

Riesgo de crédito y dotaciones a insolvencias. Un análisis con variables macroeconómicas

Javier Delgado*
Jesús Saurina*

**Dirección General de Regulación
Banco de España**

Enero 2004

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar, a través de las técnicas de cointegración, la relación que existe entre las variables macroeconómicas y el riesgo de crédito de las entidades de depósito españolas. Con información que cubre casi los dos últimos ciclos de la economía española, se estiman modelos para la morosidad de bancos, cajas, empresas y familias, así como para las dotaciones a insolvencias de bancos y cajas. Los modelos estimados sirven para realizar un análisis de simulación de diferentes escenarios macroeconómicos. La conclusión es que, en general, el sistema financiero español es en la actualidad bastante resistente a un empeoramiento del entorno macroeconómico.

JEL: E32, G21

Palabras clave: morosidad, dotaciones a insolvencias, cointegración

*Las opiniones expresadas en este trabajo son de nuestra exclusiva responsabilidad y no necesariamente coinciden con las del Banco de España. Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos así como los de A. Estrada, G. Jiménez y V. Salas. Cualquier error que subsista es solo responsabilidad nuestra.

Dirección para comentarios: Jesús Saurina, Banco de España, C/Alcalá 50, 28014, Madrid; tlf: 91 338 50 80; e-mail: jsaurina@bde.es

Abstract

The objective of this paper is to analyse, using cointegration techniques, the relationship between macroeconomic variables and credit risk. The paper uses information that covers almost the last two economic cycles in Spain to estimate models for non-performing loans of Spanish commercial and savings banks, firms and households as well as for loan loss provisions of banks and savings banks. The estimated models are used to simulate several macroeconomic scenarios concluding that, in general terms, the Spanish banking system is resilient to a downward macroeconomic environment.

1. Introducción

El riesgo de crédito es el riesgo más importante que debe gestionar una entidad bancaria. Aunque el riesgo de tipo de interés, el de mercado y el operativo tienen una importancia creciente, la mayor parte de quiebras bancarias siguen siendo el resultado de una política crediticia demasiado arriesgada¹. Los activos dudosos y, más aún, el ratio de morosidad (cociente entre activos dudosos e inversión crediticia) tienen un perfil cíclico muy marcado. Durante las fases expansivas, el crédito crece a elevado ritmo y las familias y empresas no suelen tener dificultades para hacer frente a sus obligaciones crediticias ya que su renta o sus flujos de caja aumentan. Unos activos dudosos decrecientes y un crédito en expansión se traducen en un ratio de morosidad y en unas dotaciones a insolvencias descendentes. Cuando llega la fase recesiva, las ventas y los flujos de caja de las empresas se contraen, la renta de las familias disminuye, lo que aumenta las dificultades para pagar el principal y los intereses de los préstamos. Los morosos y las correspondientes necesidades de dotaciones a insolvencias aumentan al tiempo que las entidades moderan su expansión crediticia ante el deterioro generalizado de la calidad de los acreditados y el menor ritmo de crecimiento económico.

La intensidad del ciclo de la morosidad dependerá de la profundidad de las fluctuaciones macroeconómicas y éstas de la magnitud de los desequilibrios que se hayan ido acumulando en la fase expansiva y de la respuesta que se les haya dado en la fase recesiva, tanto por parte de las familias y empresas como por parte de las autoridades monetarias y fiscales. Los errores en la política crediticia de las entidades suelen cometerse en las fases expansivas², alentados por unos tipos de interés bajos y un creciente nivel de endeudamiento, facilitado por un crédito bancario concedido de forma más laxa al contagiarse los gestores bancarios del optimismo reinante o al olvidarse progresivamente de la anterior fase recesiva³. El riesgo de crédito aumenta considerablemente en la fase expansiva por el crecimiento de la exposición y por el paulatino deterioro de la calidad media de los nuevos acreditados a medida que se acerca el cambio de ciclo. Muchas veces la fase expansiva va acompañada de una subida sustancial de los precios de los activos reales y financieros que facilita un mayor endeudamiento. El aumento de la riqueza permite un mayor endeudamiento al ser

superior (y creciente) el valor del colateral que puede ofrecerse como garantía de los préstamos bancarios.

A pesar de que a lo largo del tiempo el nivel de actividad económica, el crédito bancario, los activos dudosos, los tipos de interés, el endeudamiento de familias y empresas y los precios de los activos reales y financieros fluctúan considerablemente, puede pensarse que, a largo plazo, existe una relación de equilibrio entre algunas o todas estas variables macroeconómicas. Los desajustes a corto plazo se irían corrigiendo para obtener la relación de equilibrio a largo plazo.

Las crisis bancarias tienen un elevado coste en términos de recursos fiscales destinados a su solución y de *output* potencial perdido⁴. Dado que buena parte de dichas crisis se deben al riesgo de crédito, un supervisor bancario preocupado por la estabilidad de su sistema financiero debe prestar una atención preferente a la calidad de los activos incluidos en los balances bancarios. Sin perjuicio de que la supervisión se ejerza a nivel de cada entidad individual, tratando de determinar cuál es el perfil de riesgo al que se enfrenta el supervisor⁵, no cabe duda que también debe prestarse atención a los aspectos macroeconómicos que configuran el contexto en el que cada entidad desarrolla su política crediticia.

El objetivo del presente trabajo es analizar si existe una relación de equilibrio a largo plazo entre activos dudosos y variables macroeconómicas (actividad, crédito, tipos de interés, endeudamiento, precio de los activos,...) y, en su caso, estimarla junto con el mecanismo de ajuste a corto plazo. Una vez explicada la morosidad en función de sus determinantes y comprobado que el modelo ajusta razonablemente bien, se pueden realizar ejercicios de simulación de escenarios macroeconómicos para obtener el rango de variación futura del ratio de morosidad. De esta forma, se puede valorar la capacidad de resistencia de las cuentas de resultados de las entidades así como de sus recursos propios ante escenarios macroeconómicos adversos.

La información obtenida en el ejercicio de simulación puede servir para orientar la política prudencial del supervisor, tanto en términos de provisiones como de capital.

Una previsión de fuerte aumento de la morosidad a corto plazo ante un *shock* relativamente probable reclama una política de prudencia en la gestión del riesgo y en su provisión por parte de las entidades. Al contrario, una previsión de descenso de la morosidad puede permitir un nivel de exceso de recursos propios menor.

El Comité de Supervisión Bancaria de Basilea está procediendo a la reforma del Acuerdo de Capital de 1988. A través de lo que se conoce como Pilar 2, el supervisor tendrá la posibilidad de, en función del perfil de riesgo de cada entidad, exigir, si fuera necesario, más recursos propios de los que se derivan de la aplicación del nuevo enfoque estándar o de los modelos internos desarrollados por las entidades. Además, para evitar una evolución demasiado procíclica de los recursos propios, el Pilar 2 alberga también la exigencia de un *stress test* aplicable a cada entidad individual de tal forma que sus recursos propios deberán tener en cuenta la posición cíclica de la economía. Disponer de un modelo de determinantes macroeconómicos de la morosidad puede reforzar la capacidad de convicción del supervisor a la hora de exigir un mayor nivel de recursos propios a las entidades, sin perjuicio de que tenga en cuenta las particularidades de cada entidad.

En el presente trabajo se analizan los determinantes de la morosidad de bancos y cajas de ahorros por separado, dado que durante buena parte del período contemplado su tipo de negocio era sustancialmente diferente. Adicionalmente, se estudian por separado los determinantes de la morosidad del crédito a empresas y familias. Es posible que las variables que explican una y otra sean diferentes o que, siendo las mismas, tengan un impacto distinto, tanto a largo plazo como en el mecanismo de ajuste.

El impacto del riesgo de crédito en las entidades se refleja, además de en un aumento de la morosidad, en unas mayores necesidades de dotaciones a insolvencias. La estabilidad de una entidad o del conjunto del sistema bancario dependen, en buena medida, de que dichas provisiones estén cubriendo adecuadamente la pérdida esperada de las carteras crediticias de las entidades. Por ello, este trabajo analiza también los factores que explican la evolución de dichas dotaciones para conocer la resistencia de las entidades españolas ante diferentes escenarios macroeconómicos.

El análisis de la relación entre morosidad o dotaciones a insolvencias y variables macroeconómicas se lleva a cabo a través de las técnicas de cointegración por ser las más apropiadas al problema analizado. De hecho, la existencia de equilibrio a largo plazo es equivalente a contrastar la existencia de una relación de cointegración entre las variables. La dinámica a corto plazo se obtiene mediante la estimación del mecanismo de corrección del error asociado al anterior vector de cointegración.

Las aportaciones de este trabajo se centran, en primer lugar, en la metodología de análisis estudiada que, hasta donde alcanza nuestro conocimiento, nunca ha sido aplicada al análisis de la relación de equilibrio a largo plazo entre activos dudosos, dotaciones a insolvencias y variables macroeconómicas en España⁶. En segundo lugar, se analizan casi dos ciclos completos de la economía española, con una elevada homogeneidad en los datos de morosidad y dotaciones a insolvencias. Estos dos elementos diferencian nuestro trabajo del único trabajo empírico español que se ha ocupado de los determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria (Freixas et al (1994)), que detienen su análisis en 1992, justo antes del inicio de la última recesión en España e incluyen el período 1973-1981, donde no existía una definición estandarizada de activos dudosos y el nivel de cumplimiento de la normativa bancaria al respecto resultó ser bastante reducido entre un número sustancial de entidades. Adicionalmente, nuestro trabajo modeliza la morosidad de familias y empresas con información agregada proveniente de la Central de Información de Riesgos del Banco de España (CIR). Sobre esta última cuestión no existe ningún trabajo en España al igual que sobre el análisis de los determinantes macroeconómicos de las dotaciones a insolvencias. Finalmente, el trabajo permite obtener, mediante análisis de simulación, una valoración de la resistencia de las entidades españolas ante escenarios macroeconómicos desfavorables y, por lo tanto, de la estabilidad del sistema financiero español.

El trabajo se estructura como sigue. La sección 2 realiza un rápido repaso a las variables explicativas de la morosidad bancaria analizadas en la escasa literatura que existe al respecto, tanto en España como en el extranjero. A continuación se describen las características de la morosidad en España y de sus potenciales variables explicativas así

como su grado de integración. La estimación de los diferentes modelos de morosidad (bancos, cajas, empresas y familias) se presenta en la sección 4. La sección 5 contiene simulaciones de ratios de morosidad en función de diferentes escenarios. La sección 6 evalúa el impacto de las variables macroeconómicas en las dotaciones a insolvencias. Finalmente, la sección 7 concluye el trabajo.

