
La sostenibilidad de la deuda de los hogares: ¿Qué explica la morosidad? Un análisis empírico*.

Alicia Sanchis Arellano, Miguel García-Posada, Laura Rinaldi
Banco de España, Banco de España y Universidad de Lovaina

Resumen

La solidez financiera de los hogares es relevante tanto para la estabilidad monetaria como financiera, como los recientes acontecimientos han venido a demostrar. En este trabajo se analiza la fragilidad financiera de los hogares en una muestra de países del área del euro con el objeto de arrojar alguna luz sobre la naturaleza del elevado incremento de deuda acumulado por los hogares en los últimos tiempos. Este trabajo se centra en la morosidad de los hogares, por ser esta una de las medidas más directas de las tensiones financieras en este sector. La probabilidad de impago y el nivel de endeudamiento de equilibrio de los hogares se derivan de un modelo de ciclo vital por el lado de la demanda y un mercado de crédito perfecto por el lado de la oferta. En el corto plazo sin embargo se admite que las rigideces e imperfecciones del mercado pueden alejarnos de ese equilibrio. Este modelo se estima empíricamente utilizando un enfoque de panel. Se analizan las predicciones a largo plazo del modelo y nuestras intuiciones sobre el corto plazo dentro de un marco de cointegración y un modelo de corrección de errores (ECM). Los resultados sugieren que el incremento del nivel de endeudamiento de los hogares experimentado durante el período muestral ha resultado en que las condiciones financieras de los hogares se han vuelto más vulnerables a los shocks adversos en sus ingresos y su riqueza, y por tanto era de esperar una corrección en dicho nivel.

Palabras clave: cointegración con datos de panel, morosidad, sostenibilidad de la deuda de los hogares, impago.

Clasificación JEL: C23, G21, D14

*) Las opiniones expresadas en este papel reflejan exclusivamente los puntos de vista de los autores y no necesariamente las del BCE o el Banco de España. Los autores quieren agradecer a Paul De Grauwe, Chiara Osbat, Huw Pill, Thomas Werner, Thomas Westermann y Josep Carrión I Silvestre por sus extremadamente acertados y útiles comentarios. El papel también se ha beneficiado de los comentarios recibidos en la "Third Annual Research Conference" organizada por DGEFIN en Bruselas, en particular por los comentarios de Cristoph Walkner.

Abstract

Sound household financial conditions are relevant for both financial and monetary stability, as proved by the recent turmoil. In this paper we analyse household financial fragility in a sample of euro area countries, aiming to shed some light on the nature of the large debt increase accumulated in recent years. We focus on household arrears on payment obligations, which are one of the most direct measures of financial stress of the sector. The probability of falling into arrears and the level of indebtedness in equilibrium are derived from a life-cycle type of model on the demand side and assuming perfect financial markets on the supply side. In the short term we admit departures from the equilibrium explained by market rigidities. Then this is investigated empirically using a panel data approach. We analyse the model long-run predictions and our intuitions concerning the short-run via a cointegration and error-correction framework. The results suggest that the increase in the indebtedness level during the sample period has implied that the financial conditions of households might become more vulnerable to adverse shocks in their income and wealth, and in turn the model predicts a return to the equilibrium levels in the medium term.

Key words: panel cointegration, non-performing loans, household debt sustainability, default.

JEL Classification: C23, G21, D14

Resumen no técnico.

El rápido incremento de la ratio de deuda sobre la renta disponible de los hogares en los países desarrollados ha generado cierto grado de preocupación por la posibilidad de que esto estuviera suponiendo al mismo tiempo un aumento en la fragilidad financiera de este sector que pudiera llegar a afectar a la estabilidad macroeconómica y financiera del sistema.

Este crecimiento puede tener su origen en distintas causas en función de las cuales las consecuencias para la estabilidad financiera del sistema serán también muy distintas.

Por un lado, la mayor estabilidad macroeconómica, los desarrollos financieros ocurridos junto con los cambios legales o institucionales podrían haber propiciado un nuevo equilibrio a largo plazo a través de una relajación en el racionamiento del crédito. Por otro lado, en el corto plazo las imperfecciones del mercado financiero podrían haber llevado a los prestamistas a cometer errores en las políticas de concesión de créditos en una fase expansionista, y haber llevado a los prestatarios a endeudarse por encima de sus posibilidades en un clima de euforia. Estos comportamientos podrían haberse visto favorecidos por un exceso de liquidez en el sistema, dando como resultado un incremento de los niveles de deuda por encima del óptimo lo que podría resultar en un incremento de la morosidad por encima del esperado cuando se concedieron los préstamos (y por tanto se fijaron las primas de riesgo), lo que implicaría pérdidas por encima de lo esperado en las entidades, con el consecuente aumento del riesgo sistémico.

El objeto de este trabajo es tratar de entender hasta qué punto el aumento de la ratio de deuda sobre la renta disponible de los hogares ha constituido un movimiento hacia un nuevo equilibrio o, al menos en parte, un alejamiento del equilibrio caracterizado por una situación financiera más arriesgada para el sector, de la cual los agentes financieros no han sido plenamente conscientes.

Para esclarecer este punto, en este trabajo se estima un modelo empírico para explicar la morosidad de los hogares, que constituye el mejor indicador disponible de la fragilidad financiera de este sector.

La especificación del modelo empírico se deriva de un modelo de ciclo vital que permite modelizar el comportamiento de los prestatarios en el largo plazo. La introducción de las restricciones de liquidez en el modelo de ciclo vital permiten explicar por qué cambios en la estructura del mercado de crédito que modifiquen dichas restricciones pueden cambiar la relación de equilibrio a largo plazo o por qué en el corto plazo cambios en el valor de los activos usados como colateral tienen un impacto significativo en el importe de los préstamos a hogares, y el hecho de que determinantes adicionales puedan jugar un papel en determinar las decisiones de consumo (nivel actual de ingresos, tipos de interés nominales, colateral disponible, etc.). La mayoría de los modelos incorporan las restricciones al crédito imponiéndolas de forma exógena en lugar de explicarlas como una respuesta al riesgo de impago. Nuestro modelo teórico parte del propuesto por Lawrance (1995), quien introduce explícitamente una opción de impago en un modelo de ciclo vital para explicar el consumo, para demostrar cómo la posibilidad de impago influencia el nivel de consumo, su sensibilidad a los ingresos, y el tipo de restricciones de crédito que probablemente pueden emerger. En este trabajo se parte de este modelo, pero relajando algunas hipótesis que se han considerado demasiado restrictivas. En el modelo de Lawrence la probabilidad de impago se asume exógena. En nuestro modelo la probabilidad de impago es una variable endógena que depende del nivel de endeudamiento del deudor y del coste que para el prestatario implica el impago (disminución de renta, estigma, etc.). De este modelo se derivan las variables que esperamos jueguen un papel a la hora de explicar el comportamiento de la ratio de impagos en el largo plazo.

En el corto plazo, sin embargo, admitimos la posibilidad de desviaciones del nivel de equilibrio debido a las rigideces e imperfecciones del mercado crediticio.

La expresión para los determinantes de la tasa de morosidad obtenida del modelo se estudia empíricamente utilizando un panel

de siete países del área del euro (Bélgica, Francia, Finlandia, Irlanda, Italia, Portugal y España) y se estima mediante un modelo de corrección de errores (ECM). La muestra abarca desde el tercer trimestre de 1989 hasta el segundo trimestre de 2004. Sin embargo, el panel no está equilibrado porque para la mayoría de los países no están disponibles series tan largas, por lo que se utiliza un panel más reducido pero equilibrado para obtener las estimaciones y se utilizan los resultados del panel no equilibrado, pero más amplio, a modo de test de robustez.

Los resultados apuntan a que las variables incluidas en el modelo explican una buena parte de la variación de la ratio de morosidad, indicando que el modelo captura bastante bien los factores que explican el comportamiento de esta variable.

El modelo sugiere que, en el largo plazo, un incremento de la ratio de endeudamiento en relación a la renta disponible está asociado a un mayor nivel de morosidad. Sin embargo, si el incremento está acompañado por un incremento en la renta real disponible esto puede compensar en parte el efecto anterior. Esto sugiere que incrementos en la renta real disponible permitirían-*ceteris paribus*- relativamente mayores incrementos en la ratio de endeudamiento sin que esto estuviera asociado a unas mayores ratios de morosidad. Asimismo, la inflación y los tipos de interés también aparecen como factores significativos en la relación de largo plazo. Esto puede venir explicado por el papel que ha jugado el nuevo equilibrio macroeconómico europeo, caracterizado por menores niveles de inflación y tipos de interés, en el desarrollo financiero. Un entorno macroeconómico más estable con una inflación menos volátil podría haber hecho posible una reducción en las primas de inflación, implicando una ratio de endeudamiento óptimo más elevado. De la misma manera, la menor volatilidad en los niveles de desempleo – que ha ido asociada a menores niveles de desempleo – podría haber jugado un papel en este incremento.

En el corto plazo el *índice de precios de la vivienda* y la *ratio de viviendas en propiedad* capturan el efecto que los movimientos en el precio de la vivienda tienen en el crecimiento del crédito. Durante el período muestral el incremento de la tasa de crecimiento del crédito para adquisición de vivienda utilizando la misma como colateral creció a un ritmo acelerado, lo que supuso, en el corto

plazo, tasas de morosidad inferiores por el desfase que suele existir entre la concesión del crédito y el impago. En la medida en que pueda hablarse de burbuja inmobiliaria puede hablarse también de un excesivo crecimiento de la ratio de endeudamiento.

En general, puede concluirse que el reciente aumento en la ratio de endeudamiento se ha separado del nivel de equilibrio en el sentido de poner al sector de los hogares en una situación financiera más arriesgada, de la cual los agentes financieros no han sido plenamente conscientes. Los factores atenuantes de este riesgo los juegan los incrementos en la renta disponible real, las menores tasas de inflación, tipos de interés reales y desempleo, pero estos factores no parecen ser suficientes para compensar los efectos del crecimiento experimentado por la ratio de endeudamiento. Era de esperar, por tanto, que este incremento de la ratio de endeudamiento acabara implicando aumentos en la ratio de morosidad por encima de lo esperado por los agentes financieros. Esto es de hecho lo que se está empezando a ver desde el comienzo de las recientes turbulencias a mediados de 2007 en los países que han experimentado mayores crecimientos en su ratio de endeudamiento.

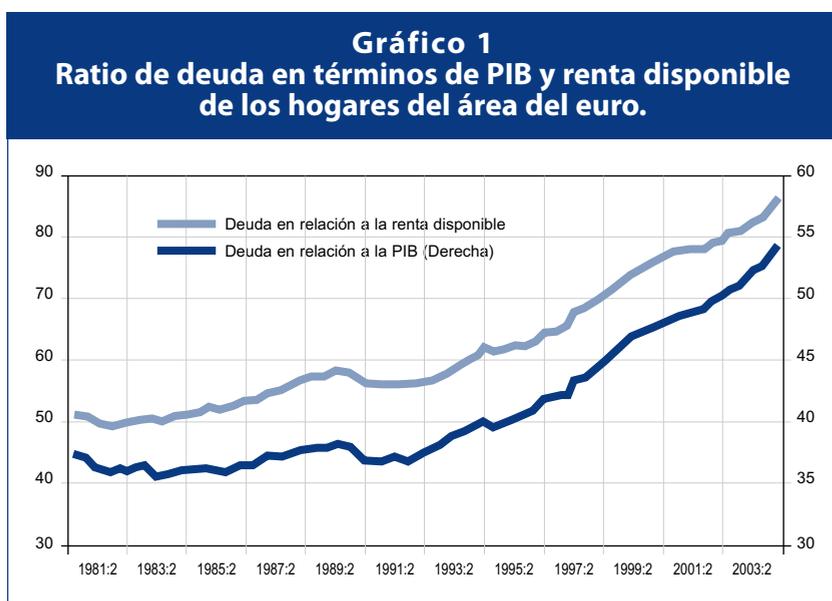
Las diferencias entre países parecen ser muy importantes y en conjunto exacerbaban las condiciones financieras de los hogares. Estas diferencias están probablemente relacionadas con las características institucionales y los factores estructurales de oferta, que juegan un papel crucial en la determinación de la estabilidad de las condiciones financieras, y por tanto, en el nivel de equilibrio de la deuda de los hogares. A pesar de los grandes avances registrados en el terreno de la integración financiera en Europa, siguen persistiendo determinadas barreras que hacen que el mercado de crédito sea un mercado relativamente segmentado. Esto dificulta sin duda la conducción de la política monetaria, pues hace mucho más complejo el canal de transmisión monetaria. Sin embargo, a pesar de la relevancia de los factores nacionales específicos, la consideración del sector hogares desde la perspectiva del área del euro puede proporcionar piezas útiles de información para llevar a cabo la política monetaria común y contribuir a la estabilidad financiera del área del euro.

1.- Introducción.

A lo largo de las dos últimas décadas en muchos países el endeudamiento ha crecido considerablemente tanto en términos absolutos como relativos en relación a la renta disponible, alcanzando niveles record. Este rápido crecimiento ha recibido mucha atención por sus potencialmente importantes implicaciones macroeconómicas y financieras.

Como puede observarse en el gráfico 1, desde comienzos de los 90 ha habido un rápido crecimiento del endeudamiento de las familias en el área del euro. La ratio de deuda en relación a la renta disponible de los hogares experimentó un crecimiento de un 54% durante el período muestral (1990-2004).

Un mejor conocimiento de los determinantes de este incremento es crucial porque tanto la estabilidad del sistema financiero como la estabilidad monetaria están relacionadas con la fragilidad financiera de los hogares. A pesar de la existencia de colateral y de la protección legal del prestamista, las quiebras personales son costosas para los prestamistas y en última instancia para el sistema.



Fuente: Banco Central Europeo (BCE).

Para algunos autores el origen de este incremento del endeudamiento está relacionado con la desregulación de los mercados financieros que ocurrió en muchos países durante la primera parte de los 80 (Group of Ten (2003), Girouard y Blondal (2001)). El proceso de desregulación impulsó la competencia entre las instituciones financieras, obligándolas a mejorar su eficiencia. Al mismo tiempo, el intenso desarrollo en las tecnologías de la información ha implicado un gran cambio en la industria financiera. A lo largo de la última década el progreso tecnológico ha reducido drásticamente los altos costes de transacción que tradicionalmente han caracterizado a la intermediación financiera en general, y a la hipotecaria en particular. Estos costes están esencialmente relacionados con los costes de información, el elemento crucial en el proceso de intermediación. Su reducción ha supuesto grandes economías de escala¹, impulsadas también por el proceso de consolidación de la industria (LaCour-Little, 2000).

