Moneda y Crédito

Segunda Epoca

219

[2004]

Riesgo de crédito y dotaciones a insolvencias

Delgado y Saurina

Contract duration and wage gaps

De la Rica

La estructura de capital de la pequeña y mediana empresa

Aybar, Casino y López

Las cuentas nocionales de aportación definida y el sistema de pensiones español

Devesa y Vidal

La deuda regional en perspectiva histórica

Vallés y Zárate

Sobre-reacción en el mercado español

Forner y Marhuenda

FUNDACION

Santander Central Hispano

Moneda y Crédito

219

2004

Suscripción anual:

A. Individual	
España	*24,04 + IVA = 25 €*
Extranjero	*27,05 €*
B. Instituciones	
España	*30,05 + IVA = 31,25 €*
Extranjero	*33,06 €*

Números sueltos:

España	*15,63 + IVA = 16,25 €*
Extranjero	*18,53 €*

Las solicitudes de suscripción deben enviarse a Moneda y Crédito, S. L., Serrano, 92 - 2º. 28006 Madrid (Tel.: 91 781 51 50)

Envío de originales:

Los autores interesados en remitir trabajos para su eventual publicación en la revista deben enviarlo a Moneda y Crédito, S. L., Serrano, 92 - 2º. 28006 Madrid.

© Copyright 1990
Moneda y Crédito, S. L.
C/. Serrano, 92 - 2º. 28006 MADRID
Reservados todos los derechos.
ISSN: 0026-959X
Depósito Legal: M. 925 - 1958
Impreso en España por GRAFICAS VILLA, S. L.

CONSEJO ASESOR

Consejo de Redacción: José Viñals, Banco de España (Director)
Javier Andrés, Universidad de Valencia (Director adjunto)
Javier Gardeazábal, Universidad del País Vasco
J. Ignacio Peña, Universidad Carlos III (Director adjunto)

Consejeros: Philippe Bacchetta, Université de Laussane
José Manuel Campa, IESE
Stephen Cecchetti, The Ohio State University
Antonio Fatás, INSEAD
Paul de Grauwe, Katolieke Universiteit Leuven
Emilio Huerta, Universidad Pública de Navarra
Lucrezia Reichlin, ECARES, Université Libre de Bruxelles
Jaume Ventura, Massachusetts Institute of Technology, CREI
Alberto Abadie, Harvard University
Rafael Domenech, Universidad de Valencia
Alejandro Cuñat, London School of Economics
Antonio Ciccone, Universitat Pompeu Fabra

CONTENIDO

Págs.

INTRODUCCIÓN Y RESUMEN 7

Riesgo de crédito y dotaciones a insolvencias. Un análisis con variables macroeconómicas 11
JAVIER DELGADO Y JESÚS SAURINA

Wage gaps between workers with indefinite and fixed-term contracts: The impact of firm and occupational segregation 43
SARA DE LA RICA

Efectos financieros y estratégicos sobre la estructura de capital de la pequeña y mediana empresa 71
CRISTINA AYBAR ARIAS, ALEJANDRO CASINO MARTÍNEZ Y JOSÉ LÓPEZ GRACIA

Cuentas nocionales de aportación definida (ndc's). ¿Cuál hubiera sido el efecto de su implantación en el sistema de pensiones español? 101
JOSÉ ENRIQUE DEVESA CARPIO Y CARLOS VIDAL MELIÁ

Un análisis de las restricciones institucionales para el control de la deuda regional en perspectiva histórica 143
JAIME VALLÉS GIMÉNEZ Y ANABEL ZÁRATE MARCO

El efecto sobre-reacción en el mercado español: revisión del fenómeno 177
CARLOS FORNER RODRÍGUEZ Y JOAQUÍN MARHUENDA FRUCTUOSO

INTRODUCCIÓN Y RESUMEN

En el número 219 de Moneda y Crédito se recogen seis trabajos originales de investigación. En el primero de ellos *Riesgo de crédito y dotaciones a insolvencias. Un análisis con variables macroeconómicas* de Javier Delgado y Jesús Saurina, se analiza la relación que existe entre las variables macroeconómicas y el riesgo de crédito de las entidades de depósito españolas durante los dos últimos ciclos de la economía española. Se estiman modelos para la morosidad de bancos, cajas, empresas y familias, así como para las dotaciones a insolvencias de bancos y cajas, a partir de los cuales se realizan una serie de simulaciones que permiten concluir que el sistema financiero español es en la actualidad bastante resistente a un empeoramiento del entorno macroeconómico.

En el segundo artículo del volumen, *Wage gaps between workers with indefinite and fixed-term contracts: The impact of firm and occupational segregation* de Sara de la Rica, se evalúa el impacto de la segregación de trabajadores con contratos temporales entre empresas con bajos y altos salarios, para explicar su diferencia salarial con los trabajadores con contrato indefinido. El diferencial salarial observado viene explicado por la segregación de los trabajadores con contrato fijo entre ocupaciones con salarios bajos y altos dentro de la misma empresa y por los mejores resultados obtenidos por los trabajadores con contrato indefinido en la misma ocupación. Buena parte de éste último componente se debe a las diferencias de formación observadas entre trabajadores con uno y otro tipo de contrato.

Cristina Aybar, Alejandro Casino y José López son los autores del tercer trabajo *Efectos financieros y estratégicos sobre la estructura de capital de la pequeña y mediana empresa.* En este artículo se contrastan las predicciones de la teoría de selección jerárquica sobre la estruc-

tura del capital en el ámbito de las pequeñas y medianas empresa y se explora la teoría de estrategia empresarial. Se define un conjunto de hipótesis que son contrastadas a través de una metodología de datos de panel. Los resultados aportan evidencia empírica sustancial para el conocimiento de la capacidad explicativa de la teoría de selección jerárquica en pymes y en grandes empresas. Los resultados son también esperanzadores, aunque preliminares, con relación al nuevo enfoque de estrategia empresarial. De confirmarse estos resultados, las decisiones empresariales relacionadas con la organización industrial y estratégica de la empresa podrían jugar un importante papel en las políticas de financiación, conjuntamente con los factores estrictamente financieros.

En el cuarto artículo, *Cuentas nocionales de aportación definida (ndc's). ¿Cuál hubiera sido el efecto de su implantación en el sistema de pensiones español?*, José Enrique Devesa y Carlos Vidal evalúan cuál hubiera sido el efecto de la introducción de fórmulas de pensión basadas en la filosofía nocional sobre la cuantía inicial de la pensión de jubilación y sobre el tanto interno de rendimiento del sistema de pensiones en España. La conclusión principal es que el efecto de la implantación en España de las fórmulas de jubilación nocionales, similares a las de los países en donde se están aplicando -bajo una serie de supuestos sobre la trayectoria salarial marcadamente creciente con la edad- hubiera reducido notablemente la cuantía de las pensiones que actualmente entrega la fórmula de pensión basada en la prestación definida tradicional. De igual manera, de haberse adoptado el sistema de cuentas nocionales, el sistema actual hubiera acumulado importantes reservas que permitirían contemplar el futuro del sistema con más optimismo.

El quinto artículo del volumen lleva por título *Un análisis de las restricciones institucionales para el control de la deuda regional en perspectiva histórica*, y ha sido elaborado por Jaime Vallés y Anabel Zárate. En el trabajo se aborda la explicación de la evolución de la deuda regional en España, con un análisis detallado del efecto de los mecanismos diseñados para su control, en especial la Ley Orgánica de Financiación de las Comunidades Autónomas (LOFCA) y los Escenarios de Consolidación Presupuestaria (ECP). Se concluye que la deuda autonómica se destina a financiar gastos de inversión y, en menor medida, otros gastos corrientes. Por otra parte el diseño de la LOFCA parece ser más adecuado que los ECP para influir en la deuda regional.

La última contribución al número 219 es el trabajo la *El efecto sobre-reacción en el mercado español: revisión del fenómeno* de Carlos Forner y Joaquín Marhuenda. En este trabajo se ha sometido a revisión el estudio del efecto sobre-reacción en el mercado bursátil español. Dado que la evidencia previa (centrada en períodos de tres años) presentaba algunas deficiencias y mostraba resultados ambiguos, el objetivo de este trabajo ha sido obtener evidencia adicional introduciendo una serie de mejoras. Los autores aportan nueva evidencia relativa a la viabilidad de la e*strategia contraria*, discutida en un trabajo anterior. Para ello se amplía el número de estrategias consideradas y se pone un énfasis especial en la utilización de procedimientos y metodologías que reducen en la medida de lo posible los distintos sesgos e inconvenientes comúnmente señalados en la literatura sobre la materia. La evidencia obtenida pone de manifiesto que la existencia de *sobre-reacción* no puede rechazarse para horizontes temporales de cinco años.

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

JAVIER DELGADO*

JESUS SAURINA*

Dirección General de Regulación
Banco de España

1. INTRODUCCION

El riesgo de crédito es el riesgo más importante que debe gestionar una entidad bancaria. Aunque el riesgo de tipo de interés, el de mercado y el operativo tienen una importancia creciente, la mayor parte de quiebras bancarias siguen siendo el resultado de una política crediticia demasiado arriesgada[1]. Los activos dudosos y, más aún, el ratio de morosidad (cociente entre activos dudosos e inversión crediticia) tienen un perfil cíclico muy marcado. Durante las fases expansivas, el crédito crece a elevado ritmo y las familias y empresas no suelen tener dificultades para hacer frente a sus obligaciones crediticias ya que su renta o sus flujos de caja aumentan. Unos activos dudosos decrecientes y un crédito en expansión se traducen en un ratio de morosidad y en unas dotaciones a insolvencias descendentes. Cuando llega la fase recesiva, las ventas y los flujos de caja de las empresas se contraen, la renta de las familias disminuye, lo que aumenta las dificultades para pagar el principal y los intereses de los préstamos. Los morosos y las corre-

* Las opiniones expresadas en este trabajo son de nuestra exclusiva responsabilidad y no necesariamente coinciden con las del Banco de España. Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos así como los de A. Estrada, G. Jiménez y V. Salas y las de J. Maudos, F. Pérez, C. Broto y el resto de asistentes al Seminario de Banca y Finanzas del IVIE y la Universitat de València. Cualquier error que subsista es solo responsabilidad nuestra. Dirección para comentarios: Jesús Saurina, Banco de España, C/Alcalá 50, 28014, Madrid; tlf: 91 338 50 80; e-mail: jsaurina@bde.es

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

spondientes necesidades de dotaciones a insolvencias aumentan al tiempo que las entidades moderan su expansión crediticia ante el deterioro generalizado de la calidad de los acreditados y el menor ritmo de crecimiento económico.

La intensidad del ciclo de la morosidad dependerá de la profundidad de las fluctuaciones macroeconómicas y éstas de la magnitud de los desequilibrios que se hayan ido acumulando en la fase expansiva y de la respuesta que se les haya dado en la fase recesiva, tanto por parte de las familias y empresas como por parte de las autoridades monetarias y fiscales. Los errores en la política crediticia de las entidades suelen cometerse en las fases expansivas[2], alentados por unos tipos de interés bajos y un creciente nivel de endeudamiento, facilitado por un crédito bancario concedido de forma más laxa al contagiarse los gestores bancarios del optimismo reinante o al olvidarse progresivamente de la anterior fase recesiva[3]. El riesgo de crédito aumenta considerablemente en la fase expansiva por el crecimiento de la exposición y por el paulatino deterioro de la calidad media de los nuevos acreditados a medida que se acerca el cambio de ciclo. Muchas veces la fase expansiva va acompañada de una subida sustancial de los precios de los activos reales y financieros que facilita un mayor endeudamiento. El aumento de la riqueza permite un mayor endeudamiento al ser superior (y creciente) el valor del colateral que puede ofrecerse como garantía de los préstamos bancarios.

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

Las crisis bancarias tienen un elevado coste en términos de recursos fiscales destinados a su solución y de *output* potencial perdido[4].

[2] Crockett (1997, 2001) sostiene este razonamiento.

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

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

Dado que buena parte de dichas crisis se deben al riesgo de crédito, un supervisor bancario preocupado por la estabilidad de su sistema financiero debe prestar una atención preferente a la calidad de los activos incluidos en los balances bancarios. Sin perjuicio de que la supervisión se ejerza a nivel de cada entidad individual, tratando de determinar cuál es el perfil de riesgo al que se enfrenta el supervisor[5], no cabe duda que también debe prestarse atención a los aspectos macroeconómicos que configuran el contexto en el que cada entidad desarrolla su política crediticia.

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

La información obtenida en el ejercicio de simulación puede servir para orientar la política prudencial del supervisor, tanto en términos de provisiones como de capital. Una previsión de fuerte aumento de la morosidad a corto plazo ante un *shock* relativamente probable reclama una política de prudencia en la gestión del riesgo y en su provisión por parte de las entidades. Al contrario, una previsión de descenso de la morosidad puede permitir un nivel de exceso de recursos propios menor.

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

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

Disponer de un modelo de determinantes macroeconómicos de la morosidad puede reforzar la capacidad de convicción del supervisor a la hora de exigir un mayor nivel de recursos propios a las entidades, sin perjuicio de que tenga en cuenta las particularidades de cada entidad.

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

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

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

Las aportaciones de este trabajo se centran, en primer lugar, en la metodología de análisis estudiada que, hasta donde alcanza nuestro conocimiento, nunca ha sido aplicada al análisis de la relación de equilibrio a largo plazo entre activos dudosos, dotaciones a insolvencias y variables macroeconómicas en España[6]. En segundo lugar, se analizan casi dos ciclos completos de la economía española, con una elevada homogeneidad en los datos de morosidad y dotaciones a insolvencias. Estos dos elementos diferencian nuestro trabajo del único trabajo empírico español que se ha ocupado de los determinantes macro-

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

económicos de la morosidad bancaria (Freixas et al (1994)), que detienen su análisis en 1992, justo antes del inicio de la última recesión en España e incluyen el período 1973-1981, donde no existía una definición estandarizada de activos dudosos y el nivel de cumplimiento de la normativa bancaria al respecto resultó ser bastante reducido entre un número sustancial de entidades. Adicionalmente, nuestro trabajo modeliza la morosidad de familias y empresas con información agregada proveniente de la Central de Información de Riesgos del Banco de España (CIR). Sobre esta última cuestión no existe ningún trabajo en España al igual que sobre el análisis de los determinantes macroeconómicos de las dotaciones a insolvencias. Finalmente, el trabajo permite obtener, mediante análisis de simulación, una valoración de la resistencia de las entidades españolas ante escenarios macroeconómicos desfavorables y, por lo tanto, de la estabilidad del sistema financiero español.

El trabajo se estructura como sigue. La sección 2 realiza un rápido repaso a las variables explicativas de la morosidad bancaria analizadas en la escasa literatura que existe al respecto, tanto en España como en el extranjero. A continuación se describen las características de la morosidad en España y de sus potenciales variables explicativas así como su grado de integración. La estimación de los diferentes modelos de morosidad (bancos, cajas, empresas y familias) se presenta en la sección 4. La sección 5 contiene simulaciones de ratios de morosidad en función de diferentes escenarios. La sección 6 evalúa el impacto de las variables macroeconómicas en las dotaciones a insolvencias. Finalmente, la sección 7 concluye el trabajo.

2. RIESGO DE CRÉDITO Y VARIABLES MACROECONOMICAS

La morosidad es la manifestación *ex post* del riesgo de crédito. A nivel teórico existen muy pocos trabajos que analicen las causas de la morosidad bancaria y, con frecuencia, lo que se modeliza es el ratio de quiebras empresariales que es un concepto más restrictivo que el de la morosidad bancaria[7].

A nivel empírico hay más referencias aunque no es un campo de trabajo excesivamente analizado. Las dificultades para conseguir la

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

información o las diferencias en las definiciones entre países explican esta relativa escasez de literatura. En cambio, si son más frecuentes estudios sobre los determinantes de las crisis bancarias (Demirgüc-Kunt y Detragiache (1999), González-Hermosillo et al (1997), Hardy y Pazarbaçioglu (1999), Kaminsky y Reinhart (1999))[8].

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

Wilson (1997), adoptando una perspectiva de cartera crediticia (*portfolio model*) modeliza las tasas de impago en función de un índice macroeconómico que contiene la tasa de variación del PIB, la tasa de paro, el gasto público y la evolución regional del precio de la vivienda. El modelo se estima por países, industrias y segmentos de negocio. Se trata en realidad de un modelo multifactorial de riesgo de crédito[9].

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

Resumiendo, de los diferentes trabajos empíricos existentes, tanto los que solo analizan determinantes macroeconómicos como los que incluyen también variables microeconómicas, cabe esperar que un aumento del PIB se traduzca en una disminución del ratio de morosi-

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

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

dad, un aumento de los tipos de interés y, probablemente, del endeudamiento aumente los activos dudosos y que finalmente, un crecimiento rápido del crédito se traduzca, quizás, en mayores ratios de morosidad en el futuro.

3. ANALISIS DESCRIPTIVO DE LA MOROSIDAD Y DE LA NORMATIVA CONTABLE

El período de estudio abarca 20 años, desde el cuarto trimestre de 1982 al cuarto de 2001, cubriendo casi dos ciclos completos de la economía española[10]. Por morosidad se entiende los activos dudosos, tal como los define la Circular del Banco de España 4/1991 (y sus posteriores modificaciones) y sus antecesoras (CBE 22/1987 y CBE 1/1982). Los activos dudosos recogen tanto activos dudosos en razón de su morosidad como por razones distintas. Los primeros son los saldos impagados transcurridos tres meses desde su vencimiento (más los correspondientes efectos arrastre) mientras que los segundos son saldos, vencidos o no, cuyo recobro sea problemático[11].

Lógicamente el análisis puede realizarse a nivel de entidades de crédito, de depósito o, dentro de éstas, separarlo en sus componentes (bancos, cajas de ahorros y cooperativas de crédito). En este trabajo hemos optado por separar el análisis entre bancos y cajas de ahorros, por su diferente tipología de negocio durante buena parte del período analizado y, probablemente, porque su perfil de riesgo también ha sido diferente[12]. Hemos prescindido de las cooperativas y de los establecimientos financieros de crédito por ser su peso sobre el total sistema muy reducido. La diferenciación entre bancos y cajas puede justificarse también porque el endurecimiento de la definición de activos dudosos que supuso la CBE 22/1987 (que entró en vigor en enero de 1988) afectó en mucha mayor medida a las cajas de ahorros que a los bancos.

El Gráfico 1 muestra el perfil cíclico del ratio de morosidad, tanto para bancos como para cajas. La información proviene de los estados contables. Los bajos niveles actuales de la morosidad ponen de mani-

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

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

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

fiesto el crecimiento sostenido de la actividad económica y del crédito una vez superada la recesión de 1993[13]. La caída lenta pero sostenida de los tipos de interés, junto a una evolución creciente (especialmente rápida desde mediados de los noventa) de los precios de la vivienda, de las cotizaciones bursátiles y, también, del endeudamiento de las familias y empresas, son elementos adicionales del panorama económico en el que han desarrollado su actividad las entidades españolas.

El Gráfico 2 muestra el ratio de morosidad de empresas y familias. La información proviene de la Central de Información de Riesgos (CIR) dado que no está disponible en los balances bancarios[14]. Se observa también un perfil cíclico aunque existen diferencias más marcadas entre los dos componentes. En general, el crédito a empresas es sustancialmente más moroso (más arriesgado) que el crédito a familias. La diferencia se debe a la baja morosidad del crédito con garantía hipotecaria de las familias, que representa la parte más importante de su financiación bancaria. La existencia de garantías se convierte en un mecanismo que alinea los intereses del prestamista y del prestatario limitando el *moral hazard* de este último[15].

El ratio de morosidad de bancos y cajas se ha calculado a partir de la información de los balances individuales (negocios en España), utilizando como denominador del ratio la suma del crédito, la cartera de renta fija y los activos dudosos del sector privado residente, excluidas las entidades de crédito[16]. El ratio de morosidad para familias y empresas se ha calculado a partir de la información contenida en la CIR. Respecto a los saneamientos por insolvencias, la variable utilizada es el cociente entre las dotaciones específicas anuales y la inversión crediticia total (denominador del ratio de morosidad). Como variable de actividad económica se ha utilizado la tasa de crecimiento interanual del PIB (ciclotendencia) en términos reales. El tipo de

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

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

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

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

interés es el de los depósitos interbancarios no transferibles a 3 meses. La tasa de paro es la correspondiente a la Encuesta de Población Activa. La variable de endeudamiento es, para las familias, el ratio entre el crédito a los hogares y la renta bruta disponible de los mismos; para las empresas es el ratio entre la financiación a las empresas y el producto interior bruto. La carga financiera es, para familias y empresas, el producto entre el tipo de interés y la variable de endeudamiento.

En el Cuadro 1 se presenta el valor del estadístico del test de Dickey-Fuller aumentado (1978) y el de Phillips-Perron (1988) para las variables en niveles y en primeras diferencias que entran en las distintas ecuaciones estimadas[17]. Los resultados de estos tests para el período de análisis considerado indican que las variables pueden considerarse integradas de orden uno[18].