2. Riesgo de crédito y variables macroeconómicas

La morosidad es la manifestación *ex post* del riesgo de crédito. A nivel teórico existen muy pocos trabajos que analicen las causas de la morosidad bancaria y, con frecuencia, lo que se modeliza es el ratio de quiebras empresariales que es un concepto más restrictivo que el de la morosidad bancaria⁷.

A nivel empírico hay más referencias aunque no es un campo de trabajo excesivamente analizado. Las dificultades para conseguir la información o las diferencias en las definiciones entre países explican esta relativa escasez de literatura. En cambio, si son más frecuentes estudios sobre los determinantes de las crisis bancarias (Demirgüç-Kunt y Detragiache (1999), González-Hermosillo et al (1997), Hardy y Pazarbaçioğlu (1999), Kaminsky y Reinhart (1999))⁸.

Davis (1995) modeliza los ratios de quiebras empresariales y personales en seis países, encontrando, en general, una estrecha relación con la evolución del PIB y de los tipos de interés y, dependiendo de los países, con el nivel de endeudamiento. Brookes et al (1994) estiman una relación positiva entre tasa de paro y carga financiera de la deuda y morosidad de los créditos hipotecarios en el Reino Unido. Freixas et al (1994) encuentran una relación negativa entre la actividad económica y la morosidad en España y un impacto positivo del incremento del endeudamiento. Saurina (1998) y Salas y Saurina (2002) encuentran también un impacto significativo y negativo del crecimiento del PIB en la morosidad de las entidades españolas, ausencia de impacto de los tipos de interés y resultados ambiguos respecto al endeudamiento.

Wilson (1997), adoptando una perspectiva de cartera crediticia (*portfolio model*) modeliza las tasas de impago en función de un índice macroeconómico que contiene la tasa de variación del PIB, la tasa de paro, el gasto público y la evolución regional del precio de la vivienda. El modelo se estima por países, industrias y segmentos de negocio. Se trata en realidad de un modelo multifactorial de riesgo de crédito⁹.

La evidencia empírica sobre el rápido crecimiento del crédito y su impacto en la morosidad es abundante, aunque a diferencia de este trabajo, aparece en estudios de datos de panel y no en análisis de series temporales (Clair (1992), Jordan (1998), Keeton (1999), Murto (1994), Salas y Saurina (2002), Saurina (1998), Soltila y Vihriälä (1994)).

Resumiendo, de los diferentes trabajos empíricos existentes, tanto los que solo analizan determinantes macroeconómicos como los que incluyen también variables microeconómicas, cabe esperar que un aumento del PIB se traduzca en una disminución del ratio de morosidad, un aumento de los tipos de interés y, probablemente, del endeudamiento aumente los activos dudosos y que finalmente, un crecimiento rápido del crédito se traduzca, quizás, en mayores ratios de morosidad en el futuro.

3. Análisis descriptivo de la morosidad y de la normativa contable

El período de estudio abarca 20 años, desde el cuarto trimestre de 1982 al cuarto de 2001, cubriendo casi dos ciclos completos de la economía española¹⁰. Por morosidad se entiende los activos dudosos, tal como los define la Circular del Banco de España 4/1991 (y sus posteriores modificaciones) y sus antecesoras (CBE 22/1987 y CBE 1/1982). Los activos dudosos recogen tanto activos dudosos en razón de su morosidad como por razones distintas. Los primeros son los saldos impagados transcurridos tres meses desde su vencimiento (más los correspondientes efectos arrastre) mientras que los segundos son saldos, vencidos o no, cuyo recobro sea problemático¹¹.

Lógicamente el análisis puede realizarse a nivel de entidades de crédito, de depósito o, dentro de éstas, separarlo en sus componentes (bancos, cajas de ahorros y cooperativas

de crédito). En este trabajo hemos optado por separar el análisis entre bancos y cajas de ahorros, por su diferente tipología de negocio durante buena parte del período analizado y, probablemente, porque su perfil de riesgo también ha sido diferente¹². Hemos prescindido de las cooperativas y de los establecimientos financieros de crédito por ser su peso sobre el total sistema muy reducido. La diferenciación entre bancos y cajas puede justificarse también porque el endurecimiento de la definición de activos dudosos que supuso la CBE 22/1987 (que entró en vigor en enero de 1988) afectó en mucha mayor medida a las cajas de ahorros que a los bancos.

El Gráfico 1 muestra el perfil cíclico del ratio de morosidad, tanto para bancos como para cajas. La información proviene de los estados contables. Los bajos niveles actuales de la morosidad ponen de manifiesto el crecimiento sostenido de la actividad económica y del crédito una vez superada la recesión de 1993¹³. La caída lenta pero sostenida de los tipos de interés, junto a una evolución creciente (especialmente rápida desde mediados de los noventa) de los precios de la vivienda, de las cotizaciones bursátiles y, también, del endeudamiento de las familias y empresas, son elementos adicionales del panorama económico en el que han desarrollado su actividad las entidades españolas.

El Gráfico 2 muestra el ratio de morosidad de empresas y familias. La información proviene de la Central de Información de Riesgos (CIR) dado que no está disponible en los balances bancarios¹⁴. Se observa también un perfil cíclico aunque existen diferencias más marcadas entre los dos componentes. En general, el crédito a empresas es sustancialmente más moroso (más arriesgado) que el crédito a familias. La diferencia se debe a la baja morosidad del crédito con garantía hipotecaria de las familias, que representa la parte más importante de su financiación bancaria. La existencia de garantías se convierte en un mecanismo que alinea los intereses del prestamista y del prestatario limitando el *moral hazard* de este último¹⁵.

El ratio de morosidad de bancos y cajas se ha calculado a partir de la información de los balances individuales (negocios en España), utilizando como denominador del ratio la suma del crédito, la cartera de renta fija y los activos dudosos del sector privado residente, excluidas las entidades de crédito¹⁶. El ratio de morosidad para familias y

empresas se ha calculado a partir de la información contenida en la CIR. Respecto a los saneamientos por insolvencias, la variable utilizada es el cociente entre las dotaciones específicas anuales y la inversión crediticia total (denominador del ratio de morosidad). Como variable de actividad económica se ha utilizado la tasa de crecimiento interanual del PIB (ciclotendencia) en términos reales. El tipo de interés es el de los depósitos interbancarios no transferibles a 3 meses. La tasa de paro es la correspondiente a la Encuesta de Población Activa. La variable de endeudamiento es, para las familias, el ratio entre el crédito a los hogares y la renta bruta disponible de los mismos; para las empresas es el ratio entre la financiación a las empresas y el producto interior bruto. La carga financiera es, para familias y empresas, el producto entre el tipo de interés y la variable de endeudamiento.

En el Cuadro 1 se presenta el valor del estadístico del test de Dickey-Fuller aumentado (1978) y el de Phillips-Perron (1988) para las variables en niveles y en primeras diferencias que entran en las distintas ecuaciones estimadas¹⁷. Los resultados de estos tests para el período de análisis considerado indican que las variables pueden considerarse integradas de orden uno¹⁸.

4. Modelos a estimar y resultados

4.1. Bancos y cajas de ahorros

El objetivo es encontrar una relación de equilibrio a largo plazo entre morosidad, actividad económica, tipos de interés y otras variables macroeconómicas relevantes, así como el ajuste de corto plazo entre esas variables. Como se ha comentado anteriormente, debido a las diferentes características en el negocio de bancos y cajas, se ha preferido realizar un análisis separado de estos dos tipos de entidades, a partir de los datos reflejados en los balances de las entidades.

Para ello, en el caso de los **bancos**, se propone la estimación del siguiente modelo:

$$\Delta mor_t = \lambda (mor_{t-2} - \alpha_0 - \alpha_1 pib_{t-2} - \alpha_2 tipo_{t-2}) + \beta_1 \Delta pib_{t-1} + \beta_2 \Delta tipo_{t-1} + \beta_3 D884 + \beta_4 DBAN + \beta_5 \Delta mor_{t-2} + \beta_6 \Delta mor_{t-4} + u_t \quad (1)$$

Esta ecuación consta de dos partes diferentes. Por un lado, el parámetro lambda (λ) multiplica a la relación a largo plazo entre las variables. Por otro lado se encuentra el ajuste a corto plazo de la relación anterior, que completa el ajuste sobre la variable explicada en la regresión.

La ecuación de largo plazo contiene como variable a explicar una transformación del ratio de morosidad de los bancos españoles¹⁹. Dicha transformación posibilita que la variable endógena no esté restringida a tomar valores entre 0 y 1, sino que estos puedan estar entre $-\infty$ y $+\infty$. Como variables explicativas intervienen el cambio de nivel en la actividad económica (variación del PIB en términos reales) y el tipo de interés nominal a corto plazo. En el ajuste a corto plazo, la variable endógena aparece desfasada en dos y cuatro retardos porque existe mucha persistencia en la morosidad, como se ha visto en el Gráfico 1²⁰. En ese ajuste intervienen, además, las mismas variables que en la relación a largo, aunque en diferencias y con distintos desfases. Se introduce una variable ficticia (DBAN) para tener en cuenta la distorsión en la serie que provoca la crisis de Banesto. Dicha variable vale 1 durante el período de la manifestación de la crisis de dicha entidad y cero en caso contrario. Se incluye también otra variable ficticia (D884) que toma valor 1 en el cuarto trimestre de 1988 y cero en el resto de fechas. Esta última variable refleja el cambio producido por la incorporación de la información sobre la banca oficial en dicha fecha, con ratios de morosidad sustancialmente superiores.

Los resultados de la estimación aparecen en el Cuadro 2. Puede verse que, a largo plazo, un mayor nivel de actividad económica se traduce en un menor ratio de morosidad. Dado que la actividad es cíclica, la morosidad también lo es. Además del impacto directo del PIB, el tipo de interés tiene un efecto adicional, positivo y significativo. *Ceteris paribus*, un tipo de interés elevado hace más difícil el cumplimiento de las obligaciones crediticias de los acreditados. La velocidad de ajuste en un periodo respecto a las desviaciones del largo plazo, proporcionada por el parámetro lambda, es de aproximadamente un 5,6%.