Esta evolución por el lado de la oferta del mercado de crédito podría haber creado las condiciones para una mayor disponibilidad de crédito para los individuos (gracias a la introducción y extensión de nuevos productos financieros) y por tanto, para la relajación de las restricciones al crédito. Por ejemplo, antes del estallido de la crisis *subprime* en el verano de 2007 se argumentaba que la reciente tendencia a empaquetar y vender hipotecas a través de los procesos de titulización podría haber favorecido la reducción de las restricciones crediticias, haciendo más fácil la valoración del riesgo de las hipotecas subyacentes. Estos factores de oferta podrían haber permitido un nuevo equilibrio a largo plazo en este mercado caracterizado por un mayor nivel de endeudamiento asociado a mayores niveles de riesgo y a mayores niveles de bienestar.

Además de las innovaciones en el mercado crediticio también en el largo plazo hay otros factores que podrían haber influido en el ratio de endeudamiento de equilibrio: cambios en los parámetros de aversión al riesgo (debido a un incremento del nivel de renta real, cambios en la distribución de la renta, etc.), cambios en las consecuencias asociadas con el impago (protección al quebrado, estigma), etc.

1) La sustitución de gente experta con conocimiento del mercado local por información sistemática en bases de datos fácilmente intercambiables ha implicado grandes economías de escala.

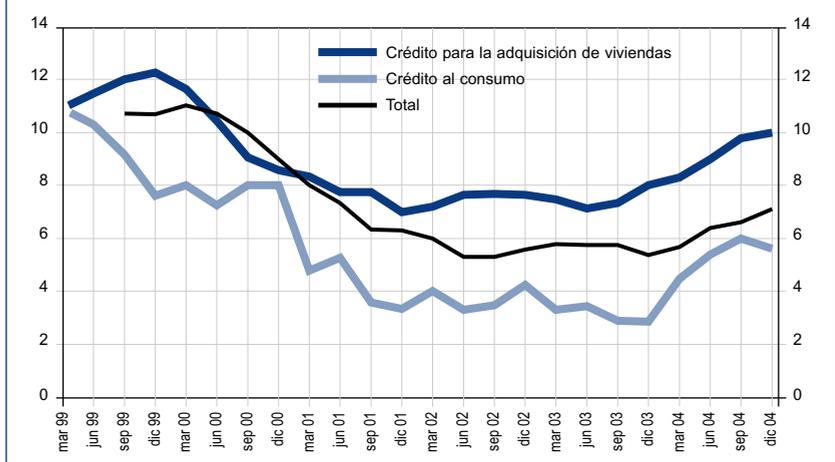
En el corto plazo, el régimen de bajos tipos de interés vigente durante el período muestral (que podría estar reflejando un exceso de liquidez en el sistema) podría haber contribuido también al incremento del crédito a los hogares. El régimen de bajos tipos de interés podría haber propiciado la búsqueda de rentabilidades, alimentando los mercados de nuevos productos como las titulaciones y los derivados de crédito. Dada la complejidad y novedad de estos productos, es posible que las valoraciones que han apoyado este crecimiento en el corto plazo no hayan sido del todo correctas e impliquen, no unos mayores niveles de riesgo asociados a mayores niveles de rentabilidad, sino unos mayores niveles de riesgo en relación con los esperados y por tanto no asociados a mayores niveles de rentabilidad. Mientras que en el primer caso tendríamos una genuina contribución al bienestar (los agentes estarían accediendo a los pares rentabilidad-riesgo deseados), en el segundo estaríamos en una situación de incremento del riesgo por encima del esperado, con potenciales consecuencias para la estabilidad del sistema financiero y por tanto al bienestar futuro una vez que el riesgo se materialice.

La reducción en los tipos de interés ha tenido como resultado el que, a pesar del incremento del endeudamiento, la carga financiera de las familias en términos de la renta disponible haya permanecido prácticamente inalterada durante el período muestral. El incremento en los pagos del principal ha sido compensado con una reducción de los pagos por interés. Pero aunque esta carga en un principio fuera la misma, el incremento del nivel de deuda implica una mayor sensibilidad de la carga financiera de los hogares a cambios de tipos de interés. El grado de sensibilidad depende principalmente de la proporción de contratos a tipos variables.

Por otra parte, como muestra el gráfico 2, en los últimos años la deuda en la que han incurrido los hogares destinada a la compra de vivienda creció más rápido que otras categorías de deuda como el crédito al consumo. Esto ha resultado en un incremento en la proporción de préstamos para la compra de viviendas en las carteras de los bancos como proporción del total de préstamos a los hogares durante el período muestral.

A pesar de estas tendencias generales, la situación ha diferido considerablemente en los distintos países del área del

Gráfico 2
Tasas de crecimiento anuales de los préstamos a los hogares.



Fuente: Banco Central Europeo (BCE).

euro. Por ejemplo, mientras que en Holanda la ratio de endeudamiento de los hogares ha llegado a superar el 100% en el período muestral, en Italia no ha superado el 40%. Al mismo tiempo la proporción de préstamos hipotecarios en el total también ha diferido sustancialmente, abarcando desde el 50% en Italia al 88% en Holanda. Estas disparidades nos dan una indicación de la importancia de los factores nacionales específicos a la hora de explicar el comportamiento de la ratio de endeudamiento. Estos pueden corresponder tanto a aspectos financieros como económicos en general como a distintas regulaciones en el mercado hipotecario y en el mercado de la vivienda, así como a diferencias en las preferencias de los hogares.

Desde un punto de vista teórico, en un mundo eficiente los tipos de interés de los préstamos bancarios deberían reflejar el riesgo verdadero de impago de los activos subyacentes y el beneficio del banco; por tanto la política crediticia del banco debería estar dirigida por el apetito de riesgo de los bancos (que debería ser el reflejo del apetito de riesgo de los prestamistas últimos), con las restricciones impuestas a través de la regulación (principalmente los coeficientes mínimos de solvencia) para conseguir que se alcance el óptimo desde el punto de vista social.

Esto, sin embargo, no se sostiene cuando la actitud ante el riesgo de los bancos cambia a lo largo del ciclo, o cuando los bancos se enfrentan a incentivos distorsionados cuando toman sus decisiones de crédito. Por ejemplo, la miopía ante la catástrofe, comportamiento manada, incentivos perversos y problemas de agencia pueden llevar a errores en la política crediticia del banco en una fase de expansión, lo cual puede estar favorecido por un exceso de liquidez en el sistema. Esto, combinado con un comportamiento miope de algunos prestatarios en un clima de euforia, puede llevar a niveles de endeudamiento excesivos y resultar en un incremento de la morosidad por encima de lo esperado. Un incremento de la morosidad por encima de lo esperado podría llevar a un endurecimiento de la política de concesión de créditos, reduciendo la disponibilidad del crédito y en consecuencia con efectos negativos sobre el consumo. Existe una fuerte evidencia del comportamiento cíclico del crédito bancario, los créditos fallidos y las provisiones. En un contexto de fuertes presiones competitivas hay una tendencia a relajar los estándares crediticios en el comienzo de la fase alcista, en primer lugar porque la morosidad registrada está a niveles bajos y, segundo, porque el valor del colateral se incrementa. Esto puede contribuir a un exceso de crédito. La baja calidad de estos préstamos sólo se hará aparente con la aparición de problemas de morosidad a posteriori, lo que tenderá a aparecer con un desfase de varios años. A la inversa, las provisiones (la contraparte del riesgo de crédito esperado) tienen tradicionalmente un sesgo procíclico, ya que aparecen muy ligadas al volumen de activos con problemas en cada momento. Una vez que estos problemas aparecen en el sector bancario, la conexión con la inestabilidad económica general se origina por las imperfecciones del mercado en términos de externalidades y riesgo de contagio. Este riesgo sistémico puede tener costes macroeconómicos importantes en la medida en que acentúa los tradicionales ciclos económicos.

El objetivo de este trabajo es entender hasta qué punto el incremento del crédito durante el período muestral puede ser explicado por tendencias a largo plazo como cambios estructurales en la oferta, cambios en los parámetros de aversión al riesgo, o cambios en las consecuencias negativas asociadas al impago, y qué parte puede ser explicada por errores en las expectativas debido a un exceso de optimismo o a valoraciones poco justificadas.

En el caso de un nuevo equilibrio a largo plazo éste responderá a un aumento de los niveles de bienestar. En el caso de alejamientos del nivel de equilibrio debido a imperfecciones del mercado es posible un abrupto regreso al equilibrio con efectos negativos para la inversión, el consumo y el bienestar.

Idealmente, se debería explorar esta cuestión a nivel de los hogares individuales y utilizar esa información para valorar la situación del sector. De esta manera podría ser más sencillo ver si el incremento del endeudamiento se ha concentrado en hogares con ingresos más altos o bajos, más ricos o más pobres, etc. Desafortunadamente, en el área del euro la escasez de información en base desagregada no ha permitido llevar a cabo este análisis desagregado. Por tanto el trabajo se ha realizado utilizando datos agregados para el sector de las familias.

Para medir la fragilidad financiera nos concentramos en los problemas de reembolso de la deuda de los hogares, interpretado como el resultado más extremo de los problemas de excesivo endeudamiento. Estos problemas se reflejan en la ratio de préstamos problemáticos. Más específicamente, los préstamos problemáticos son identificados como morosos. Los préstamos morosos se definen como los préstamos que están en mora un mínimo de tres meses. Aunque la denominación específica para estos préstamos varía en los distintos países, el concepto es muy similar en todos ellos.

Cambios en el nivel de morosidad están claramente relacionados con problemas financieros: un incremento en el nivel de morosidad es un signo de un mayor número de hogares financieramente constreñidos.

Por tanto, siendo una de las medidas más directas de la habilidad de los hogares de repagar sus deudas, la morosidad puede ser una buena *proxy* para la fragilidad financiera de los hogares. En el trabajo se analizará empíricamente el comportamiento de la morosidad de los hogares para ver cómo reaccionan a posibles cambios en las condiciones macroeconómicas, para arrojar alguna luz en la naturaleza del actual incremento en los niveles de endeudamiento de los hogares durante el período muestral y sus implicaciones.

El trabajo se estructura como sigue. En la segunda sección se deriva un modelo teórico para las decisiones individuales sobre consumo y deuda cuando existe posibilidad de impago. Este modelo permite poner de relieve los potenciales determinantes de la morosidad a utilizar en la especificación empírica. En la sección tercera se comentan algunos aspectos en relación a la base de datos y la especificación empírica del modelo. En la sección cuarta se presentan los principales resultados obtenidos del análisis empírico, y finalmente se ofrecen algunas conclusiones tentativas.

2.- Un modelo para la ratio de morosidad de los hogares.

Desde una perspectiva teórica, con mercados perfectos, el endeudamiento de los hogares podría ser explicado exclusivamente por determinantes del lado de la demanda de bienes y servicios. De acuerdo con la teoría del ciclo vital, por tanto, la deuda agregada de los hogares dependería de factores demográficos, de la evolución esperada de la renta y de los tipos de interés reales. En particular, las hipótesis de los modelos de ciclo vital y renta permanente consideran el gasto en consumo como una función de los ingresos esperados a lo largo de toda la vida, provenientes de las rentas salariales y de los ingresos derivados de la tenencia de activos. Para maximizar su utilidad, los consumidores buscan suavizar su senda de consumo a lo largo del tiempo, a pesar de la variación de sus ingresos en diferentes períodos. La habilidad para hacer esto depende de que los agentes financieros no se enfrenten a restricciones del crédito.

En la práctica, sin embargo, los consumidores no pueden pedir prestado en base a sus ingresos esperados futuros. Esto ocurre porque no siempre el riesgo, que es inherente a los mercados financieros, puede ser correctamente valorado. Los mercados financieros no son perfectos y sufren problemas de información asimétrica. Como resultado, problemas de azar moral y selección adversa pueden llevar a restricciones de crédito. Por tanto la capacidad de endeudarse de los hogares puede verse

restringida por sus ingresos actuales y su capacidad de aportar garantías². El consumo puede entonces variar en función de la renta actual y de la riqueza. Por tanto, los desarrollos en el mercado de crédito pueden ser importantes para explicar el consumo de los hogares en el largo plazo. En particular, la mayor disponibilidad de crédito puede llevar a un incremento de la financiación externa y por tanto en el consumo.

Por tanto, la incorporación de las restricciones al crédito en el modelo de ciclo vital explicaría que cambios en la estructura del mercado crediticio (es decir, factores por el lado de la oferta de bienes y servicios) tuvieran un efecto significativo en el nivel de endeudamiento de los hogares, y el hecho de que otros determinantes además de la renta real permanente, los tipos de interés reales y los parámetros que reflejan la aversión al riesgo y las preferencias, puedan jugar un papel en la determinación de las decisiones de consumo en el corto plazo (ingresos corrientes, tipos de interés nominales, colateral disponible, etc.).

Aunque algunos modelos de ciclo vital incorporan restricciones de crédito, estas generalmente se imponen exógenamente en lugar de explicarlas como una respuesta endógena al riesgo de impago. Por ejemplo Hall (1978) hace el supuesto de que una proporción de hogares, λ , sufren restricciones al crédito respecto a sus ingresos futuros y riqueza, y por tanto deben consumir en función de sus ingresos actuales.

Lawrence (1995) introdujo explícitamente la opción de impago para explicar cómo la posibilidad de impago influye en el nivel de consumo, su sensibilidad a los ingresos y el tipo de restricciones al crédito que es probable que surjan. Concluye que el riesgo de impago hace que el consumo se desvíe del predicho por el modelo de ciclo vital estándar de distintas e importantes maneras. Primero, los niveles óptimos de consumo y deuda resultantes del modelo son superiores a aquellos predichos por el modelo estándar.

2) Las restricciones de crédito están originadas por la presencia de información asimétrica entre prestamistas y prestatarios, la cual da lugar a problemas de selección adversa y riesgo moral. Para los prestamistas la mejor solución a esos problemas es el racionamiento del crédito. El colateral juega un papel muy importante en el racionamiento del crédito reduciendo el coste de los potenciales impagos, pero también actuando como señal de solidez financiera y comportamiento post contractual del prestatario. [Saurina y Jimenez (2004), Stiglitz y Weiss (1981), Bester (1985), Chan y Kanatas (1985), Besanko y Thakor (1987a, b) y Chan y Thakor (1987), Aghion y Bolton (1992) y La Porta et al. (1998)].