4. MODELOS A ESTIMAR Y RESULTADOS

4.1. Bancos y cajas de ahorros

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

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

$$\Delta mor_t = \lambda \left(mor_{t-2} - \alpha_0 - \alpha_1\, pib_{t-2} - \alpha_2\, tipo_{t-2}\right) + \beta_1 \Delta pib_{t-1} + \beta_2\, \Delta tipo_{t-1} + \quad (1)$$

$$+ \beta_3\, D884 + \beta_4\, DBAN + \beta_5\, \Delta mor_{t-2} + \beta_6\, \Delta mor_{t-4} + u_t$$

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

[18] UEste es el caso para todas las variables, tanto explicativas como a explicar, si se utiliza el test de Phillips-Perron. Si se utiliza el aumentado de Dickey-Fuller los resultados, en unos pocos casos, son menos claros. No obstante, conviene recordar que este último test está sesgado a aceptar la existencia de raíces unitarias.

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

La ecuación de largo plazo contiene como variable a explicar una transformación del ratio de morosidad de los bancos españoles[19]. Dicha transformación posibilita que la variable endógena no esté restringida a tomar valores entre 0 y 1, sino que estos puedan estar entre $-\infty$ y $+\infty$. Como variables explicativas intervienen el cambio de nivel en la actividad económica (variación del PIB en términos reales) y el tipo de interés nominal a corto plazo. En el ajuste a corto plazo, la variable endógena aparece desfasada en dos y cuatro retardos porque existe mucha persistencia en la morosidad, como se ha visto en el Gráfico 1[20]. En ese ajuste intervienen, además, las mismas variables que en la relación a largo, aunque en diferencias y con distintos desfases. Se introduce una variable ficticia (DBAN) para tener en cuenta la distorsión en la serie que provoca la crisis de Banesto. Dicha variable vale 1 durante el período de la manifestación de la crisis de dicha entidad y cero en caso contrario. Se incluye también otra variable ficticia (D884) que toma valor 1 en el cuarto trimestre de 1988 y cero en el resto de fechas. Esta última variable refleja el cambio producido por la incorporación de la información sobre la banca oficial en dicha fecha, con ratios de morosidad sustancialmente superiores.

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

En el mecanismo de ajuste a corto plazo, todas las variables son significativas. El ratio de morosidad (en diferencias) con seis meses y un año de desfase provoca aumentos del ratio de morosidad contem-

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

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

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

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

Se han realizado estimaciones de modelos alternativos al (1) que incluyen el nivel de endeudamiento de empresas y familias y la carga financiera. En el largo plazo no aparecen como significativas dichas variables. En el mecanismo de ajuste a corto plazo, a veces, pero siempre y cuando se eliminen los tipos de interés como variable explicativa[21]. La ausencia del endeudamiento en la relación de largo plazo pone de manifiesto la importancia de las variables cíclicas a la hora de explicar la morosidad. El endeudamiento, una variable más estructural que se mueve más lentamente, no parece que aporte significatividad adicional. Por otro lado, los niveles de endeudamiento en España, aunque crecientes, están en torno al promedio de la Unión Europea y

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

lejos de los valores estadounidenses o británicos[22]. Por otro lado, el aumento del endeudamiento ha ido paralelo con el aumento del valor de los activos, con lo cual el patrimonio neto no ha sufrido mermas importantes. Es, probablemente, esta última variable la que podría ser más relevante que el endeudamiento *per se*[23].

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

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

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

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

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

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

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

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

$$\Delta mor_t = \lambda \left(mor_{t-2} - \alpha_0 - \alpha_1\, pib_{t-2} - \alpha_2\, tipo_{t-2}\right) + \beta_1 \Delta pib_{t-1} + \beta_2\, \Delta tipo_{t-1} + \quad (2)$$

$$+ \beta_3\, D881 + \beta_4\, \Delta mor_{t-2} + \beta_5\, \Delta mor_{t-6} + u_t$$

Como puede apreciarse, dicho modelo es muy similar al estimado para el caso de los bancos. Una vez más, dentro de la relación de largo plazo, intervienen variables macroeconómicas básicas, como son la variación del PIB y el tipo de interés nominal. Del mismo modo, son estas variables, con diferentes retardos, las que intervienen en el ajuste a corto plazo del modelo, añadiendo dos retardos (en dos y seis trimestres) de la variable endógena, lo que sigue mostrando la gran persistencia existente en el ratio de morosidad. Además, se introduce una variable ficticia (D881) que toma valor 1 en el primer trimestre de 1988 y 0 en el resto de periodos. Esta variable trata de recoger el efecto que, en ese periodo, pudo tener un endurecimiento en la definición de morosidad a través de la CBE 22/1987[24].

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

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

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

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

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

4.2. Familias y empresas

Las diferencias observadas en las respuestas a las variables macroeconómicas del ratio de morosidad de bancos y cajas aconsejan complementar el análisis con la modelización de la morosidad de familias y empresas. Con datos agregados de la Central de Información de Riesgos del Banco de España, se ha procedido a desarrollar ambos modelos, diferenciando entre aquellas operaciones llevadas a cabo por per-

sonas físicas (asimiladas por razones expositivas a familias) y las solicitadas por personas jurídicas y empresarios individuales.

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

$$\Delta mor_t = \lambda \left(mor_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1\ pib_{t-1} - \alpha_2\ tipo_{t-1}\right) + \beta_1 \Delta pib_t + \beta_2\ \Delta crecf_{t-2} + \tag{3}$$

$$+ \beta_3\ \Delta paro_{t-2} + \beta_4\ \Delta garf_{t-3} + \beta_5\ D881 + \beta_6\ \Delta mor_{t-4} + u_t$$

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

Los resultados de la estimación están recogidos en el Cuadro 5. Las variables de largo plazo, PIB y tipos de interés, presentan los signos esperados. En el corto plazo, el crecimiento del PIB tiene un efecto negativo contemporáneo sobre el ratio de morosidad, así como el crecimiento del crédito a las familias, retardado dos trimestres. Esto último refleja, muy probablemente el hecho de que, a corto plazo, un aumento del crédito reduce el ratio de morosidad por una cuestión puramente contable (aparece en el denominador del ratio). Por el contrario, un aumento de la tasa de paro de la economía se traduce en mayores dificultades para las familias y, consecuentemente, en un aumento del ratio de activos dudosos, como era de esperar. Por su parte, el signo negativo del parámetro asociado a las garantías retrasadas tres periodos, refleja la importancia de los créditos con garantía hipotecaria sobre el total analizado ya que estos créditos se caracterizan precisamente por su baja morosidad. En este sentido, ya se ha comentado el impacto sobre los incentivos (reduciendo significativamente el *moral hazard*) de las familias que ejerce la existencia de una hipoteca sobre el bien financiado. La variable ficticia de 1988, asociada al endurecimiento de la definición de activos morosos, vuelve a ser positiva y significativa

(como ocurría en el modelo para cajas de ahorros). Finalmente, se constata la existencia de una elevada persistencia en el ratio de morosidad, como demuestra el signo positivo del parámetro asociado al cuarto retardo del ratio.

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

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

A pesar de la significatividad de las variables macroeconómicas en la relación de largo plazo, su impacto relativo es menor en el caso de las familias. Las elasticidades a largo plazo del PIB y del tipo de interés son, respectivamente -0,25% y 0,44%. Ya en el Gráfico 2 se observaba claramente la menor sensibilidad cíclica de la morosidad de las familias. Un cambio en las variables macroeconómicas que determinan el nivel de largo plazo del ratio de morosidad tiene un impacto relativamente reducido en la morosidad de las familias porque la mayor parte del crédito a las familias se utiliza para financiar la adquisición de vivienda. La ausencia de caídas significativas en el precio de la vivienda durante el período analizado es un elemento que, probablemente, ha contribuido de forma notable al cumplimiento de las obligaciones de los deudores y a mantener muy reducido el ratio de morosidad. Si los precios de la vivienda no se reducen, el transcurso del tiempo hace

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

aumentar el valor neto de la vivienda (diferencia entre el valor de mercado y la deuda contraída para financiarla) de tal forma que el acreditado tiene cada vez más incentivos a seguir pagando el préstamo[26].

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

$$\Delta mor_t = \lambda \left(mor_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1\ pib_{t-1} - \alpha_2\ tipo_{t-1}\right) + \beta_1 \Delta etti_{t-1} + \beta_2\ \Delta crece_{t-2} + \quad (4)$$

$$+ \beta_3\ \Delta ende_{t-2} + \beta_4\ \Delta gare_t + \beta_5\ \Delta mor_{t-4} + u_t$$

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

Los resultados de esta estimación aparecen en el Cuadro 6. De nuevo, en la relación de largo plazo solo aparecen la variación del PIB y los tipos de interés nominales con el signo esperado. En el ajuste a corto plazo, además de la persistencia se observa un impacto positivo y significativo del crecimiento del crédito. Dicho impacto, de signo contrario al estimado en las familias, puede poner de manifiesto la mayor importancia que en las empresas tiene una adecuada política de endeudamiento, así como la necesidad para los bancos de vigilar su política crediticia en términos de concesión y de seguimiento de los riesgos. De forma similar, y a diferencia de lo observado para bancos, cajas y familias, la estructura temporal de los tipos de interés tiene un impacto positivo y significativo a corto plazo poniendo de manifiesto la mayor sensibilidad del riesgo de crédito con empresas ante cambios en las expectativas de evolución de la actividad económica. Respecto al coeficiente asociado a la variable de garantías reales, es importante destacar las diferencias respecto al caso de las familias. Si en el caso anterior el crédito con garantías reales estaba muy identificado con el crédito hipotecario, en este caso no ocurre lo mismo: las entidades anticipan el riesgo de los acreditados a los que van a conceder créditos, y piden garantías a aquellos que tienen una mayor probabilidad de impago[27].

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

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

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

5. SIMULACIONES

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

En los dos primeros escenarios se hacen hipótesis sobre las dos variables que entran en el ajuste a largo plazo, crecimiento del PIB y tipos de interés nominales, y se mantienen constantes las del mecanismo a corto plazo. Más que en la variabilidad del corto plazo, nuestro interés se centra en el equilibrio a largo plazo. Para la variación del PIB, calculamos su desviación estándar en todo el período muestral analizado mientras que para los tipos de interés solo tenemos en cuenta la información desde enero de 1999, fecha de entrada en la Unión Monetaria Europea, obteniéndose así valores de los tipos de interés a simular razonables y creíbles[28]. El primer escenario simula una caída de la tasa de crecimiento del PIB sostenida durante todo el período de predicción, desde su valor en 2001, de una desviación estándar y un

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

aumento sostenido de una desviación en el tipo de interés. El segundo escenario utiliza dos desviaciones típicas, también sostenidas a lo largo del tiempo[29]. En el Gráfico 7 puede verse que en ambos escenarios, para los cuatro ratios de morosidad simulados, el impacto de caídas de la actividad y aumentos de los tipos de interés de dos y una desviación típica no se traducen en aumentos sustanciales del ratio de morosidad en una perspectiva histórica amplia.

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

6. DOTACIONES A INSOLVENCIAS Y VARIABLES MACROECONOMICAS

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

---

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

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

Conviene recordar que las dotaciones específicas están muy estrechamente relacionadas con la fecha transcurrida desde el impago de la operación y que se ven aumentadas por el efecto arrastre (tanto de la operación como del cliente). La Circular del Banco de España 4/1991 es la que regula las exigencias de dotaciones a insolvencias. Dichas exigencias fueron endurecidas con la CBE 9/1999 y la CBE 4/2000 que, además, implantaron la provisión estadística en España[30]. Existe una marcada estacionalidad en las dotaciones a insolvencias con un aumento sustancial de dichas dotaciones en el último trimestre de cada año. No obstante, la estacionalidad es decreciente a lo largo del tiempo. Esto complica el proceso de estimación y explica un menor nivel de ajuste del modelo para las cajas de ahorros[31].

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

$$\Delta provb_t = \lambda \left(provb_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1\ pib_{t-1} - \alpha_2\ tipo_{t-1}\right) + \beta_1 \Delta tipo_{t-5} + \quad (5)$$

$$+ \beta_2\ DIC(1/T) + \beta_3 BAN + u_t$$

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

El coeficiente de determinación es muy elevado, 0,89, al tiempo que el estadístico DW y el gráfico de los residuos son muy satisfacto-

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

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

rios. El ajuste estático y dinámico (Gráfico 8) es muy razonable, dada la enorme volatilidad de la serie.

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

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

$$\Delta provc_t = \lambda \left(provc_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1\ pib_{t-1} - \alpha_2\ tipo_{t-1} \right) + \beta_1 \Delta tipo_{t-4} \quad (6)$$

$$+ \beta_2\ DIC(1/T) + \beta_1 \Delta provc_{t-4} + u_t$$

En el Cuadro 8 puede verse que, de nuevo, la variación del PIB y los tipos de interés son las variables explicativas a largo plazo mientras que los tipos de interés, la variable ficticia que controla la evolución de la estacionalidad y la propia variable endógena desfasada un año aparecen en el mecanismo a corto plazo. El coeficiente de determinación es sustancialmente inferior (0,69) y el gráfico de los residuos algo menos satisfactorio. El ajuste estático y dinámico son razonables teniendo en cuenta la volatilidad en las series[32].

Si aplicamos los escenarios utilizados anteriormente al análisis de los requerimientos de dotaciones futuras podemos obtener una medida de las pérdidas esperadas (en proporción de la inversión crediticia). Se observa que, a pesar del aumento de las necesidades de saneamientos, el fondo de insolvencias estadístico podría cubrir razonablemente dichas necesidades[33]. Ni siquiera un escenario extremo como el de 1993, cuya probabilidad de repetición es probablemente baja, parece traducirse en un aumento preocupante de las necesidades de saneamientos. Por lo tanto, parece razonable concluir que la estabilidad de los bancos y las cajas de ahorros españoles es elevada[34].

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

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

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

7. CONCLUSIONES

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

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

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

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

Referencias

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

González-Hermosillo, B.; Pazarbasioglu,C. y Billings, R. (1997): "Determinants of Banking System Fragility: A case Study of Mexico". *Staff Papers*, International Monetary Fund, Vol. 44, Nº 3, (September), pp. 295-314.

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

Hardy, D.C y Pazarbasioglu, C. (1999): "Determinants and Leading Indicators of Banking Crises: Further Evidence". *Staff Papers*, International Monetary Fund, Vol. 46, Nº 3, (September – December), pp. 247 – 258.

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

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

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

Kaminsky, G.L. y Reinhart, C.M.(1999): "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems". *The American Economic Review*, June, Vol. 89, Nº3, pp. 473-500.

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

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

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

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

Murto, R. (1994): "Finnish Banking Crisis: Can we Blame Bank Management?", *Finnish Economic Papers*, Vol. 7, Nº 1, Spring, pp. 56-68.

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

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

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

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

Saunders, A.; E. Strock and N. Travlos (1990): "Ownership Structure, Deregulation, and Bank Risk Taking." *The Journal of Finance*, Vol. XLV, nº 2, pp. 643-654.

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

Saurina, J. (1999): "¿Existe alisamiento del beneficio en las cajas de ahorros españolas", *Moneda y Crédito*, Segunda época, Nº 209, pp. 161-193.

Saurina, J. (2002): "Solvencia bancaria, riesgo de crédito y regulación pública: El caso de la provisión estadística española". *Hacienda Pública Española / Revista de Hacienda Pública*, Nº 161, Febrero, pp. 129 -150.

Solttilia, H. y V. Vihriälä (1994): "Finnish Banks' Problem Assets: Result of Unfortunate Asset Structure or Too Rapid Growth?" *Bank of Finland Discussion Papers*, Dec., Nº 23.

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

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

Cuadro 1.

Tests de raices unitarias. Dickey-Fuller aumentado y Phillips-Perron

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

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

Cuadro 2.

Resultados del modelo para bancos.

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

Cuadro 3.

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

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

Cuadro 4.
Resultados del modelo para cajas.

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

Cuadro 5.
Resultados del modelo para familias.

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

Cuadro 6.
Resultados del modelo para empresas.

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

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

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

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

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

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

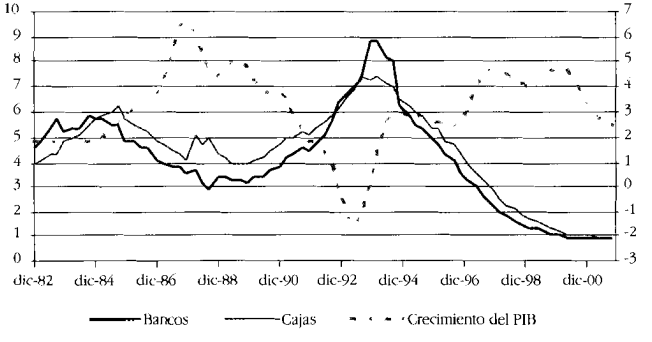


Gráfico 2.
Ratios de morosidad. Empresas y familias

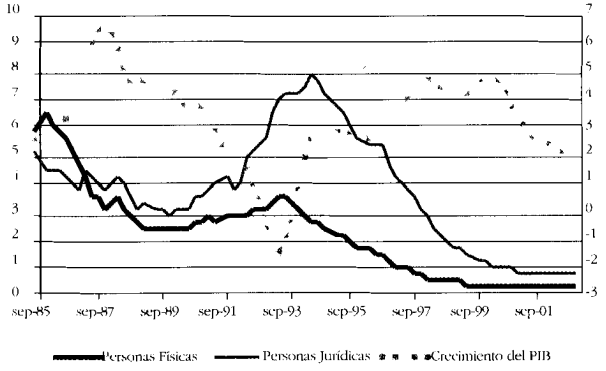


Gráfico 3.
Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para bancos
Ratios de morosidad. Empresas y familias

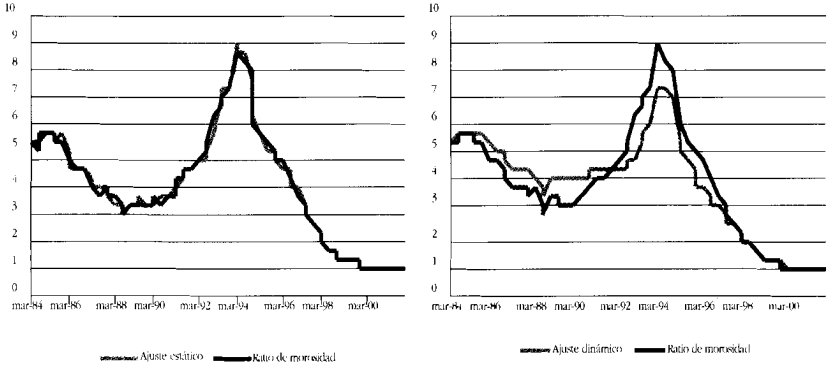


Gráfico 4.
Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para cajas
Ratios de morosidad. Empresas y familias

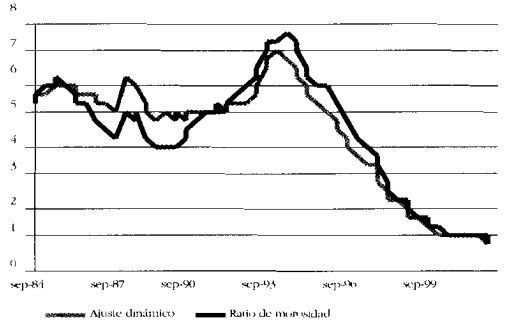


Gráfico 5.
Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para familias

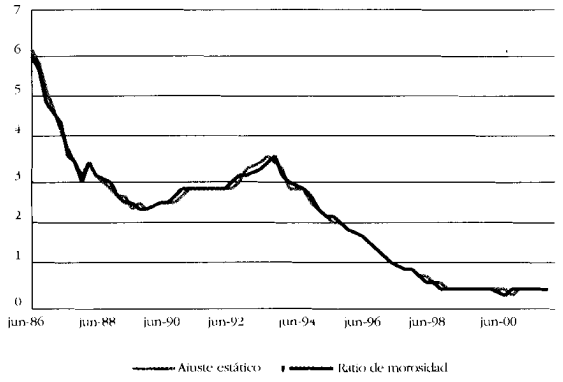


Gráfico 6.
Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para empresas

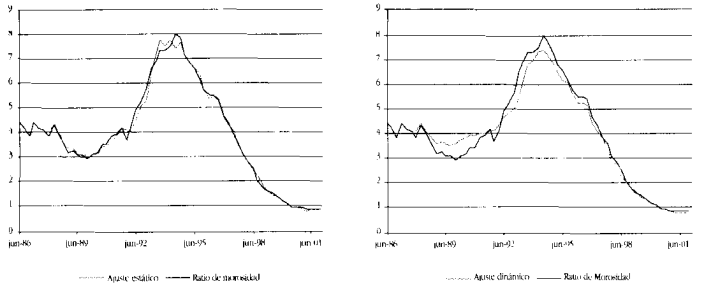


Gráfico 7.
Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para dotaciones

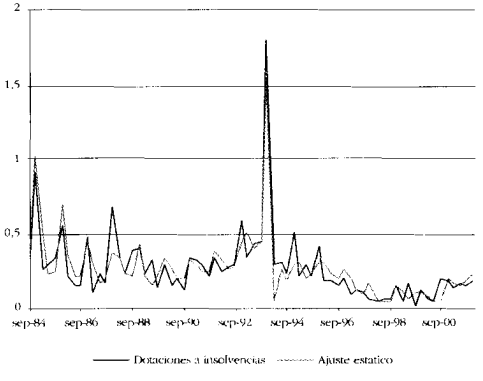


Gráfico 8.
Ajuste estático (izq) y dinámico (der) del modelo para dotaciones en cajas

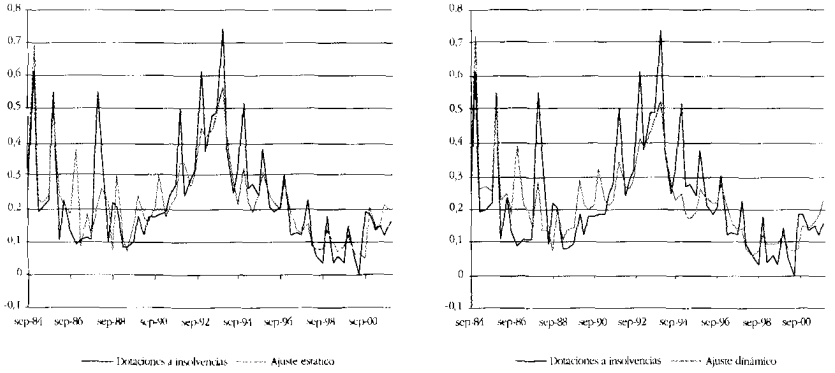
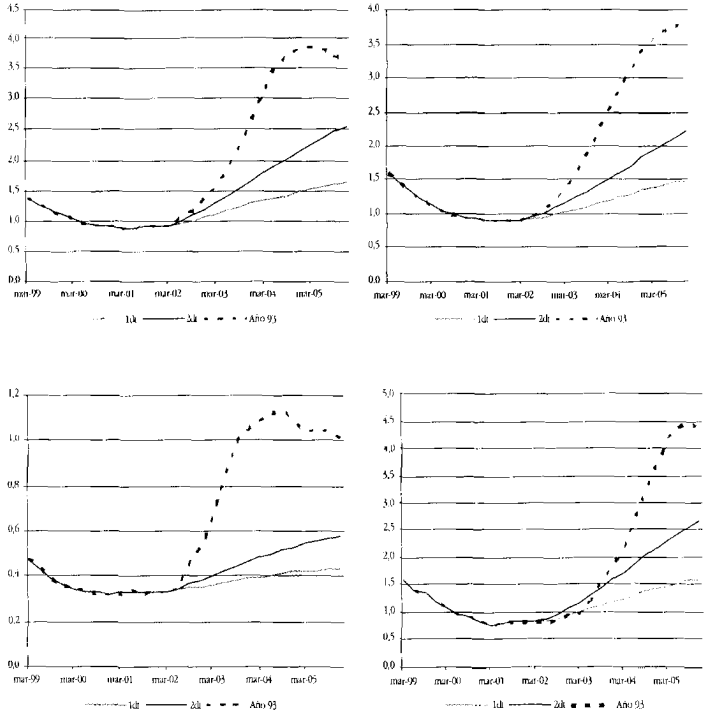


Gráfico 9.
Simulaciones en el modelo de bancos (izq-sup), cajas (der-sup), familias (izq-inf) y empresas (der-inf).