En el mecanismo de ajuste a corto plazo, todas las variables son significativas. El ratio de morosidad (en diferencias) con seis meses y un año de desfase provoca aumentos del ratio de morosidad contemporáneo poniendo de manifiesto, como ya se ha indicado, la persistencia en la morosidad. El nivel de actividad afecta también al proceso de ajuste, con un desfase, pero de forma negativa respecto a la morosidad, como cabía esperar. A corto plazo, el efecto neto de los tipos de interés es positivo y significativo al 5%. Como era previsible, la variable ficticia de Banesto tiene un signo positivo y significativo, poniendo de manifiesto la importancia de sus problemas de solvencia y el enorme impacto de su morosidad sobre el total de la banca española en torno a 1993. Del mismo modo, la variable D884 también tiene un efecto positivo y significativo, que pone de manifiesto la mayor morosidad por la que atravesaban algunos bancos públicos en el momento de incorporarse sus declaraciones a los datos analizados.

Nótese que en el Cuadro 2 no aparece el crecimiento del crédito. Sus efectos están recogidos, muy probablemente, por el crecimiento de la actividad económica. Si se incluye dicha variable en el modelo (1) en la relación de largo plazo, no resulta significativa. Solo lo es, en algunas ocasiones, si se elimina la variación del PIB. Como se ha explicado en la sección 2, la mayor parte de la literatura que encuentra un impacto del crecimiento del crédito en la morosidad utiliza datos microeconómicos al nivel de cada entidad individual. Es posible que, por tanto, esta variable tenga mayor capacidad explicativa en las diferencias *cross section* de los ratios de morosidad que en la dimensión temporal, en particular si se controla por el nivel de actividad.

Se han realizado estimaciones de modelos alternativos al (1) que incluyen el nivel de endeudamiento de empresas y familias y la carga financiera. En el largo plazo no aparecen como significativas dichas variables. En el mecanismo de ajuste a corto plazo, a veces, pero siempre y cuando se eliminen los tipos de interés como variable explicativa²¹. La ausencia del endeudamiento en la relación de largo plazo pone de manifiesto la importancia de las variables cíclicas a la hora de explicar la morosidad. El endeudamiento, una variable más estructural que se mueve más lentamente, no parece que aporte significatividad adicional. Por otro lado, los niveles de endeudamiento en España, aunque crecientes, están en torno al promedio de la Unión Europea y lejos de

los valores estadounidenses o británicos²². Por otro lado, el aumento del endeudamiento ha ido paralelo con el aumento del valor de los activos, con lo cual el patrimonio neto no ha sufrido mermas importantes. Es, probablemente, esta última variable la que podría ser más relevante que el endeudamiento *per se*²³.

También se introdujo como variable explicativa adicional una medida de la estructura temporal de los tipos de interés (en concreto, la diferencia entre el tipo de la deuda pública a diez años y el Euribor a un año) sin que resultase significativa, ni en el largo plazo ni en el mecanismo de ajuste a corto plazo.

El ajuste del modelo es muy satisfactorio con un Durbin Watson que indica la inexistencia de correlación en los residuos y un coeficiente de determinación del 0,74. El gráfico de los residuos no muestra ninguna estructura. En el Gráfico 3 se muestra el ajuste estático y dinámico del modelo estimado. El ajuste estático representa la serie de ratios de morosidad estimada, considerando los valores verdaderos del ratio como *input* para estimar los siguientes. La diferencia entre la serie ajustada y la observada son los residuos del modelo. El ajuste dinámico representa la serie de ratios de morosidad estimada por el modelo, pero en este caso utiliza los valores estimados del ratio (y no los verdaderos) para la estimación de los siguientes. El ajuste dinámico del modelo (1) es muy satisfactorio, especialmente en lo que se refiere a capturar la tendencia en el ratio de morosidad para todo el período muestral analizado. Nótese que, dados los objetivos que se persiguen en el trabajo, es muy relevante que en el ajuste dinámico se capten adecuadamente los cambios de tendencia en el ratio de morosidad.

El ajuste fuera de muestra (año 2002) es también razonable (Cuadro 3). La desviación del valor predicho para cada trimestre y el valor realizado no supera el 4,32% a pesar de que en 2002 se aprecia un ligero cambio de tendencia en el ratio de morosidad.

Atendiendo al impacto económico, un cambio del 1% en la tasa de crecimiento del PIB tendría un impacto negativo de 1,02 puntos en la tasa de morosidad; es decir, una caída de la tasa de crecimiento del 2% al 1% se traduciría en un aumento a largo plazo del ratio de morosidad de 1,02 puntos porcentuales. Una subida de un 1% en los tipos de

interés (tipos 100 puntos básicos superiores), tendría como consecuencia un aumento de 0,62 puntos porcentuales en el nivel del ratio de morosidad. En cualquier caso, la velocidad de ajuste hacia el nuevo equilibrio no es muy alta, dada la elevada inercia que existe en los ratios de morosidad.

El análisis para el caso de las **cajas de ahorros**, se ha realizado de forma similar, mediante la estimación del siguiente modelo:

$$\Delta mor_t = \lambda (mor_{t-2} - \alpha_0 - \alpha_1 pib_{t-2} - \alpha_2 tipo_{t-2}) + \beta_1 \Delta pib_{t-1} + \beta_2 \Delta tipo_{t-1} + \beta_3 D881 + \beta_4 \Delta mor_{t-2} + \beta_5 \Delta mor_{t-6} + u_t \quad (2)$$

Como puede apreciarse, dicho modelo es muy similar al estimado para el caso de los bancos. Una vez más, dentro de la relación de largo plazo, intervienen variables macroeconómicas básicas, como son la variación del PIB y el tipo de interés nominal. Del mismo modo, son estas variables, con diferentes retardos, las que intervienen en el ajuste a corto plazo del modelo, añadiendo dos retardos (en dos y seis trimestres) de la variable endógena, lo que sigue mostrando la gran persistencia existente en el ratio de morosidad. Además, se introduce una variable ficticia (D881) que toma valor 1 en el primer trimestre de 1988 y 0 en el resto de periodos. Esta variable trata de recoger el efecto que, en ese periodo, pudo tener un endurecimiento en la definición de morosidad a través de la CBE 22/1987²⁴.

Los resultados de la estimación aparecen recogidos en el Cuadro 4. El parámetro lambda, que determina la velocidad de convergencia hacia la relación de largo plazo es de un 5,2%, ligeramente inferior al obtenido para bancos. Tanto en el largo como en el corto plazo se obtienen los signos esperados, es decir, un impacto positivo sobre el ratio de morosidad de los tipos de interés y un impacto negativo del crecimiento del PIB. El efecto de la variable ficticia es el esperado: el endurecimiento en la definición de morosidad en la legislación afectó de forma importante al registro de la morosidad en las cajas españolas. La significatividad de los retardos de la variable endógena pone de manifiesto el comportamiento inercial del ratio de morosidad.

El ajuste del modelo es algo mejor en este caso, con un coeficiente de determinación del 0,84. Los residuos no muestran estructura ni se observa autocorrelación en su evolución. El Gráfico 4 muestra el ajuste estático y dinámico del modelo. Ambos son plenamente satisfactorios, mostrando la capacidad del modelo (2) de predicción de los cambios de tendencia (ajuste dinámico). Al comparar las predicciones del modelo, estimado hasta el último trimestre de 2001, con los datos de 2002, se obtiene un buen ajuste (Cuadro 3): la desviación máxima entre predicción y dato observado es muy pequeña los tres primeros trimestres, mientras que en el último llega al 9,8%.

Las elasticidades a largo plazo en este caso son diferentes a las del modelo para bancos; un punto porcentual más en la tasa de crecimiento del PIB tendría un efecto de -0,84 puntos porcentuales en el ratio de morosidad. Sin embargo un incremento de un punto en los tipos generaría un ratio 0,72 puntos porcentuales superior. Puede verse cómo el efecto del PIB en este caso es inferior en casi un 30% mientras que el del tipo de interés algo más de un 15% superior. Estas diferencias entre bancos y cajas pueden responder a que los bancos tienen un mayor volumen de negocio con empresas, cuya evolución es más sensible al ciclo económico que la de las familias. El mayor impacto de los tipos de interés en las cajas puede deberse al mayor plazo medio al que prestan estas entidades en comparación con los bancos.

Al igual que en el caso de los bancos, se han llevado a cabo numerosas estimaciones de modelos alternativos al (2) que incluían como variables explicativas el crecimiento del crédito, el nivel de endeudamiento, la carga financiera, una medida de la estructura temporal de los tipos de interés y algunas variables *proxy* de la situación patrimonial. En ningún caso han resultado significativas en una relación de largo plazo que incluía, al mismo tiempo, la variación del PIB y el nivel de los tipos de interés.

4.2. Familias y empresas

Las diferencias observadas en las respuestas a las variables macroeconómicas del ratio de morosidad de bancos y cajas aconsejan complementar el análisis con la modelización de la morosidad de familias y empresas. Con datos agregados de la Central de

Información de Riesgos del Banco de España, se ha procedido a desarrollar ambos modelos, diferenciando entre aquellas operaciones llevadas a cabo por personas físicas (asimiladas por razones expositivas a familias) y las solicitadas por personas jurídicas y empresarios individuales.

En el caso de las **familias** se ha estimado el siguiente modelo:

$$\begin{aligned} \Delta mor_t = & \lambda (mor_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 pib_{t-1} - \alpha_2 tipo_{t-1}) + \beta_1 \Delta pib_t + \beta_2 \Delta crecf_{t-2} + \\ & + \beta_3 \Delta paro_{t-2} + \beta_4 \Delta garf_{t-3} + \beta_5 D881 + \beta_6 \Delta mor_{t-4} + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

La relación a largo plazo es similar a la de los modelos para bancos y cajas. En ella aparecen la tasa de crecimiento del PIB real y el tipo de interés nominal, aunque retardados sólo un periodo y no dos como en los modelos anteriores. En el movimiento a corto plazo intervienen, en diferencias, la tasa de crecimiento del PIB contemporáneo, el crecimiento del crédito en las familias, la tasa de paro y el porcentaje de créditos con garantía sobre el total del crédito. Además se introduce una variable ficticia, debido, como se ha explicado ya, al cambio en la definición de morosidad a primeros de 1988, y un retardo de la variable endógena (con un año de retraso).