Segundo, las propensiones marginales a consumir aumentan con la probabilidad de impago. En consecuencia, aunque algunos prestatarios no se enfrenten a ninguna restricción cuantitativa, el comportamiento de los prestamistas muy arriesgados se parece mucho al comportamiento de individuos que se enfrentan a restricciones del crédito. Este trabajo muestra como la opción de impago puede tener efectos importantes en el consumo individual y en el comportamiento de los bancos.

Lawrence asume dos estados: Buenos tiempos donde no hay impago ($Y_L > -X_2$) y malos tiempos donde hay impago ($Y_H > -X_2$). En los buenos tiempos, en el período dos el prestatario podrá consumir el ingreso alto menos el importe que debe devolver por el préstamo del período 1. Y en los malos tiempos podrá consumir sólo el ingreso bajo, que es el importe que el banco no puede reclamarle dada la regulación de insolvencia.

En el modelo de Lawrence los consumidores maximizan su utilidad esperada a lo largo de su vida y sus preferencias de consumo están descritas por:

$$V(C_1, C_2) = U(C_1) + \frac{1}{1+d} \cdot E[U(C_2)] \quad (1)$$

donde C_i es el consumo en el período i , $1+d$ es el factor de descuento de las preferencias temporales y $E(\cdot)$ es el operador de esperanzas, condicionado a la información disponible en el período 1. U es la función de utilidad de aversión relativa al riesgo constante (CRRRA) caracterizada por $U' > 0$, $U'' < 0$, $U'(0) \rightarrow \infty$ y $U(0) = 0$. El consumo está vinculado a la renta total, Y . Por tanto, el consumo en el segundo período es incierto porque la renta total es incierta. La renta total se supone que sigue un proceso estocástico: con probabilidad esperada p , la renta del segundo período es igual a Y_L , un nivel bajo de renta, mientras que con probabilidad $1-p$ en el segundo período la renta será igual a Y_H , un nivel alto de ingresos. Los consumidores pueden pedir prestado y prestar al tipo de interés de mercado dependiente del tipo libre de riesgo R y la correspondiente prima de riesgo P . En un mercado perfecto todos estos parámetros son exógenos y vienen explicados por la oferta y demanda de crédito, que a su vez dependen de factores demográficos, de distribución de renta, preferencias temporales y aversión al riesgo.

Por el lado de la demanda, se supone que un prestatario puede aumentar su consumo en el período 1 en X_1 unidades a cambio de X_2 unidades de consumo en el segundo período con $X_2 = -(1+R+P) \cdot X_1$. Como en el segundo período el consumo es incierto (porque la renta es incierta), los prestatarios maximizan su utilidad intertemporal esperada sujeta a su restricción presupuestaria, es decir:

$$\text{Máx } V(X_1, X_2) = U(Y_1 + X_1) + (1/1+d) [p \cdot U(Y_L) + (1-p) \cdot U(Y_H + X_2)] \quad (2)$$

$$\text{s.a. } X_2 = -(1+R+P) \cdot X_1 \quad (3)$$

donde (2) es la utilidad intertemporal esperada y (3) es la restricción presupuestaria, $X_1 > 0$, $X_2 < 0$.

En estas ecuaciones X_1 representa el importe tomado como préstamo en el período 1, mientras que X_2 es el importe dado como repago en el período 2. En el contexto de esta ecuación, con mercados de capitales perfectos, X_2 dependerá del tipo de interés de mercado libre de riesgo (R) y de la prima de riesgo también determinada por el mercado (P).

Resolviendo el anterior problema de maximización con restricciones obtenemos la condición de primer orden:

$$RMS = (1+d) \cdot U'(Y_1 + X_1) / (1-p) \cdot U'(Y_H + X_2) = 1+R+P \quad (4)$$

la cual dice que, en el óptimo, la relación marginal de sustitución del consumo, en términos esperados y descontados, será igual a $(1+R+P)$.

Los bancos, el canal por el que fluyen los depósitos, podrían prestar al tipo libre de riesgo R sólo en un mundo sin riesgo de impago. Cuando se introduce en el modelo el riesgo de impago, el *trade-off* intertemporal del prestatario y los términos del préstamo cambian. Lawrance asume que en el caso de impago el banco puede reclamar toda la renta por encima de Y_L . Esto implica que, dado que cada prestatario tiene una probabilidad esperada, p , de recibir Y_L en el período dos, hay una probabilidad esperada p de que el banco no recibirá ningún pago. Obviamente, en este caso los bancos no pueden prestar al tipo libre de riesgo, R . En su lugar tendrán que cargar un tipo de interés competitivo al cual los beneficios esperados, asumiendo un mercado perfecto, tiendan a cero, es decir en el que la prima de riesgo cargada por los bancos

compense el riesgo tomado. Si el banco valorara el riesgo correctamente y no existiera información asimétrica causando los problemas de selección adversa y riesgo moral, debería cumplirse que:

$$E[\pi_2] = (1-p)(1+R+p)X - (1+R)X = 0 \quad (5)$$

donde X es la cantidad de fondos canalizados mediante el banco entre prestamistas y prestatarios.

Despejando (1) obtenemos:

$$(1+R+p) = \frac{1+R}{1-p} \quad (6)$$

Ahora, despejando para P obtenemos:

$$(1+p) = \frac{1+p \cdot R}{1-p} \quad (7)$$

o lo que es lo mismo:

$$p = \frac{p(1+R)}{1-p} \quad (8)$$

En el largo plazo, por tanto, la oferta es completamente elástica y podemos asumir que el prestatario es precio-aceptante. Sustituyendo pues P en la condición de primer orden del proceso de optimización del prestatario definida en (4) tendremos el tamaño del préstamo de equilibrio de un prestatario que enfrenta una probabilidad esperada de impago de p .

En presencia de problemas de información asimétrica, sin embargo, el banco no conoce exactamente cual es el riesgo a priori asociado a un determinado prestatario. En este caso podemos asumir que los bancos utilizan ciertas proxys como el nivel de endeudamiento, colateralización, etc. que les permiten cierto grado de discriminación por grupos de riesgos. Sin embargo, el coste de la discriminación hace que el grado de discriminación óptimo tenga un límite y a partir de un punto al banco no le compense seguir discriminando dentro de cada grupo cuando el porcentaje esperado de fallidos es pequeño. Como argumentaron Rothchild y Stiglitz (1976), un único contrato que suponga una media de las condiciones que se impondrían por separado en caso de

discriminación perfecta es preferible a un contrato distinto para cada prestatario. En este caso, la condición anterior se convierte en:

$$1+R+P = (1+R) / \text{Prob (G)} * (1-p_g) + (1-\text{Prob (G)}) * (1-p_g) \quad (9)$$

donde Prob (G) es la proporción de *buenos* prestatarios en el grupo.

Según el desarrollo financiero permita un mayor grado de discriminación por riesgo con un menor coste, el nivel de equilibrio de endeudamiento también variará. En el corto plazo sin embargo este coste puede asumirse fijo.

Sin embargo, el supuesto que hace Lawrence en relación a la probabilidad de impago, esto es, que hay una probabilidad exógena de que el ingreso caiga por debajo de la obligación de repago del deudor, no es realista. De hecho, la probabilidad de que el ingreso caiga por debajo de la capacidad de repago depende crucialmente del importe a devolver, que a su vez depende del principal y del tipo de interés, de la capacidad de ajuste en el gasto del deudor, que a su vez depende de su renta real después del repago y de sus preferencias respecto a renunciar a consumir para pagar la deuda o asumir el estigma que representa no pagar la deuda. En el corto plazo el deudor puede utilizar los ahorros que tenga materializados en forma de activos financieros o reales. Un supuesto bastante realista es que las familias que se endeudan no suelen contar con un colchón de riqueza importante. Esto significa que este colchón sólo podría servir para *shocks* transitorios por lo que no parece racional que sea un elemento a tener en cuenta por los hogares a la hora de decidir acerca de su endeudamiento.

El problema de maximización del deudor debería implicar por tanto dos ecuaciones simultáneas. La primera ecuación relaciona el importe de la deuda con la probabilidad de impago y la segunda relaciona el impago con el importe a devolver, que a su vez depende del importe de la deuda y de los tipos de interés esperados. Por tanto, el prestatario tiene que decidir en el momento de tomar el préstamo el par nivel de endeudamiento/probabilidad de impago que maximiza su utilidad. Por su parte los prestamistas tienen que decidir en el momento de dar el préstamo el nivel de endeudamiento/probabilidad de impago que maximiza la suya. Esto último viene reflejado en la prima de riesgo que podemos observar en el mercado.

El problema de optimización del prestatario puede representarse por las siguientes ecuaciones:

$$\text{Máx } V(X_1, X_2) = U(Y_1 + X_1) + (1/1+d) [q \cdot U(Y_1) + (1-q) \cdot U(Y_H + X_2)] \quad (10)$$

$$\text{s.a. } X_2 = -(1+R+P) \cdot X_1 \quad (3)$$

donde:

$$q(X_1, X_2) \equiv q = P(E[Y_2] + X_2 < Y_L) \quad (11)$$

es la probabilidad endógena de impago

$$E[Y_2] = p \cdot Y_L + (1-p) \cdot Y_H \quad (12)$$

y $P = f(q)$, donde $\frac{\partial P}{\partial q} > 0$, es decir, a mayor probabilidad de impago el prestatario tendrá que pagar una mayor prima de riesgo.

Un análisis detallado de (11) nos dará alguna de las conclusiones principales de nuestro modelo, las cuales luego contrastaremos empíricamente. Nótese que q aumentará cuanto menor sea el término de la izquierda de la desigualdad y cuanto mayor sea el término de la derecha de ésta. De hecho podemos fácilmente deducir:

$\frac{\partial q}{\partial E[Y_2]} < 0$: a menor renta esperada, $E[Y_2]$, mayor probabilidad de impago.

Sustituyendo (3) y (12) en (11) y manipulando términos llegamos a:

$$q = P[(1-p) \cdot Y_H - Y_L < (1+R+P) \cdot X_1] \quad (13)$$

De esto podemos fácilmente deducir:

$\frac{\partial q}{\partial X_1} > 0$: a mayor endeudamiento (X_1), mayor probabilidad de impago.

$\frac{\partial q}{\partial R} > 0$: a mayor tipo de interés real, mayor probabilidad de impago.

$\frac{\partial q}{\partial Y_L} > 0$: a mayor renta baja (Y_L), mayor probabilidad de impago (cuya intuición reside en el problema de riesgo moral que la regulación de insolvencia provoca, similar al de una subvención).

La condición de primer orden del problema de optimización del prestatario será ahora:

$$RMS = (1+d) \cdot U'(Y_1+X_1)/(1-q) \cdot U'(Y_H+X_2) = 1+R+P \quad (14)$$

la cual dice que de nuevo, en el óptimo, la relación marginal de sustitución del consumo, en términos esperados y descontados, será igual a $(1+R+P)$.

Podemos llegar a una solución más explícita si utilizamos la definición de nuestra función de utilidad CRRA:

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad \forall t=1,2; \gamma>0; \gamma \neq 1 \quad (15)$$

donde γ es el grado de aversión al riesgo.

Sustituyendo (15) en (14) obtenemos:

$$RMS = (1+d) \cdot \frac{1}{(Y_1+X_1)^\gamma} / (1-q) \cdot \frac{1}{(Y_H+X_2)^\gamma} = 1+R+P \quad (16)$$

También podemos escribir la ecuación (10) en términos de la ratio de deuda sobre renta disponible, X_1/Y_1 :

$$RMS = (1+d) \cdot U'[Y_1(1+(X_1/Y_1))]/(1-q) \cdot U'[Y_H+X_2] = 1+R+P \quad (16')$$

Ahora bien, el análisis del problema del prestatario quedaría incompleto si no estudiáramos el efecto que cambios en el grado de aversión al riesgo tienen sobre la demanda de equilibrio.

Uno de estos efectos depende de la relación entre el grado de aversión al riesgo y el consumo intertemporal (en el óptimo, esto es, en el largo plazo). Nuestra intuición nos sugiere que a menor aversión al riesgo se espera que los prestatarios estén más dispuestos a arriesgar para alcanzar la suavización del consumo, es decir, a tomar prestado más (y asumir el estigma correspondiente en caso de no poder pagar). Esto es fácil de ver algebraicamente una vez que recurrimos a la forma explícita de nuestra función de utilidad CRRA y la comparamos con su función asociada, la ISOELÁSTICA.

La función de utilidad ISOELÁSTICA es:

$$U(C) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} \quad \forall t=1,2; \frac{1}{\sigma} > 0; \frac{1}{\sigma} \neq 1 \quad (17)$$

Donde σ es la elasticidad de sustitución intertemporal, en concreto:

$$\sigma = \frac{\partial(C_2/C_1)}{\partial(P_2/P_1)} \cdot \frac{(P_2/P_1)}{(C_2/C_1)} \quad (18)$$

Es decir, σ mide la capacidad que tiene el individuo para flexibilizar su senda de consumo intertemporal, esto es, renunciar a consumo presente para incrementar consumo futuro o viceversa. Por tanto, mayores valores de σ implican mayor capacidad para suavizar el consumo.

Una comparación entre las dos funciones de utilidad expresadas en (15) y (17) nos muestra la siguiente relación:

$$\gamma = \frac{1}{\sigma}$$

Por lo tanto, *menor* aversión al riesgo equivale a una mayor elasticidad de sustitución intertemporal, lo que implica una *mayor* capacidad para suavizar el consumo. Esto corrobora nuestra anterior intuición. Una prueba formal de esta relación es desarrollada en el Anexo 1.

Otro de los efectos que tienen los cambios en el grado de aversión al riesgo sobre la demanda de equilibrio depende de la relación entre el grado de aversión al riesgo γ y la probabilidad de impago q (en el óptimo, esto es, en el largo plazo). Nuestra intuición nos dice que dicha relación es negativa. El razonamiento es muy sencillo. Como ya hemos demostrado antes, menor aversión al riesgo implica una mayor capacidad para suavizar el consumo. Esto significa que cuando se *reduce* la aversión al riesgo nos arriesgamos más y el nivel de morosidad de equilibrio *augmenta* pero el nivel de bienestar también lo hace, debido a la mayor suavización del consumo, es decir, dicha reasignación es óptima. Una prueba formal de esta relación es desarrollada en el Anexo 2.

El modelo por el lado del prestamista sigue siendo similar al descrito anteriormente, el precio sigue viniendo fijado por el lado de

la oferta al ser esta perfectamente elástica en el largo plazo.