Resumen

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

JEL: E32, G21
Palabras clave: morosidad, dotaciones a insolvencias, cointegración

Abstract

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

Wage gaps between workers with indefinite and fixed-term contracts: The impact of firm and occupational segregation*

SARA DE LA RICA

Universidad del País Vasco

1. INTRODUCTION

The low rate of job creation in most European countries from the mid-1970s spread the opinion among policy-makers that labour markets in Europe were very rigid and that new flexibility measures had to be implemented. Spain had at that time one of the tightest labour markets in all Europe, and its rate of unemployment was the highest (21 percent). This led Spanish policy makers to implement flexibility measures - the most important one being to allow the hiring of new workers on a fixed-term basis with very low or no firing costs for types of job that were not fixed-term in nature. The introduction of this measure in 1984 completely changed the distribution of contracts in Spain. Whereas fixed-term contracts had accounted for around 15 percent of total contracts in 1983, they accounted for 33 percent and have mantained that level ever since. This kind of contract was not questioned until the late eighties, when experts started to advise against the risk of segmentation that Spain was facing, with "good" (indefinite) jobs and "bad" (fixed-term) jobs[1].

Whereas the employment effects of the implementation of these fixed-term contracts have captured much attention among academic

* Financial support from the Basque Government (GV PI1999-160), DGICYT (SEC2003-04826/ECO), Instituto de la Mujer (33/100), the University of the Basque Country (00035.321-13511/2001) and FBBVA (1/BBVA 00044.321-15467/2002) is gratefully acknowledged. I appreciate the useful comments of two anonimous referees. Universidad del País Vasco. Avenida Lehendakari Aguirre, 83. 48015 Bilbao. e- mail: jeprigos@bs.ehu.es

[1]. See Segura et al (1991), Bentolila and Dolado (1994), and Jimeno and Toharia (1993).

researchers[2], their wage effects have not been analyzed in so much detail, partly because of the lack of large databases containing individual information on wages until recently. Jimeno and Toharia (1993), Bentolila and Dolado (1994) and more recently, Hernanz (2002) are studies where wage effects of fixed-term employment are analysed. The first two develop a theoretical model where wages are determined under collective bargaining, and both find that the resulting wage for workers with indefinite contracts is increasing in the proportion of fixed-term workers. Jimeno and Toharia (1993) estimate that the adjusted wage gap of workers with indefinite contracts with respect to "observationally equivalent" workers with fixed-term ones is around 10 percent, and a similar result is found by Hernanz (2002).

From an economic perspective, we should think about whether there is any theoretical reason that would make employers pay workers with fixed-term contracts wages below those paid to "identical" workers with indefinite contracts. Given that wages in Spain are set by collective agreements and that these do not allow workers to be paid differently depending on type of contract, it seems reasonable to think that employers do not discriminate against workers by type of contract. Under this assumption, their wage differences have to be understood in terms of their differences in individual skills as well as in the type of jobs that workers hold. However, observed measures of individual skills and of the type of job each worker holds are far from perfect. This unobserved heterogeneity may induce researchers to attribute at least part of the observed wage gaps between these two types of worker to differences in rewards when they are really differences in characteristics that cannot be controlled for by researchers.

The aim of this paper is to extend the empirical analysis of wage gaps between workers with fixed-term and indefinite contracts in Spain. I try to take a step forward regarding the removal of unobserved heterogeneity between these two types of worker, in particular, that which comes from the type of job workers hold. The Survey of Earnings Structure, which is the database I use, allows the firm where each worker works to be identified. This allows us to measure, in the first place, the extent to which average wage gaps between workers with fixed-term and indefinite contracts are due to segregation of the two types of worker into different firms. Furthermore, we can measure

[2] See Bentolila and Saint Paul (1992) and García -Serrano and Jimeno (1998) among others.

the source of wage gaps between the two types of worker once such segregation is removed.

In the second place, given that we perfectly control for the firm where each worker works, and given that we have an occupational dissagregation of 2-digits of ISCO-88, it is possible to identify the firm-occupation cell where each worker works, look at the role of segregation of workers with fixed-term contracts in low-paying occupations within firms and see the extent to which wage gaps between workers with fixed-term and indefinite contracts are reduced when we compare workers with the two types of contract who work in the same firm-occupation cell. This removes to a great extent the "unobserved heterogeneity" derived from imperfect but frequently used controls for the type of job workers hold, such as industry, firm, occupation, region and others.

I am aware that there may still be significant "unobserved heterogeneity" concerning individual skills, given that controls for individual productivity are far from perfect. All I can control for is age (which approximates real experience and hence, general human capital), tenure (which proxies specific human capital) and years of education, which controls for schooling investment. Therefore, and given that these are clearly imperfect measures of productivity, results concerning differences in their rewards have to be taken with care, given that they may well reflect differences in unobserved skills. However, until new databases are released with better controls for individual productivity, we will not be able to perfectly identify differences in productivity, which clearly contribute to explaining wage gaps.

The empirical approach consists of performing two-step least square wage estimations, in order to take into account the potential selection of workers into fixed-term and indefinite contracts. In order to remove firm and firm-occupation heterogeneity, fixed effects wage estimations are computed (at the firm level, in the first place, and at firm-occupation level, in the second place). Once wage estimations are performed, average wage gaps are decomposed to account for the impact of each of the different components for overall average wage gaps in the first place, for average wage gaps within firms in the second place and finally, for average wage gaps within occupations in the same firm.

Results indicate that the raw wage gap between workers with fixed-term and indefinite contracts is 0.43. Segregation of fixed-term workers into low-paying firms and low-paying occupations within the same firm accounts for 51 percent of the overall wage gap between

these two types of worker. More precisely, firm segregation accounts for 42 percent of the raw wage gap whereas occupational segregation within firms accounts for 9 percent. When we remove such segregation, the average wage gap decreases to 0.21 (0.22 for men and 0.16 for women). Furthermore, 57 percent of this wage gap (0.12) is due to higher observed skills of workers with indefinite contracts relative to their fixed-term counterparts who work in the same occupation within the same firm. This means that only a gap of 0.09 (0.11 for men and 0.04 for women) remains to be explained once different types of segregation and differences in observed skills are removed. We need better information concerning individual productivity before we can assert what the sources of the remaining wage gap between these workers are, given that the observed differences in the rewards to observed skills are likely to be reflecting unobserved differences in productivity.

The rest of the paper is organized as follows: In the next section the regulation of fixed-term contracts in Spain is described. Section 3 describes the data. Section 4 presents the empirical specification concerning wage estimation, as well as wage decomposition. Section 5 presents the empirical results. Section 6 concludes.

2. REGULATION ON FIXED-TERM CONTRACTS

The basic legislation governing labour contracts is the Workers' Statute of 1980 (Estatuto de los Trabajadores, Ley 8/80, March, 10). This law considers indefinite contracts as the general contracting framework, whereas fixed-term contracts are assumed to be used only for jobs whose nature is temporary (seasonal jobs, temporary substitution of permanent workers, temporary increase in activity, etc.). The effects of this law must be taken into account together with the fact that unions had been legalized in 1977 and one of their main objectives since then had been to achieve higher job protection for workers. These two facts led the Spanish labour market to face the beginning of the eighties, a period of recession, with a workforce the vast majority of whom held indefinite contracts with high severance payments in case of dismissal for economic reasons[3]. Some type of flexibility was considered necessary and it was in this context that the reform of 1984 took place.This

[3] If the dismissal was considered "fair", the worker had the right to receive the wage of 20 days per year of seniority. If considered "unfair" by the labour court, as was frequently the case, the worker was entitled to receive the wage of 45 days per year of seniority. For more details, see Toharia and Malo (1999).

reform established that fixed-term contracts could be used to promote employment, and it was no longer necessary for the activity associated to the job to be temporary in nature. These contracts could be signed for a minimum of six months and a maximum of three years. The contract could not be renewed after three years and the worker had to be either laid off or offered an indefinite contract. If the worker was laid off, the firm could not employ another worker for the same job for at least one year. The indemnities at termination for these type of contracts were almost negligible[4], whereas indemnities for workers with indefinite contracts were basically unaffected. This reduction of firing costs led firms to hire almost exclusively fixed-term workers from then onwards. In fact, as Guell and Petrolongo (1998) show, from 1986 to 1992, 98 % of new contracts registered at the employment office were fixed-term. This reform brought about an impressive change in the distribution of contracts. Whereas in 1987 only 15 % of all contracts were fixed-term , by 1991 the figure had increased to 33 %, where it has remained stable ever since[5]. However, given that the situation of workers that already held permanent contracts was unaffected by this reform, by the beginning of the nineties academic experts started to advise against the pervasive effects of these fixed-term contracts (see Segura et al (1991), Bentolila and Dolado (1994), and Jimeno and Toharia (1993)). In particular, they advised against the creation of a labour market segmented into two types of job, good (indefinite) ones and bad (fixed-term) ones, given that workers with fixed-term contracts might be channelled into holding unstable, low protected and poorly paid jobs, while workers with indefinite contracts enjoyed high protection and presumably also higher wages .

These perceptions gave rise to the reforms of 1994 and 1997. The spirit of both reforms was to enhance permanent contracts to the detriment of fixed-term ones, but reducing the firing costs of the former. In 1994 the general applicability of fixed-term contracts was virtually eliminated: they were mantained only for specific groups of workers (older than 45, disabled and the long-term unemployed). In addition, firing procedures were restructured in an attempt to reduce them[6]. Finally, the 1997 reform created a new type of indefinite contract for particular

[4] For more details on severance payments associated twith fixed-term and indefinite contracts, see Guell and Petrongolo (1998) and Segura et al (1991).

[5] See Toharia (1996) for a picture of the evolution of fixed-term contracts from 1987 to 1995.

[6] For more details, see Toharia and Malo (1999).

groups of workers[7], which included lower severance payment in case of unfair dismissal (33 days'wage per year worked in the firm instead of 45 days) and gave fiscal incentives to firms that contracted workers under this form over the first two years of the contract (reductions of employers' social security contribution by 40 percent, or up to 60 percent for the hiring of workers who are over 45 or disabled[8]). Some studies have evaluated the impact of this latter reform, and it seems to be quite small (see Kugler et al (2002)).

In summary, we can see that whereas in the early 1980s workforce adjustment was in general terms considered rigid, during the eighties and nineties the Spanish pattern was to search for more flexibility. However, this flexibility was only achieved at the margin, i.e., for workers signing new contracts, given that the conditions of workers already in the labour market holding indefinite contracts before the reforms were introduced were and still are untouched, and therefore they are still highly protected against job loss.

3. THE DATA

The data are taken from the Survey of Earnings Structure that Spain, along with the other Member States of the European Union carried out in October of 1995[9]. The approach is a stratified two-stage sampling. In the first stage establishments, which are stratified by region (Autonomous Community) and size of firm (5 intervals), are selected randomly from the General Registry of Payments to the Social Security system. In the second stage, workers at each establishment are selected randomly. The survey is conducted at establishments with at least 10 workers. It is exhaustive in small units and for larger establishments a maximum of 25 workers per establishment are randomly interviewed. The code revealing the firm to which each worker belongs is provided. Individual level information such as occupation, firm specific seniority, education, age, working hours, days of absence from work and exhaus-

[7] The groups of workers who could benefit from this new indefinite contract were workers younger than 30, older than 45, handicapped or long-term unemployed.

[8] The current contribution of employers to social security is 24 % of wages.

[9] A full description of the Spanish Survey of Earnings Structure is given in section 3. Even though this database is for 1995 and it may be thought to describe quite an "old" Spanish situation, there is no more recent database that identifies the firm where each worker works. Therefore, the empirical analysis that I am trying to do in this paper cannot be done with any other individual data for Spain. As far as I know, there is another wave of the same survey in 2002 , but unfortunately, this information has not been released to researchers, yet.

tive information concerning wages is available. The sample contains demographic and job characteristics of 130,170 full-time workers (100,533 men and 29,637 women) from 14,347 different establishments.

To give an idea of the representativeness of the sample for the Spanish labour market, workers at firms with ten or more employees accounted in 1995 for 70.8 percent of the total working population in Spain.

I have restricted the analysis to full-time workers. Table 1 presents a general description of the data. The description covers all workers in the first place, and men and women separately in the second place, given that empirical analysis is also performed for these three groups. Considering men and women jointly, table 1 reveals that the raw average wage gap between the two types of contract is 0.43[10](0.44 for men and 0.34 for women). Moreover, workers with indefinite contracts are older on average (around 10 years older), have much higher tenure at the firm (around twelve years more) and are a little more highly educated[11]. These differences are slightly more pronounced for men than for women.

Table 1:
Description of the Sample

Variables	All		Males		Females	
	Mean	St. Dev.	Mean	St.Dev.	Mean	St.dev.
Log hourly wage*	6.77	0.50	6.84	0.49	6.57	0.44
Age	38.57	10.94	39.71	10.98	34.68	9.83
Tenure	10.67	9.94	11.26	10.18	8.69	8.82
Years of education	8.67	3.86	8.53	3.90	9.13	3.69
N. observations	130170		100533		29637	
	Workers with indefinite contract					
	All		Males		Females	
	Mean	St.Dev	Mean	St.Dev	Mean	St.Dev.
Log hourly wage	6.88	0.49	6.94	0.49	6.68	0.45
Age	41.12	10.22	42.20	10.17	37.12	9.41
Tenure	13.98	9.51	14.51	9.65	12.03	8.69
Years of education	8.73	4.00	8.62	4.04	9.15	3.81
N. observations	96572		76078		20494	
	Workers with fxed-term contract					
	All		Males		Females	
	Mean	St.Dev.	Mean	St.Dev	Mean	St.Dev
Log hourly wage	6.45	0.35	6.50	0.35	6.34	0.33
Age	31.21	9.49	31.96	9.74	29.22	8.48
Tenure	1.16	1.21	1.14	1.20	1.20	1.26
Years of education	8.47	3.43	8.24	3.41	9.11	3.42
N observations	33598		24455		9143	

*The wage reported is ordinary wage. This is the variable used for the empirical analysis.

[10] The wage variable used in the whole study is hourly ordinary wage, which is the sum of base wage plus complements. Extraordinary payments are excluded.

[11] The variables of age, tenure and education are measured in years.

Given that this paper is focused on the impact of firm and occupational segregation for wage gaps between workers with indefinite and fixed-term contracts, we must have a preliminary idea of the scope of this segregation. Table 2 presents the distribution of workers with fixed-term and indefinite contracts by firm size (5 size intervals) and by broad occupational categories (one-digit ISCO-88), as well as the average wage ratio between workers with fixed-term and indefinite contracts for these categories. It can be seen that fixed-term workers (both men and women) are relatively more concentrated in smaller firms, and it is precisely in these firms where the wage ratio of fixed-term to workers with indefinite contract is lowest (with the exception of very big firms for males). Fixed-term workers are heavily concentrated in low-qualified occupations (service and blue collar occupations). In these occupations, however, the average wage differential between workers with fixed-term and indefinite contracts seems to be lower than in highly-skilled occupations, such as professionals, managers and technicians.

Table 2:
Distribution of workers across firms and broad ccupations

	Males			Females		
	N.obs.	% Fixed-term	Wage fixed / Wage Indef	N.obs.	%Fixed-term	Wage fixed / Wage Indef
Firm Size						
10-19 workers	20595	29,9	0.70	5415	34,7	0.77
20-49 workers	26518	30,0	0.66	6890	35,2	0.74
50-99 workers	16688	25,5	0.62	4975	30,5	0.70
100-199 workers	14972	22,1	0.60	4858	30,9	0.67
>199 workers	21760	12,7	0.76	7499	24,2	0.61
Wide Occupations						
White-Collar occupations						
Managers	4881	3,8	0.56	377	6,63	0.61
Professionals	4870	15,1	0.59	1120	23,9	0.64
Technicians	10689	12,5	0.61	2742	14,0	0.63
Clerks	9284	13,7	0.65	9085	26,0	0.68
Service Workers	5303	34,6	0.69	3260	46,5	0.80
Blue-Collar Occupations						
Craft workers	25032	28,5	0.74	3089	32,2	0.79
Machine operators.	29066	20,8	0.72	5620	29,0	0.76

In order to measure (i) the role of firm segregation and occupational segregation within firms in explaining wage gaps between workers with fixed-term and indefinite contracts, and (ii) the sources of

wage gaps once these types of segregation are removed, we must work with three different samples: Sample A, where all firms and workers are taken into account. This sample allows us to identify the sources of average wage gaps between the two types of worker without removing (perfectly) heterogeneity coming from segregation into different firms and into different occupations within the same firm[12].

This sample was described in table 1. The second group or sample, (Sample B), takes only firms that contain both types of worker (henceforth integrated firms), which allows us to analyse the sources of wage gaps between these two types of worker within firms. Finally, Sample C considers firm-occupation cells (occupational categories are dissagregated at two-digits of ISCO-88, which is the maximum dissagregation available in the data) where there are both types of worker (henceforth integrated firm-occupation cells). This allows us to analyse the factors affecting wage gaps between these two types of worker within occupations in the same firm, where heterogeneity concerning the type of job each worker does is almost perfectly removed[13].

Table 3 presents a description of Samples B and C, showing how average values of individual characteristics, as well as average wages, change as we remove different types of segregation. All average values presented in the table are weighted by the proportion of workers with fixed-term (indefinite) contract in each group (firm in sample B and firm-occupation in sample C), normalized by the mean proportion of workers with fixed-term (indefinite) contracts in the sample. By doing this, we can measure average differences in wages as well as in individual characteristics within firms in "average" integrated firms (sample B) as well as average differences in wages in individual characteristics within occupations in the same firm in "average" integrated occupations within firms (sample C).

---

12 Even though dummies for firm size, industry, occupation, region and others are introduced, these variables are far from removing all differences on the type of job.

13 Unobserved heterogeneity on the type of job would be perfectly removed if the assumption of the firm and the firm-occupation effect to be fixed is satisfied. Nonetheless, even in the case that it were not fixed but random, heterogeneity on the type of job would be removed to a great extent.