Los resultados de la estimación están recogidos en el Cuadro 5. Las variables de largo plazo, PIB y tipos de interés, presentan los signos esperados. En el corto plazo, el crecimiento del PIB tiene un efecto negativo contemporáneo sobre el ratio de morosidad, así como el crecimiento del crédito a las familias, retardado dos trimestres. Esto último refleja, muy probablemente el hecho de que, a corto plazo, un aumento del crédito reduce el ratio de morosidad por una cuestión puramente contable (aparece en el denominador del ratio). Por el contrario, un aumento de la tasa de paro de la economía se traduce en mayores dificultades para las familias y, consecuentemente, en un aumento del ratio de activos dudosos, como era de esperar. Por su parte, el signo negativo del parámetro asociado a las garantías retrasadas tres periodos, refleja la importancia de los créditos con garantía hipotecaria sobre el total analizado ya que estos créditos se caracterizan precisamente por su baja morosidad. En este sentido, ya se ha comentado el impacto sobre los incentivos (reduciendo significativamente el *moral*

hazard) de las familias que ejerce la existencia de una hipoteca sobre el bien financiado. La variable ficticia de 1988, asociada al endurecimiento de la definición de activos morosos, vuelve a ser positiva y significativa (como ocurría en el modelo para cajas de ahorros). Finalmente, se constata la existencia de una elevada persistencia en el ratio de morosidad, como demuestra el signo positivo del parámetro asociado al cuarto retardo del ratio.

En el caso de las familias se han estimado otros modelos incluyendo su endeudamiento y la carga financiera con unos resultados muy parecidos a los comentados para bancos y cajas. Ambas variables no son significativas en el equilibrio a largo plazo ni participan en el mecanismo de ajuste a corto. Claramente, las variables ligadas al nivel de actividad económica (PIB, paro y también tipos de interés nominales) así como las relacionadas con cuestiones regulatorias o del tipo de producto utilizado (garantía hipotecaria) son más significativas que el nivel de endeudamiento o su interacción con los tipos de interés (carga financiera) que son variables macroeconómicas de tipo estructural con un movimiento tendencial lento en el período muestral analizado o que han tendido a compensarse (reducciones de tipos de interés y aumentos del endeudamiento tienden a suavizar la evolución de la carga financiera). Tampoco la estructura temporal de los tipos de interés ha resultado ser significativa.

El ajuste estático y dinámico es, de nuevo, satisfactorio así como la relación entre los valores predichos y los observados (Gráfico 5 y Cuadro 3)²⁵.

A pesar de la significatividad de las variables macroeconómicas en la relación de largo plazo, su impacto relativo es menor en el caso de las familias. Las elasticidades a largo plazo del PIB y del tipo de interés son, respectivamente -0,25% y 0,44%. Ya en el Gráfico 2 se observaba claramente la menor sensibilidad cíclica de la morosidad de las familias. Un cambio en las variables macroeconómicas que determinan el nivel de largo plazo del ratio de morosidad tiene un impacto relativamente reducido en la morosidad de las familias porque la mayor parte del crédito a las familias se utiliza para financiar la adquisición de vivienda. La ausencia de caídas significativas en el precio de la vivienda durante el período analizado es un elemento que, probablemente, ha contribuido de

forma notable al cumplimiento de las obligaciones de los deudores y a mantener muy reducido el ratio de morosidad. Si los precios de la vivienda no se reducen, el transcurso del tiempo hace aumentar el valor neto de la vivienda (diferencia entre el valor de mercado y la deuda contraída para financiarla) de tal forma que el acreditado tiene cada vez más incentivos a seguir pagando el préstamo²⁶.

El modelo estimado para **empresas** es el siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta mor_t = & \lambda (mor_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 pib_{t-1} - \alpha_2 tipo_{t-1}) + \beta_1 \Delta etti_{t-1} + \beta_2 \Delta crece_{t-2} + \\ & + \beta_3 \Delta ende_{t-2} + \beta_4 \Delta gare_t + \beta_5 \Delta mor_{t-4} + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

Destaca, en esta ocasión, la introducción de una variable de endeudamiento en la relación a corto plazo de la ecuación así como de la estructura temporal de los tipos de interés (etti). También se han introducido el crecimiento del crédito para empresas y el porcentaje de créditos que, sobre el total, representan los créditos con garantía real.

Los resultados de esta estimación aparecen en el Cuadro 6. De nuevo, en la relación de largo plazo solo aparecen la variación del PIB y los tipos de interés nominales con el signo esperado. En el ajuste a corto plazo, además de la persistencia se observa un impacto positivo y significativo del crecimiento del crédito. Dicho impacto, de signo contrario al estimado en las familias, puede poner de manifiesto la mayor importancia que en las empresas tiene una adecuada política de endeudamiento, así como la necesidad para los bancos de vigilar su política crediticia en términos de concesión y de seguimiento de los riesgos. De forma similar, y a diferencia de lo observado para bancos, cajas y familias, la estructura temporal de los tipos de interés tiene un impacto positivo y significativo a corto plazo poniendo de manifiesto la mayor sensibilidad del riesgo de crédito con empresas ante cambios en las expectativas de evolución de la actividad económica. Respecto al coeficiente asociado a la variable de garantías reales, es importante destacar las diferencias respecto al caso de las familias. Si en el caso anterior el crédito con garantías reales estaba muy identificado con el crédito hipotecario, en este caso no ocurre lo mismo: las entidades anticipan el riesgo de los acreditados a los que van a conceder créditos, y piden garantías a aquellos que tienen una mayor probabilidad de impago²⁷.

Se han introducido variables adicionales en el modelo (endeudamiento y carga financiera de las empresas) sin que fueran significativas. El ajuste estático y dinámico y las predicciones para 2002 son también satisfactorias (Gráfico 6 y Cuadro 3).

Las elasticidades de los parámetros a largo plazo son, como cabía esperar, más altas en este caso que en el de los créditos a familias. En concreto, un cambio de un punto porcentual en la tasa de crecimiento del PIB supone un descenso en el ratio de morosidad de 1,06 puntos, mientras un cambio de la misma cuantía en los tipos de interés supone, según las estimaciones realizadas, un incremento de 0,67 puntos en dicho ratio.

5. Simulaciones

El objetivo de esta sección es obtener la evolución futura de los ratios de morosidad de bancos y cajas así como de empresas y familias, en función de diferentes escenarios macroeconómicos. Aunque el conjunto de escenarios es prácticamente ilimitado, por cuestiones prácticas vamos a centrarnos en tres y sesgados a la baja porque lo que preocupa, desde el punto de vista de la estabilidad financiera, es un aumento de dichos ratios. Además, dada la evolución reciente del crédito, de la actividad económica así como el bajo nivel de los ratios de morosidad, lo razonable es esperar que se produzcan aumentos y no caídas de dicho ratio.

En los dos primeros escenarios se hacen hipótesis sobre las dos variables que entran en el ajuste a largo plazo, crecimiento del PIB y tipos de interés nominales, y se mantienen constantes las del mecanismo a corto plazo. Más que en la variabilidad del corto plazo, nuestro interés se centra en el equilibrio a largo plazo. Para la variación del PIB, calculamos su desviación estándar en todo el período muestral analizado mientras que para los tipos de interés solo tenemos en cuenta la información desde enero de 1999, fecha de entrada en la Unión Monetaria Europea, obteniéndose así valores de los tipos de interés a simular razonables y creíbles²⁸. El primer escenario simula una caída de la tasa de crecimiento del PIB sostenida durante todo el período de predicción, desde su

valor en 2001, de una desviación estándar y un aumento sostenido de una desviación en el tipo de interés. El segundo escenario utiliza dos desviaciones típicas, también sostenidas a lo largo del tiempo²⁹. En el Gráfico 7 puede verse que en ambos escenarios, para los cuatro ratios de morosidad simulados, el impacto de caídas de la actividad y aumentos de los tipos de interés de dos y una desviación típica no se traducen en aumentos sustanciales del ratio de morosidad en una perspectiva histórica amplia.

Como las anteriores simulaciones resultan demasiado favorables, hemos introducido un escenario adicional que consiste en repetir la última crisis económica en España (en torno a 1993). Como puede verse, ahora sí existe un impacto más significativo en los ratios de morosidad aunque, no obstante, todavía se sitúan lejos de los máximos alcanzados en la anterior fase recesiva de la economía española. La entrada en una zona monetaria con mayor estabilidad macroeconómica y menores tipos de interés convierte, muy probablemente, al tercer escenario en un ejercicio de *worst case scenario* con una probabilidad de ocurrencia muy baja aunque, si se da, los impactos sobre el sistema financiero español parecen asumibles por las entidades.

6. Dotaciones a insolvencias y variables macroeconómicas

Desde el punto de vista de la estabilidad de las entidades bancarias, probablemente resulta más interesante evaluar el impacto de las variables macroeconómicas no en el ratio de morosidad sino directamente en el de saneamientos (cociente entre las dotaciones a insolvencias y la inversión crediticia). La dotación específica que las entidades deben realizar cuando aparece la morosidad supone un impacto directo sobre la cuenta de resultados que afecta a la rentabilidad de las entidades y, en casos, extremos puede llegar incluso a afectar a su solvencia. No se dispone de información separada sobre dotaciones a insolvencias en la inversión crediticia con empresas y familias por lo que el análisis se centrará en el estudio de las dotaciones de bancos y cajas.

Conviene recordar que las dotaciones específicas están muy estrechamente relacionadas con la fecha transcurrida desde el impago de la operación y que se ven aumentadas por

el efecto arrastre (tanto de la operación como del cliente). La Circular del Banco de España 4/1991 es la que regula las exigencias de dotaciones a insolvencias. Dichas exigencias fueron endurecidas con la CBE 9/1999 y la CBE 4/2000 que, además, implantaron la provisión estadística en España³⁰. Existe una marcada estacionalidad en las dotaciones a insolvencias con un aumento sustancial de dichas dotaciones en el último trimestre de cada año. No obstante, la estacionalidad es decreciente a lo largo del tiempo. Esto complica el proceso de estimación y explica un menor nivel de ajuste del modelo para las cajas de ahorros³¹.

El modelo estimado para las dotaciones a insolvencias de los **bancos** es el siguiente:

$$\Delta provb_t = \lambda (provb_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 pib_{t-1} - \alpha_2 tipo_{t-1}) + \beta_1 \Delta tipo_{t-5} + \beta_2 DIC(1/T) + \beta_3 BAN + u_t \quad (5)$$

El Cuadro 7 muestra los resultados de la estimación del modelo (5). Al igual que ocurría con el ratio de morosidad, la variación de la actividad económica y los tipos de interés son las variables explicativas a largo plazo del nivel de dotaciones a insolvencias (con los signos esperados). En este sentido, conviene recordar que las dotaciones específicas están muy estrechamente relacionadas con la aparición de la morosidad por lo que no debe sorprender este resultado. En el ajuste hacia el largo plazo, solo los tipos de interés son significativos al igual que la variable ficticia que recoge el impacto extraordinario que supuso en 1993 la crisis de Banesto. La estacionalidad queda patente en el elevado valor del parámetro asociado a la variable ficticia que vale 1 en el cuarto trimestre de cada año y 0 el resto de trimestres. Dicha variable incorpora una corrección tendencial para recoger la disminución a lo largo del tiempo de la estacionalidad observada en la serie de dotaciones.

