOS MATEA Y MIGUEL PÉREZ: Diferencias en la evolución de los precios de los alimentos frescos por tipo de establecimiento.
- 0535 JOSÉ MANUEL MARQUÉS, FERNANDO NIETO Y ANA DEL RÍO: Una aproximación a los determinantes de la financiación de las sociedades no financieras en España.

BANCO DE ESPAÑA

Unidad de Publicaciones
Alcalá, 522; 28027 Madrid
Teléfono +34 91 338 6363. Fax +34 91 338 6488
e-mail: Publicaciones@bde.es
www.bde.es