Table 3:
Average values of individual characteristics

	Workers with indefinite contracts											
	Sample B (N=8816 mixed firms)						Sample C (N=8040 mixed firm-occup)					
Variables	All		Males		Females		All		Males		Females	
	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.
Log Wage	6.85	2.6	6.89	2.5	6.65	2.5	6.71	2.4	6.75	2.3	6.49	2.3
Age	39.9	16.8	40.3	16.6	37.9	15.2	38.8	16.3	39.6	16.2	35.6	14.8
Tenure	11.6	8.7	11.7	8.6	10.6	7.6	11.04	8.9	11.3	8.9	9.7	7.8
Education	8.49	4.3	8.43	4.2	8.9	4.4	8.00	4.3	7.77	4.17	8.4	4.2
N.obs.	54561		37637		7996		22275		14971		4256	
	Workers with fixed-term contracts											
	Sample B (N=8816 mixed firms)						Sample C (N=8040 mixed Firm-occup)					
	All		Males		Females		All		Males		Females	
Variables	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.
Log wage	6.60	4.03	6.63	3.81	6.41	2.90	6.50	2.77	6.53	2.63	6.33	2.49
Age	31.4	21.6	31.6	20.7	29.6	14.8	31.1	15.8	31.64	15.6	29.10	13.5
Tenure	1.20	1.2	1.20	1.16	1.20	1.11	1.23	1.22	1.24	1.20	1.25	1.2
Education	8.44	5.6	8.40	4.2	9.30	4.9	8.65	4.8	8.40	4.6	9.01	4.6
N.obs.	28127		19680		5872		16331		11033		3644	

* All variables are weighted by the proportion of workers with fixed-term (indefinite) contracts in each group (firm in sample B and firm-occupation in sample C), normalized by the mean proportion of workers with fixed-term (indefinite) contracts in the sample.

The first important thing to note from Table 3 concerns the aveage wage gaps between workers with fixed-term and indefinite contracts as we remove different types of segregation. In Table 1 we saw that the raw average wage gap between these two types of workers is 0.43 (0.44 for males and 0.34 for females) . However, when we remove firm segregation we can see that the weighted raw wage gap decreases to 0.25 (0.26 for men and 0.24 for women). The difference of 0.18, (0.18 for men and 0.10 for women) represents 42 percent (41 percent for males and 29 percent for females) of the whole gap, and therefore we can conclude that firm segregation is responsible on average for 42 percent of the total raw wage gap (41 percent for men and 29 percent for women).

Furthermore, when we remove occupational segregation within firms, we can see that the weighted raw wage gap decreases to 0.21

(0.22 for males and 0.16 for females). Occupational segregation within firms is therefore responsible for 9 percent of the total unadjusted wage gap (9 percent for men and 23 percent for women).

In summary, it can be observed that segregation of workers with fixed-term contracts into low-paying firms and low-paying occupations within the same firm is responsible for 51 percent of the whole unadjusted wage gap between these two types of worker (50 percent for men and 53 percent for women).

Another interesting feature to note from table 3, comparing it with table 1, is that differences concerning individual characteristics between the types of worker decrease as we consider integrated groups (firm and occupation within firms). This effect is particularly strong for education. For the raw sample, average education of workers with fixed-term contracts is lower than average education for workers with indefinite contracts. However, as we consider integrated firms, the difference decreases greatly (indeed, average education of women with fixed-term contracts is higher than that of men in integrated firms) and when we restrict the sample to integrated firm-occupation cells, the average education of workers with fixed-term contracts is higher than that of workers with indefinite ones. It seems clear, therefore, that as we remove different types of segregation, workers with fixed-term and indefinite contracts seem to differ less in their observed skills, which has to be at least part of the explanation of why their wage gaps are smaller.

4. EMPIRICAL SPECIFICATION

In this study, we start with a wage specification that assumes the existence of a relationship between log (hourly) wage and individual observed characteristics of workers, on the one hand, and with observed job characteristics on the other. It is also assumed that there is a group effect (firm effect and firm-occupation effect) which is not observed, but affects workers ' wages. In order to present a general specification, I allow wages of indefinite and fixed-term workers to differ not only in the intercept but also in the rewards to observed individual and job characteristics[14].

[14] Even though employer discrimination by type of contract is not likely to exist in Spain, as I argued in the introduction, rewards to observed skills may differ because observed measures of skills are imperfect measures of individual productivity.

Furthermore, selection of workers into fixed-term or indefinite contracts may be not random and is likely to be correlated with observed individual characteristics. This potential selection bias problem has to be taken into account in the wage estimations.

These assumptions lead us to the following specification:

$$LnW_{ipj} = \alpha_p + \beta_p X_{ipj} + \gamma_p Z_{pj} + G_{pj} + \varepsilon_{ipj} \quad [1]$$

$$LnW_{itj} = \alpha_t + \beta_t X_{itj} + \gamma_t Z_{tj} + G_{tj} + \varepsilon_{itj} \quad [2]$$

,where W_{ipj} (W_{itj}) is the hourly ordinary wage of the i^{th} individual with indefinite (fixed-term) contract who works in group j, j, X_{ipj} (X_{itj}) are observed measures of individual skills of individual i of group j (in this study the information available concerns age, tenure and education), Z_{pj} (Z_{tj}) are job characteristics, such as occupation, region, industry and type of collective agreement of workers with indefinite (fixed-term) contracts in group j, j, G_{pj} (G_{tj}) is the unobserved group effect (firm effect or firm-occupation effect) of workers with indefinite (fixed-term) contracts of group j, and finally, ε_{ipj} (ε_{itj}) is the individual shock.

Selection of workers into fixed-term or indefinite contracts is governed by the following specification:

$$S_i^* = \mu + \gamma H_i + \nu_i \quad [3]$$

where S_i^* is the latent process that selects individuals into fixed-term or indefinite contracts. Only the result of the process, S_i, is observed. If $S_i^* > 0$, workers are assigned to indefinite contracts and viceversa. H_i are variables that affect selection of workers into different contracts. Some of them must also affect wages, but for identification, there must be at least one variable on H_i which does not affect wages directly.

Different assumptions concerning G_j lead us to different specifications concerning the wage equation. I assume two possible specifications:

$G_j = 0$

This assumption implies that there is no unobserved group effect. Under this assumption, estimation of equations [1] and [3] for workers with fixed-term contracts and of equations [2] and [3] for workers with

indefinite contracts would lead to consistent estimates. These estimations can be done either jointly by maximum likelihood methods or by two-step least squares, estimating in the first step the probability of having a fixed-term (indefinite) contract (equation [3]) and introducing the inverse if the estimated Mills Ratio $(\widehat{M_i})$ in equations [1] and [2] in the second step. I will use two-step least squares methods, given that the Oaxaca Decomposition Method, which will be used below to decompose average wages, requires that estimated equations cross through the mean of the dependent variable, which is always attained by least squares methods, but not always from maximum likelihood estimates[15]. Under this setting, the relationship between wages and their explanatory variables can be described by the following specification:

$$LnW_{ipj} = \alpha_p + \beta_p X_{ipj} + \gamma_p Z_p + \rho_p M_p + \varepsilon_{ipj} \quad [4]$$

$$LnW_{itj} = \alpha_t + \beta_t X_{itj} + \gamma_t Z_t + \rho_t M_t + + \varepsilon_{itj} \quad [5]$$

Estimation of average wage differential between workers with indefinite and fixed-term contracts requires the following agregation:

$$\overline{W_p} = \alpha_p + \beta_p \overline{X_p} + \gamma Z + \rho_p \overline{M_p} \quad [6]$$

$$\overline{W_t} = \alpha_t + \beta_t \overline{X_t} + \gamma Z + \rho_t \overline{M_t} \quad [7]$$

where $\overline{W_p}$ $(\overline{W_t})$ is the average of log wages of workers with indefinite (fixed-term) contract, $\overline{X_p}$ $(\overline{X_t})$ is the average of observed individual skills of workers with indefinite (fixed-term) contracts, $\overline{Z}$ represent the average occupation, industry, region and type of collective agreement and $\overline{M_p}$ $(\overline{M_t})$ are the average estimated Mills Ratio for workers with indefinite (fixed-term) contracts. In this context, differences in average wages between the two types of worker, $(\overline{W_p} - \overline{W_t})$, can be decomposed into differences in the intercept, $(\alpha_p - \alpha_t)$, differences in the average observed skills of both types of worker, $(\beta_p \overline{X_p} - \beta_t \overline{X_t})$, and differences in the selection of workers into fixed-term and permanent contracts $(\rho_p \overline{M_p} - \rho_t \overline{M_t})$. Differences in observed skills can be further decomposed into differences in the characteristics rewarded as if all had indefinite contracts, which is considered the non-discriminatory category, on the one hand, $\beta_p(\overline{X_p} - \overline{X_t})$, and differences in the rewards, evaluated at the average skills of workers with

[15] However, estimation of log wages looks very similar when maximum likelihood is used instead of two-step least squares. Results from maximum likelihood estimation are available upon request.

fixed-term contracts, $\overline{X_t}(\beta_p - \beta_t)$, on the other, as in the standard Oaxaca decomposition method.

$G_j \neq 0$

This assumption implies to admitting the existence of group effects between the two types of worker that cannot be observed by the researcher. In this study I use the most widely extended assumption concerning unobserved group effect, assuming that they are fixed and of the same magnitude for all members of the group. Taking into account that the unobserved group effects considered in this paper are (i) firm effects, and (ii) firm-occupation effects, this assumption amounts to assuming that workers with fixed-term and indefinite contracts who belong to the same firm (when the group is the firm) and to the same occupation within the same firm (when the group is firm-occupation) have the same group effect. Under this context, the total group effect (observed plus unobserved), Φ_j, would be:

$$\Phi_j = \gamma_p Z_{pj} + G_{pj} = \gamma_t Z_{tj} + G_{tj} \qquad [8]$$

Introducing equation [8] into equations [1] and [2], and taking into account the selection of workers into different types of contracts by estimating the Mills Ratio, as before, would lead us to the following wage specification:

$$LnW_{ipj} = \alpha_p + \beta_p X_{ipj} + \rho_p M_p + \Phi_j + \varepsilon_{ipj} \qquad [9]$$

$$LnW_{itj} = \alpha_t + \beta_t X_{itj} + \rho_t M_t + \Phi_j + \varepsilon_{itj} \qquad [10]$$

Equations [9] and [10] specify that log wages of workers with indefinite and fixed-term contracts can be explained by the $X's$, $Z's$,and the selection of these workers, whereas the unobserved group effect, given that it is fixed, can be captured by group dummies. This is the standard fixed effects approach, frequently used by studies which try to capture wage gaps between different groups of population, such as male/females, white/blacks, etc. (see Bayard et al (1999), Barth and Mastekaasa (1996) and Groshen (1991), among others). The resulting parameters are called "within group estimators", and are equivalent to those obtained by applying OLS wage equations to a transformed version of equations [9] and [10], where all variables are demeaned from the group means.

Regarding the decomposition of average wage gaps, once the within group parameters are consistently estimated, we need to aggregate equations [9] and [10] to the overall means:

$$\overline{W_{p/p}} = \alpha_p + \beta_p \overline{X_{p/p}} + \gamma \overline{Z} + \rho_p \overline{M_{p/p}} + \overline{\Phi} \qquad [11]$$

$$\overline{W_{t/t}} = \alpha_t + \beta_t \overline{X_{t/t}} + \gamma \overline{Z} + \rho_t \overline{M_t} + \overline{\Phi} \qquad [12]$$

where $\overline{W_{p/p}}$ ($\overline{W_{t/t}}$) are the weighted average log wages of workers with indefinite (fixed-term) contracts in an "average" group, $\overline{X_{p/p}}$ ($X_{t/t}$) are the weighted means of average skills of workers with indefinite (fixed-term) contracts, $\overline{Z}$ represents average job characteristics of the sample[16] and $\overline{M_{p/p}}$ ($\overline{M_{t/t}}$) are the weighted means of the average Mills Ratio for workers with indefinite (fixed-term) contracts. The weights used are the proportion of workers with indefinite (fixed-term) contracts in each group (firm or firm-occupation) , normalized by the mean proportion of workers with indefinite (fixed-term) contracts in the sample. Given that the (observed and unobserved) group effect is removed, average wage gaps between them can be written, as before, as the sum of differences in the intercept, $(\alpha_p - \alpha_t)$, differences in weighted average observable skills and in their rewards, $(\beta_p \overline{X_{p/p}} - \beta_t \overline{X_{t/t}})$ and differences in the selection of workers into fixed-term and permanent contracts $(\rho_p \overline{M_p} - \rho_t \overline{M_t})$. As before, differences in observed skills can be further decomposed into differences in average characteristics or skills and differences in the rewards to such observed skills.

[16] Although I have not included a subscript for the variable Z, note that when the group under consideration is the firm, whereas industry and region are common for all workers within a group, occupation may differ. For more detailed groups, however, all job characteristics included in the estimation are constant for all workers within a group.

5. RESULTS

Before presenting the results, a word must be said concerning the estimation of the potential selection of workers into fixed-term and indefinite contracts. The probability of having a fixed-term (indefinite) contract has been estimated through a probit model where the independent variables are observed skills, such as age, tenure and education, controls for occupation (dissagregated at one-digit) and the rate of fixed-term contracts by autonomous community. This latter variable has been used for identification, given that it clearly affects the probability of having a fixed-term or indefinite contract but there is no reason to believe that it affects individual wages directly. Results concerning the estimation of having a fixed-term and an indefinite contract are presented in Appendix 2. Once the probability of having each type of contract is estimated, the estimated Mills Ratios obtained from them are included in the wage equations for each types of worker as an additional explanatory variable.

Tables 4 and 5 present the results derived from the estimation of wages following the empirical approach specified in section 4. Table 4 presents the results for workers with fixed-term contracts and Table 5 the estimations for workers with indefinite contracts. For each type of worker, wage estimations have been made considering men and women jointly (Panel 1) , only men (Panel 2) and only women (Panel 3). For each of them, three specifications are presented: Column [1] of each panel presents two-stage least squares wage regressions when no unobserved group effect is considered (equations [4] and [5]). Column [2] presents wage regressions assuming the existence of a fixed unobserved firm effect. The coefficients are within-firm estimations, given that the firm effect is removed. Finally, column [3] presents wage regressions assuming the existence of a fixed firm-occupation effect, and the coefficients presented are within firm-occupation parameters, once the firm-occupation effect is removed.

Rewards to observed skills

It can be seen that returns to age and particularly to education are much higher for workers with indefinite contracts than for workers with

fixed-term contracts (this difference is stronger for men than for women). On the other hand, returns to tenure are higher for workers with fixed-term contracts, which can be understood if we take into account that rewards to tenure present a quadratic profile, and fixed-term workers, given their low tenure, enjoy higher rewards for an additional year of tenure than workers with indefinite contracts, whose average tenure on the firm is very high.

Table 4:
Log Wage Regressions - Workers with Fixed-Term Contracts

Variables	All workers			Males			Females		
	[1]*	[2]+	[3]	[1]*	[2]	[3]	[1]*	[2]+	[3]
Age	0.03	0.02	0.02	0.03	0.02	0.02	0.03	0.016	0.01
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
Age^2	$-0.4e^{-3}$	$-0.3e^{-3}$	$-0.2e^{-3}$	$-0.3e^{-3}$	$-0.2e^{-3}$	$-0.2e^{-3}$	$-0.4e^{-3}$	$-0.1e^{-3}$	$-0.1e^{-3}$
	$(0.1e^{-4})$	$(0.1e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.1e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.3e^{-4})$	$(0.3e^{-4})$	$(0.4e^{-4})$
Tenure	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.03	0.02	0.02
	(0.004)	(0.003)	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.007)	(0.008)	(0.012)
$Tenure^2$	-0.006	-0.009	-0.002	-0.004	-0.009	-0.003	$0.9e^{-4}$	-0.002	$-0.7e^{-3}$
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
Education	0.02	0.01	0.00	0.02	0.01	0.00	0.02	0.01	0.00
(years)	$(0.6e^{-4})$	$(0.7e^{-3})$	(0.001)	$(0.7e^{-4})$	$(0.9e^{-3})$	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
Mills-Rat.	0.14	0.24	0.05	0.07	0.22	0.01	-0.05	0.10	0.02
	(0.02)	(0.02)	(0.04)	(0.03)	(0.03)	(0.06)	(0.04)	(0.06)	(0.09)
Intercept	5.58	5.86	6.00	5.61	5.88	6.041	5.54	5.95	6.06
	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.05)	(0.06)
N. groups	—	8816	8040	—	7402	6038	—	2421	1716
N. obs.	33598	28127	16331	24455	19680	11033	9143	5872	3644

Standard errors are robust to heteroscedasticity.

[1]: Two-Step Least Squares Regression: First step: Probit estimation of the probability of having a fixed-term contract; Second step: OLS regression of wages introducing the Mills-Ratio.

[2] Two-Step Fixed Effect estimation: First step: Probit estimation of the probability of having a fixed-term contract; Second Step: Fixed effect estimation, assuming firm effects and introducing the Mills-Ratio.

[3]Two-Step Fixed Effect estimation: First step: Probit estimation of the probability of having a fixed-term contract.

Second Step: Fixed effect estimation, assuming firm-occupation effects and introducing the Mills-Ratio.

*Estimations also include dummies for occupation (4) , industry (6), region (16) and controls for type of collective agreement.

+Estimations also include four dummies for occupation.

Table 5:
Log Wage Regressions - Workers with indefinite contracts

Variables	All workers			Males			Females		
	[1]*	[2]+	[3]	[1]*	[2]+	[3]	[1]*	[2]+	[3]
Age	0.05	0.04	0.023	0.05	0.04	0.02	0.03	0.02	0.006
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
Age^2	$-0.4e^{-3}$	$-0.3e^{-3}$	$-0.2e^{-3}$	$-0.4e^{-3}$	$-0.3e^{-3}$	$-0.2e^{-3}$	$-0.3e^{-3}$	$-0.2e^{-3}$	$-0.5e^{-4}$
	$(0.1e^{-3})$	$(0.1e^{-4})$	$(0.1e^{-4})$	$(0.1e^{-4})$	$(0.1e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.3e^{-4})$	$(0.3e^{-4})$
Tenure	0.007	0.006	0.007	0.007	0.005	0.006	0.011	0.012	0.014
	$(0.6e^{-3})$	$(0.7e^{-3})$	(0.001)	$(0.6e^{-3})$	$(0.9e^{-3})$	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
$Tenure^2$	$-9.8e^{-6}$	$-5.8e^{-6}$	$-4.5e^{-6}$	$-0.2e^{-4}$	$0.2e^{-4}$	$0.2e^{-4}$	$-0.2e^{-4}$	$-0.1e^{-3}$	$-0.1e^{-3}$
	$(0.1e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.3e^{-4})$	$(0.2e^{-4})$	$(0.7e^{-4})$
Education (years)	0.04	0.04	0.01	0.04	0.04	0.01	0.03	0.03	0.01
	$(0.3e^{-3})$	$(0.4e^{-3})$	$(0.8e^{-3})$	$(0.4e^{-3})$	$(0.5e^{-3})$	$(0.9e^{-3})$	$(0.8e^{-3})$	(0.001)	(0.001)
Mills-Ratio	-0.02	$-0.1e^{-3}$	-0.02	-0.01	0.00	-0.02	-0.02	0.01	-0.00
	(0.004)	(0.005)	(0.008)	(0.005)	(0.007)	(0.009)	(0.008)	(0.014)	(0.016)
Intercept	5.09	5.37	5.99	5.14	5.40	6.043	5.41	5.71	6.15
	(0.021)	(0.024)	(0.03)	(0.025)	(0.03)	(0.036)	(0.04)	(0.05)	(0.06)
N. groups	—	8816	8040	—	7402	6038	—	2421	1716
N. observations	96572	54561	22275	76078	37637	14971	20494	7996	4256

Standard errors are robust to heteroscedasticity.

[1]: Two-Step Least Squares Regression: First step: Probit estimation of the probability of having an indefinite contract.

Second step: OLS regression of wages introducing the Mills-Ratio.

[2] Two-Step Fixed Effect estimation: First step: Probit estimation of the probability of having an indefinite contract; Second Step: Fixed effect estimation, assuming firm effects and introducing the Mills-Ratio.

[3]Two-Step Fixed Effect estimation: First step: Probit estimation of the probability of having an indefinite contract;

Second Step: Fixed effect estimation, assuming firm-occupation effects and introducing the Mills-Ratio.

*Estimations also include dummies for occupation (4) , industry (6), region (16) and type of collective agreement.

+Estimations also include four dummies for occupation.

Selection of workers into different contracts

We can see that for workers with fixed-term contracts, the impact of the estimated Mills Ratio has a positive and significant effect for wages, whereas for workers with indefinite contracts, its effect is non-

significant in most cases. This suggests that the sample of workers with indefinite contracts is a better approximation of a random sample of the whole working population than the sample of workers with fixed-term contracts, which is a highly selected group.