El coeficiente de determinación es muy elevado, 0,89, al tiempo que el estadístico DW y el gráfico de los residuos son muy satisfactorios. El ajuste estático y dinámico (Gráfico 8) es muy razonable, dada la enorme volatilidad de la serie.

Se realizaron numerosas pruebas adicionales similares a las ya comentadas para los ratios de morosidad (añadir variables explicativas, probar otras estructuras temporales en las variables, etc.), con resultados infructuosos.

El modelo estimado para las **cajas de ahorros** es el siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta provc_t = & \lambda (provc_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 pib_{t-1} - \alpha_2 tipo_{t-1}) + \beta_1 \Delta tipo_{t-4} \\ & + \beta_2 DIC(1/T) + \beta_1 \Delta provc_{t-4} + u_t \end{aligned} \quad (6)$$

En el Cuadro 8 puede verse que, de nuevo, la variación del PIB y los tipos de interés son las variables explicativas a largo plazo mientras que los tipos de interés, la variable ficticia que controla la evolución de la estacionalidad y la propia variable endógena desfasada un año aparecen en el mecanismo a corto plazo. El coeficiente de determinación es sustancialmente inferior (0,69) y el gráfico de los residuos algo menos satisfactorio. El ajuste estático y dinámico son razonables teniendo en cuenta la volatilidad en las series³².

Si aplicamos los escenarios utilizados anteriormente al análisis de los requerimientos de dotaciones futuras podemos obtener una medida de las pérdidas esperadas (en proporción de la inversión crediticia). Se observa que, a pesar del aumento de las necesidades de saneamientos, el fondo de insolvencias estadístico podría cubrir razonablemente dichas necesidades³³. Ni siquiera un escenario extremo como el de 1993, cuya probabilidad de repetición es probablemente baja, parece traducirse en un aumento preocupante de las necesidades de saneamientos. Por lo tanto, parece razonable concluir que la estabilidad de los bancos y las cajas de ahorros españoles es elevada³⁴.

7. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado la relación que existe entre las variables macroeconómicas más relevantes (variación del PIB, tipos de interés, nivel de endeudamiento, carga financiera y precios de los activos) y el riesgo de crédito en los bancos y las cajas de ahorros españoles.

Los activos dudosos y las dotaciones a insolvencias tienen un marcado perfil cíclico. A través de las técnicas econométricas del análisis de cointegración hemos estimado la relación de largo plazo y el mecanismo de ajuste de los ratios de morosidad y de dotaciones a insolvencias de las entidades españolas. El grado de ajuste de los modelos y su capacidad predictiva, tanto dentro como fuera de la muestra, son elevados. Además del análisis de los determinantes del riesgo de crédito y su interpretación económica en términos de elasticidades a largo plazo, el trabajo utiliza los modelos estimados para simular diferentes escenarios macroeconómicos y obtener así una valoración de la capacidad de resistencia de las entidades españolas ante un empeoramiento del entorno económico en el que se mueven.

Como cabía esperar, los activos dudosos y las dotaciones a insolvencias tienen una relación inversa con el crecimiento del PIB y directa con los tipos de interés. Sin embargo, ni el endeudamiento ni la carga financiera están presentes en la relación de equilibrio a largo plazo. Dichos resultados se basan en información de un período temporal muy amplio que incluye los dos últimos ciclos de la economía española. La aportación más novedosa del trabajo es la medición del impacto de las variables macroeconómicas en la morosidad y las dotaciones a insolvencias de bancos y cajas de ahorros y, en el primer caso, también de familias y empresas. Como resultado de ello, es posible simular cambios en el contexto macroeconómico para contrastar la fortaleza de las entidades de depósito ante un entorno adverso. Las simulaciones ponen de manifiesto la elevada capacidad de maniobra que tienen las entidades españolas frente a un empeoramiento, incluso sustancial, del entorno macroeconómico. Este resultado no es ajeno a la preocupación que el Banco de España siempre ha mostrado para que las entidades provisionen adecuadamente sus pérdidas esperadas. La introducción, hace más de tres años, de la provisión estadística es un ejemplo muy significativo al respecto.

En definitiva, el trabajo contiene un conjunto amplio de elementos novedosos, tanto por la información como por las técnicas econométricas utilizadas, y de resultados que permiten profundizar de forma rigurosa en el conocimiento del riesgo de crédito en España y en el impacto que las variables macroeconómicas pueden tener sobre la estabilidad del sistema financiero español.

¹ Véase, por ejemplo, Goodhart y Schoemaker (1993), Caprio y Klingebiel (1996) y Davis (2000).

² Crockett (1997, 2001) sostiene este razonamiento.

³ Una formalización de estas ideas puede verse en Rajan (1994), Manove y Padilla (1999) y Berger y Udell (2003). La excesiva preocupación de los gestores bancarios por ganar cuota de mercado, quizá motivada en parte por una remuneración dependiente de los resultados a corto plazo y en presencia de problemas de agencia, el contagio a los gestores conservadores de las estrategias de aquellos más agresivos o, simplemente, el paulatino olvido de las dificultades sufridas en la anterior fase recesiva, son elementos que contribuyen a explicar la existencia de un crecimiento excesivo del crédito en las fases expansivas.

⁴ Véase Hoggarth y Saporta (2001) para una estimación reciente del coste total de las crisis bancarias en un amplio número de países.

⁵ El enfoque SABER constituye una metodología de análisis del perfil de riesgo de las entidades de depósito españolas (Lamamié y Gil (2001)).

⁶ A nivel internacional solo el trabajo de Brookes et al (1994) utiliza un enfoque de cointegración, con estimación de la relación de equilibrio a largo plazo y del mecanismo de ajuste a corto plazo.

⁷ Una empresa puede ser morosa sin que necesariamente acabe quebrando. Wadhvani (1986) contiene un modelo teórico de determinantes de la quiebra de una empresa.

⁸ Entre las variables explicativas de las crisis bancarias casi siempre aparece la desaceleración económica y el nivel de los tipos de interés. El nivel de endeudamiento y el crecimiento del crédito no suelen ser significativos.

⁹ Un análisis de los diferentes modelos de riesgo de crédito existentes, además del propuesto por Wilson (1997) y desarrollado por McKinsey, puede verse en Crouhy et al (2000), junto con sus ventajas e inconvenientes. Nuestro trabajo no busca modelizar la función de pérdidas por riesgo de crédito sino encontrar los determinantes de la morosidad y de las dotaciones a insolvencias para poder simular distintos escenarios macroeconómicos y analizar su impacto en las entidades.

¹⁰ Se utiliza la información ya conocida del año 2002 para medir la capacidad predictiva fuera de muestra de los modelos estimados.

¹¹ Un análisis detallado de la normativa sobre activos dudosos y dotaciones a insolvencias puede verse en el Capítulo 5 de Pérez Ramírez (2001).

¹² Salas y Saurina (2002) encuentran diferencias en los determinantes de la morosidad de bancos y cajas de ahorros en España. Las diferencias de perfil de riesgo entre grupos de entidades ha sido ampliamente analizado, por lo menos en lo que respecta al mercado crediticio estadounidense (Carey et al (1998), Esty (1997) y Saunders et al (1990), entre otros).

¹³ El elevado nivel del ratio de morosidad en 1993 responde en parte a la crisis económica pero, también, a la crisis de Banesto en dicho año, el cuarto banco del país entonces. Su posterior saneamiento se llevó a cabo durante 1994, lo que explica la brusca y sustancial caída del ratio de morosos en bancos a finales de dicho año.

¹⁴ En realidad, empresas incluye también a los empresarios individuales que en la CIR aparecen con un código de CNAE (clasificación nacional de actividades económicas).

¹⁵ Un análisis detallado del papel de las garantías en la financiación bancaria a empresas puede verse en Jiménez y Saurina (2003).

¹⁶ El crédito bancario experimenta un salto de nivel en 1989 al incluirse información sobre los antiguos bancos oficiales. Dado que estas entidades acabaron formando parte de Argentaria resulta más conveniente neutralizar el impacto del salto mediante una variable ficticia de escalón que perder los primeros años de la muestra. Nótese que con posterioridad a 1991 resulta complicado eliminar el volumen de crédito de estas entidades y, por lo tanto, mantener una serie homogénea a lo largo de todo el período analizado.

¹⁷ La diferencia entre estos dos tipos de test de integración consiste en que el test Dickey-Fuller aumentado estima una ecuación en la que se incluyen valores retardados de la variable endógena hasta que los residuos no presenten correlación serial. El test de Phillips-Perron realiza una corrección no paramétrica sobre el estadístico t del coeficiente AR(1) de la regresión para tener en cuenta la autocorrelación de los residuos de dicha regresión.

¹⁸ Este es el caso para todas las variables, tanto explicativas como a explicar, si se utiliza el test de Phillips-Perron. Si se utiliza el aumentado de Dickey-Fuller los resultados, en unos pocos casos, son

menos claros. No obstante, conviene recordar que este último test está sesgado a aceptar la existencia de raíces unitarias.

¹⁹ La transformación es $mor = \ln(rm/(1-rm))$, donde mor es la variable transformada y rm es el ratio de morosidad sin transformar.

²⁰ Dicha persistencia tiene que ver con la definición de activos dudosos y con el tiempo de permanencia en dicha situación si no existe recobro (hasta tres años en el caso general y hasta seis si el crédito tiene garantía hipotecaria).

²¹ Se han probado múltiples especificaciones alternativas de la ecuación (1), introduciendo variables explicativas adicionales o cambiando los desfases de las variables existentes. Dichas cambios han resultado infructuosos, bien porque las variables adicionales no eran significativas o, en ocasiones, porque la capacidad explicativa del modelo no justificaba una mayor complejidad. En este sentido, se ha tratado de buscar un modelo lo más sencillo posible, con interpretación económica clara y con elevada capacidad de predicción.

²² Davis (1995) encuentra un efecto significativo del endeudamiento en estos dos países, no significativo en Alemania y de signo contrario en Japón.