Asumiendo expectativas racionales, el resultado del modelo es que existe un par de endeudamiento/probabilidad esperada de impago (o nivel de riesgo) en equilibrio que maximiza la utilidad del prestatario y, principalmente a través de los intermediarios financieros, la utilidad de los prestamistas dados los problemas de información asimétrica y riesgo moral. El papel de los intermediarios financieros es crucial dado que ellos permiten a los prestamistas (depositantes) beneficiarse de la capacidad del banco de invertir en una cartera diversificada y aprovecharse de las economías de escala y sinergias que los bancos tienen en general y en particular para gestionar los problemas de información asimétrica. La conclusión de este modelo es que, asumiendo un comportamiento racional de los agentes, sólo los *shocks* inesperados pueden explicar desviaciones de la probabilidad de impago de equilibrio.

Sólo en el largo plazo, desarrollos por el lado de la oferta, cambios en los parámetros de aversión al riesgo del mercado, en las preferencias temporales y cambios en los costes de impago supondrían cambios en el par de nivel de endeudamiento / probabilidad de impago.

En presencia de innovaciones por el lado de la oferta que supongan una suavización del problema de información asimétrica, el equilibrio puede cambiar y pueden ser sostenibles niveles más altos de deuda sobre renta disponible con el mismo nivel de morosidad.

El modelo podría generalizarse tomando funciones continuas para la renta disponible, y los valores de los activos financieros y reales, pero los principales resultados se mantendrían.

En el modelo teórico la probabilidad de impago se entiende "ex-ante" y se define como la proporción de deuda en t que se espera resulte impagada. Sin embargo, la ratio que hemos utilizado, por ser la única disponible, en nuestro modelo empírico, es la proporción de deuda impagada en t dividida por la deuda en t . Este es un concepto diferente que mezcla los impagos de la deuda pasada (impagos que provienen de decisiones de endeudamiento pasadas dado que hay un desfase entre la concesión de un préstamo y el impago) y deuda corriente que todavía no ha dado

lugar a impagos. En tiempos de rápido crecimiento del nivel de endeudamiento podría observarse una relación negativa entre la ratio de morosidad y la ratio de endeudamiento; sin embargo esta relación debería hacerse positiva una vez se toman en cuenta los desfases apropiados.

El hecho de que no se mida la ratio de morosidad dividiendo los impagos concedidos en un mismo período respecto al total de préstamos concedidos en ese período hace que el poder informativo de dicha ratio sea mucho menor. Esto es así porque la información que realmente nos interesa saber es hasta qué punto el precio (prima) de esos préstamos estuvo bien calculado o no y, por tanto, hasta qué punto se pueden registrar pérdidas no esperadas en esos préstamos, y dicha información no se puede obtener a partir de los datos disponibles.

3.- Análisis empírico.

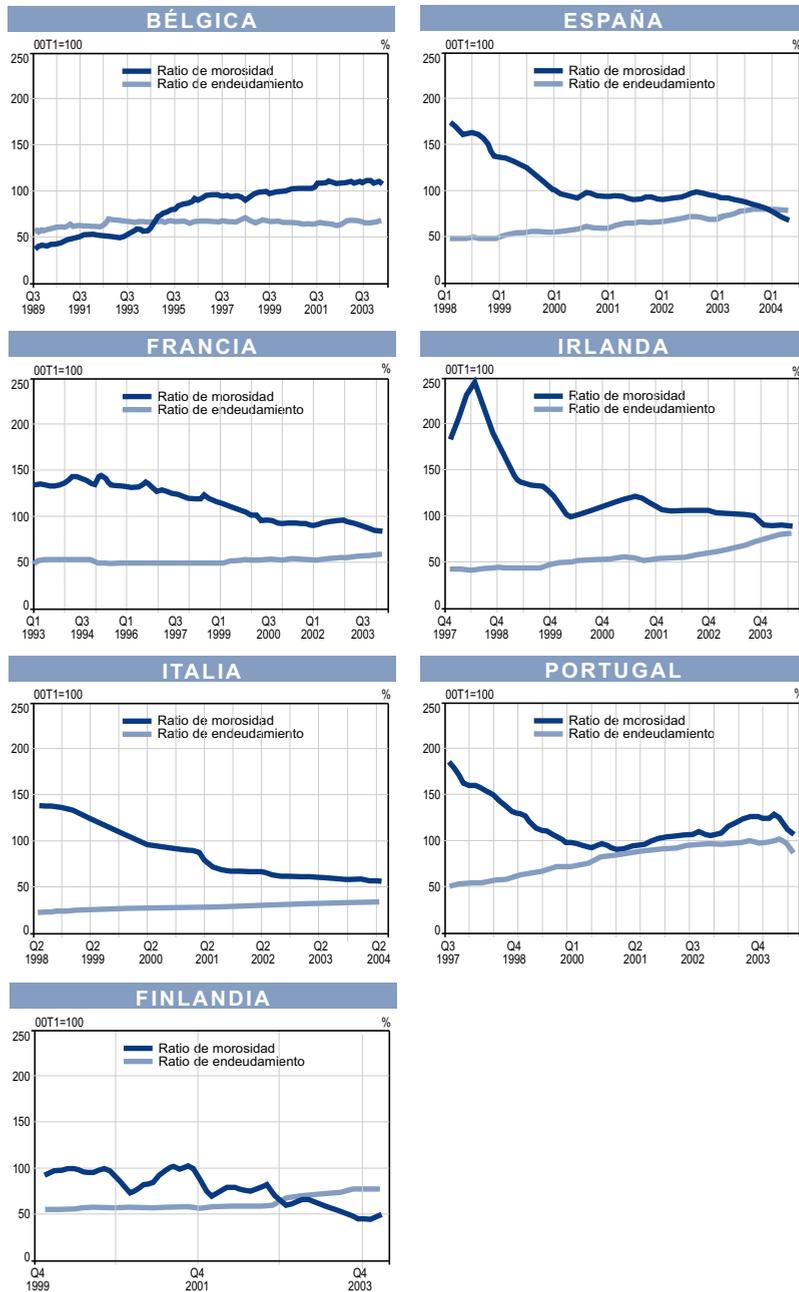
3.1 Los datos

La serie principal en las que estamos interesados es la ratio de morosidad de los hogares. Este tipo de información no está disponible para todos los países y, además, en la mayoría de los países los impagos se han desagregado por sectores sólo recientemente. Por estos motivos la base de datos sólo cubre siete de los doce países del área del euro: Bélgica, Francia, Finlandia, Irlanda, Italia, Portugal y España. Esos países representan cerca del 70% de la población del área del euro en 2004.

Nuestra base de datos consiste en series temporales trimestrales.

Como muestra el gráfico 3, durante el período muestral para el cual tenemos datos comparables (desde 1998) se ha producido una tendencia general de disminución de las ratios de morosidad, coincidiendo con un incremento de las ratios de endeudamiento. La única excepción ha sido Bélgica, donde la ratio de endeudamiento ha permanecido prácticamente inalterada mientras que la ratio de morosidad se ha incrementado ligeramente. Observando el desarrollo de los otros seis países, desde

Gráfico 3 La ratio de endeudamiento y morosidad.³



Fuente: BCE y respectivos Bancos Centrales Nacionales.

3) Los datos de morosidad y endeudamiento provienen de las bases de datos de los respectivos bancos centrales de esos países (NBB, (Centrale des crédits aux particuliers), Banco de España, Finland's Bank, Banque de France, Central Bank of Ireland, Banca d'Italia, y Banco de Portugal).

1998 puede observarse un aumento significativo de la ratio de endeudamiento aunque con diferentes intensidades. Francia ha registrado el menor incremento, alrededor del 18%, mientras que Irlanda y Portugal el mayor, con un incremento superior al 100%. España, con una subida del 68%, se mantiene en una posición intermedia, mientras que Italia y Finlandia han experimentado subidas del 50% y 35% respectivamente. Sin embargo, la ratio de morosidad ha mostrado un pronunciado descenso en el mismo período. La caída en la ratio de morosidad ha sido más similar en todos los países que la evolución de la ratio de endeudamiento, abarcando desde un 31% en Francia a un 60% en España e Irlanda. En el medio, Italia, Finlandia y Portugal muestran caídas del 55%, 48% y 36% respectivamente.

Los préstamos dudosos son préstamos en mora, pero tienen distintas denominaciones en los diferentes países: préstamos morosos, préstamos dudosos, préstamos malos, deudas malas. A pesar de los distintos nombres, generalmente representan la misma cosa: crédito en mora de al menos tres meses. Lo que difiere entre países es el tiempo que la deuda se define como tal, v.gr. el tiempo que se tarda antes de que la deuda se considere incobrable y, por tanto, puede ser dada de baja como una pérdida para la institución de crédito.

La duración de este proceso depende de la regulación nacional. En Francia e Italia el tiempo antes de que un préstamo pueda darse de baja es especialmente largo, así el mismo préstamo puede ser contabilizado como impagado durante varios años mientras en otros países el mismo préstamo sería considerado como impagado durante no más de seis meses. Por tanto, el hecho de que en Francia e Italia el stock de préstamos impagados como proporción del total de préstamos sea mayor parece en gran medida relacionado con el gran grado de persistencia del mismo préstamo dentro de los préstamos morosos más que por causas fundamentales (Moody's, 2003).

Los datos de stock de préstamos impagados y totales de los hogares provienen de publicaciones estadísticas de los bancos centrales nacionales.

Los datos de desempleo se han obtenido de la base de datos de la OCDE para Bélgica, Francia e Irlanda y de la base de datos IFS

del FMI para el resto de países. El tipo de interés nominal y la inflación provienen de la base de datos del FMI en todos los casos. La renta disponible proviene de las cuentas nacionales en el caso de Bélgica, España y Portugal y de la base de datos de la OCDE el resto. La riqueza financiera se ha calculado utilizando las cuentas financieras nacionales publicadas por los respectivos bancos centrales y utilizando los índices bursátiles para interpolar en los casos en que las series eran anuales.

La ratio de viviendas ocupadas por su propietario se ha tomado de la publicación: "Housing Statistics in the European Union 2003" de la National Agency for Enterprises and Housing. Esta ratio se define como la ratio de viviendas ocupadas por propietarios como porcentaje del total de viviendas en stock. Esta ratio incluye a los propietarios tanto sin préstamos hipotecarios como con ellos. La ratio de propietarios con préstamos hipotecarios habría sido una medida más precisa del porcentaje de préstamos colateralizados pero, desafortunadamente, este dato no está disponible para la mayoría de los países en el período muestral. Por tanto, utilizamos la ratio anterior como proxy de la ratio de préstamos colateralizados bajo la hipótesis implícita de que la proporción de hogares con préstamos hipotecarios es mayor dentro del grupo de familias que ocupan su propia vivienda que dentro del grupo de inversores que compran la casa para alquilar o para especular. No obstante, esta variable podría capturar también otros efectos que pueden surgir de la diferente estructura de propiedad en el mercado de la vivienda, como por ejemplo el hecho de que cuando se compra una vivienda para ocuparla los propietarios están cubriéndose del riesgo de los movimientos en los precios de la vivienda⁴ o del diferente perfil financiero de las personas que compran una casa para ocuparla y aquellos que lo hacen para invertir⁵.

Por último el índice de precios a la vivienda se ha obtenido de los datos publicados por el Banco Central Europeo.

4) La inversión especulativa es en principio más arriesgada. Esto puede implicar un mayor coste de la deuda independientemente de la disponibilidad de colateral. De hecho, la regulación de solvencia establece distintos requerimientos de capital cuando las hipotecas se dan para compra de vivienda o para otros propósitos.

5) Podemos esperar que en media la gente que compra una casa como inversión sea más rica que los que compran una casa para ocuparla. Por tanto, pueden tener un colchón mayor para absorber *shocks* adversos, no sólo en los precios de la vivienda sino en general. Esto va en la dirección contraria en términos de riesgo.

3.2 El modelo empírico

Siguiendo la discusión teórica del epígrafe 3, vamos a basar nuestro análisis empírico en la siguiente expresión:

$$npl_{i,t} = f(debt_{i,t}, income_{i,t}, assets_{i,t}, real\ len_{i,t}, unempl_{i,t}, infl_{i,t}, hp_{i,t}, own_{i,t}) \quad (19)$$

donde $npl_{i,t}$ representa el logaritmo de la ratio de morosidad de los hogares (que sería la realización de la variable q en términos del modelo) para el país i en el momento t y representa una *proxy* de la fragilidad financiera del sector.

Npl será una función de:

- 1) El logaritmo de la ratio de endeudamiento de los hogares en relación al nivel de renta disponible del sector hogares $debt_{i,t}$ (incluyendo préstamos hipotecarios, al consumo y tarjetas de crédito)^{6,7}.
- 2) El logaritmo de la renta disponible real por hogar $income_{i,t}$;
- 3) El logaritmo de la ratio de activos financieros brutos en relación a la renta disponible, $assets_{i,t}$;
- 4) El tipo de interés real de los préstamos $real\ len_{i,t}$;
- 5) La ratio de desempleo $unempl_{i,t}$ que da cuenta de la incertidumbre relacionada con la renta futura (usamos el desempleo como mejor proxy para la variabilidad de los ingresos individuales que la varianza de la renta disponible total).
- 6) Y finalmente, la tasa de inflación, $infl_{i,t}$.

La contribución de cada una de estas variables a la explicación de la ratio de morosidad que se desprende del modelo teórico es la siguiente:

A) En el largo plazo:

- 1) En el largo plazo esperamos que la contribución de la ratio de endeudamiento sea positiva porque un nivel de endeudamiento más alto significa, "*ceteris paribus*", una posición financiera más arriesgada.

6) Aunque consideramos el crédito total de los hogares, la mayor proporción está constituida por hipotecas.

7) Aunque hemos supuesto una relación lineal entre la ratio de endeudamiento y la ratio de morosidad esto no tendría por qué ser así; no es lo mismo un endeudamiento del 60% cuando los ingresos son muy altos y con el 40% restante se pueden cubrir holgadamente las necesidades básicas que cuando los ingresos son bajos.