Decomposition of average wage gaps

The decomposition of average wage gaps between these two types of worker is presented in table 6. Non-discriminatory rewards have been considered as those obtained from workers with indefinite contracts, given that this is the standard contract operating in Spain for most workers. Furthermore, given that selection of workers into different types of contract is taken into account, it is not possible to consider that non-discriminatory rewards are those obtained from a pool regression containing all workers, as Oaxaca and Ransom (1994) suggest[17]. We need to consider that nondiscriminatory rewards are those of one of the two types of worker. It seems more natural to consider rewards to workers with indefinite contracts as the non-discriminatory ones. Differences in individual characteristics have been further decomposed into differences in observed skills evaluated at the rewards of workers with indefinite contracts and differences in their rewards, evaluated at the mean values of workers with fixed-term contracts. Furthermore, in order to take into account that the discrimination components are not invariant to the "left out" reference group when there are dummies as explanatory variables, (see Oaxaca and Ransom (1999)), I have followed the approach suggested by Gardeazábal and Ugidos (2003), which is described in Appendix 1.

The numbers reported in table 6 are the relative contribution of each variable or group of variables to the observed wage gap between the two groups. For instance, if we look at the overall decomposition for all workers, the average observed wage differential between the two types of worker is 0.43. 62 percent of it is due to differences in observed individual skills, more than a hundred percent (154 percent) is due to differences in the rewards to observed skills, differences in

[17] Oaxaca and Ransom (1994) suggest to consider the nondiscriminatory rewards those obtained from a pool regression of the two types of worker whose gap wants to be decomposed. However, in this case, from a pool regression of the two types of workers it is not possible to obtain the rewards to selection.

other characteristics (occupation, industry, region and type of collective agreement) account for 8 percent , the lack of selection into different types of contracts would decrease the observed wage gaps by 10 percent (given its negative sign), and finally, the intercept (which normally reflects the average wage of the reference individual but has a very diffcult interpretation) favours fixed-term workers, and were this term the same for both workers, the wage gap would decrease by 114 percent. Given that my aim is to infer what factors contribute to explaining wage gaps between these two types of worker, I will concentrate on those factors that show a positive sign, because these are the components that help to explain the wage gap.

Looking at the overall wage decomposition, results suggest that differences in observed skills explain almost two thirds of the whole wage gap. Neither differences in job characteristics that have been controlled for, such as occupation, industry, region or type of collective agreement nor the selection of workers into different types of contract seem to explain a large part of the observed wage gap. This result is valid not only for all workers, but also for men and women when they are treated separately[18].

Let us look at the sample of integrated firms, where firm segregation has been removed. As we noted when describing sample B, the observed weighted average wage gap is 0.25. When looking at the contribution of each of the components, we can see that differences in observed skills explain around 80 percent of the observed wage gap between workers that work in average integrated firms. As with the overall sample, selection of workers into different types of contracts does not seem to be a factor which explains wage gaps between them.

Finally, let us look at the sample of integrated firm-occupations. As before, we can see that the average wage gap between workers with fixed-term and indefinite contracts when we consider integrated firm-occupation groups, has decreased to half of the whole unadjusted wage

[18] This result contrasts with that found by Hernanz (2000), who using the same database finds that selection of workers into different types of contract contributes most to explaining wage differentials. This difference can be explained because that study does not include education as an explanatory variable for wages; it is only introduced in the selection equation, and it is considered an exclusion variable for identification of the selection process. Differences in the returns to education for workers with indefinite contracts are more than four times those of workers with fixed-term contracts, as can be seen from tables 4 and 5.

gap. Differences in observed skills explain 57 percent (50 percent for men and 76 percent for women) of the observed weighted average wage gaps between workers that work in the same occupation within the same firm. A word must be said here concerning the contribution of differences in rewards to observed skills for the average wage gap . It can be seen from table 6 that these differences are big and favour workers with indefinite contracts. They clearly contribute to explaining the wage gap between these types of worker. However, as I said in the introduction, observed measures of productivity in this database are far from perfect, and therefore rewards to these imperfect measures may well reflect differences in unobserved skills.

Table 6:
Decomposition of the average wage Gap between both types of workers
Relative Contribution to the wage gap

	Males and females			Males			Females		
	Overall	W-F	W- FO	Overall	W-F	W-FO	Overall	W-F	W-FO
$(\overline{W_p} - \overline{W_t})^*$	0.43	0.25	0.21	0.44	0.26	0.22	0.34	0.24	0.16
Observed skills (age, tenure and education)									
$\beta_p(\overline{X_p} - \overline{X_t})$	0.62	0.81	0.57	0.61	0.77	0.50	0.65	0.70	0.76
$\overline{W_t} * (\beta_p - \beta_t)$	1.54	2.84	0.70	1.47	2.74	0.63	0.53	1.62	-0.21
Other charact.	0.08[+]	-0.06[++]	-	0.04 [+]	-0.10[++]	-	0.19 [+]	0.01[++]	-
Selection	-0.10	-0.54	-0.23	-0.04	-0.57	-	0.01	-0.33	-0.11
Intercept	-1.14	-1.96	-0.04	-1.07	-1.84	0.00	-0.38	-1.00	0.56

* In column [1], (Wp ¡ Wt) is the raw average wage differential. In columns [2] and [3]. they are weighted means, and the weight used is the sample proportion of each type of worker in the groups (firms or firm-occupation), normalized by the mean proportion of workers with indefinite (fixed-term) contracts in the sample.

+ Other characteristics: Occupation (4 dummies) , Industry (6 dummies), Region (16 dummies) and

type of collective agreement (2 dummies).

++ Other characteristics: Occupation (4 dummies).

6. CONCLUSION

This paper presents new evidence on the role of segregation of workers with fixed-term contracts (relative to workers with indefinite contracts) into low-paying firms and low-paying occupations within firms in explaining the observed wage gap between these two types of worker. Log Wage regressions are presented and weighted average wage gaps between these two types of worker are decomposed into differences in observed skills, differences in other job characteristics and selection of workers into each type of contract.

The data are taken from a large sample of individual wage data from the 1995 Spanish Wage Structure Survey, a survey carried out at establishment level. The sample contains demographic and job characteristics of 130,170 full-time workers (100,533 men and 29,637 women) from 14,347 different establishments.

Three empirical specifications are proposed. The first is a two-stage least square estimation of log wages on observed skills and other job characteristics. Two-stage methods are proposed in order to control for the potential unobserved selection of workers into different types of contracts. The second specification proposed is a fixed effect model, where unobserved firm effects are allowed for and removed from the estimation. Finally, the last specification introduces unobserved occupation effects within firms. In the two latter specifications, selection of workers into different types of contracts is also taken into account. Within-group estimations are obtained.

Results indicate the following: The raw wage gap between these two types of worker is 0.43. Segregation of fixed-term workers into low-paying firms and low-paying occupations within the same firm accounts for 51 percent of the overall wage gap (0.22). The remaining 49 percent arises from better outcomes of workers with indefinite contracts relative to workers with fixedterm contracts in the same occupation within the same firm. Higher values of observed skills, particularly age and even more particularly tenure of workers with indefinite contract relative to their counterparts with a fixedterm contract explain 57 percent of the remaining gap (0.12). There is still a gap of 0.09 (0.11 for men and 0.04 for women) that remains to be explained after controlling for differences in observed skills within the same occupation in the same firm. Given that job characteristics cannot be an issue within occupations in the same firm, and given that discrimination of employ-

ers against workers with fixed-term contracts is not easy to accept as wages are set by collective agreements, I would say that this remaining gap is at least partly due to unobserved skills, given that measures of observed productivity in this database are very imprecise.

In the light of these results, we might wonder what these findings suggest from an economic policy point of view. Regarding segregation, we might wonder why workers with fixed-term contracts are segregated into low-paying firms and low-paying occupations within firms. From the employer's viewpoint, we can understand that for unskilled tasks, employers do not want to contract employees on a permanent basis, given that (i) severance payments for laying off such worker are high, and (ii) substitution of workers with fixed-term contracts is not very costly, given that little on the-job training is provided to unskilled workers and severance payments are negligible[19]. Therefore, unless severance payments decrease to a great extent for workers with indefinite contracts, and/or severance payments for layoffs of workers with fixed-term ones increase to a great extent, workers with fixed-term contracts will continue to be concentrated in low-skill jobs because of the lack of incentive for employers to employ them on an indefinite basis.

Finally, these results suggest that most of the wage gap between these two types of worker in the same occupation within the same firm (0.12) is explained by workers with indefinite contracts having more post-schooling human capital (if we assume this to be adequately approximated by age and tenure). Taking into account that these "skills" are acquired as workers spend time in the labour market, there is not much that can be done from an economic policy perspective, given that this wage gap seems to be a transitory element that tends to decrease as workers with fixed-term contracts acquire more skills with their experience in the labour market.

[19] In 1995, severance payments for laying off workers with fixed-term contracts were negligible. In 2002, these payments were increased to eight days of salary per year worked for the firm.

Appendix 1:
Identification of all dummy variables in the Wage Decomposition.

As Gardeazábal and Ugidos (2003) show, the contribution to discrimination of each individual dummy variable can be easily identified through the introduction of the following identification restriction[20]:

$$\sum_{j=1}^{J} \beta_j = 0$$

where $j = 1,..J$ are the J categories of a particular dummy variable, such as occupation, industry or region.

Assuming, for the sake of simplicity, that there is only one explanatory variable, which is a dummy with J different categories, estimation of the wage equation subject to this identification restriction amounts to estimating the following wage equation:

$$LogW_i = \alpha + \sum_{j=2}^{J} \beta_j (D_j - D_1) + u_i$$

where D_l is the dummy of the left out reference group.

The parameters can be easily estimated by OLS on this transformed equation, and the coeffcient of the omitted category is given by $\widehat{\beta_1} = -\sum_{j=2}^{J} \beta_j$. Therefore, β_1 is also identified, and hence the contribution of the reference category of each of the dummy variables can be incorporated into the average wage decomposition.

Once all the $\beta_j's$ are obtained for workers with indefinite and fixed-term contracts, $\widehat{\beta_{jp}}, \widehat{\beta_{jt}},$, the estimated wage decomposition, considering that the non-discriminatory rewards are those obtained from the regression for workers with indefinite contracts, would be the following:

$$\overline{W_{p/p}} - \overline{W_{t/t}} = (\widehat{\alpha_p} - \widehat{\alpha_t}) + \sum_{j=1}^{J} \widehat{\beta_{jp}} (\overline{D_{jp/p}} - \overline{D_{jt/t}}) + \sum_{j=1}^{J} (\widehat{\beta_{jp}} - \widehat{\beta_{jt}}) \overline{D_{jp/p}}$$

[20] This restriction is typically introduced in ANOVA analysis.

Appendix 2:

Estimation of the probability of having a fixed-term (indefinite) contract:

Table A1:

Probability of having a fixed-term (indefinite) Contract

Variables	All	Males	Females
Panel A: Probability of having a fixed-term Contract			
Dependent variable: fixed-term contract = 1; Otherwise = 0			
Gender	0.05	—	—
	(0.01)		
Age	-0.016	-0.016	-0.017
	($0.6e^{-3}$)	($0.7e^{-3}$)	(0.001)
Tenure	-0.54	-0.55	-0.51
	(0.003)	(0.004)	(0.006)
Education	-0.04	-0.05	-0.02
	(0.002)	(0.002)	(0.004)
% of T.C. by CCAA	1.09	1.17	1.06
	(0.08)	(0.09)	(0.15)
Pseudo R-squared	0.65	0.66	0.60
Panel B: Probability of having an indefinite contract			
Dependent variable: Indefinite contract = 1; Otherwise = 0			
Gender	-0.06	—	—
	(0.02)		
Age	0.02	0.02	0.02
	($0.7e^{-3}$)	($0.8e^{-3}$)	(0.001)
Tenure	0.54	0.55	0.51
	(0.003)	(0.004)	(0.007)
Education	0.04	0.05	0.02
	(0.002)	(0.002)	(0.004)
% of T.C. by CCAA	-1.09	-1.04	-1.00
	(0.08)	(0.10)	(0.15)
Pseudo R-squared	0.65	0.66	0.59
N. obs.	130170	100533	29637

All estimations include 5 controls for occupation.

References

Barth, E. and A. Mastekaasa (1996), "Decomposing the Male/Female Wage Gap: Within and between Establishment differences", *Labour, 10 (2).*

Bayard, K., J. Hellerstein, D. Neumark and K. Troske (2003): "New evidence on sex segregation and sex differences in wages from matched employee-employer data", Journal of Labor Economics, *vol. 21(4), pp.887- 923.*

Bentolila, S. and J. Dolado (1994), "Labour flexibility and wages: Lessons from Spain", *Economic Policy, pp:54-99.*

Bentolila, S. and G. Saint-Paul (1992), "The macroeconomic impact of flexible labour contracts, with an application to Spain", *European Economic Review,* 36, pp: 1013-53.

García Serrano, C. and J.F. Jimeno (1998), "Labour reallocation, job tenure, labour flows and labour market institutions: Evidence from Spain", *Documento de Trabajo, Fedea 98-07.*

Gardeazábal, J. and A. Ugidos (2003), "More on Identification in detailed wage decompositions", WP2002-17, DFAE II, Universidad del País Vasco, forthcoming in *The Review of Economics and Statistics.*

Groshen, E. (1991), "The Structure of the Female/MaleWage differential: Is it who you are, what you do, or where you work?" *The Journal of Human Resources, vol. 26 (3).*

Guell, M. and B. Petrongolo (1998), "The transition of workers from fixedterm to permanent employment: The Spanish case", *Working paper 98-91,* Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid.

Hernanz, V. (2002), "El trabajo temporal y la segmentación: Un estudio de las transiciones laborales", Unpublished PhD Dissertation, Universidad de Alcalá de Henares, Madrid.

Jimeno, J.F. (1992), "Las implicaciones macroeconómicas de la negociación colectiva: el caso español", *Moneda y crédito, 195.*

Jimeno, J.F. and L. Toharia (1993), "The effects of fixed term employment on wages: Theory and evidence from Spain", *Investigaciones Economicas,* vol. XVII (3), pp. 475-494.

Kugler A. J.F. Jimeno and V. Hernanz (2002), "Employment consequences of restrictive permanent contracts: Evidence from Spanish Labor Market Reforms", IZA Discussion Paper, no. 657.

Oaxaca, R . and M.R. Ransom (1994), "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics, vol. 61, pp.5- 21.*

Oaxaca, R . and M.R. Ransom (1999), "Identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics, vol. 81 (1), pp. 154-157.*

Segura, J. F. Durán, L. Toharia and S. Bentolila (1991), *Análisis de la contratación temporal en España,* Centro de Publicaciones, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Toharia, L. (1996), "Empleo y paro en España: Evolución, situación y perspectivas", *Ekonomiaz,* 35, pp: 36-67.

Toharia, L. and M.A. Malo (1999), "The Spanish experiment: pros and cons of the flexibility at the margin", chapter 11 of *Why deregulate labor markets,* Ed. Esping-Andersen and M. Regini, Oxford University Press.

Abstract

The main issue of this paper is to measure the impact of segregation of workers with fixed-term contracts into low-paying firms and low-paying occupations within the same firm to explain wage gaps between these workers and those with indefinite contracts. Once segregation is removed, I analyze the sources of their wage gaps within occupations in the same firm.

The data used are the Spanish data from the Survey of Earnings Structure, which was carried out in 1995 in most countries of the European Union, and contains very detailed information on wages and other individual characteristics of around 130,000 full-time workers.

The raw wage gap between workers with fixed-term and indefinite contracts is 0.43. Results indicate that segregation of fixed-term workers into low-paying firms and into low-paying occupations within the same firm accounts for 51 percent of the overall wage gap between these two types of worker. The remaining 49 percent of the overall wage gap (0.22) arises from better outcomes of workers with indefinite contract relative to workers with fixed-term contracts within occupations in the same firm. Furthermore, 57 percent of this gap (0.12) is due to higher observed skills of workers with indefinite contracts relative to their fixed-term counterparts that work in the same occupation within the same firm. A remaining gap of 0.09 (0.11 for men and 0.04 for women) remains to be explained once differences in observed skills are taken into account. Selection of workers into different types of contracts is not found to be an important factor in explaining average wage gaps between these two types of worker.

Efectos financieros y estratégicos sobre la estructura de capital de la pequeña y mediana empresa*

CRISTINA AYBAR ARIAS
ALEJANDRO CASINO MARTÍNEZ
JOSÉ LÓPEZ GRACIA
Departamento de Contabilidad
Universitat de València
Facultad de Economía

1. INTRODUCCIÓN

La literatura actual señala, a partir del trabajo seminal de Modigliani y Miller (1958), tres grandes líneas o paradigmas de investigación que permiten determinar los factores críticos que justifican una estructura de capital óptima, por lo común sin tener en cuenta el mayor o menor tamaño de las empresas (véase una revisión exhaustiva en Harris y Raviv, 1991). En primer lugar, desde la perspectiva tradicional de un equilibrio óptimo entre las ventajas fiscales de la deuda y las desventajas derivadas del incremento de la probabilidad de quiebra, la teoría del *trade off* o equilibrio estático sugiere que las empresas adaptan su estructura de capital a un ratio de endeudamiento objetivo u óptimo (véase Brigham *et al.*, 1999)[1]. Una vez alcanzada esta combinación ideal entre deuda y recursos propios, las empresas maximizan el valor de la empresa y ya no tendrían incentivos para aumentar la proporción de

* Este trabajo se ha financiado con una ayuda de investigación de la Oficina de Ciencia y Tecnología de la Generalitat Valenciana (proyecto CTIDIB/2002/302). Expresamos, asimismo, nuestro agradecimiento a la Fundación Empresa Pública por su ayuda en la consecución de los datos. Nos sentimos igualmente en deuda con Juan Sanchis y Clara Cardone, por sus valiosos comentarios. De igual modo, agradecemos todos los cambios sugeridos por los evaluadores de *Moneda y Crédito* para mejorar el manuscrito.

[1] Algunos trabajos clásicos son Baxter (1967), Kraus y Litzenberger (1973), Scott (1977) y Kim (1978).

endeudamiento pues una unidad monetaria adicional de deuda supondría una pérdida marginal neta en dicho valor.

Un segundo planteamiento teórico se deriva de la teoría de agencia (Jensen y Meckling, 1976; Myers, 1977). Los costes de agencia, que surgen con motivo del conflicto entre accionistas y prestamistas, incentivan a los primeros a buscar una estructura de capital que les beneficie, aunque sea a costa de estos últimos y de sacrificar el valor óptimo de la empresa. Ante esa actitud, los prestamistas reaccionarán exigiendo garantías y primas de riesgo más altas, o bien, cláusulas de protección en los contratos de préstamo. Como señalan Barclay y Smith (1999, p.11), la situación se agrava en el caso de empresas fuertemente endeudadas o con problemas de quiebra (*debt overhang*), en las que se produciría un serio problema de subinversión, al desaprovechar oportunidades de crecimiento rentables para evitar transferir riqueza, en caso de liquidación, a los prestamistas. De acuerdo con Myers (1977, p.161), cuanto mayores sean estas opciones u oportunidades de crecimiento futuras, menor será el ratio de endeudamiento esperado. También, podría producirse un problema de sustitución de activos (activos seguros por activos inciertos o muy volátiles) con el fin de beneficiarse de forma oportunista a costa de los fondos recibidos de los prestamistas (Gul, 1999).

El tercer enfoque de investigación se basa en los costes que genera la información asimétrica, que ha dado lugar a dos teorías o paradigmas de investigación, a saber, (i) la teoría de señales y (ii) la teoría *pecking order* (TPO) o de selección jerárquica. Según la primera (Ross, 1977; Leland y Pyle, 1977), los gestores de empresas con fuertes expectativas de crecimiento tratarán de "señalizar" la calidad de sus proyectos a través de un incremento del nivel de deuda ya que, supuestamente, esta política les disciplina a través del pago de intereses, a los que se hará frente con los beneficios esperados. Por el contrario, si los proyectos se financiaran con nuevo capital, los directivos podrían actuar con más flexibilidad en el pago de dividendos, siendo el compromiso adquirido mucho menor. De una manera indirecta, por tanto, los directivos están dando a conocer a los inversores potenciales del mercado la calidad de sus proyectos, que sólo de manera efectiva conocen ellos desde su posición privilegiada en el interior de la empresa.

La teoría *pecking order* (TPO) o de selección jerárquica se deriva, igualmente, del estudio de los costes de información asimétrica (Myers,

1984; Myers y Majluf, 1984; Fama y French, 2001). Desde la perspectiva de este enfoque, las empresas no buscan ajustarse a un ratio objetivo de endeudamiento sino que, debido a los costes de información asimétrica asociados a la financiación externa, maximizan valor cuando siguen un orden jerárquico de preferencias. El marco teórico descrito en este enfoque parece particularmente relevante para las pymes, debido a los típicos problemas de información asimétrica que con frecuencia han de superar y, también, por sus mayores dificultades para llevar a cabo ampliaciones de capital (Pettit y Singer, 1985). Por otra parte, la naturaleza de su cerrado control del negocio, que les infiere unas características de riesgo singular, así como sus mayores dificultades para presentar información financiera de calidad, influye de forma notable en sus políticas de financiación, convirtiendo los costes de información asimétrica, nuevamente, en la raíz del problema.