²³ Se ha probado también a incluir un índice bursátil y el precio de la vivienda como variables altamente correlacionadas con la evolución patrimonial, tanto financiera como no financiera. Sin embargo, estas variables no han resultado significativas.

²⁴ Dicha Circular, que entró en vigor en enero de 1988, pasaba a clasificar como activos dudosos todos los activos morosos (vencidos e impagados durante 3 meses) aunque dispusieran de garantías reales. Asimismo se extendía el efecto arrastre del 25% a todo el cliente, no solo a la operación como hasta entonces. Para aquellas entidades con una importante cartera de créditos con garantía hipotecaria (las cajas en 1988) el cambio de la Circular suponía un sustancial endurecimiento de la definición de activos dudosos.

²⁵ En empresas y familias el período muestral se inicia más tarde (1985) y acaba a mediados de 2002. Se han excluido los dos últimos trimestres de 2002 para poder comprobar la validez de las predicciones fuera de muestra.

²⁶ A este elemento de racionalidad económica se le añade otro de carácter más idiosincrásico y que está relacionado con la preferencia por la vivienda en propiedad frente al alquiler. España es el país de la Unión Europea, junto con Irlanda, con mayor porcentaje de viviendas en propiedad.

²⁷ Este resultado es plenamente consistente con el obtenido por Jiménez y Saurina (2003), con una muestra de créditos individuales muy amplia, también proveniente de la CIR.

²⁸ Nótese que dada la sustancial caída de tipos en el período analizado y la entrada en un área de mayor estabilidad monetaria, no parece razonable esperar un comportamiento futuro de los tipos de interés como en el pasado lejano.

²⁹ Lo anterior es equivalente a suponer una variación del PIB del 0,84% los próximos cuatro años y unos tipos de interés del 4,18% en el primer escenario y del -0,78% y 5,02%, respectivamente, en el segundo.

³⁰ Saurina (2002) analiza con detalle el funcionamiento y el impacto de la provisión estadística española.

³¹ Una parte de esta estacionalidad puede responder a un cierto comportamiento discrecional en la realización de dichas dotaciones (Saurina (1999)).

³² Las pruebas con variables adicionales (endeudamiento, carga financiera, etc.) no resultaron satisfactorias.

³³ En el Informe de Estabilidad Financiera del Banco de España de mayo de 2003 se cifra la cobertura del fondo estadístico, a finales de 2002, en algo más del 0,5% de la inversión crediticia.

³⁴ Por razones de espacio no se ha incluido el gráfico de esta simulación estando a disposición de los lectores interesados.

Referencias

Banco de España (2003): “Informe de Estabilidad Financiera. Mayo 2003” *Estabilidad Financiera* 4, pp. 9-44.

Berger, A.N. y G. F. Udell (2003): “The Institutional Memory Hypothesis and the Procyclicality of Bank Lending Behavior”. De próxima aparición en *Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition*. Federal Reserve Bank of Chicago.

Borio, C. y P. Lowe (1991): “Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus”. Bank for International Settlements, October.

Brookes, M. ;M. Dicks y M.Pradhan (1994): “An Empirical Model of Mortgage Arrears and Repossessions.” *Economic Modelling* 11, pp. 134-144.

Caprio, G. y D. Klingebiel (1996): “Bank insolvencies: cross country experience”. World Bank Policy and Research WP 1574.

Carey, M.; M. Post and S. A. Sharpe (1998): “Does corporate lending by banks and finance companies differ? Evidence on specialization in private debt contracting.” *Journal of Finance*, Vol LIII, no 3, pp. 845-878.

Clair, R.T.(1992): “Loan Growth and Loan Quality: Some Preliminary Evidence from Texas Banks”. *Economic Review*, Third Quarter, Federal Reserve Bank of Dallas. pp. 9-22.

Crockett, A. (1997): “The theory and practice of financial stability”. Essays in International Finance 203, April. Princeton University.

Crockett, A (2001): “Market discipline and financial stability”, *Financial Stability Review*, Bank of England, June, pp. 166-173.

Crouhy, M.; D. Galai y R. Mark (2000) : ‘‘A comparative analysis of current credit risk models’’. *Journal of Banking and Finance*, 24, pp. 59-117.

Davis, E. P. (1995): *Debt, Financial Fragility, and Systemic Risk*. Clarendon Press.

Davis, E.P. (2000) : ‘‘Financial stability in the Euro area : some lessons from US financial history’’, Special Paper, no 123, LSE Financial Markets Group.

Demirgüç-Kunt, A. y E. Detragiache (1998): ‘‘The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries’’. *Staff Papers*, International Monetary Fund, Vol. 45 (March), pp. 81-109.

Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), ‘‘Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root’’, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427–431.

Esty, B.C. (1997): ‘‘Organizational Form and Risk Taking in the Savings and Loan Industry’’. *Journal of Financial Economics* 44, pp. 25-55.

Freixas, X.; J. Hevia y A. Inurrieta (1994): ‘‘Determinantes Macroeconómicos de la Morosidad Bancaria: Un Modelo Empírico para el Caso Español.’’ *Moneda y Crédito* 199, pp. 125-156.

González-Hermosillo, B.; Pazarbasioglu, C. y Billings, R. (1997): ‘‘Determinants of Banking System Fragility: A case Study of Mexico’’. *Staff Papers*, International Monetary Fund, Vol. 44, N° 3, (September), pp. 295-314.

Goodhart, CH. y D. Schoenmaker (1993): ‘‘Institutional Separation between Supervisory and Monetary Agencies.’’ Special Paper No. 52, LSE Financial Markets Group, London.

Hardy, D.C y Pazarbasioglu, C. (1999): “Determinants and Leading Indicators of Banking Crises: Further Evidence”. *Staff Papers*, International Monetary Fund, Vol. 46, N° 3, (September – December) , pp. 247 – 258.

Hoggarth, G. y V. Saporta (2001): “Costs of Banking System Instability: Some Empirical Evidence.” *Financial Stability Review*, Bank of England, June, pp. 148-165.

Jiménez, G. y J. Saurina (2003): “Collateral, Type of Lender and Relationship Banking as Determinants of Credit Risk”. De próxima publicación en *Journal of Banking and Finance*.

Jordan , J.S. (1998): “Problem Loans at New England Banks, 1989 to 1992: Evidence of Aggressive Loan Policies”. *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, January/February, pp. 23 – 38.

Kaminsky, G.L. y Reinhart, C.M.(1999): “The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems”. *The American Economic Review*, June, Vol. 89, N°3, pp. 473-500.

Keeton, W.R. (1999): “Does Faster Loan Growth Lead to Higher Loan Losses?”. Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, Second Quarter, pp. 57-75.

Lamamié, J. M. y F. Gil (2001): “Basilea II: efectos sobre la práctica supervisora”. *Estabilidad Financiera 1*, Banco de España, pp. 153-170.

MacKinnon, J. G. (1991), “Critical Values for Cointegration Tests”, Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, edited by R. F. Engle and C. W. J. Granger, Oxford University Press.

Manove, M. y A. J. Padilla (1999): “Banking (Conservatively) with Optimists.” *Rand Journal of Economics*, Vol. 30, pp. 324-350.

Murto, R. (1994): “Finnish Banking Crisis: Can we Blame Bank Management?”, *Finnish Economic Papers*, Vol. 7, N° 1, Spring, pp. 56-68.

Pérez Ramírez, J. J. (2001): *Contabilidad Bancaria*, Mc. Graw Hill.

Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75, pp. 335–346.

Rajan, R. G. (1994): “Why bank credit policies fluctuate: a theory and some evidence”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol CIX No 2 May, pp. 399-441.

Salas, V. y J. Saurina (2002): “Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish commercial and Savings Banks.” *Journal of Financial Services Research* 22:3, pp. 203-224.

Saunders, A.; E. Strock and N. Travlos (1990): “Ownership Structure, Deregulation, and Bank Risk Taking.” *The Journal of Finance*, Vol. XLV, n° 2, pp. 643-654.

Saurina, J. (1998): “Determinantes de la morosidad de las cajas de ahorros españolas”, *Investigaciones Económicas*, Vol XXII (3), pp. 393-426.

Saurina, J. (1999): “¿Existe alisamiento del beneficio en las cajas de ahorros españolas”, *Moneda y Crédito*, Segunda época, N° 209, pp. 161-193.

Saurina, J. (2002): “Solvencia bancaria, riesgo de crédito y regulación pública: El caso de la provisión estadística española”. *Hacienda Pública Española / Revista de Hacienda Pública*, N° 161, Febrero, pp. 129 -150.

Solttilia, H. y V. Vihriälä (1994): “Finnish Banks’ Problem Assets: Result of Unfortunate Asset Structure or Too Rapid Growth?” *Bank of Finland Discussion Papers*, Dec., N° 23.

Wadhvani, S. B. (1986): "Inflation, bankruptcy, default premia and the stock market", *The Economic Journal* 96, pp. 120-138.

Wilson, T. (1977): "Portfolio credit risk". *Risk*, vol 10, nº 9 y 10, September y October.