- 2) Utilizamos la renta disponible real como una *proxy* burda del crecimiento esperado permanente en riqueza humana. Asumiendo expectativas racionales, si se espera a nivel agregado un crecimiento más alto de renta real que en el pasado, entonces es racional que el nivel de endeudamiento hoy se incremente. Por tanto, "*ceteris paribus*" un mayor nivel de renta real implicaría un menor nivel de morosidad. Por tanto el signo esperado de esta variable es negativo. Además, a lo largo de este período la renta real ha venido creciendo en paralelo con la innovación tecnológica, por tanto esta variable puede también ser una *proxy* de estos desarrollos. Los avances positivos por el lado de la oferta podrían haber permitido incrementar el nivel de endeudamiento sin necesariamente incrementar la ratio de morosidad. Esto también implicaría una contribución negativa a la ratio de morosidad.
- 3) Obviamente, esperamos que los tipos de interés reales tengan una contribución positiva a la ratio de morosidad.
- 4) Esperamos que la inflación y el desempleo tengan una contribución positiva a la ratio de morosidad. Menores niveles de estas variables suelen caracterizar a su vez una mayor estabilidad macroeconómica, lo que favorece el desarrollo financiero. Un entorno macroeconómico más estable con una inflación menos volátil hace posible una reducción en las primas de inflación, implicando una ratio de endeudamiento óptimo más elevado. También menor volatilidad en los niveles de renta y desempleo juegan el mismo papel.

B) En el corto plazo hemos añadido otras variables que hemos considerado relevantes:

5) Activos financieros, $Assets_{i,t}$; esperaríamos un signo negativo dado que estos activos representan un colchón.

6) El índice de precios de la vivienda, $hp_{i,t}$, para capturar la variabilidad de la riqueza inmobiliaria, así como el incremento de la demanda de préstamos para adquisición de vivienda.

7) La ratio de viviendas en propiedad, $own_{i,t}$, como *proxy* del porcentaje de préstamos colateralizados. Esta variable nos sirve para

captar el incremento en la demanda de préstamos para la adquisición de viviendas ⁸.

8) Como consecuencia del racionamiento del crédito, la renta disponible real, o más exactamente cambios en las posiciones líquidas, también puede jugar un papel en el corto plazo al ser uno de los determinantes del consumo.

Como se ha mencionado en la sección anterior hemos utilizado una base de datos de siete países del área del euro (N=7) sobre un período que abarca desde el tercer trimestre de 1989 al segundo trimestre de 2004. Este panel no es equilibrado porque para la mayoría de los países no están disponibles las series para todo el período. Por ello realizamos el análisis principal con una base de datos mas reducida pero equilibrada que abarca desde el segundo trimestre de 1998 al segundo trimestre de 2004 y que excluye Finlandia⁹ (por tanto N=6). La ventaja de usar el panel no equilibrado es que tenemos más observaciones y que los resultados son menos dependientes de un período específico. La desventaja es que las estimaciones podrían no ser consistentes. Sin embargo, no esperamos que los resultados de los dos paneles sean cualitativamente diferentes, de forma que el análisis del panel no equilibrado representa una especie de test de robustez.

El uso de datos de panel nos permite tener en cuenta la heterogeneidad entre países que es invariante en el tiempo y no es observable.

En términos del modelo econométrico interpretamos (19) como un modelo dinámico de la ratio de morosidad, especificado como un modelo de corrección de error. De hecho, pensamos que el comportamiento de la tasa de morosidad es dinámica por naturaleza en el sentido de que los niveles pasados de morosidad pueden explicar los niveles corrientes. Esto se deriva del hecho de que el stock de préstamos morosos en t es la cantidad acumulada de préstamos morosos originados en períodos previos que no han sido todavía dados de baja contablemente. Además la tasa corriente

8) En línea con la discusión del epígrafe 2, esta última variable también podría capturar el distinto efecto que los préstamos colateralizados pueden tener en la probabilidad de incurrir en mora en comparación con los préstamos no colateralizados. Dada la asimetría de información existente entre prestamistas y prestatarios, el colateral puede ser una señal de la alta calidad de los prestatarios, por tanto podemos esperar una relación positiva entre colateral y calidad crediticia.

9) Los datos de morosidad para Finlandia sólo están disponibles desde el tercer trimestre de 1999.

de morosidad influirá la política crediticia de los bancos afectando las condiciones financieras futuras y por tanto el comportamiento de la ratio de morosidad futura.

La persistencia de la ratio de morosidad viene explicada por:

- 1) La ratio de morosidad incluye en el numerador créditos morosos que han ido entrando en distintos períodos y que hasta que salen cuando se dan de baja o se pagan siguen influyendo en la ratio.
- 2) Los créditos que acaban siendo morosos se originaron en el pasado y en la medida en que responden a una misma política crediticia mantenida a lo largo de un período los créditos originados en ese período estarán relacionados.

La ratio de morosidad dependerá pues de la evolución de los créditos concedidos en el pasado (las condiciones en que se concedieron) y el ritmo de concesión de créditos presente. Supongamos que el período medio para entrar en mora es de tres años y que sólo permanecen dos años en el balance. Si la morosidad de los créditos concedidos hace tres años aumenta respecto a la tasa de morosidad de los créditos de hace cinco años y el nivel de créditos se ha mantenido constante, la ratio de morosidad aumentará. Si el nivel de créditos ha aumentado más que el nivel de morosidad la tasa de morosidad puede que se mantenga e incluso que descienda. Si el nivel de créditos se estabiliza o cae antes de que haya caído el nivel de morosidad, entonces la tasa de morosidad aumentará. Por tanto, cuando los balances de las entidades no permanecen constantes la tasa de morosidad también dependerá de las políticas corrientes respecto al crecimiento de la entidad. Durante el período en que se mantenga una política concreta la ratio de morosidad vendrá afectada por dicha política.

Por tanto la dinámica que esperamos encontrar es un comportamiento cíclico en la tasa de morosidad. Los períodos de concesión de créditos en condiciones más alegres van asociados a crecimiento de los balances, lo que hace que las ratios de morosidad en un primer momento desciendan por el crecimiento del balance y hasta que estos préstamos empiezan a entrar en mora. Una vez que los créditos derivados de esa política empiezan a entrar en mora se reconsidera la política crediticia, coincidiendo un

aumento del nivel de morosos con un estancamiento o caída de los balances, lo que provoca un aumento de la morosidad más pronunciado.

Respecto al comportamiento a largo plazo, esperamos encontrar un aumento del nivel de endeudamiento de equilibrio asociado a la misma tasa de morosidad, debido a la innovación en la gestión del riesgo. Es decir, en el largo plazo las preferencias de prestamistas y prestatarios fijan el nivel de rentabilidad-riesgo de equilibrio dadas las condiciones estructurales del mercado crediticio. Cuando estas condiciones cambian podemos observar en el largo plazo un movimiento desde un par morosidad-endeudamiento de equilibrio a otro en que la morosidad es menor con el mismo endeudamiento. Las variables estructurales que caracterizan el mercado crediticio no son observables pero entendemos que podrían venir recogidas por variables como el incremento de la renta real, la estabilización de las tasas de inflación, la reducción de las tasas de desempleo, la reducción de los tipos reales...

En cuanto a los supuestos respecto a la variabilidad *cross*-sectorial, la dinámica general que esperamos observar es similar. Por una parte, en el largo plazo esperamos encontrar un parámetro asociado al endeudamiento similar en todos los países porque los mercados financieros están suficientemente integrados para que el par de equilibrio rentabilidad-riesgo se determine de forma global en el largo plazo. Por otra parte, las economías del área del euro están cada vez más sincronizadas y en el largo plazo podemos asumir un comportamiento homogéneo. Aunque admitimos que la integración financiera en el área del euro no es perfecta y que podemos encontrar distintos equilibrios en función del grado de desarrollo financiero y la estructura de su mercado (por ejemplo más o menos crédito colateralizado, distintas legislaciones de insolvencia, etc.) no esperamos que estos sean muy significativos y por tanto pensamos que la homogeneidad es un buen supuesto.

En el corto plazo, sin embargo, las dinámicas pueden ser muy diferentes y eso dependerá de factores como la contabilización de los impagos, las políticas crediticias, los ciclos, la estructura del mercado, etc.

El uso de esta especificación está también en línea con la literatura existente (ej: Davis, 1995; Whitley *et al.*, 2004). La especificación como modelo de corrección de error nos permitirá capturar los efectos tanto a corto como a largo sobre la tasa de morosidad.

Especial cuidado se necesita en el tratamiento de los datos. En particular, el análisis dinámico con datos de panel está caracterizado por dos fuentes de persistencia en el tiempo: la primera, la autocorrelación debida a la presencia de variables dependientes desfasadas sobre los regresores, y segundo, la autocorrelación debida a los efectos individuales que caracterizan la heterogeneidad entre los individuos. Mientras que es bien conocido que en los típicos micro-paneles (con N grande y T pequeño) el estimador del efecto fijo (FE) está sesgado y es inconsistente cuando el modelo es dinámico, en los macro-paneles el estimador del efecto fijo puede ser menos preocupante porque T es típicamente mayor (Baltagi y Kao, 2003)¹⁰. Sin embargo, dada la naturaleza de nuestros datos, es esencial detectar posibles no estacionaridades de las series. En ese caso, incluso en macro-paneles (con N pequeño y T grande) el estimador del efecto fijo es probable que sea sesgado e inconsistente¹¹. Si los datos están caracterizados por la presencia de raíces unitarias, tendríamos que testear la presencia de posibles relaciones de cointegración y en consecuencia expresar el modelo dinámico como un modelo de corrección de error (ECM), restringiendo el largo plazo de acuerdo con el análisis de cointegración. De acuerdo con Pesaran, Shin y Smith (1999), incluso si la especificación dinámica es improbable que sea la misma en todos los países, es aún posible agregar las estimaciones tratando el modelo como un sistema porque la ganancia de eficiencia de agregar los datos supera las pérdidas debidas al sesgo introducido por la heterogeneidad (Baltagi y Griffin, 1997). En este caso, está demostrado por Kao y Chen (1995) que los mínimos cuadrados ordinarios (OLS) en modelos de cointegración con datos de panel son asintóticamente normales, pero sesgados. Por tanto, han sido propuestos estimadores alternativos para la estimación del largo

10) Para que el estimador sea consistente los errores del modelo deben estar i.i.d., pero esto no se cumple cuando el número de períodos es finito.

11) Binder *et al.* (2000) muestran que también el estimador GMM basado en la condición de ortogonalidad estándar no sirve si las series subyacentes tienen raíces unitarias.

plazo, como los mínimos cuadrados ordinarios modificados (*fully modified OLS* o FMOLS).

Nosotros estimaremos un modelo con la siguiente especificación (semi) log-lineal:

$$\Delta npl_{it} = \sum_{j=0}^{p-1} g_{ij} \Delta z_{i,t-j} + \alpha_i (npl_{i,t-j} - \beta_i' x_{i,t-j}) + m_i + e_{it} \quad (20)$$

para $t = 1, \dots, T$ y $i = 1, \dots, N$

Donde $npl_{i,t}$ es el logaritmo de la ratio de morosidad; $z_{i,t-j}$ es un vector de variables explicativas en el corto plazo y $x_{i,t-j}$ es un vector de variables explicativas en el largo plazo (ambas descritas en (19)); β_i representan los parámetros de largo plazo y α_i son los parámetros de ajuste al equilibrio (ecm). Finalmente, m_i son los efectos fijos, sin embargo trataremos esos parámetros como comunes entre países de acuerdo con la restricción de la media del grupo.

Sin embargo, para que la expresión (20) tenga sentido, la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo debe ser valorada. Por tanto, en la sección siguiente analizaremos primero la naturaleza de las series individuales y contrastaremos la cointegración de los datos del panel utilizando los test de Pedroni (1999 y 2004).

4.- Análisis de cointegración de los datos de panel.

Una inspección gráfica de las series sugiere la posibilidad de no estacionariedad y, en efecto, tanto los tests de raíces unitarias de las series temporales como de los datos de panel no permiten rechazar la hipótesis de no estacionariedad. En la tabla A1 en el Apéndice 3 se muestran los resultados de los tests de raíces unitarias con más poder para datos de panel. En general encontramos que todas las series que utilizamos tienen raíces unitarias. Los resultados de los tests permiten también excluir la presencia de variables integradas de orden dos.

Una vez que hemos comprobado que las series son integradas de orden uno, lo siguiente es comprobar que existe una relación de equilibrio a largo plazo, para lo cual utilizamos los tests de cointegración de Pedroni, como ya se mencionó en la sección

anterior. Los tests de Pedroni están basados en un test de raíces unitarias de los residuos estimados que provienen de la siguiente regresión general:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + x_{i,t}' \beta_i + e_{i,t} \quad \forall t = 1, \dots, T; 1, \dots, N$$

donde α_i son los escalares que denotan los efectos fijos y δ_i son los parámetros unitarios específicos de la tendencia lineal. Los tests tienen asintóticamente una distribución normal (al aumentar la dimensión *cross*-sectorial) y permiten diversos tipos de heterogeneidad entre los miembros del panel¹².

Es importante aquí abrir un paréntesis en el que expliquemos qué entendemos exactamente por heterogeneidad y cuáles son sus tipos y fuentes. Entendemos por heterogeneidad un comportamiento *singular* de las series de cada una de las secciones cruzadas, y_{it} . Diferenciamos entre las siguientes tipos de heterogeneidad:

- heterogeneidad a corto plazo: surge de las diferencias en cuanto a cómo los distintos países responden a las desviaciones en el corto plazo del nivel de equilibrio debidas a shocks estocásticos, y es capturada por e_{it} .
- heterogeneidad a largo plazo: puede ser producto tanto de una tendencia idiosincrásica (capturada por el efecto fijo temporal δ_i), como de una relación de cointegración diferente para cada sección cruzada (capturada por el vector de cointegración β_i y los efectos fijos de sección cruzada α_i , que reflejan las diferencias en el nivel medio entre las variables de las distintas secciones cruzadas).

Los tests están basados en siete estadísticos, cuatro de los cuales son denominados estadísticos de panel y combinan ("pool") los coeficientes autorregresivos en el test de residuos, mientras que los restantes tres estadísticos, los estadísticos de grupo, toman la media, por tanto permitiendo más heterogeneidad. Los tests de panel son los estadísticos ν , ρ y dos estadísticos t , uno paramétrico y otro no paramétrico. Los tests de grupo son el estadístico ρ y los dos estadísticos t , uno paramétrico y otro no paramétrico. Si estos estadísticos permiten

12) Además, no requieren que los regresores sean exógenos.

detectar una relación estable de largo plazo, ésta puede ser estimada mediante FMOLS¹³.