El objetivo principal de esta investigación se ha centrado en obtener evidencia empírica acerca del cumplimiento de esta última teoría en el ámbito de las pymes, en el que se han realizado pocos estudios hasta la fecha, y llevar a cabo, colateralmente, un análisis comparativo en el marco de las grandes empresas. Aparte de ello, como señalan Shyam-Sunder y Myers (1999), los determinantes de la estructura de capital son incontables y los modelos excesivamente complejos pueden arrastrar serios problemas de especificación. En este sentido, nuestra investigación pretende obtener, específicamente, resultados robustos acerca del cumplimiento del enfoque TPO, contribuyendo con ello a un mejor conocimiento de sus posibilidades descriptivas reales. Por otro lado, el comportamiento de selección jerárquica se adapta mejor a los ajustes que realiza la empresa en su estructura de capital a lo largo del tiempo, en lugar de en el corte transversal, por lo que la metodología de datos de panel que ha sido aplicada parece justificarse, aquí, especialmente (véase Banerjee et al., 2000; Frank y Goyal, 2003). Desde una perspectiva más general, numerosos trabajos han abordado el estudio de la estructura de capital en el campo de las empresas de reducido tamaño, si bien con resultados bastante dispares y poco concluyentes, de ahí nuestro interés adicional por desarrollar esta aproximación empírica[2].

[2] Pueden destacarse los de Ang (1991, 1992), Holmes y Kent (1991), Gibson (1992), Hall y Hutchinson (1993), Cosh y Hughes (1994), Robson *et al.* (1994), Storey (1994), Chittenden et al. (1996), Reid (1996), Hamilton y Fox (1998), Jordan et al. (1998), Michaelas et al. (1999) y Hall et al. (2000). En España, también, es latente esta preocupación, pudiendo destacarse los trabajos de Hernando y Vallés (1992), Ocaña et al. (1994), Maroto (1996), Boedo y Calvo (1997), Estrada y Vallés (1998), López et al. (1999), López y Aybar (2000) y Sogorb (2002).

Un segundo objetivo se ha centrado en explorar una nueva línea de investigación, derivada de los postulados de la teoría sobre organización industrial, y que trata de interrelacionar las estrategias empresariales seguidas por la pyme con sus decisiones de financiación. Como señalan Barclay y Smith (1999, p.9), las teorías que compiten en explicar la estructura de capital de la empresa no son necesariamente excluyentes. En este sentido, nuestro propósito es analizar la validez del enfoque TPO al tiempo que, complementariamente, estudiamos la contribución adicional de los factores derivados de la teoría sobre organización industrial. La escasez de evidencia empírica en torno a este nuevo paradigma (una excepción es Jordan *et al.*, 1998) y la complementariedad, *prima facie*, existente entre los factores estratégicos y los estrictamente financieros avalan este objetivo.

El trabajo se ha organizado del siguiente modo. En las secciones 2 y 3, a continuación, se revisan, respectivamente, las teorías de selección jerárquica o *pecking order* y de estrategia empresarial, destacándose los fundamentos básicos de las mismas y la literatura de mayor relevancia. La sección 4 presenta la información estadística que ha servido de base al presente estudio. La sección 5 plantea las hipótesis derivadas de los enfoques teóricos anteriores, incluyendo las variables explicativas de interés que permitirán realizar el contraste de aquéllas. La sección 6 expone la metodología seguida en el estudio. La sección 7 aborda el análisis de los resultados obtenidos, a la vez que presenta un análisis comparativo de los dos escenarios considerados, pymes y grandes empresas. En la sección 8 se realizan diversas pruebas de robustez acerca de la teoría de selección jerárquica, con el fin de corroborar sus resultados. Por último, la sección 9 presenta las principales conclusiones de la investigación.

2. LA SELECCION JERARQUICA DE LA ESTRUCTURA DE CAPITAL

La *teoría pecking order* (TPO) o jerarquía de preferencias fue formalmente propuesta por Myers (1984) y por Myers y Majluf (1984), si bien la esencia de su fundamento había quedado ya recogida anteriormente en Donaldson (1961). La teoría basa su argumento en los costes de información asimétrica, derivados de la información privada que manejan internamente los gestores de la empresa acerca de los rendimientos esperados de los proyectos de inversión que se van a empren-

der. Si estos proyectos (de valor actual neto, VAN, positivo) pretenden llevarse a cabo con ampliación de capital, los potenciales inversores actuarán descontando el precio de las acciones, al pensar que están sobrevaloradas, pues de tratarse de proyectos que incrementan valor, lo natural habría sido reservar la ganancia para los accionistas existentes en vez de diluirla. Como señaló Myers (1984, p. 583), los directivos, anticipándose a este temor, podrían renunciar a llevar a cabo los proyectos, produciéndose un serio problema de subinversión. Para evitarlo, los directivos recurrirán a fuentes de financiación no afectadas por costes de información como son los recursos generados internamente. Si son insuficientes, se buscará la segunda fuente de financiación menos afectada por costes de información, como sería la deuda segura, esto es, la que se encuentra garantizada o colateralizada, ya que su remuneración es fija y no depende de los rendimientos futuros inciertos que los gestores esperan obtener. Agotada esta vía, la tercera fuente de financiación será la deuda con riesgo, esto es, aquella más o menos correlacionada con los rendimientos futuros y que podría presentar ciertos problemas de selección adversa. Entre ambas, tal vez, podríamos señalar la financiación con deuda a corto plazo, que presentaría unos costes de información intermedios. Sólo en último lugar, una vez agotadas todas las posibilidades de endeudamiento, las empresas tratarán de financiarse con aumentos de capital, la fuente de financiación más condicionada por costes de información. Se produce, así, un orden jerárquico de preferencias que constituye el fundamento de esta teoría.

Algunos investigadores han señalado que las empresas de reducido tamaño (pymes) constituyen uno de los colectivos más afectados por los típicos problemas de información asimétrica (*selección adversa y riesgo moral*) y, en consecuencia, su comportamiento financiero sería susceptible de ser descrito, de forma natural, desde la perspectiva de esta teoría (Cosh y Hughes, 1994; Frank y Goyal, 2003). También, los costes de transacción de las distintas fuentes de financiación externa son generalmente más considerables que en el sector de empresas grandes, en especial los relativos a la emisión de nuevo capital, debido a su menor capacidad de gestión y de negociación en los mercados financieros. Más aún, las importantes restricciones financieras que afectan a las pymes debidas a los costes de información se traducen, también, en una tendencia a buscar financiación a corto plazo, que se corresponde claramente con un comportamiento de selección jerárquica.

Por otra parte, según se desprende de esta teoría, las empresas tenderán a encontrarse tanto más endeudadas cuanto menor sea su capacidad para generar fondos internamente y mayores sus oportunidades de crecimiento, dejando en un segundo plano otros factores claves como el papel de la desgravación fiscal o el de los costes de quiebra. Tal vez, la cuestión crucial en este enfoque teórico sea el efecto, sobre la estructura de capital, de la interacción entre la capacidad para generar fondos internos y las expectativas para llevar a cabo nuevos proyectos de inversión. Así, las empresas con escasos niveles de fondos internos pero con fuertes oportunidades de crecimiento tenderán a estar muy endeudadas y, al contrario, las empresas con elevados fondos internos pero con escasas expectativas de crecimiento presentarán un reducido endeudamiento. También, ha de tenerse en cuenta que cuando los costes de quiebra son muy altos las empresas podrían plantearse recortar la deuda, o bien, ampliar capital, para financiar nuevos proyectos, lo cual no se corresponde estrictamente con un comportamiento de selección jerárquica. A ciertos niveles serios de endeudamiento, por tanto, la hipótesis TPO podría no describir con absoluta fidelidad el comportamiento financiero de las empresas (Shyam-Sunder y Myers, 1999).

3. ESTRATEGIA EMPRESARIAL Y ESTRUCTURA DE CAPITAL

Un segundo enfoque de investigación, mucho menos explorado que la teoría TPO, se basa en la influencia que las estrategias, adoptadas por la empresa, ejercen sobre su estructura de capital o, de forma resumida, *teoría de la estrategia empresarial* (TEP)[3]. Algunos trabajos, en torno a este paradigma de investigación, son los de Brander y Lewis (1986), Barton y Gordon (1988), Chatterjee y Wernerfelt (1991), Balakrishnan y Fox (1993), Lowe *et al.* (1994), Kochhar y Hitt (1998), Menéndez (2003) y Vicente-Lorente (2001). Aplicado específicamente al ámbito de las pymes, podemos destacar los trabajos de Robson et al. (1994) y de Jordan e*t al.* (1998). Los investigadores en este campo se han centrado, a grandes rasgos, en dos vertientes de estudio: (i) estrategias corporativas o de actuación en los mercados de productos, que incluye las diversas actividades llevadas a cabo, su planificación y gestión necesarias y (ii) estrategias competitivas o de actuación sobre los

[3] Harris y Raviv (1991) presentan un resumen de la literatura.

productos o los factores de producción, que se concreta en la inversión en activos específicos.

En la primera -estrategias corporativas-, el interés se ha orientado, básicamente, al estudio del papel de la diversificación sobre la estructura de capital. La presencia de activos muy especializados favorece la diversificación del tipo *relacionada*, esto es, vinculada a la actividad principal, mientras que la de activos poco especializados y flexibles facilita en mayor medida la diversificación del tipo *no relacionada* (Kochhar y Hitt, 1998). La diversificación relacionada permite aprovechar sinergias operativas y economías de escala, incrementando, de ese modo, el valor de la empresa, en tanto que la no relacionada tan sólo puede aprovechar sinergias de tipo financiero, incrementando el valor de la empresa en menor medida. De ahí, por tanto, que la primera podría asociarse a un mayor nivel de activos especializados y los prestamistas, ante este tipo de proyectos, actuarán con reticencia para financiarlos, debido a su mayor dificultad de liquidación o reutilización en caso de insolvencia. Por análogas razones, la diversificación no relacionada se asocia con activos flexibles y fáciles de liquidar o de reutilizar ante una quiebra, siendo, por tanto, más deseable para los prestamistas. Además, esta última estrategia permite reducir el riesgo asociado a la explotación de un solo negocio y mejorar, por ende, la capacidad de endeudamiento (*coinsurance effect*)[4] (Menéndez, 2003). No obstante, el comportamiento financiero de las pymes, con frecuencia jóvenes empresas con escaso historial que ofrecer a los mercados y afectadas por graves problemas de asimetría, podría diferir sustancialmente del de las grandes empresas. Así, este tipo de estrategias (diversificación no relacionada), podría ser percibido por las entidades de crédito como una señal negativa de su gestión, dada la necesidad de que las empresas se consoliden fuertemente en un solo mercado, al menos, antes de pretender actuar en varios simultáneamente (Robson *et al.*, 1994).

En cuanto a la segunda vertiente de estudio, la relativa a las estrategias competitivas, se distinguen tres tipos básicos: (i) innovación, (ii) diferenciación y (iii) liderazgo en costes. En todas ellas se actúa sobre los productos, o bien, sobre los factores de producción, con el objetivo de obtener ventajas frente a los competidores. A priori, la influencia de las estrategias competitivas sobre la estructura de capital -mayor o

[4] La reducción del riesgo, según este efecto, es debida a que las corrientes de renta de los diversos negocios involucrados no están perfectamente correlacionadas.

menor endeudamiento-, es difícil de predecir y dependerá de las características de riesgo de los activos en los que dichas estrategias se materializan (Titman y Wessels, 1988; Balakrishnan y Fox, 1993). Se deriva, como vemos, de este tipo de estrategias, una dualidad o *trade off* entre las ventajas competitivas, que añaden valor a la empresa, y los costes o restricciones que implican de carácter financiero (Vicente-Lorente, 2001)[5].

Jordan *et al.* (1998) señalan, especulativamente, en relación a las pymes, que las estrategias de diferenciación y de reducción de costes actuarán como *señales* positivas en los mercados financieros, debido al efecto reputación que conllevan, favoreciendo la capacidad de endeudamiento, pese a que suelen materializarse en activos o elementos organizativos relativamente especializados[6]. Este mismo argumento podría extenderse a estrategias similares como las de orientación al comercio exterior. Por el contrario, las estrategias de innovación, que se concretan en inversiones de I+D, normalmente muy especializadas, adolecen de mucho riesgo implícito, son difíciles de valorar y de supervisar por los prestamistas y su valor residual es incierto, de ahí que inducirán a un endeudamiento menor.

4. DISEÑO MUESTRAL E INFORMACION ESTADISTICA

Los datos utilizados en este trabajo proceden de la "Encuesta sobre Estrategias Empresariales" (ESEE), la cual tiene como objetivo recoger la realidad industrial de las empresas españolas, situando el acento en los comportamientos estratégicos de las mismas[7].

A partir de los datos de la encuesta, hemos construido un panel para el periodo 1994-2001, ya que a partir de 1994 se dispone de mayor información del balance de las empresas. El panel está formado por las empresas que facilitan información de cada una de las variables que

---

[5] De hecho, existe evidencia empírica en el ámbito de las pymes, señalando que diferentes estrategias competitivas (con diferentes niveles de riesgo) dan lugar, a su vez, a distintos resultados o rendimientos económicos, permitiéndoles aprovechar segmentos o nichos de negocio en los que explotar con ventaja sus habilidades frente a las grandes empresas (véase Bradburd y Ross, 1989).

[6] Estas señales indican un firme compromiso adquirido para atender el pago de intereses y del principal, de tal suerte que su incumplimiento tendría un fuerte efecto sobre la reputación de la empresa.

[7] Patrocinada por el Ministerio de Industria y actualmente cofinanciada por la Fundación Empresa Pública, Argentaria, Consejería de Economía y Empleo de la Comunidad de Madrid y Endesa. El Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública diseñó la encuesta y supervisa su realización anual.

intervienen en el modelo, en al menos 5 periodos consecutivos entre 1994 y 2001. A los efectos de este estudio, las empresas han sido clasificadas, en cada año, según su volumen de ventas, en dos categorías, pequeñas y medianas empresas (pymes) y grandes[8].

Cuadro 4.1: Panel *incompleto* de empresas

Distribución del número de empresas por periodos		
Periodos	**Pymes**	**Grandes**
5	223	27
6	118	20
7	83	15
8	192	9
Total	**616**	**71**
Distribución del número de observaciones por año		
Año	**Pymes**	**Grandes**
1994	311	39
1995	391	52
1996	476	62
1997	616	71
1998	616	71
1999	573	59
2000	516	48
2001	441	30
Total	**3940**	**432**

La falta de información completa para un gran número de empresas junto con la necesidad de contar sólo con aquellas que colaboran al menos en cinco periodos consecutivos, debido a la metodología utilizada, conforma una muestra de 616 empresas pymes y 71 empresas grandes. El cuadro 4.1 recoge, en el primer bloque, la distribución de empresas según el número de periodos que participan en la encuesta y, en el segundo bloque, el número de observaciones disponibles cada año, diferenciando en ambos bloques las pymes de las grandes empresas.

[8] Según la Recomendación establecida en 1996 por la Comisión de las Comunidades Europeas, publicada en el Diario Oficial número L107, las pymes son empresas que presentan una cifra de ventas inferior a 40 millones de euros y las grandes se definen a partir de 40 millones de euros.

La variable dependiente, que trata de representar la estructura de capital, se define considerando valores contables[9], para cualquier año n, como el logaritmo de la siguiente expresión:

$$ef = \frac{\text{Deuda Total (incluida deuda sin coste)}}{\text{Fondos Propios}}$$

La literatura financiera no presenta unanimidad sobre la forma funcional de medir la estructura financiera, planteándose, como alternativa de la expresión anterior, el cociente entre la deuda total y el pasivo total. La deuda total sobre fondos propios contables garantiza valores positivos entre 0 e ∞, mientras que cuando se define sobre el pasivo total contable, genera valores entre 0 y 1. La aplicación del logaritmo a la variable *ef* definida permite encontrar valores entre $-\infty$ y $+\infty$, impidiendo, de este modo, la obtención de valores absurdos en la predicción a partir de la estimación de un modelo lineal[10].

En el cuadro A.2 del anexo presentamos algunos estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en este trabajo, separando para cada variable los estadísticos correspondientes a las pymes y a las grandes empresas.

5. PLANTEAMIENTO DE HIPOTESIS Y VARIABLES EXPLICATIVAS DE INTERÉS

Los postulados que pretendemos contrastar, a la luz de las teorías expuestas en las secciones 2 y 3, pueden sintetizarse en dos grupos (a) de carácter financiero (teoría TPO) y (b) de carácter estratégico (teoría TEP). A estas hipótesis se asociarán las oportunas variables explicativas para realizar, posteriormente, los mencionados contrastes (un resumen de todas las variables, incluida la variable dependiente, se presenta en el anexo, cuadro A.1). Las variables explicativas seleccionadas (*proxies*), han venido fuertemente condicionadas por las características de nuestros datos, especialmente por la ausencia de información sobre

[9] Se han considerado valores contables ya que la base de datos ESEE no dispone de información de mercado.

[10] Jordan *et al.* (1998) comprueban en el entorno de las pymes que, a partir de valores contables, la variable deuda sobre pasivo total coincide con la transformación logística del logaritmo de *ef*, de ahí, también, el atractivo de utilizar el logaritmo de *ef*, al conciliar las dos medidas de la estructura de capital más comúnmente utilizadas.

valor de mercado. El factor tamaño (incorporado en Rajan y Zingales, 1995) no es introducido explícitamente en nuestro modelo de análisis por cuanto que, a los efectos de nuestro estudio, parece suficiente la separación en dos grupos claramente diferenciados, pymes y grandes empresas, mientras que sí se añade la variable edad o años de funcionamiento, que consideramos relevante y que ha sido frecuentemente incorporada en el análisis de la estructura de capital como una variable de control.

(a) Hipótesis financieras (teoría TPO)

H1: La capacidad para generar recursos internos (autofinanciación) incidirá de forma negativa sobre el apalancamiento.

De la teoría se desprende, en efecto, que cuanto mayor sea la cuantía de recursos generados internamente, menor será la necesidad de recurrir al endeudamiento. Se contrastará esta hipótesis a través de la variable *cash flow*, denotada por *cfw*, que mide la capacidad de autofinanciación de la empresa. Esta variable se ha definido como "el beneficio ordinario más la dotación para amortizaciones, en un determinado ejercicio contable, dividida por el activo fijo" para corregir el efecto de escala.

H2: Las empresas con menores oportunidades de inversión y elevados fondos internos (cash flow) presentarán un endeudamiento reducido, mientras que las empresas con fuertes expectativas de crecimiento pero con escasos fondos internos, alcanzarán altos ratios de endeudamiento.

El contraste de esta hipótesis se realiza a través de una variable de tipo discreto, denotada por *opccfw*, que se ha construido para captar la interacción entre las oportunidades de crecimiento y el nivel de cash flow. Por un lado, las oportunidades de crecimiento (*opc*) se miden como "el crecimiento anual de ventas sobre el activo total"[11]y, por otro, el cash flow tal y como se ha definido en la hipótesis anterior. Cada una de estas variables se ha dividido en 10 categorías establecidas por sus deciles, asignando a la variable *opc* valores de 0 a 9, y a la variable *cfw* valores de 9 a 0. Como resultado de la suma de ambas se obtiene la variable *opccfw*, que tomará valores de 0 a 18. El valor 0 de la variable

[11] Idealmente, esta variable debería medirse en términos del valor de mercado de la empresa respecto a su valor contable, pero en las pymes esto no suele ser posible y se ha optado por utilizar la medida alternativa señalada.

opccfw representa a una empresa con muy pocas oportunidades de crecimiento y alta liquidez; en consecuencia, escasa necesidad de endeudamiento. El valor 1 representaría a una empresa con mayor expectativa de crecimiento que la anterior e idéntica liquidez, o bien, con las mismas expectativas de crecimiento y menor liquidez; en ambos casos, una mayor necesidad de endeudamiento que en el estadio anterior, y así sucesivamente. Por tanto, el efecto esperado de esta variable sobre la variable dependiente debe ser claramente positivo.

Variables de control

H3: Cuanto mayor sea la edad o años de funcionamiento de la empresa, en mayor grado se habrán podido retener reservas, incidiendo negativamente sobre el nivel de apalancamiento.

En efecto, cabe esperar que las empresas más jóvenes no generen suficiente montante de beneficios, durante los primeros años de su puesta en marcha, para practicar adecuadas políticas de autofinanciación. Por el contrario, las empresas maduras o consolidadas llevarán a cabo políticas estables de pago de dividendos y de acumulación de reservas. De ahí que, aunque no se trata de un factor estrictamente financiero, puede resultar conveniente introducir la edad o años de funcionamiento de la empresa como variable de control, con el fin de captar su posible incidencia sobre la estructura de capital. Debido al método de estimación empleado, se ha considerado el logaritmo de la edad para conseguir que presente variabilidad, para cada empresa, a lo largo del periodo muestral. Por tanto, la variable para contrastar esta hipótesis se define como *lg(edad)*. Debemos esperar una relación inversa entre esta variable y la tasa de endeudamiento (Michaelas *et al.*, 1999; Hall *et al.*, 2000).