Cuadro 1. Tests de raíces unitarias. Dickey-Fuller aumentado y Phillips-Perron

| | NIVELES | | DIFERENCIAS | |
|--|---------|----------|-------------|-------------|
| | DFA | PP | DFA | PP |
| Ratio de morosidad de bancos | -0,583 | -0,523 | -2,969 * | -6,035 *** |
| Ratio de morosidad de cajas | -0,716 | -1,492 | -2,479 * | -5,351 *** |
| Ratio de morosidad de familias | -0,496 | -0,023 | -3,053 ** | -5,862 *** |
| Ratio de morosidad de empresas | -0,179 | -0,804 | -2,239 | -5,299 *** |
| Tasa de crecimiento del PIB | -1,463 | -2,046 | -2,593 * | -3,55 *** |
| Tipo de interés a corto plazo | -2,021 | -1,307 | -5,629 *** | -5,725 *** |
| Crecimiento del crédito en familias | -2,373 | -1,593 | -4,038 *** | -6,955 *** |
| Crecimiento del crédito en empresas | -2,123 | -2,162 | -3,546 *** | -10,06 *** |
| Crecimiento del crédito en bancos | -1,98 | -2,099 | -4,106 *** | -9,412 *** |
| Crecimiento del crédito en cajas | -2,94 * | -2,399 | -3,847 *** | -6,072 *** |
| Tasa de paro | -0,401 | -0,113 | -2,406 | -4,49 *** |
| Porcentaje de crédito con garantía en familias | -0,733 | -0,627 | -6,298 *** | -10,789 *** |
| Porcentaje de crédito con garantía en empresas | -0,232 | -0,235 | -4,374 *** | -6,924 *** |
| Endeudamiento de las familias | -2,355 | -2,934 * | -2,886 * | -7,075 *** |
| Endeudamiento de las empresas | -2,108 | -1,833 | -2,682 * | -5,999 *** |
| Carga financiera las familias | -1,292 | -1,471 | -4,696 *** | -4,632 *** |
| Carga financiera de las empresas | -2,12 | -1,099 | -5,797 *** | -5,71 *** |
| Estructura de tipos de interés | -1,8 | -1,84 | -5,29 *** | -7,73 *** |

Nota: la hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria y (***) , (**) y (*) indica la significatividad con un 1% , 5% y 10% respectivamente de acuerdo con los valores críticos de MacKinnon (1991)

Cuadro 2. Resultados del modelo para bancos.

| Variable | Coefficiente | Estadístico t |
|-----------------|-----------------|---------------------------|
| LAMBDA | -0,0559 | -3,719 |
| MORB(-2) | 1 * | |
| C | -4,449 | -4,324 |
| PIB (-2) | -0,265 | -2,815 |
| TIPO (-2) | 0,161 | 4,556 |
| D(PIB(-1)) | -0,022 | -1,746 |
| D(TIPO(-1)) | 0,014 | 3,009 |
| D884 | -0,242 | -4,847 |
| D(BAN) | 0,197 | 5,495 |
| D(MORB(-2)) | 0,220 | 2,636 |
| D(MORB(-4)) | 0,176 | 2,177 |
| R2: 0,74 | DW:2,249 | * Coeficiente restringido |

Cuadro 3. Predicción dinámica y valor observado del ratio de morosidad en los diferentes modelos.

| | bancos | pred | cajas | pred | familias | pred | empresas | pred |
|--------|--------|------|-------|------|----------|------|----------|------|
| mar-02 | 0,90 | 0,88 | 0,89 | 0,88 | 0,33 | | 0,79 | |
| jun-02 | 0,94 | 0,90 | 0,89 | 0,89 | 0,32 | | 0,78 | |
| sep-02 | 0,95 | 0,92 | 0,91 | 0,91 | 0,32 | 0,33 | 0,83 | 0,82 |
| dic-02 | 0,93 | 0,94 | 0,84 | 0,93 | 0,30 | 0,33 | 0,82 | 0,86 |

Cuadro 4. Resultados del modelo para cajas.

| Variable | Coefficiente | Estadístico t |
|-----------------|-----------------|---------------------------|
| LAMBDA | -0,0518 | -5,252 |
| MORC(-2) | 1* | |
| C | -4,467 | -6,137 |
| PIB (-2) | -0,201 | -3,697 |
| TIPO (-2) | 0,159 | 6,434 |
| D(PIB(-1)) | -0,019 | -2,303 |
| D(TIPO(-1)) | 0,006 | 1,953 |
| D88 | 0,253 | 7,629 |
| D(MORC(-2)) | 0,379 | 5,046 |
| D(MORC(-6)) | 0,199 | 2,612 |
| R2: 0,84 | DW:1,923 | * Coeficiente restringido |

Cuadro 5. Resultados del modelo para familias.

| Variable | Coefficiente | Estadístico t |
|-----------------|-----------------|---------------------------|
| LAMBDA | -0,0849 | -6,499 |
| MORF(-1) | 1* | |
| C | -6,117 | -6,875 |
| PIB (-1) | -0,114 | -1,916 |
| TIPO (-1) | 0,199 | 6,237 |
| D(PIB) | -0,035 | -2,892 |
| D(CRECF(-2)) | -0,001 | -3,419 |
| D(PARO(-2)) | 0,024 | 2,183 |
| D(GARF(-3)) | -0,005 | -1,744 |
| D881 | 0,213 | 4,553 |
| D(MORF(-4)) | 0,205 | 2,380 |
| R2: 0,70 | DW:1,968 | * Coeficiente restringido |

Cuadro 6. Resultados del modelo para empresas.

| Variable | Coefficiente | Estadístico t |
|-----------------|-----------------|---------------------------|
| LAMBDA | -0,0630 | -4,076 |
| MORE(-1) | 1* | |
| C | -0,321 | -5,961 |
| PIB (-1) | -0,023 | -4,564 |
| TIPO (-1) | 0,013 | 6,837 |
| D(ETTI(-1)) | 0,024 | 2,171 |
| D(CRECE(-2)) | 0,007 | 2,439 |
| D(ENDE(-2)) | -0,399 | -2,039 |
| D(GARE) | 0,036 | 3,188 |
| D(MORE(-4)) | 0,269 | 2,172 |
| R2: 0,76 | DW:1,901 | * Coeficiente restringido |

Cuadro 7. Resultados del modelo para dotaciones a insolvencias en bancos.

| Variable | Coefficiente | Estadístico t |
|-----------------|-----------------|---------------------------|
| LAMBDA | -0,5532 | -7,669 |
| PROVB(-1) | 1* | |
| C | -0,248 | 2,841 |
| PIB (-1) | -0,052 | -3,249 |
| TIPO (-1) | 0,010 | 1,708 |
| D(TIPO(-5)) | 0,017 | 1,924 |
| DIC*(1/T) | 4,741 | 8,488 |
| D(BAN) | 0,973 | 10,65 |
| R2: 0,89 | DW:1,964 | * Coeficiente restringido |

Cuadro 8. Resultados del modelo para dotaciones a insolvencias en cajas

| Variable | Coefficiente | Estadístico t |
|-----------------|-----------------|---------------------------|
| LAMBDA | -0,6724 | -6,875 |
| PROVC(-1) | 1* | |
| C | -0,274 | 3,66 |
| PIB (-1) | -0,050 | -3,842 |
| TIPO (-1) | 0,008 | 1,878 |
| D(TIPO(-4)) | 0,014 | 1,658 |
| DIC*(1/T) | 2,280 | 3,515 |
| D(PROVC(-4)) | 0,206 | 2,583 |
| R2: 0,69 | DW:1,952 | * Coeficiente restringido |