El cuadro 1 muestra los resultados de los tests para la existencia de una relación de cointegración entre el ratio de morosidad de los hogares, el ratio de endeudamiento, la renta disponible real, la inflación, el tipo de interés real y el ratio de desempleo. Hemos llevado a cabo los tests tanto en el panel equilibrado como en el no equilibrado, aunque damos una mayor fiabilidad a los resultados del primero, dejando el segundo como un análisis de robustez. Ello es debido, como ya hemos mencionado en el epígrafe 2, a que, si bien el panel no equilibrado contiene más observaciones, ello se consigue a expensas de introducir una serie, la de Finlandia, con un horizonte temporal bastante escaso, lo que puede reducir el poder de los tests antes explicados.

Como se muestra en la tabla, en el caso del panel equilibrado podemos rechazar la hipótesis nula de no cointegración en cinco de siete de los test estadísticos de Pedroni, aunque en el caso del panel no equilibrado sólo podemos rechazarla en tres casos. Esta evidencia no parece suficiente en global para descartar la existencia de una relación estable en el largo plazo para la morosidad¹⁴.

Cuadro 1
Test de cointegración de Pedroni ¹⁵.

	Panel equilibrado (N=6, obs=150)		Panel no equilibrado (N=7, obs=221)	
	Stat. value	p-value	Stat. value	p-value
<i>Panel v</i>	2.11	0.03	-0.23	0.59
<i>Panel p</i>	-0.39	0.70	-0.40	0.69
<i>Panel pp t</i>	-6.28	0.00	-3.08	0.00
<i>Panel t</i>	-2.04	0.04	-0.97	0.28
<i>Grupo p</i>	0.95	0.83	1.30	0.90
<i>Grupo pp t</i>	-6.12	0.00	-3.92	0.00
<i>Grupo t</i>	-3.18	0.00	-2.06	0.04

13) *Fully Modified OLS*, es decir, mínimos cuadrados ordinarios modificados.

14) Somos conscientes de que en paneles pequeños –como es el caso– el poder del test puede decrecer de forma significativa. A pesar de este hecho, Pedroni (2004) mostró que cuando $N < T$ y T es relativamente pequeño, el estadístico de grupo t y el de panel t son los estadísticos más poderosos. Por tanto dado que, en el caso principal del panel equilibrado, con estos estadísticos rechazamos la hipótesis nula de no cointegración pensamos que concluir a favor de la existencia de cointegración es la mejor elección.

15) Agradecemos a P. Pedroni por poner a nuestra disposición sus procedimientos en RATS.

Por tanto, podemos utilizar la significatividad de la dinámica a largo plazo utilizando el estimador FMOLS desarrollado por Pedroni. Este tiene dos variantes. La primera es un estimador basado en la dimensión temporal del panel ("within dimension") y provee estimaciones del vector de cointegración a nivel individual, es decir, cointegración heterogénea. La segunda es el estimador de grupo de panel (Panel Group FMOLS), el cual combina los datos a lo largo de la dimensión *cross*-sectorial ("between dimension"), es decir, cointegración homogénea. Sus estimaciones puntuales pueden ser interpretadas como el valor medio para los vectores de cointegración.

La teoría económica suele respaldar la cointegración homogénea, aunque es a menudo incapaz de predecir la dinámica de las variables a corto plazo. La mayoría de relaciones de equilibrio a largo plazo predichas, por ejemplo, por la PPA, la paridad descubierta de los tipos de interés o la ecuación de Fisher, son iguales para todos los países, aunque la velocidad de convergencia a dichas relaciones difiera marcadamente entre países debido a diferencias en instituciones políticas y económicas. Ello implica la misma relación de cointegración para todas las unidades del panel¹⁶. Para nuestra muestra de países el supuesto de homogeneidad a largo plazo no debería de ser difícil de defender teniendo en cuenta que no sólo pertenecen al mercado único europeo, lo que implica un grado de integración económica y financiera superior al que se produce en general con otras áreas, sino que además comparten una política monetaria única. Aunque no puede decirse que la integración financiera sea completa, el marco regulatorio común, el pasaporte europeo así como la moneda única han contribuido a una alta integración de los mismos.

Desde el punto de vista empírico, la ventaja de asumir cointegración homogénea -cuando ésta es cierta- es una considerable ganancia en eficiencia en la estimación. Eso sí, el peligro de asumir cointegración homogénea cuando en realidad es heterogénea son estimaciones inconsistentes (Pesaran, 1997). Por otra parte la estimación heterogénea, es decir, la estimación de un vector de cointegración diferente para cada uno de nuestros países, implicaría la pérdida de un gran número de grados de libertad, lo

16) Breitung y Pesaran (2005).

Cuadro 2 Estimación del vector de cointegración mediante Panel Group FMOLS ¹⁷.

	Variable dependiente: <i>npl</i>			
	Panel equilibrado (N=6, obs=150)		Panel no equilibrado (N=7, obs=221)	
	Coeff.	<i>p</i> -value	Coeff.	<i>p</i> -value
debt	0.40	0.00	0.93	0.00
income	-0.16	0.50	-1.48	0.13
infl	0.05	0.00	0.23	0.00
real len	0.03	0.00	0.28	0.00
unempl	0.04	0.11	0.07	0.00

cual reduciría la consistencia de nuestras estimaciones dado el relativamente escaso tamaño de nuestra muestra.

En nuestra investigación damos mayor credibilidad a los resultados de la cointegración homogénea (Panel Group FMOLS), mientras que reportaremos los resultados de la cointegración heterogénea a modo de análisis de robustez.

El cuadro 2 ilustra la relación de largo plazo resultante de vincular la ratio de morosidad con las variables macroeconómicas para el grupo considerado de países del área del euro. Por las razones antes expuestas, en la tabla sólo se muestran las estimaciones de panel de grupo (Panel Group FMOLS), es decir, cointegración homogénea. Además, hemos utilizado dummies temporales comunes para capturar posibles dependencias *cross*-sectoriales¹⁸. Los resultados individuales por países, sin embargo, se muestran en el apéndice 4¹⁹. Como se menciona en el epígrafe 3.2, las variables que explican la morosidad en el largo plazo son las variables centrales derivadas de modelo teórico.

17) La estimación incluye constante y *dummies* temporales comunes.

18) En presencia de cointegración *cross*-sectorial el poder del test de cointegración de Pedroni puede verse alterado. Aunque no somos capaces de testear explícitamente la cointegración entre las distintas unidades del panel, hemos llevado a cabo un análisis de cointegración unidad a unidad y hemos encontrado el mismo rango que las unidades, lo cual puede limitar el efecto distorsionador. Además, de acuerdo con Banerjee *et al.* (2004), el tamaño de la distorsión cuando N es pequeño es relativamente limitado.

19) En el cuadro A2 de dicho apéndice pueden verse dos cosas. Primero, el gran número de coeficientes, bastantes de ellos significativos, que muestran el signo equivocado, lo que hace patente la escasa consistencia de la cointegración heterogénea en nuestra muestra. Segundo, la mayor fiabilidad del panel equilibrado en nuestra cointegración homogénea (Cuadro 2 del texto), puesto que los coeficientes de Finlandia son extremadamente diferentes a los del resto de países en magnitud y/o signo, contradiciendo además algunos de dichos signos nuestra intuición económica. Ello se debe al escaso número de observaciones que disponemos para Finlandia, lo que hace que sus estimadores no sean consistentes e implique que la estimación homogénea del panel no equilibrado pueda no ser tampoco consistente.

La primera columna del Cuadro 2 muestra los parámetros de grupo estimados para el panel equilibrado. Podemos observar que la ratio de endeudamiento muestra, como esperábamos, un impacto positivo y alto en la ratio de morosidad en el largo plazo. Esto es, un mayor nivel de endeudamiento implica una mayor ratio de morosidad en el largo plazo.

Sin embargo, el efecto de la renta disponible aparece también grande, pero negativo (aunque no significativo), compensando el efecto del endeudamiento, a pesar de lo cual decidimos mantenerlo en la ecuación porque pensamos que es una variable relevante. Un punto de incremento en la renta real permitiría un incremento de un 40% en el endeudamiento, sin que la tasa de morosidad se viera afectada. En el largo plazo, por tanto, un nivel más alto de endeudamiento podría ser compatible con la misma tasa de morosidad, dados los desarrollos por el lado de la gestión del riesgo y el hecho de que una renta real más alta supone que el porcentaje de renta después de la carga de la deuda es mayor en relación al mínimo de subsistencia y por tanto la capacidad de ajuste en el consumo también lo es.

La inflación tiene una semielasticidad positiva igual a 0,05% y es significativa. Durante los últimos años los bajos niveles de inflación han estado asociados a una volatilidad de la inflación menor, por tanto las sorpresas son menos frecuentes, decreciendo la probabilidad de incurrir en mora. Este argumento está vinculado con la incertidumbre percibida. En el largo plazo esperamos que los contratos se ajusten a la inflación, y por tanto el efecto del coste de tomar prestado es capturado por el tipo de interés real. La inflación en el largo plazo está capturando el efecto de un régimen de precios menos volátil y por tanto de menor incertidumbre. El coeficiente estimado positivo, por tanto, sugiere que la menor volatilidad ha contribuido al mejor comportamiento de la ratio de morosidad. Una menor inflación, y sobre todo, una inflación menos variable, es en sí misma un desarrollo financiero.

El tipo de interés real, como era de esperar, tiene también un impacto positivo y significativo en la ratio de morosidad, lo que significa que un incremento en el nivel de los tipos de interés reales también implica un incremento en la ratio de morosidad. El tipo de interés real a largo plazo debería reflejar movimientos en la aversión

al riesgo globales, por tanto debería moverse muy poco. Como era de esperar, la tasa de desempleo muestra un efecto positivo sobre la morosidad indicando la incertidumbre de la renta futura.

Los coeficientes de grupo para el panel no equilibrado se muestran en la columna cuarta del cuadro 2. En general, el tamaño de los coeficientes es mucho mayor en este caso. De nuevo la renta disponible no es significativa, pero en este caso sí lo es la tasa de desempleo.

El último paso consiste en estimar el modelo de corrección del error de la morosidad, con el corto y el largo plazo juntos. El cuadro 3 muestra los resultados estimados, donde las variables que explican el ajuste tanto a corto como a largo plazo están expresadas en diferencias con respecto al año anterior (Δ). La elección de tomar las diferencias estacionales está motivada por dos factores. En primer lugar, como ya fue argumentado por De Bondt (1999), el modelo de consumo subyacente se aplica a variables medidas en puntos en el tiempo concretos, mientras que los datos disponibles son medias calculadas sobre un determinado intervalo de tiempo. Esto puede producir dos tipos de dependencias espurias en los errores, tanto autocorrelación de primer orden como correlación entre las diversas secciones cruzadas. En segundo lugar, pensamos que los hogares no actualizan sus decisiones y expectativas muy a menudo; en este

Cuadro 3
Estimación dinámica (ECM) ²⁰.

	Variable dependiente: Δnpl_t			
	Panel equilibrado (N=6)		Panel no equilibrado (N=7)	
	Coeff.	Error estándar	Coeff.	Error estándar
$\Delta_4 \text{ income}_t$	-1.006 *	0.536	-1.654 ***	0.650
$\Delta_4 \text{ assets}_t$	-0.088	0.067	-0.238 ***	0.089
$\Delta_4 \text{ nom len}_t$	0.014	0.015	0.021 *	0.013
$\Delta_4 \text{ hp}_t$	-0.008 ***	0.002	-0.004	0.003
$\Delta_4 \text{ own}_t$	-0.516 **	0.023	-0.087 ***	0.030
Ecm_{t-4}	-0.486 ***	0.086	-0.092 ***	0.029
constante	1.143 ***	0.206	1.288 ***	0.411
	R ² = 0.76		R ² = 0.62	
	obs = 108		obs = 193	

Nota: ***, **, * denotan variables estadísticamente significativas al 1, 5 y 10%, respectivamente.

20) La estimación incluye efectos fijos de sección cruzada.

sentido la diferencia con respecto al año anterior puede reflejar mejor el comportamiento de los hogares, dado que hay muchas variables que influyen en su comportamiento que se revisan anualmente: salarios, tipos de interés si son variables, carga impositiva, etc.

Los resultados para la especificación dinámica están de acuerdo con lo esperado y están bien determinados. El largo plazo aquí es representado por el término *ecm*, que es el vector de cointegración previamente estimado y descrito en el cuadro 2. El ajuste al equilibrio de largo plazo es 0.486, es decir, después de un año se produce algo menos del 50% del ajuste y tarda más de dos años para volver al equilibrio a largo plazo. Para el corto plazo hemos adoptado un enfoque de lo general a lo específico, de forma que hemos intentado varias especificaciones incluyendo las variables clave que están también representadas en el largo plazo más las variables adicionales.

Si nos fijamos en los resultados con el panel equilibrado vemos que, con respecto a los determinantes a corto plazo de la morosidad, la elasticidad a corto plazo para la renta disponible es negativa y mayor que uno, de forma similar al largo plazo. Las restricciones al crédito justifican que aparezca esta variable en el corto plazo. El hecho de que pueda no ser posible tomar prestado a cuenta de la renta futura explica por qué el consumo depende de cambios en la renta, o más exactamente, de cambios en las posiciones de liquidez.

Los precios de la vivienda también son relevantes en el corto plazo. Un incremento en el precio de la vivienda puede ser visto por los hogares como un incremento en la riqueza, con lo que un incremento en el valor de la riqueza inmobiliaria debido a un aumento de precios tendría un impacto atenuante de la morosidad. Mayores precios de la vivienda, en combinación con un incremento en el porcentaje de viviendas ocupadas por sus propietarios, pueden también estar recogiendo una relajación en las condiciones crediticias mejoradas por el incremento del valor del colateral.

Además, el incremento de los precios de la vivienda unido al aumento de la compra de viviendas en propiedad ha implicado en el corto plazo mayores tasas de crecimiento del crédito, lo que en el corto plazo implica un descenso de la morosidad.

Comparando los resultados con los del panel no equilibrado podemos resaltar que para la renta disponible, los activos financieros y el tipo de interés nominal el impacto en la tasa de morosidad es marcadamente menor; además las dos últimas no son significativas. Por el contrario, los coeficientes para la variable *own* y el término de corrección de error son mucho mayores.