(b) Hipótesis estratégicas (teoría TEP)

Las estrategias empresariales han sido definidas en torno a cinco importantes categorías que representan, razonablemente bien, una buena parte de las líneas generales de actuación de la mayoría de las empresas. Esta clasificación sugiere, a su vez, en virtud del enfoque TEP discutido en la sección 3, la formulación de las siguientes hipótesis:

H4: Las estrategias de diversificación no relacionada influyen positivamente en el apalancamiento.

Como ya se indicó, la diversificación no relacionada descansa en activos no especializados y flexibles, fáciles de reutilizar o de liquidar ante una situación de quiebra, lo cual favorece el endeudamiento. No obstante, para las pymes podría funcionar como una señal negativa de su gestión y producir el efecto contrario. El contraste se realiza a través de la variable *div*, que aporta información relevante sobre el comportamiento de diversificación no relacionada y que se define como "el porcentaje sobre ventas de productos comercializados no fabricados por la propia empresa". Esta medida, no obstante, presenta ciertos problemas, ya que no informa de la diversificación llevada a cabo -relacionada o no relacionada- de carácter industrial, que no ha sido posible medir en este estudio.

H5: Las estrategias de innovación influyen de forma negativa en el apalancamiento.

Las ventajas competitivas que aportan este tipo de estrategias podrían no compensar el riesgo implícito inherente en ellas, en el sentido en que fue discutido en la sección 3. En términos netos, conducirán a un menor endeudamiento. Se contrasta esta hipótesis a través de la variable *inn*, definida como "la proporción de gastos de I+D del ejercicio sobre el activo total".

H6: Las estrategias de comercio exterior influyen positivamente en el apalancamiento.

Las operaciones de comercio exterior están asociadas a un alto nivel de organización y madurez en la gestión, lo cual transmite una señal positiva sobre las posibilidades de la empresa de aumentar su nivel de endeudamiento (efecto reputación). Se contrasta esta hipótesis a través de la variable *expo*, definida como "la proporción de exportaciones sobre el activo total".

H7: La estrategia de liderazgo influirá positivamente sobre el apalancamiento.

De forma análoga a la hipótesis anterior, las empresas que lideran mercados transmiten una imagen de excelente capacidad organizativa, lo que les permite incrementar su nivel de endeudamiento. Se contrasta a través de la variable *lid*, definida como "la cuota de mercado de la empresa en su mercado más importante".

H8: Las estrategias de diferenciación afectan positivamente al apalancamiento.

Como ya se analizó, las ventajas competitivas logradas a través de este tipo de estrategias compensan las restricciones financieras impuestas por el tipo de activos en que se materializan, por lo común, muy especializados y de escaso valor residual. Se transmite, así, una señal positiva a los mercados financieros, que favorece el endeudamiento. Para el contraste de esta hipótesis se ha construido la variable *dif*, dicotómica, que "toma el valor 1 si la empresa afirma que sus productos, en su mayoría, están muy diferenciados y 0 en caso contrario".

6. METODOLOGIA APLICADA

Con el fin de contrastar las teorías TPO y TEP, expuestas en las secciones 2 y 3, respectivamente, y las hipótesis subyacentes, establecidas en la sección 5 anterior, se ha planteado un modelo en el que se incorporan las variables explicativas asociadas a dichas hipótesis. La estimación de este modelo, con metodología de datos de panel, nos permitirá, en primer lugar, obtener evidencia empírica acerca de la validez conjunta de las citadas teorías. En segundo lugar, nos permite realizar un contraste *ad hoc*, de cada uno de los citados enfoques, a través de los tests específicos que ofrecen las técnicas de panel.

El modelo diseñado será estimado para el periodo 1994-2001, a través de los programas STATA 6.0 y DPD97. Debemos señalar, además, que si bien el objetivo principal de nuestra investigación se centra en el comportamiento de las pymes, el modelo será estimado, adicionalmente, para una muestra de empresas grandes, con el fin de analizar las posibles diferencias y analogías entre ambos colectivos. Esta comparación, no obstante, debe hacerse con una cierta cautela debido a que la base de datos utilizada (ESEE) no dispone de información sobre valores de mercado, lo que sin duda es importante para el colectivo de las grandes empresas.

Un modelo de datos de panel puede especificarse de la siguiente forma:

$$y_{it} = x'_{it}\,\beta + \alpha_i + u_{it} \qquad i = 1,\ldots,N, \qquad t = 1,\ldots,T_i \qquad [1]$$

donde y_{it} es la variable dependiente, en la que los subíndices i y t hacen referencia al agente económico (empresas) y al instante de tiempo correspondiente; x_{it} es un vector que contiene las variables explicativas del modelo; β es el vector de parámetros que se pretende estimar; α_i recoge el *efecto individual*, específico para cada agente del panel y que no cambia a lo largo del tiempo; u_{it} es un término de perturbación aleatoria. El modelo puede recoger efectos temporales que se incluirían en β, en cuyo caso x_{it} contendría las correspondientes variables ficticias de tiempo.

Cuando alguna de las variables explicativas no sea estrictamente exógena se pueden obtener estimadores consistentes basados en el Método Generalizado de Momentos (MGM). Con este método, el problema de estimación del modelo se aborda en términos de un sistema de ecuaciones transformadas, con distintos instrumentos válidos para cada uno de los periodos de tiempo. En este sentido, Arellano (1988) y Arellano y Bover (1995) apuntan que tales transformaciones se pueden obtener tomando en [1] primeras diferencias o desviaciones ortogonales, eliminando, con cualquiera de los procedimientos, los efectos individuales α_i.

A los efectos de nuestros objetivos de investigación, nuestro modelo viene definido, tanto para pymes como para grandes empresas, mediante la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} lg(ef_{it}) = {} & \beta_0 + \beta_1 cfw_{it} + \beta_2 opccfw_{it} + \beta_3 lg(edad) + \beta_4 div_{it} + \beta_5 inn_{it} + \beta_6 expo_{it} + \\ & + \beta_7 lid_{it} + \beta_8 dif_{it} + \beta_9 fa95 + \beta_{10} fa96 + \beta_{11} fa97 + \beta_{12} fa98 + \beta_{13} fa99 + \\ & + \beta_{14} fa00 + \beta_{15} fa01 + \alpha_i + u_{it} \end{aligned} \quad [2]$$

donde $i = 1,\ldots, N$ denota la empresa y $t = 1,\ldots, T_i$ el instante del tiempo en que se recoge el dato de la empresa i. La variable dependiente es el logaritmo de la variable *ef* que, junto con los regresores, fueron descritos anteriormente. Además, *fa95, fa96, fa97, fa98, fa99, fa00* y *fa01* son variables ficticias de tiempo correspondientes a cada uno de los años del periodo 1995-2001 y α_i es el efecto individual, específico para cada empresa[12].

La posible endogeneidad de las variables explicativas (tanto financieras como estratégicas) del modelo, nos conduce a plantear estimadores basados en el Método Generalizado de los Momentos (MGM). Todas las variables se han tratado como endógenas ante la incertidum-

bre acerca de su auténtica naturaleza y, de este modo, aseguramos la obtención de estimadores consistentes. En consecuencia, como el modelo original se transforma tomando primeras diferencias, los instrumentos válidos para dichas variables serían sus retardos $t-s$, siendo $s \geq 2$ (véase Lozano *et al.*, 2001).

El valor de la variable dicotómica *dif*, que había sido predefinida para verificar la hipótesis *H8* (diferenciación), se mantiene constante para la práctica totalidad de las empresas, durante el periodo de estudio. En consecuencia, al no ofrecer variabilidad a lo largo de los años, no se pueden obtener diferencias temporales, para cada agente o empresa del panel, quedando eliminada en la estimación. No obstante, con el fin de analizar la posible influencia de esta variable, se utilizará una metodología alternativa, basada en la aplicación de un test de comparación de medias.

7. ANALISIS DE RESULTADOS

Los resultados de estimación del modelo, en ambos escenarios, aplicando el estimador MGM en dos etapas (programa DPD), se presentan resumidos en el cuadro 7.1. En el mencionado cuadro 7.1 puede observarse que no existe autocorrelación de segundo orden en los residuos y que el test de Sargan no rechaza la validez de los instrumentos utilizados.

[12] Las dummies temporales se incluyen en el modelo con la finalidad de recoger el posible impacto de variables agregadas, como puede ser la fuerte caída de los tipos de interés nominales en el periodo muestral considerado, y que podrían haber afectado a la variable dependiente, evitando así distorsiones sobre el resto de variables.

Cuadro 7.1.
Resultados de estimación del modelo

	Pymes	Grandes
variable dependiente	núm. observac.: 3324	núm. observac.: 361
lg(ef)	núm. empresas: 616	núm. empresas: 71
variable explicativa	coeficiente (niv. signif.)	coeficiente (niv. signif.)
cfw	-0,0069 (0,0139)	-0,0636 (0,1078)
opccfw	0,0149 (0,0000)	0,0150 (0,0002)
lg(edad)	-0,2180 (0,0284)	-0,0133 (0,9409)
div	-0,0049 (0,0044)	0,0017 (0,5028)
inn	-2,5573 (0,0000)	1,8103 (0,0512)
expo	0,0651 (0,0000)	0,1138 (0,0000)
lid	-0,0001 (0,9161)	0,0014 (0,0109)
test*	estadístico (niv. signif.)	estadístico (niv. signif.)
Wald conjunto / R	534,3850 / 7 (0,0000)	147,6375 / 7 (0,0000)
Wald-financieras / R	53,9038 / 3 (0,0000)	35,2599 / 3 (0,0000)
Wald-estratégicas / R	511,9257 / 4 (0,0000)	60,2709 / 4 (0,0000)
Sargan / I-R	150,4287 / 140 (0,2580)	33,2599 / 35 (0,5520)
Correl. 1er orden	-6,0850 (0,0000)	-1,8120 (0,070)
Correl. 2^{o} orden	-2,0780 (0,0380)	-0,3710 (0,7100)

* R e I-R representan los grados de libertad, siendo R el número de regresores e I el número de instrumentos.

En cuanto a la validación de las hipótesis en el escenario de las pymes, se observa que las hipótesis *(H1)* y *(H2)*, contrastadas a través de las variables *cfw* y *opccfw*, respectivamente, quedan claramente confirmadas. Deducimos, por tanto, que las pymes actúan razonablemente guiadas por la capacidad de disponer de fondos internos y por la interacción de esta capacidad con las opciones de crecimiento, de acuerdo con las previsiones de la teoría de selección jerárquica (enfoque TPO).

La variable de control *lg(edad)*, utilizada para contrastar la hipótesis *H3* ha resultado, también, significativa y su relación con el apalancamiento presenta el signo negativo esperado. Este resultado indicaría que cuanto mayor es el número de años de funcionamiento de las pymes, en mayor medida habrán podido retener beneficios con los que financiar su crecimiento y, por tanto, menor será su necesidad de endeudamiento, lo cual es coherente con el comportamiento de jerarquía de preferencias.

La estimación de este modelo revela, además, una fuerte significatividad de la influencia conjunta de las variables financieras (enfoque TPO), incluida la edad, que puede observarse a través del contraste específico realizado con el test de Wald.

En relación al segundo grupo de hipótesis formuladas, derivadas de la teoría de estrategia empresarial o enfoque TEP, los resultados en esta categoría de empresas son dispares. La hipótesis de innovación (*H5*), contrastada a través de la variable *inn*, resulta confirmada al igual que la hipótesis de comercio exterior o estrategia de exportaciones (*H6*), cuyo contraste se realiza con la variable *expo*. Las restantes hipótesis, diversificación (*H4*) y liderazgo (*H7*), contrastadas a través de las variables *div* y *lid*, respectivamente, no pueden ser aceptadas. No obstante, como ya se indicó en las secciones 3 y 5, la variable *div*, que capta diversificación no relacionada, podría presentar una relación negativa, debido a un posible efecto de signo contrario esperado en el ámbito de las pymes. Consecuentemente, la hipótesis *H4* puede considerarse, también, confirmada. Puede comprobarse, también, la significatividad de la influencia conjunta de este submodelo (teoría TEP). El contraste se ha efectuado, igualmente, a través del test de Wald.

La imposibilidad de incorporar en la estimación la variable dicotómica *dif* (diferenciación), definida para contrastar la hipótesis *H8*, ha menguado su capacidad explicativa. No obstante, por las razones ya comentadas en la sección anterior, el contraste de esta hipótesis se ha realizado a través del análisis comparativo de la media de la variable *lg(ef)* para cada uno de los dos grupos definidos, de acuerdo con los valores de la variable *dif*. Este análisis sólo es válido si la media del resto de variables explicativas es igual en ambos grupos y se ha comprobado que, en general, ello se cumple salvo para las variables *lg(edad)* y *div*, en las pymes y, además, *inn* en las grandes. Por ello, alternativamente, hemos planteado el contraste de la variable z_{it} para ambos grupos, definidos según la variable *dif*, siendo $z_{it} = lg(ef_{it}) - x'_{it}\hat{\beta}$ donde $\hat{\beta}$ es el vector de coeficientes estimados en el modelo. Ambos contrastes presentan los mismos resultados en cuanto al comportamiento de la variable *dif* y se presentan en el cuadro 7.2. Podemos considerar estos resultados razonablemente robustos, lo que nos permite aceptar que la diferencia de medias entre ambos grupos es estadísticamente significativa y que el comportamiento financiero de las pymes varía, según lleven a cabo estrategias de diferenciación o no, confirmándose la hipótesis *H8*.

Los resultados de estimación para el escenario de las grandes empresas, permiten corroborar las hipótesis de la teoría de selección jerárquica (enfoque TPO), que ya fueron verificadas en el escenario anterior de pymes. Así, las variables financieras, *cfw* y *opccfw*, se man-

tienen significativas y con los signos esperados de sus coeficientes, lo cual nos permite asumir que el enfoque TPO describe razonablemente bien el comportamiento financiero tanto de pymes como de grandes empresas. La hipótesis formulada en torno a la madurez o años de funcionamiento de la empresa (*H3*), sin embargo, no puede aceptarse en este escenario al no resultar significativa la variable *lg(edad)*. Ello significaría que, a diferencia de las pymes, las empresas grandes no condicionan sus políticas financieras a la posibilidad de retener beneficios conforme pasan los años.

Cuadro 7.2.
Hipótesis de diferenciación*

Panel A: pymes			
Grupo	**Observaciones**	**Media de *lg(ef)***	**Media de *z***
dif = 0	2392	0,1251	0,2466
dif = 1	1548	0,2344	0,3420
diferencia**		-0,1073	-0,0955
		H_0: diferencia ≥ 0 H_1: diferencia < 0	H_0: diferencia ≥ 0 H_1: diferencia < 0
estadístico		-6,3311	-5,8313
nivel signif.		0,0000	0,0000
Panel B: grandes			
Grupo	**Observaciones**	**Media de *lg(ef)***	**Media de *z***
dif = 0	299	0,0955	-0,1480
dif = 1	133	0,1479	-0,1154
diferencia**		-0,1116	-0,0326
		H_0: diferencia= 0 H_1: diferencia ≠ 0	H_0: diferencia = 0 H_1: diferencia ≠ 0
estadístico		-1,2655	-0,7965
nivel signif.		0,2064	0,4262

* Estos contrastes se han efectuado después de realizar el correspondiente test de igualdad de varianzas.

** diferencia = media(*dif*=0) – media(*dif*=1)

Con respecto a la teoría de estrategia empresarial (enfoque TEP), tampoco en este escenario los resultados son uniformes. Mientras que las hipótesis de comercio exterior o estrategia de exportaciones (*H6*) y la de liderazgo (*H7*) resultan confirmadas, las de diversificación (*H4*) e innovación (*H5*), sin embargo, no pueden ser aceptadas. El test de

Wald permite confirmar, también, la significatividad de la influencia conjunta tanto de las variables financieras (enfoque TPO), incluida la edad o años de funcionamiento, como de las estratégicas (enfoque TEP). En cuanto a la validación de la hipótesis de diferenciación (*H8*), los contrastes de comparación de medias no permiten aceptar esta hipótesis.

8. ROBUSTEZ

Como se indicó en la introducción, en esta sección presentamos pruebas adicionales que permitan dar mayor robustez a los resultados obtenidos acerca del cumplimiento de la teoría TPO. El primer análisis se propone como consecuencia de que el denominador de la variable dependiente, fondos propios, está recogiendo posibles ampliaciones de capital. Por tanto, la relación negativa observada entre el cash flow y el ratio de endeudamiento, podría deberse no a una disminución de la deuda, al incrementarse el cash flow, sino a las ampliaciones de capital llevadas a cabo por determinadas empresas. Como esta información no está disponible en la encuesta ESEE, el análisis que proponemos consiste en introducir una variable dependiente alternativa, el logaritmo del cociente entre la deuda total y la cifra de ventas, eliminando de esta manera el problema que subyace en el modelo en relación a los fondos propios[13]. Se observa en este análisis que los resultados de estimación corroboran el cumplimiento de la teoría TPO, tanto en pymes como en grandes, al ser muy similares a los presentados en el cuadro 7.1.

En segundo lugar, proponemos otra prueba de robustez que consiste en confirmar que la relación inversa entre cash flow y ratio de endeudamiento, que postula la teoría TPO, se debe, efectivamente, a la presencia de costes de información asimétrica, como fue argumentado en la sección 2. A tal fin, primero debemos separar, una vez identificadas, las empresas con problemas de costes de información de aquellas que no los tienen y, después, analizar las posibles diferencias en su comportamiento. Así, de forma análoga al planteamiento de Miguel y Pindado (2001), definimos una variable ficticia F_{it} que tomará el valor 1 si la empresa no presenta problemas serios de información asimétrica y 0 en caso contrario. Se ha considerado la interacción de esta variable

[13] Los resultados de estimación se presentan en la columna I de las tablas A.3 y A.4 del anexo.

con el cash flow, a fin de analizar la sensibilidad de la deuda ante las fluctuaciones en el cash flow, dependiendo de la existencia o no de costes de información. El modelo que se va a estimar en este nuevo marco es el siguiente:

$$lg(ef_{it}) = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 F_{it})cfw_{it} + \beta_3 opccfw_{it} + \beta_4 lg(edad) + \beta_5 div_{it} + \beta_6 inn_{it} + \\ + \beta_7 expo_{it} + \beta_8 lid_{it} + \beta_9 dif_{it} + \beta_{10} fa95 + \beta_{11} fa96 + \beta_{12} fa97 + \beta_{13} fa98 + \\ + \beta_{14} fa99 + \beta_{15} fa00 + \beta_{16} fa01 + \alpha_i + u_{it} \qquad [3]$$

donde β_1 es el coeficiente que determina la relación entre el cash flow y la variable dependiente para las empresas que presentan mayores problemas de asimetría, ya que para estas empresas F_{it}=0. Además, $(\beta_1+\beta_2)$ es el coeficiente para las empresas que tienen menores problemas de asimetría, puesto que F_{it}=1 para dichas empresas. La asignación de 0 ó 1 a la variable F_{it} se ha llevado a cabo considerando que las empresas con menos activos tangibles tendrán mayores problemas de información asimétrica, obteniéndose una variable que recoge la razón de tangibilidad, definida como el cociente entre la media del activo tangible y la media del activo total, ambas medias calculadas sobre el total de observaciones de cada empresa. Ordenadas las muestras en función de la razón de tangibilidad, se ha eliminado (en pymes y en grandes) el 20% de las empresas que ocupaban el lugar central (zona gris), con el fin de comparar los resultados de estimación con mayor nitidez en los dos grupos restantes (las que presentan fuertes problemas de información asimétrica, F_{it} = 0, y las que no, F_{it} = 1)[14].

Puede comprobarse, en esta nueva situación, que en el caso de las pymes la relación entre el cash flow y la deuda es inversa y significativa, independientemente de que la empresa pertenezca o no al grupo de las que soportan mayores problemas de información asimétrica, ya que el coeficiente β_2 no ha resultado significativo. En el caso de las grandes empresas, la relación entre las dos variables citadas sí depende, en cambio, del nivel de información asimétrica, puesto que β_2 es significativo y su estimación toma un valor positivo. Así, el coeficiente que capta la relación entre el cash flow y la deuda para las empresas grandes que presentan mayores problemas de información asimétrica es negativo (-0,0681), mientras que para el resto de esas grandes empresas este coeficiente es positivo (-0,0681+0,4309=0,3628).

[14] Los resultados se presentan en la columna II de las tablas A.3 y A.4 del anexo.

Se confirma, así, de nuevo, el cumplimiento de la teoría TPO, al resultar fuertemente significativa y negativa la relación entre cash flow y ratio de endeudamiento en el conjunto de las pymes y en aquellas empresas grandes que presentan mayores problemas de información asimétrica[15].

9.- CONCLUSIONES

En esta investigación se contrastan dos teorías sobre estructura de capital, de las que asumimos su posible complementariedad, (i) selección jerárquica (enfoque TPO) y (ii) estrategia empresarial (enfoque TEP). La investigación se ha diseñado desde el escenario fundamental de las empresas pequeñas y medianas (pymes), si bien por meras razones comparativas el estudio se ha extendido a las grandes empresas.