Gráfico 1. Ratios de morosidad. Bancos y cajas de ahorros

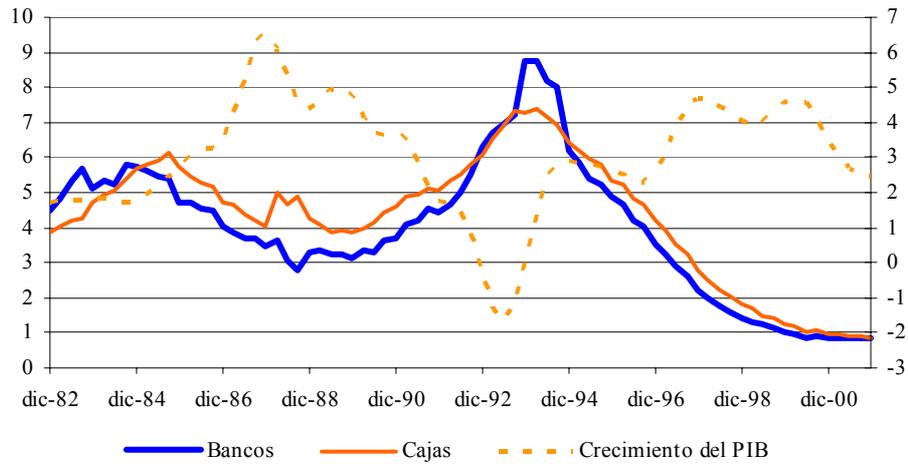


Gráfico 2. Ratios de morosidad. Empresas y familias

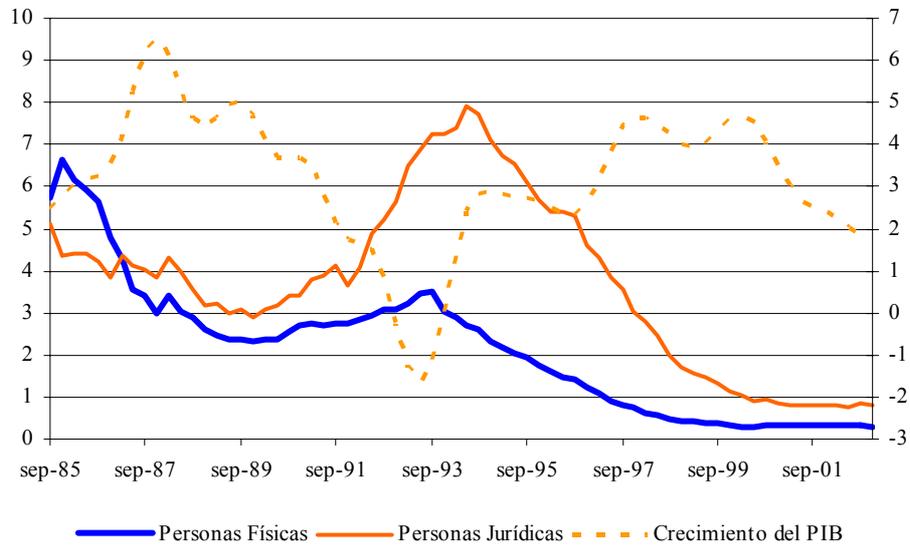


Gráfico 3. Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para bancos

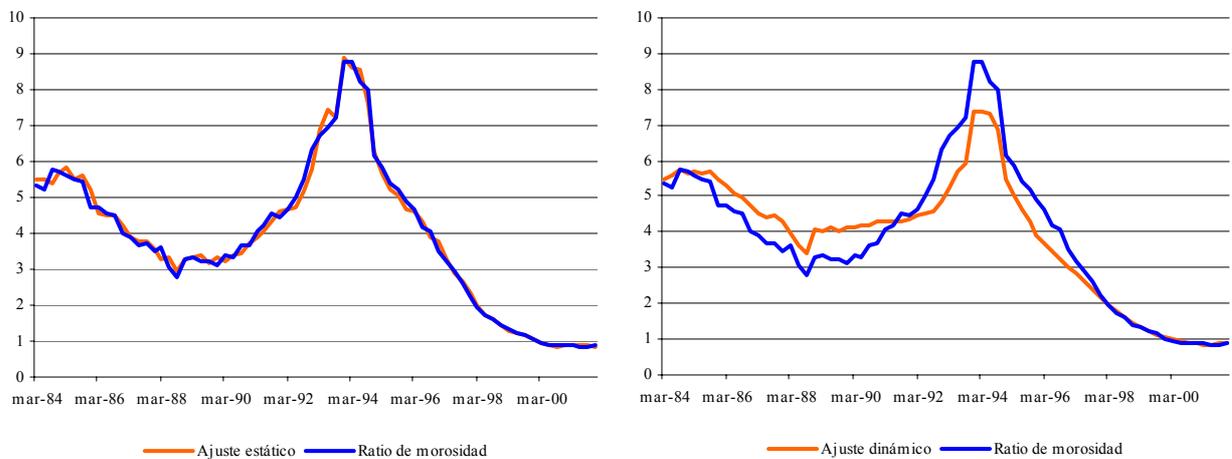


Gráfico 4. *Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para cajas*

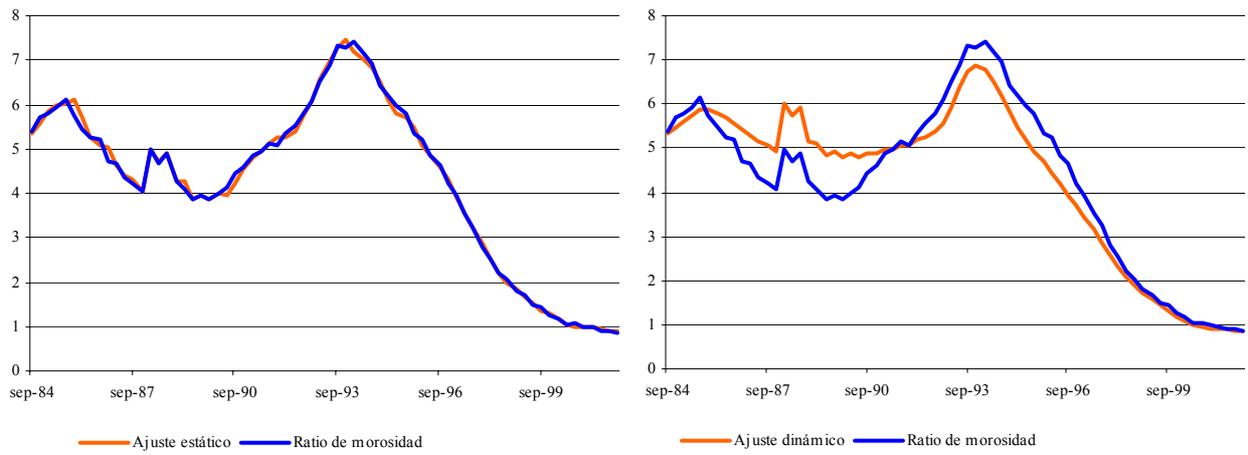


Gráfico 5. *Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para familias*

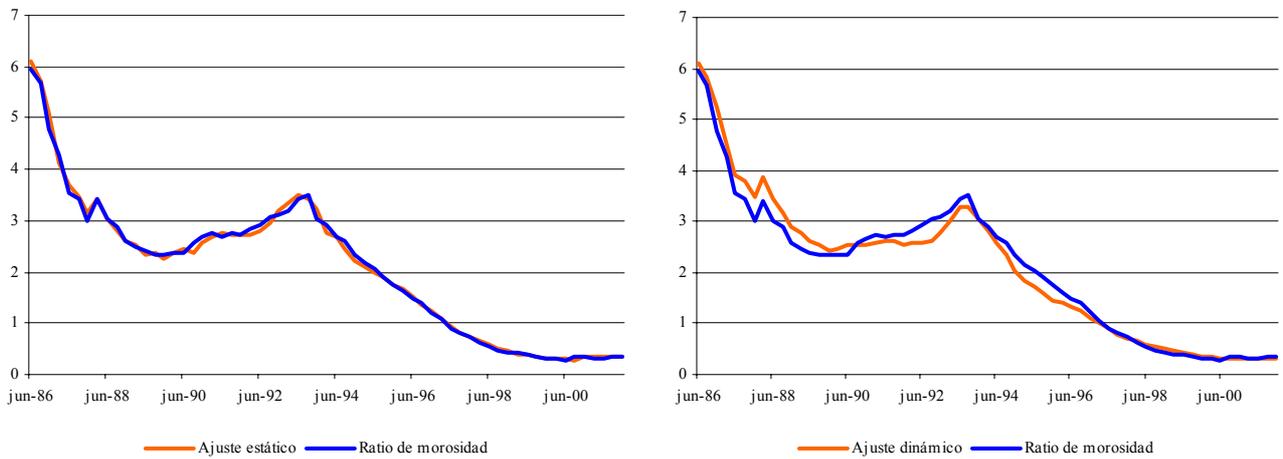


Gráfico 6. *Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para empresas*

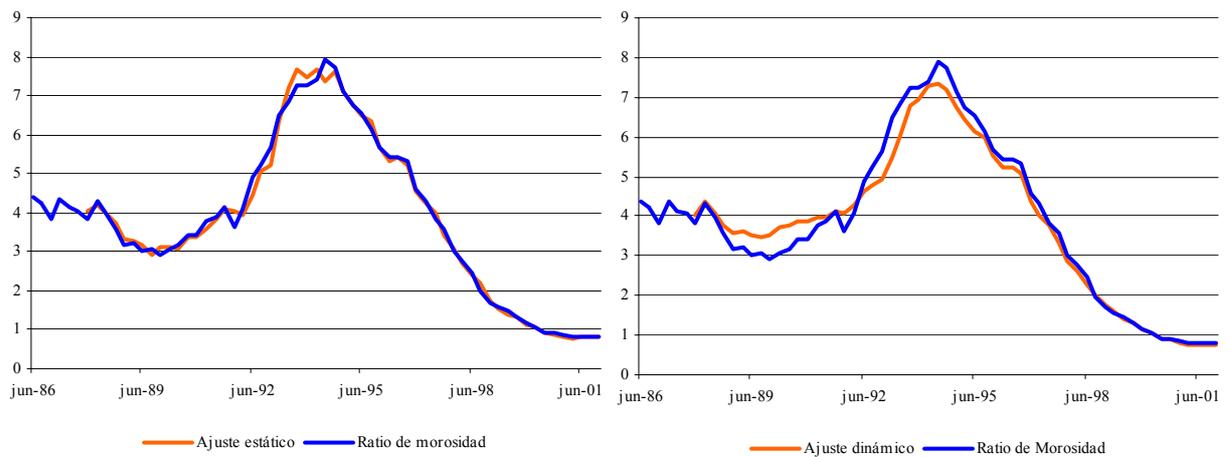


Gráfico 7. Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para dotaciones en bancos

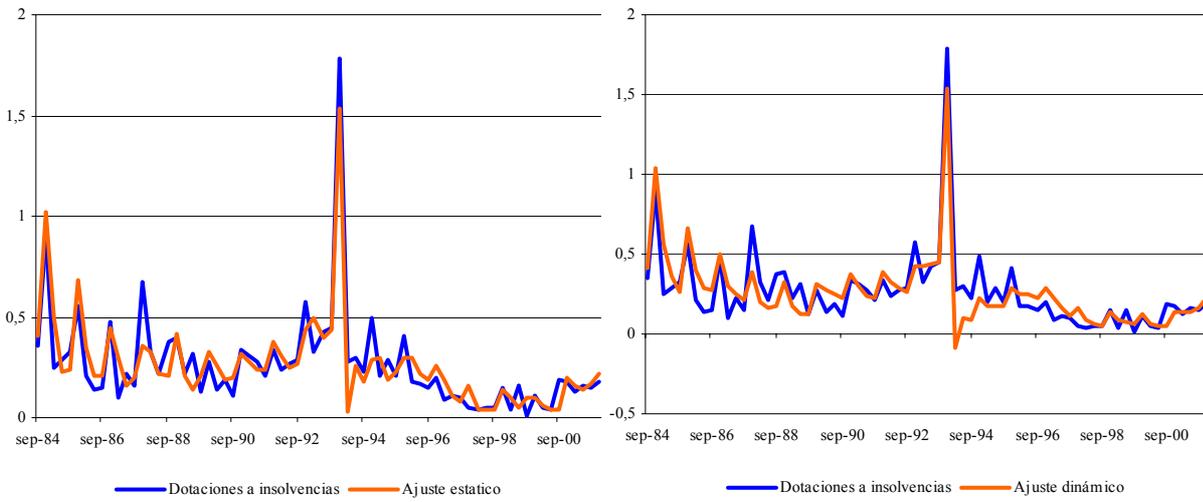


Gráfico 8. Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para dotaciones en cajas

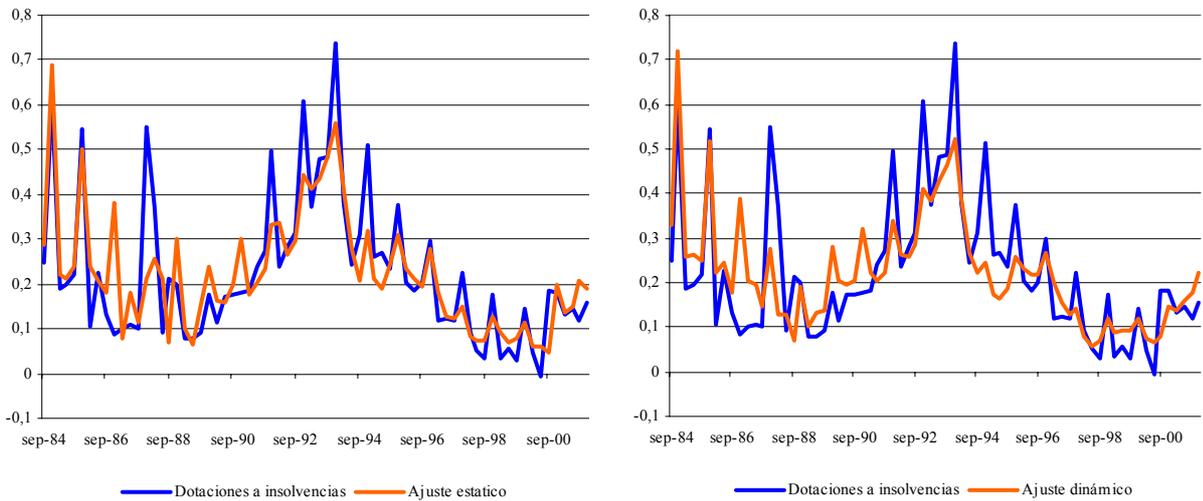


Gráfico 9. Simulaciones en el modelo de bancos (izq-sup), cajas (der-sup), familias (izq-inf) y empresas (der-inf).