En el panel no equilibrado la riqueza financiera también muestra un impacto negativo y refleja la posibilidad de utilizar los activos líquidos como colchón. El hecho de que esta variable sea significativa sólo en el corto plazo sugiere que este colchón es básicamente utilizado para ajustes en el corto plazo. El tipo de interés nominal aparece con un signo positivo y captura tanto el efecto de la inflación como el de los tipos de interés reales de los préstamos. En el corto plazo, debido a las rigideces dependientes de la estructura de mercado, la inflación puede jugar un papel en el coste real del préstamo en la misma dirección que el tipo de interés real. Si nos basamos en el modelo teórico el signo de esta variable es ambiguo. Podemos esperar un efecto positivo en la morosidad si los contratos están caracterizados por tipos de interés variables, pero también negativo en términos reales dada la naturaleza nominal de la deuda. Con tipos de interés variables²¹ la inflación se transmite al coste del préstamo más rápidamente que a los salarios, y tiene por tanto un impacto real en la posición financiera de los hogares. Dado que el efecto va en la misma dirección y la variable observable es el tipo de interés nominal, hemos optado por utilizar esta variable en el corto plazo como *proxy* del coste del préstamo. La ratio de viviendas ocupadas por sus propietarios también resulta muy significativa y negativa, mientras que los precios de las viviendas parecen tener un efecto muy pequeño, además de no ser significativo. La gran relación entre estas dos variables puede explicar que los precios de la vivienda no aparezcan como significativos.

Por último, el coeficiente de la constante es bastante elevado y positivo, indicando que hay factores comunes a todos los países de la muestra que son relevantes y que no pueden ser capturados por las variables seleccionadas, pero que tienden a incrementar la fragilidad financiera de los hogares.

21) En el área del euro casi la mitad de los préstamos son a tipo variable.

Hemos intentado también las especificaciones equivalentes con diferencias simples (no mostradas aquí). No se observan grandes diferencias para el panel desequilibrado en términos del tamaño y la significatividad de los coeficientes. Para el panel equilibrado, sin embargo, sólo la renta, el término de corrección de error y la constante salieron significativos. En cualquier caso, como ya mencionamos antes, pensamos que el modelo expresado en diferencias anuales descrito anteriormente representa mejor el comportamiento de los hogares y es por tanto más informativo.

La conclusión general que podemos extraer de los resultados empíricos presentados arriba es que el incremento de la ratio de endeudamiento de los hogares observado en el período muestral puede ser en parte explicado por un movimiento hacia un nuevo equilibrio, pero hay otra parte que implicaría una desviación de ese equilibrio que podría tener un impacto negativo e inesperado en la capacidad de reembolso. En el corto plazo hay varios factores que pueden contribuir a una menor tasa de morosidad pero que, una vez que reviertan, podrían implicar un incremento de la misma. Por tanto, en este período el sector de los hogares en general ha pasado a tener una situación financiera más arriesgada y por encima del nivel de equilibrio a largo plazo, que podría tener un final abrupto con consecuencias negativas para el bienestar. Aunque en el corto plazo algunos factores pueden ayudar a atenuar los problemas financieros, puede llevar algún tiempo la reabsorción de estos desequilibrios.

5.- Conclusión.

El pronunciado incremento de la ratio de endeudamiento de los hogares en los países desarrollados ha provocado preocupación acerca de un incremento paralelo en la fragilidad financiera de los hogares que afectaría a la estabilidad macroeconómica y financiera. Uno de los objetivos de este artículo es entender hasta qué punto el crecimiento en la ratio de endeudamiento observado en el período muestral constituye un movimiento hacia un nuevo equilibrio o está relacionado con una posición financiera de este sector más arriesgada, de la cual los agentes no son plenamente conscientes. Para tratar de arrojar

cierta luz en este asunto hemos analizado un modelo empírico para la tasa de morosidad, que constituye el mejor indicador disponible de la fragilidad financiera de los hogares. Derivamos la especificación empírica de un modelo de ciclo vital que permite introducir la probabilidad de ser moroso. Entonces utilizamos un panel de siete (o seis) países del área del euro y estimamos un modelo de corrección de error. Encontramos que el conjunto de variables que incluimos en el modelo tiende a explicar una buena proporción de la variación de la tasa de morosidad, indicando que el modelo recoge bastante bien los factores que explican el comportamiento de la tasa de morosidad.

El modelo sugiere que, en el largo plazo, un incremento en la ratio de endeudamiento está asociado con un mayor nivel de la tasa de morosidad. Sin embargo, si el incremento en el ratio de endeudamiento está acompañado por un incremento en la renta disponible esto puede compensar el efecto en la tasa de morosidad. Esto sugiere que incrementos en la renta disponible real pueden permitir "*ceteris paribus*" relativamente mayores incrementos en el ratio de endeudamiento, combinado con la misma tasa de morosidad. Las condiciones monetarias son también importantes porque un aumento de la inflación y los tipos de interés empeoran significativamente las condiciones financieras. Sin embargo, estos efectos pueden ser difíciles de percibir en el corto plazo dado que el modelo necesita más de dos años para una completa transmisión de los posibles *shocks*.

Además, en el corto plazo el papel de la riqueza financiera e inmobiliaria tiende a confirmar la idea de que la riqueza es utilizada como un colchón en caso de *shocks* inesperados. Sin embargo, la riqueza inmobiliaria, siendo menos líquida, juega un papel menor en aliviar las tensiones financieras comparadas con la riqueza más líquida, aunque ambas ayudan, de acuerdo con la visión de que el colateral puede servir para superar los problemas de información asimétrica.

En general, sin embargo, podemos concluir que el reciente incremento en la ratio de endeudamiento podría ser en parte explicado por un movimiento hacia un nuevo equilibrio, pero que hay otra parte que implica un alejamiento del equilibrio y podría tener un impacto negativo e inesperado en la capacidad de

reembolso. Por tanto, el sector de los hogares en general está caracterizado por una situación financiera más arriesgada y por encima del nivel de equilibrio a largo plazo, que podría tener un final abrupto con consecuencias negativas para el bienestar.

Finalmente, las diferencias entre países parece que son muy importantes y globalmente exacerban las condiciones financieras de los hogares. Esas diferencias están probablemente relacionadas con las características institucionales y los factores estructurales de oferta, los cuales juegan un papel clave en la determinación de la estabilidad de las condiciones financieras y, por tanto, en el nivel de equilibrio del endeudamiento de los hogares. Sin embargo, a pesar de la relevancia de los factores idiosincrásicos, creemos que la consideración del sector hogares desde una perspectiva del área del euro puede aportar piezas útiles de información para la conducción de la política monetaria común, así como para el análisis de la estabilidad financiera de dicha área económica.

Anexos.

Anexo 1: La relación entre el grado de aversión al riesgo y el consumo intertemporal (en el óptimo, esto es, en el largo plazo).

-A demostrar: *menor* aversión al riesgo implica una *mayor* capacidad para suavizar el consumo.

-Estrategia: Primero vamos a demostrar que una *caída* en el grado de aversión al riesgo γ provoca un *aumento* en la relación marginal de sustitución RMS. Dado que la relación marginal de sustitución RMS no es más que el ratio de las utilidades marginales $U'(C_1)/U'(C_2)$ y una *caída* en el consumo implica un *aumento* en sus respectivas utilidades marginales (puesto que $U''(.) < 0$, un *aumento* en la relación marginal de sustitución RMS implica una *caída* en el consumo relativo (C_1/C_2) . Una *caída* en el consumo relativo (C_1/C_2) implica una *mayor* capacidad para suavizar el consumo, dado que C_2 es estocástico pero C_1 no lo es. Por lo tanto, una *caída* en el grado de aversión al riesgo implica una *mayor* capacidad para suavizar el consumo.

-Formalmente:

Primero demostraremos la relación negativa entre RMS y γ , es decir:

$$\frac{\partial RMS}{\partial \gamma} < 0 \quad (I)$$

Vamos a demostrar (I) por contradicción. Esto es, que su contrario, (II), no es posible:

$$\frac{\partial RMS}{\partial \gamma} \geq 0 \quad (II)$$

Usando la ecuación (12) del desarrollo teórico del modelo y (II) obtenemos:

$$\frac{\partial RMS}{\partial \gamma} = (1+d) \cdot \frac{(Y_1+X_1)^{-\gamma} \cdot \ln(Y_1+X_1) \cdot (1-q) \cdot (Y_H+X_2)^{-\gamma} - (Y_1+X_1)^{-\gamma} \cdot (1-q) \cdot (Y_H+X_2)^{-\gamma} \cdot \ln(Y_H+X_2)}{\left[(1-q) \cdot (Y_H+X_2)^{-\gamma} \right]^2} \geq 0 \quad (III)$$

Esta aparentemente compleja expresión es fácilmente simplificada una vez que recordamos los supuestos del modelo y las características de la CRRa:

$$\begin{aligned} \gamma > 0; \gamma \neq 1 \\ Y_H > -X_2 \Rightarrow Y_H + X_2 > 0 \\ X_1 > 0, X_2 < 0 \end{aligned}$$

Usando estos supuestos (III) se reduce a:

$$\ln(Y_1+X_1) \geq \ln(Y_H+X_2) \quad (IV)$$

Tomando antilogaritmos:

$$Y_1+X_1 \geq Y_H+X_2 \quad (V)$$

Si demostramos que (V) es falso, hemos demostrado (I).

Ahora nótese que la parte izquierda de (V) no es más que el consumo en el primer período, es decir, $C_1=Y_1+X_1$. La parte derecha de (V) no es más que el consumo en el segundo período en el buen estado de la naturaleza.

El supuesto básico de cualquier modelo de ciclo vital –como es el nuestro– es que al consumidor le reporta más utilidad una senda de consumo más estable (suavización del consumo). Eso nos lleva a que, en el caso extremo, en términos actuales (es decir, descontando al tipo de interés apropiado la esperanza de ingresos

en el segundo período y teniendo en cuenta el factor de aversión al riesgo correspondiente) los consumos deberían coincidir. Eso sin duda implicará que, en términos nominales, el consumo esperado en el segundo período deba ser mayor que el consumo en el primer período, y por supuesto el consumo en el buen estado de la naturaleza también lo deba ser, aún con más motivo.

Algebraicamente,

$$E(C_2) = E[p \cdot (Y_t + (1-p) \cdot Y_H)] + X_2 > C_1 = Y_1 + X_1 \quad (VI)$$

$$Y_H + X_2 > E(C_2) \quad (VII)$$

puesto que $E[Y_H] + X_2 = \arg \max \{E(C_2)\}$ y $E[Y_H] + X_2 = Y_H + X_2$ dado que Y_H es no-aleatorio.

Combinando (VI) y (VII) obtenemos:

$$Y_H + X_2 > Y_1 + X_1 \quad (VIII)$$

Esto demuestra que (V) y por tanto (II) son ambos falsos.

Por contradicción, hemos demostrado (I):

$$\frac{\partial RMS}{\partial \gamma} < 0 \quad (I)$$

Ahora exponemos la bien sabida relación negativa entre RMS y (C_1/C_2)

$$\frac{\partial RMS}{\partial (C_1/C_2)} < 0 \text{ donde } RMS \equiv U'(C_1) / U'(C_2) \quad (IX)$$

Ahora aplicaremos la regla de la cadena en (I):

$$\frac{\partial RMS}{\partial \gamma} = \frac{\partial (C_1/C_2)}{\partial \gamma} \cdot \frac{\partial RMS}{\partial (C_1/C_2)} < 0 \quad (X)$$

Combinando (IX) y (X) llegamos a:

$$\frac{\partial (C_1/C_2)}{\partial \gamma} > 0 \quad (XI)$$

Es decir, una caída en el grado de aversión al riesgo γ implica una caída en el consumo relativo (C_1/C_2) . Dado que C_2 es estocástico pero C_1 no lo es, una caída en el grado de aversión al

riesgo implica una *mayor* capacidad para suavizar el consumo, tal y como queríamos demostrar.

Anexo 2: La relación entre el grado de aversión al riesgo γ y la probabilidad de impago q (en el óptimo, esto es, en el largo plazo).

-A demostrar: *menor* aversión al riesgo implica *mayores* niveles de morosidad en equilibrio.

-Demostración:

Dado que, en el caso de perfecta suavización del consumo, los consumos de los dos períodos, medidos en términos actuales, deberían coincidir, podemos usar su diferencia en valor absoluto como medida del grado de suavización del consumo.

El valor presente descontado (VPD) del consumo esperado en el período 2 es:

$$VPD(E(C_2)) = \frac{E(C_2)}{(1+R+P) \cdot (1+d)} \quad (I)$$

Por tanto, la medida del grado de suavización del consumo (GSC) será:

$$GSC \equiv |VPD(E(C_2)) - C_1| = \left| \frac{E(C_2)}{(1+R+P) \cdot (1+d)} - C_1 \right| \quad (II)$$

Puesto que una menor aversión al riesgo implica una mayor capacidad para suavizar el consumo:

$$\frac{\partial GSC}{\partial \gamma} > 0 \quad (III)$$

Ahora desarrollemos (II) sustituyendo los respectivos consumos de equilibrio:

$$GSC \equiv \left| \frac{E(Y_2) + X_2}{(1+R+P) \cdot (1+d)} - (Y_1 + X_1) \right| \quad (IV)$$

Ahora sustituyamos la restricción presupuestaria del modelo, $X_2 = -(1+R+P) \cdot X_1$, dentro de (IV):

$$GSC \equiv \left| \frac{E(Y_2) + X_2}{(1+R+P) \cdot (1+d)} \left(Y_1 - \frac{X_2}{(1+R+P)} \right) \right| \quad (V)$$

De (V) es obvia la siguiente conclusión:

$$\frac{\partial X_2}{\partial GSC} > 0 \quad (\text{VI})$$

Ahora recordemos una de las principales conclusiones de nuestro análisis de la probabilidad de impago endógena:

$$\frac{\partial q}{\partial X_1} < 0 \quad (\text{VII})$$

Usando la regla de la cadena y las expresiones (III), (VI) y (VII) llegamos a:

$$\frac{\partial q}{\partial \gamma} = \frac{\partial GSC}{\partial \gamma} \cdot \frac{\partial X_2}{\partial GSC} \cdot \frac{\partial q}{\partial X_2} < 0$$

Tal y como queríamos demostrar.

Anexo 3: Análisis de raíces unitarias

El cuadro A1 muestra los resultados de algunos test de raíces unitarias de las variables utilizadas en el modelo empírico. Los dos primeros tests, el Levin, Lin y Chu (LLC) y el test de Hadri, asumen que hay un proceso común de raíces unitarias, por tanto el parámetro de persistencia (el coeficiente autorregresivo usualmente denominado como ρ_i) es común a lo largo de las secciones (por tanto, $\rho_i = \rho$ para todo i). Mientras que el test LLC está basado en la hipótesis nula de raíces unitarias, el test de Hadri está basado en la hipótesis nula de no raíces unitarias²². Al contrario, el test de Im, Pesaran y Shin (IPS) permite procesos individuales de raíces unitarias y, por tanto, ρ_i puede variar a través de la sección y combinar los test de raíces unitarias para derivar un resultado específico del panel. El IPS emplea como hipótesis nula la presencia de raíces unitarias, con la alternativa de que alguno de los procesos individuales sean estacionarios.

El cuadro A1 muestra los tests de las series en niveles y la evidencia general que puede extraerse es que todas las series parecen tener raíces unitarias. Sólo para el tipo de interés nominal

22) Este test es muy similar al test de raíces unitarias KPSS en el caso de las series temporales.

Cuadro A1
Test de raíces unitarias.

	Levin, Lin, Chu		Hadri		Im, Pesaran, Shin	
	t*-stat	p-value	Z-stat	p-value	W-stat	p-value
<i>npl</i>	-2.71	0.00	10.01	0.00	0.42	0.66
Δnpl	-3.77	0.00	2.17	0.02	-5.68	0.00
<i>debt</i>	-0.84	0.20	9.05	0.00	1.76	0.96
$\Delta debt$	-6.20	0.00	4.93	0.00	-6.28	0.00
<i>income</i>	-3.18	0.00	11.41	0.00	0.19	0.57
$\Delta income$	-1.99	0.02	3.25	0.00	-5.60	0.00
<i>assets</i>	1.29	0.10	5.65	0.00	1.53	0.06
$\Delta assets$	-8.40	0.00	0.92	0.18	-11.59	0.00
<i>infl</i>	-0.59	0.28	1.73	0.04	-2.42	0.01
$\Delta infl$	-2.31	0.01	0.90	0.18	-4.87	0.00
<i>nom len</i>	-1.65	0.05	-2.43	0.01	5.90	0.00
$\Delta nom len$	-4.34	0.00	-0.30	0.62	-6.20	0.00
<i>real len</i>	-0.10	0.46	7.34	0.00	0.35	0.64
$\Delta real len$	-8.10	0.00	0.53	0.30	-9.90	0.00
<i>unempl</i>	-0.98	0.16	-0.67	0.00	7.26	0.25
$\Delta unempl$	-3.10	0.00	-	-	-	-
<i>hp</i>	2.41	0.99	4.98	0.00	8.47	1.00
Δhp	-5.52	0.00	3.07	0.00	-8.68	0.00
<i>own</i>	2.52	0.99	8.60	0.00	-1.92	0.03
Δown	-9.31	0.00	-	-	-	-

de los préstamos los tests proporcionan resultados no concluyentes. Como evidencia adicional, también hemos llevado a cabo el test de raíces unitarias de Breitung (no mostrado aquí), con el cual claramente aceptaríamos la hipótesis nula de raíces unitarias ($t = 0.24$, $p: 0.60$), de forma que la evidencia no parece suficiente para excluir la presencia de raíces unitarias. También hemos llevado a cabo los mismos tests con las series en primeras diferencias y los resultados permiten excluir la integración de orden dos.

Anexo 4: Relaciones de cointegración por países

Cuadro A2
Resultados de los FMOLS individuales.

País	Variable	Variable dependiente: <i>npl</i>			
		Panel no equilibrado (N=7)		Panel equilibrado (N=6)	
		Coefficiente	estadístico t	Coefficiente	estadístico t
Bélgica	Deuda	-2.81	(-12.14)	-1.72	(-18.61)
	Renta	3.94	(7.29)	0.02	(0.09)
	Inflación	-0.14	(-2.13)	0.06	(3.51)
	Desempleo	-0.14	(-5.41)	-0.07	(-7.27)
	Interés real	0.02	(0.55)	0.03	(1.76)
España	Deuda	-1.70	(-3.38)	-0.05	(-0.10)
	Renta	-2.84	(-4.03)	-1.40	(-1.52)
	Inflación	-0.01	(-0.08)	-0.09	(-1.56)
	Desempleo	-0.06	(-4.19)	0.02	(1.31)
	Interés real	0.07	(0.96)	(-0.08)	(-1.32)
Finlandia	Deuda	6.64	(6.77)		
	Renta	-24.29	(-17.44)		
	Inflación	1.72	(12.83)		
	Desempleo	-0.07	(-3.68)		
	Interés real	1.81	(13.68)		
Francia	Deuda	-1.08	(-2.89)	0.07	(0.26)
	Renta	0.33	(0.53)	-1.75	(-1.67)
	Inflación	-0.11	(-2.64)	-0.02	(-0.93)
	Desempleo	0.02	(0.31)	0.00	(0.04)
	Interés real	-0.02	(-0.55)	-0.01	(-0.28)
Irlanda	Deuda	0.35	(1.02)	-0.30	(-0.55)
	Renta	1.76	(1.42)	-0.58	(-0.33)
	Inflación	0.14	(5.45)	0.09	(2.71)
	Desempleo	0.24	(5.92)	0.04	(0.59)
	Interés real	0.06	(2.02)	0.11	(3.04)
Italia	Deuda	5.35	(5.38)	5.39	(4.19)
	Renta	8.71	(9.58)	1.31	(0.98)
	Inflación	0.13	(1.47)	0.29	(7.86)
	Desempleo	0.43	(15.57)	0.17	(4.70)
	Interés real	0.06	(0.98)	0.11	(7.41)
Portugal	Deuda	-0.26	(-3.00)	-1.03	(-6.55)
	Renta	2.06	(5.95)	1.47	(2.41)
	Inflación	-0.15	(-4.43)	-0.05	(-1.53)
	Desempleo	0.05	(5.22)	0.06	(4.07)
	Interés real	-0.04	(-2.67)	-0.01	(-0.51)

Bibliografía.

AGHION, P. y BOLTON, P. (1992): "An Incomplete Contracts Approach to Financial Contracting", *Review of Economic Studies*, Vol. 59, págs. 473-494.

ANTZOULATOS, A. A. (1996): "Consumer credit and consumption forecast", *International Journal on Forecasting*, Vol. 12, págs. 439-453.

BACCHETTA, P. y GERLACH, S. (1997): "Consumption and Credit Constraints: International Evidence", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, págs. 207-238.

BALTAGI, B. H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley, Chichester.

BALTAGI, B. y GRIFFIN, J. (1997): "Pooled estimators vs. their heterogeneous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline", *Journal of Econometrics*, Vol. 77, págs. 303-27.

BALTAGI, B. y KAO, C. (2003): "Nonstationary panels, cointegration in panels and dynamic panels: a survey", *Advances in Econometrics*, vol.15, págs. 7-51, Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels, JAI Press.

BANASIK, J., CROOK, J. y THOMAS, L. (1999): "Can we score by usage?", *Credit Research Centre Working Paper Series 99/7*.

BANERJEE, A. (1999): "Panel Data Unit Roots and Cointegration: an Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, Vol. 61, págs. 607-629.

BANERJEE, A., MARCELLINO, M. y OSBAT, C. (2004), "Some Cautions on the Use of Panel Methods for Integrated Series of Macroeconomic Data", *Econometrics Journal*, Vol. 7, págs. 322-340.

BANK OF ENGLAND (2002): *Financial Stability Review*, diciembre, p. 68.

BARNES, S. y YOUNG, G. (2003), "The rise of households debt: assessing its causes and sustainability", *Bank of England Working Paper n. 206*.

BERNANKE, B. y GERTLER, M. (1995), "Inside the black box: the credit channel of the monetary policy transmission", *National Bureau of Economic Research Working Paper 5146*.

BESANKO, D. y THAKOR, A. V. (1987a): "Collateral and Rationing: Sorting Equilibria in Monopolistic and Competitive Credit Markets", *International Economic Review*, Vol. 28, págs. 671-689.

BESANKO, D. y THAKOR, A. V. (1987b): "Competitive Equilibria in the Credit Market Under Asymmetric Information", *Journal of Economic Theory*, Vol. 42, págs. 167-182.

BESTER, H. (1985): "Screening vs. Rationing in Credit Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, Vol. 75, págs. 850-855.

BOONE, L., GIROUARD, N. y WANNER, I. (2001): "Financial Market Liberalisation, Wealth and Consumption", *OECD Working Paper ECO/WKP 34*.

BREEDON, F. J. y JOYCE, M. A. S. (1993): "House prices, arrears and possessions: A three equation model for the UK", *Bank of England Working Paper no. 14*.

BREITUNG, J. y PESARAN, M.H. (2005): "Unit roots and cointegration in panels", *CESifo Working Paper*, no 1565.

CAMPBELL, J. Y. y MANKIW, G. N. (1989): "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", en BLANCHARD, O. J. y FISHER, S. (Eds.): *NBER Macroeconomics Annual 1989*, Cambridge MA: MIT Press, págs. 185-216.

CARROLL, C. D. y DUNN, W. D. (1997): "Unemployment Expectations, Jumping (S,s) Triggers, y Household Balance Sheets", en BERNANKE, B. S. y ROTEMBERG, J. J. (Eds.): *NBER Macroeconomics Annual 1997*, Cambridge, MA: MIT Press, págs. 165-217.

CARROLL, C. D. (1997): "Buffer Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypotheses", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, págs. 1-55.

CHAN, Y. S. y KANATAS, G. (1985): "Asymmetric Valuation and the Role of Collateral in Loan Agreements", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, págs. 85-95.

- CHAN, Y. S. y THAKOR, A. V. (1987): "Collateral and Competitive Equilibria with Moral Hazard y Private Information", *Journal of Finance*, Vol. 42, págs. 345-364.
- COLES, A. (1992): "Causes and characteristics of arrears and possessions", *Council of Mortgage Lenders Housing Finance*, 13, págs. 10-12.
- DAVIS, P. (1995): *Debt, Financial fragility and Systemic Risk*, Clarendon Press, Oxford.
- DAVIS, P. y ZHU, H. (2004): "Bank lending and commercial property cycles: some cross-country evidence", *BIS Working Papers no. 150*.
- DE BONDT, G. (1999): "Credit channels and consumption in Europe: empirical evidence", *BIS Working Paper no. 69*.
- DEATON, A. (1991): "Savings and Liquidity Constraints", *Econometrica*, Vol. 59, págs. 1221-1248.
- DEBELLE, G. (2004): "Household debt and the macroeconomy", *BIS Quarterly Review*, March 2004, págs. 51-64.
- EUROPEAN CENTRAL BANK (2003): "Structural factors in the EU housing markets", Frankfurt am Main.
- GIROUARD, N. y BLONDAL, S. (2001): "House prices and economic activity", *OECD Working Paper*, no. 279.
- GROUP OF TEN (2003): "Turbulence in asset prices: the role of micro policies", *Report of the Contact Group on Asset Prices*.
- HOUSING STATISTICS IN THE EUROPEAN UNION (2003): *National Agency for Enterprise and Housing, Denmark*.
- IACOVIELLO, M. (2004): "House prices, Borrowing constraints and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review*.
- IACOVIELLO, M. y MINETTI, R. (2003): "The credit channel of monetary policy: evidence from the housing market", *BC Working Paper no. 541*.
- JAPELLI, T. y PAGANO, M. (1989): "Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison", *American Economic Review*, Vol.79, págs. 1.088-1.105.
- KAO, C. y CHEN, B. (1995): "On the estimation and inference for cointegration in panel data when the cross-section and time-series dimensions are comparable", Manuscript, Centre for Policy Research, Syracuse University.
- KBC (2003): "Het gezinsvermogen in de branding van het beursklimaat", *Economic Research Notes*, no. 9, 21 mei.
- KING, M. A. (1996): "Imperfections and the consumption function", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 88, págs. 59-80.
- LACOUR-LITTLE, M. (1999): "The Evolving Role of Technology in Mortgage Finance", *OLIN Working Paper no. 99-02*.
- LA PORTA, R., LOPEZ DE SILANES, F., SHLEIFER, A., y VISHNY, R. (1998): "Law and Finance", *Journal of Political Economy*, Vol. 106, págs. 1113-1155.
- LAWRANCE, E. (1995): "Consumer default and the life cycle model", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27/4, Part 1. págs. 939-954.
- LUDVIGSON, S. (1999): "Consumption and credit: A model of time-varying liquidity constraints", *The Review of Economics and Statistics*, agosto, págs. 434-447.
- MAKI, D. M. (2000): "The Growth of Consumer Credit and the Household Debt Service Burden", *Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economic Discussion Paper 2000-12*.
- MESTER, L. J. (1997): "What's the point of credit scoring?", *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, septiembre/octubre, págs. 3-16.
- MOODY'S (2003): "Non-performing Loans and Loan-Loss Provisioning Policies in Various European Countries", Special Comment, octubre.

MORGAN, D. P. y TOLL, I. (1997): "Bad debt rising", *Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance*, Vol. 3(4), págs. 1-5.

MURPHY, R. G. (1998): "Household debt and consumer spending", *Business Economics*, Julio, págs. 38-42.

PEDRONI, P. (1999): "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, págs. 653-670.

PEDRONI, P. (2004): "Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with application to PPP hypothesis", *Econometric Theory*, Vol. 20, págs. 597-625.

PESARAN, M. H. (1997): "The role of Economic Theory in Modelling the Long Run", *The Economic Journal*, Vol 107, no 440, págs. 178-191.

PESARAN, M.H., SHIN, Y. y SMITH, R.(1999): "Polled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, págs. 621-34.

RADEMAEKERS, K. y VUCHELEN, J. (1999): "Het Belgische gezinsvermogen, 1970-1997", *VUB Documentatie-blad*, septiembre/octubre 1998, págs. 41-64.

ROTHSCHILD, M. y STIGLITZ, J. (1976): "Equilibrium in Competitive Insurance markets: An essay on the Economics of imperfect information", *Quarterly Journal of Economics*, 90, noviembre. págs. 629-649.

SAURINA, J. y JIMÉNEZ, G. (2004): "Collateral, type of lender and relationship banking as determinants of risk", *Banco de España, Documento de trabajo, nº 0414*.

SAURINA, J., JIMÉNEZ, G. y SALAS, V. (2004): "Determinants of Collateral", *Banco de España, Documento de trabajo, nº 0420*.

STIGLITZ, J. E. y WEISS, A. (1981): "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, Vol. 71, págs. 393-410.

VAN DEN NOORD, P. (2003): "Tax incentives and house price volatility in the euro area: theory and evidence", *OECD Economics Department Working Papers no. 356*.

WALLER, N. (1988): "Residential mortgage default: a clarifying analysis", *Housing Finance Review*, Vol.7, págs. 321-333.

WHITLEY, J., WINDRAM, R. y COX, P. (2004): "An empirical model of household arrears", *Bank of England Working Paper no. 214*.

ZELDES, S. P. (1989): "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, Vol. 97(2), abril, págs. 305-346.