A diferencia de otros estudios similares realizados sobre pymes (véase Jordan *et al.*, 1998), nuestro trabajo aporta evidencia empírica a cerca de la validez de las dos teorías mencionadas. No existen estudios similares comparativos entre pymes y grandes empresas, por lo que nuestros resultados pueden aportar una nueva luz sobre el grado de cumplimiento de estas teorías en ambos grupos de empresas. La comparación se ha realizado con la necesaria coherencia metodológica en los respectivos escenarios de pymes y grandes empresas.

Aunque no se han podido considerar valores de mercado, al carecer de ellos la base de datos empleada, los resultados indican con claridad que la teoría de selección jerárquica describe adecuadamente el comportamiento financiero tanto de las empresas más pequeñas como de las más grandes. En efecto, las hipótesis relativas a los fondos internos generados y a su interacción con las oportunidades de crecimiento han quedado confirmadas tanto en el escenario de pymes como en el de grandes empresas y así lo corroboran las pruebas de robustez realizadas. En cuanto a la teoría de estrategia empresarial, los resultados pueden considerarse alentadores y consideramos que podrían mejorar en futuros estudios cuando se disponga de nuevos datos. Nuestra investigación aporta, por tanto, una evidencia empírica sustancial en el

[15] La relación positiva entre cash flow y deuda que surge en las grandes empresas, en ausencia de costes de información, puede interpretarse como un indicio de la posibilidad de mitigar el problema de sobreinversión, planteado por Jensen (1986); esto es, el problema de llevar a cabo proyectos de VAN negativo, aprovechándose de la existencia de *free cash flow* (véase Miguel y Pindado, 2001).

conocimiento de la capacidad descriptiva de la teoría de selección jerárquica en pymes y en grandes empresas y, al mismo tiempo, presenta resultados esperanzadores en relación al nuevo enfoque de estrategia empresarial. De confirmarse esta posibilidad, las decisiones empresariales relacionadas con la organización industrial y estratégica de la empresa podrían jugar un importante papel en las políticas de financiación, conjuntamente con los factores estrictamente financieros.

ANEXO

Cuadro A.1: Descripción de variables

Variables dependientes		
Denominación	**Identificación**	**Definición**
Deuda total	*lg(ef)*	Logaritmo del cociente entre la deuda total y los fondos propios
Variables explicativas del enfoque TPO		
Cash flow	*cfw*	Beneficio ordinario más amortizaciones dividido por el activo fijo
Interacción crecimiento-cash flow	*opccfw*	Variable de tipo discreto que recoge la interacción entre las oportunidades de crecimiento (variación de ventas) y el cash flow
Edad	*lg(edad)*	Logaritmo del número de años de funcionamiento de la empresa
Variables explicativas del enfoque TEP		
Diversificación	*div*	Porcentaje sobre las ventas de productos comercializados no fabricados por la propia empresa
Innovación	*inn*	Cociente entre el total de gastos en I+D y el activo total
Comercio exterior	*expo*	Cociente entre las exportaciones y el activo total
Liderazgo	*lid*	Cuota de mercado de la empresa en su mercado más importante
Diferenciación	*dif*	Toma el valor 1 si la empresa afirma que sus productos, en su mayoría, están muy diferenciados y 0 en caso contrario.

Cuadro A.2: Estadísticos descriptivos de las variables*

Variables a explicar	**Media**	**Des. Std.**	**Mínimo**	**Máximo**
lg(ef)	0,1673	0,5460	-2,9179	2,8469
	0,1116	0,3981	-0,9583	1,2145
Variables explicativas				
cfw	0,4113	1,9404	-32,1252	58,5849
	0,2129	0,2671	-0,8598	2,1347
opccfw	9	3,4966	0	18
	9	3,6136	0	18
edad	20,2036	17,0186	1	139
	34,6273	21,1669	1	101
div	1,8597	7,3727	0	86
	6,6551	14,4864	0	94
inn	0,0065	0,0276	0	0,5993
	0,0105	0,0178	0	0,1481
expo	0,2447	0,6055	0	13,6599
	0,5141	0,6324	0	5,3285
lid	9,2523	17,8134	0	100
	22,8519	22,0410	0	100
dif	0,3929	0,4885	0	1
	0,3079	0,4621	0	1

* Para cada variable, los estadísticos de la primera fila corresponden a la muestra de pymes y los de la segunda fila a la muestra de empresas grandes.

Cuadro A.3:
Pruebas de robustez enfoque TPO (pymes)*

	I	II
variable dependiente *lg(ef)*	núm. observac.: 3324 núm. empresas: 616	núm. observac.: 2617 núm. empresas: 487
cfw	-0,0144 (0,0000)	-0,0082 (0,0003)
Fcfw		0,0407 (0,4617)
opccfw	0,0040 (0,0174)	0,0154 (0,0000)
lg(edad)	0,0012 (0,9859)	-0,3024 (0,0013)
div	-0,0050 (0,0014)	-0,0014 (0,2244)
inn	-1,9387 (0,0000)	-2,3887 (0,0000)
expo	-0,0812 (0,0000)	0,0791 (0,0000)
lid	-0,0015 (0,0402)	-0,0017 (0,0214)
Wald conjunto	335,3288 (0,0000)	486,6803 (0,0000)
Wald financieras	39,8217 (0,0000)	93,0497 (0,0000)
Wald estratégicas	305,6447 (0,0000)	449,3235 (0,0000)
Sargan	140,0472 (0,4830)	155,0434 (0,5960)
correl. 1er orden	-4,4310 (0.0000)	-5,6630 (0,0000)
correl. 2º orden	-1,6360 (0.1020)	-1,5130 (0,1300)

Cuadro A.4:
Pruebas de robustez enfoque TPO (grandes)*

	I	II
variable dependiente *lg(ef)*	núm. observac.: 361 núm. empresas: 71	núm. observac.: 271 núm. empresas: 54
cfw	-0,0718 (0,0232)	-0,0681 (0,0405)
Fcfw		0,4309 (0,0000)
opccfw	0,0042 (0,0697)	0,0030 (0,4044)
lg(edad)	0,1672 (0,1930)	0,1235 (0,4223)
div	0,0006 (0,7911)	0,0013 (0,4048)
inn	-0,0029 (0,9967)	1,2937 (0,0435)
expo	-0,0639 (0,0001)	0,0685 (0,0000)
lid	-0,0004 (0,2515)	0,0007 (0,0352)
Wald conjunto	64,4911 (0,0000)	436,8495 (0,0000)
Wald financieras	24,8702 (0,0000)	70,2224 (0,0000)
Wald estratégicas	22,0870 (0,0000)	70,7103 (0,0000)
Sargan	29,5053 (0,730)	31,5455 (0,8280)
correl. 1er orden	-1,7150 (0,0860)	-0,7530 (0,4520)
correl. 2º orden	-1,1210 (0,2620)	-1,2310 (0,2180)

* **Columna I:** Resultados de estimación definiendo la variable dependiente como el logaritmo del cociente deuda/ventas.
Columna II: Resultados de estimación después de eliminar el 20% de empresas que ocupan el lugar central (zona gris), una vez ordenadas por el ratio media de activo tangible/media del activo total.
Los valores entre paréntesis corresponden al nivel de significación asociado a la estimación del parámetro.

Referencias bibliográficas

Ang, J.S. (1991): "Small Business Uniqueness and the Theory of Financial Management", *Journal of Small Business Finance*, vol. 1, núm. 1, pp. 1-13.

Ang, J.S. (1992): "On the Theory of Finance for Privately Held Firms", *Journal of Small Business Finance*, vol. 1, núm. 3, pp. 185-203.

Arellano, M. (1988): "An Alternative Transformation for Fixed Effects Models with Predetermined Variables", *Applied Economics Discussion Paper*, núm. 57, Oxford.

Arellano, M. y O. Bover (1995): "Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics*, núm. 68, pp. 29-52.

Balakrishnan, S. y I. Fox (1993): "Asset Specificity, Firm Heterogeneity and Capital Structure", *Strategic Management Journal*, vol. 14, núm. 1, pp. 3-16.

Banerjee S.; Heshmati, A. y Wihlborg, C., (2000): "The dynamics of capital structure", *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, 333.

Barclay, M. J. and Smith, C. W. Jr. (1995): "The maturity structure of corporate debt", *The Journal of Finance*, vol. 50, núm. 2, pp. 609-631.

Barclay, M. J. y Smith, C. W. Jr. (1999): "The capital structure puzzle: another look at the evidence", *Journal of Applied Corporate Finance*, vol. 12, núm. 1, Spring, pp. 8-20.

Barton, S. L. y P.J. Gordon (1988): "Corporate Strategy and Capital Structure", *Strategic Management Journal*, vol. 9, núm. 6, pp. 623-632.

Baxter, N.D. (1967): "Leverage, risk of ruin, and the cost of capital", *The Journal of Finance*", núm. 22, pp. 395-403.

Boedo, L. y A.R. Calvo (1997): "Un modelo de síntesis de los factores que determinan la estructura de capital óptima de las PYMES", *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, vol. 6, núm. 1, pp. 107-124.

Bradburd, R.M. y D.R. Ross (1989): "Can Small Firms Find and Defend Strategic Niches?. A Test of the Porter Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, núm. 2, pp. 258-262.

Brander, J.A. y T.R. Lewis (1986): "Oligopoly and financial structure: The limited liability effect", *American Economic Review*, núm.76, pp. 956-970.

Brigham, E.F., L.C. Gapenski y M.C. Ehrhardt (1999): "*Financial management. Theory and practice*", Chapters 15 y 16, The Dryden Press.

Chatterjee, S. y B. Wernerfelt (1991): "The link between resources and type of diversification: Theory and evidence", *Strategic Management Journal*, vol. 12, núm. 1, pp. 33-48.

Chittenden, F., G. Hall, y P. Hutchinson (1996): "Small Firm Growth, Access to Capital Markets and Financial Structure: Review of Issues and an Empirical Investigation", *Small Business Economics*, vol. 8, pp. 59-67.

Cosh, A.D. y A. Hughes (1994): "Size, financial structure and profitability", in Hughes, A. y Storey, D.J. (eds.), *Finance and the Small Firm*, Routledge, London.

Donaldson, G. (1961): "*Corporate debt capacity: A study of debt capacity*", Harvard Graduate School of Business Administration: Harvard, Division of Research.

Estrada, A. y J. Vallés (1998): "Investment and Financial Structure in Spanish Manufacturing Firms", *Investigaciones Económicas*, vol. 22, núm. 3, pp. 337-360.

Fama, E. F. y French, K. R., (2001): "Testing tradeoff and pecking order predictions about dividends and debt", *Review of Financial Studies*, forthcoming.

Frank, M. y Goyal, V. (2003): "Testing the pecking order theory of capital structure", *Journal of Financial Economics*, vol.67, pp. 175-382.

Gibson, B. (1992): "Financial Information for Decision-Making: An Alternative Small Firm Perspective", *Journal of Small Business Finance*, vol. 1, núm. 3, pp. 221-232.

Gul, F. A. (1999): "Growth opportunities, capital structure and dividend policies in Japan", *Journal of Corporate Finance*, vol. 5, pp. 141-168

Hall, G. y P. Hutchinson (1993): "A probit analysis of the changes in the Financial characteristics of newly quoted small firms, 1970-73 y 1980-83", *Small Business Economics*, vol. 5, pp. 207-214.

Hall, G., P. Hutchinson y N. Michaelas (2000): "Industry effects on the determinants of unquoted SME´s capital structure", *International Journal of the Economics of Business*, vol. 7, núm. 3, pp. 297-312.

Hamilton, R.T. y M.A. Fox (1998): "The financing preferences of small firm owners", *International Journal of Entrepreneurial Behaviour & Research*, vol. 4, núm. 3, pp. 239-248.

Harris, M. y A. Raviv (1991): "The Theory of Capital Structure", *Journal of Finance*, vol. 46, núm. 1, pp. 297-355.

Hernando, I. y J. Vallés (1992): "Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas", *Moneda y Crédito*, núm. 195, pp. 185-222.

Holmes, S. y P. Kent (1991): "An Empirical analysis of the financial structure of small and large Australian manufacturing enterprises", *Journal of Small Business Finance*, vol. 1, núm. 2, pp. 141-54.

Jensen, M.C. (1986): "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 3, pp. 305-360.

Jensen, M. y W. Meckling: (1976): "Theory of the firm: Managerial behaviour. Agency costs and ownership structure", *Journal of financial Economics*, vol. 3, pp. 305-360.

Jordan, J., J. Lowe y P. Taylor (1998): "Strategy and financial policy in UK small firms", *Journal of Business Finance&Accounting*, vol. 25, núm. 1, pp. 1-27.

Kim, E.H. (1978): "A mean variance theory of optimal capital structure and corporate debt capacity", *The Journal of Finance*, vol. 33, núm. 1, pp. 45-63.

Kochhar y M.A. Hitt (1998): "Research notes and communications linking corporate strategy to capital structure: diversification strategy, type and source of financing", *Strategic Management Journal*, vol. 19, pp. 601-610.

Kraus, A. y R.H. Litzenberger (1973): "A state preference model of optimal financial leverage", *The Journal of Finance*, vol. 24, núm. 4, pp. 911-922.

Leland, H. Y y D. Pyle (1977): "Information asymetrics financial structure, and financial intermediation", *The Journal of Finance*, vol. 32, pp. 371-388.

López, J. y C. Aybar (2000): "An empirical approach to the financial behaviour of small and medium size companies", *Small Business Economics*, vol. 14, núm. 1, pp. 55-63.

López, J., V. Riaño y M. Romero (1999): "Restricciones financieras y crecimiento: el caso de la pequeña y mediana empresa", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 28, núm. 99, pp. 349-382.

Lowe, J., A. Naughton y P. Taylor (1994), "The impact of corporate strategy on the capital structure of australian companies", *Managerial and Decision Economics*, vol. 15, pp. 245-257.

Lozano, B., A. Miguel y J. Pindado (2001), "Determinantes financieros de los activos inmateriales", *Revista de Economía Aplicada*, vol. IX, núm. 27, pp. 63-81.

Maroto, J.A. (1996): "Estructura financiera y crecimiento de las pymes", *Economía Industrial*, vol. 1996, núm. 310, pp. 29-40.

Menéndez, E. (2003): "Does diversification strategy matter in explaining capital structure? Some evidence from Spain", *Applied Financial Economics*, vol. 13, pp. 427-430.

Michaelas, N.; F. Chittenden, y P. Poutziouris (1999): "Financial policy and capital structure choice in UK SMEs: empirical evidence from company panel data", *Small Business Economics*, vol. 12, pp. 113-130.

Miguel, A. y J. Pindado (2001): "Determinants of capital structure: new evidence from Spanish panel data", *Journal of Corporate Finance*, núm. 7, pp. 77-99.

Modigliani, F. y M.H. Miller (1958): "The cost of capital corporation finance and the theory of investment", *American Economic Review*, núm. 48, pp. 261-297.

Myers, S.C. (1977): "Determinants of corporate borrowing", *Journal of Financial Economics*, vol. 5, pp. 147-175.

Myers, S. (1984): "The capital structure puzzle", *Journal of Finance*, July, pp. 595-62.

Myers, S.C. y N.S. Majluf (1984): "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have", *Journal of Financial Economics*, núm. 13, pp.187-221.

Ocaña, C., V. Salas y J. Vallés (1994): "Un análisis empírico de la financiación de la pequeña y mediana empresa manufacturera española: 1983-1989", *Moneda y Crédito*, pp. 57-96

Pettit, R. y R. Singer (1985): "Small Business Finance: A research agenda", *Financial Management, Autumn*, pp. 47-60.

Rajan, R. G. y Zingales, L. (1995): "What do we know about capital structure? Some evidence from international data", *The Journal of Finance*, vol.50, núm. 5, December, pp. 1421-1460.

Reid, G. (1996): "Financial Structure and the Growing Small Firm: Theorical Underpinning and Current Evidence", *Small Business Economics*, vol. 8, núm. 1, pp. 1-7.

Robson, G., C. Gallagher y M. Daly (1994): "Diversification Strategy and Practice in Small Firms", *International Journal of Small Business Research*, vol. 11, núm 2, pp. 37-53.

Ross, S.A. (1977): "The determination of financial structure: The incentive-signalling approach", *Bell Journal of Economics*, vol. 8, pp. 23-40.

Shyam – Sunder, L. y Myers, S. C. (1999): "Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 51, pp. 219-244.

Scott, J.H.Jr (1977): "Bankcruptcy, secured debt and optimal capital structure", *The Journal of Finance*, vol 32, March, pp. 1-19.

Sogorb, F. (2002): "How SME uniqueness affects capital structure: evidence from a 1994-1998 *Spanish data panel*", WP-EC 2002-18, IVIE.

Storey, D. (1994): *Understanding the small firm sector*, Routledge, London.

Titman, S. y R. Wessels (1988): "The determinants of capital structure choice", *Journal of Finance*, vol. 43, pp. 1-19.

Vicente-Lorente, J.D. (2001): "Specifity and opacity as resource-based determinants of capital structure: Evidence for Spanish manufacturing firms", *Strategic Management Journal*, vol. 22, pp. 157-177.

RESUMEN

El objetivo fundamental de esta investigación consiste en verificar las predicciones de la teoría de selección jerárquica o *pecking order theory* (TPO) sobre la estructura de capital en el ámbito de las pequeñas y medianas empresas (pymes). Colateralmente, el análisis se extiende al colectivo de empresas grandes, realizándose un análisis comparativo. Un segundo objetivo ha consistido en explorar, la reciente teoría de estrategia empresarial (TEP) sobre la estructura de capital y estudiar la posible mejora del enfoque anterior. En torno a estas dos teorías, se define un conjunto de hipótesis que son contrastadas a través de una metodología de datos de panel. Los resultados de los modelos estimados, a partir de una muestra de 616 pymes, obtenida de la base de datos ESEE, señalan una fuerte evidencia de la capacidad descriptiva del primer enfoque (TPO), pudiéndose considerar los resultados obtenidos razonablemente robustos. Por su parte, el segundo enfoque considerado (TEP), presenta unos resultados parcialmente satisfactorios, que podemos calificar tan sólo de preliminares.

Palabras clave: jerarquía de preferencias, pyme, estructura de capital, estrategia, panel.
JEL: C33, G32

Abstract

This paper studies the predictions about the capital structure of small and medium sized companies under the pecking order theory (TPO). Additionally, this analysis is extended to large companies. A second objective is to explore the emergent strategy theory (TEP) on capital structure, testing possible improvements of the TPO approach. Focused on these two paradigms, a set of hypotheses have been defined and tested by using panel data methodology. The results of the estimated models, applied to a sample of 616 Spanish small companies, strongly support the validity of TPO theory explaining their capital structure. However, TEP theory results can only be considered partially robust.

Key words: pecking order theory, small and medium companies, capital structure, strategy, panel.
JEL: C33, G32

Cuentas Nocionales de Aportación Definida (NDC's). ¿Cuál hubiera sido el Efecto de su Implantación en el Sistema de Pensiones Español?

JOSÉ ENRIQUE DEVESA CARPIO

CARLOS VIDAL MELIÁ *

Departamento de Economía Financiera.
Universidad de Valencia.

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años se ha producido una acelerada carrera para reformar los sistemas de pensiones de un gran número de países, de tal manera, Valdés-Prieto (2002), que los problemas con las reformas de pensiones están empezando a dominar las políticas económicas.

Las principales reformas propuestas y aplicadas[1] se pueden resumir en: modificaciones paramétricas del sistema de reparto, cambios a otros sistemas (principalmente capitalización) y sistemas que combinen capitalización y reparto, como principalmente propone el Banco Mundial. Las tendencias de reforma defendidas por los principales organismos internacionales pueden encontrarse en los trabajos de Gillion (2000), Holzmann (2000) y Queisser (2000).

* Los autores quieren agradecer la ayuda proporcionada, en la búsqueda de datos, por Celia Aragón de la Universidad de Valencia, así como las valiosas sugerencias y comentarios realizados por Salvador Valdés Prieto, Robert Holzmann, Inmaculada Domínguez Fabián, María del Carmen Boado Pernas y Ana Lejárraga García, que colaboró activamente en versiones anteriores. Asimismo, los autores se han beneficiado de los comentarios suscitados en la exposición de dos versiones preliminares en sendos congresos internacionales y por las excelentes sugerencias de los dos evaluadores anónimos de la revista. Cualquier error es enteramente imputable a los autores.

[1] Las reformas aplicadas por áreas o países pueden consultarse en los trabajos de Boldrin et alt. (1999), Börsch-Supan et alt. (1999), Devesa y Vidal (2001), Fox y Palmer (2000) y (2001), Holzmann et alt. (2003), Holzmann (2004), Lindeman et Alt. (2001), Müller (2001a), (2001b) y (2003), Palacios y Pallarés (2000), Schwarz y Demirguc-Kunt (1999), y Social Security Administration (2002).

Una de las principales innovaciones que se ha producido recientemente en el ámbito de la reforma de pensiones es la introducción en algunos países, Brasil[2] (1999), Italia (1995), Kirguizistán (1997), Letonia (1996), Polonia (1999), o Suecia (1999), de las denominadas "Cuentas nocionales de aportación definida" -Notional Defined Contribution Accounts (Schemes) NDC`s-. Este tipo de fórmulas jubilatorias se consideran adecuadas para países en los que, por sus especiales condiciones demográficas o características políticas, resulta difícil introducir la acumulación, al menos parcial, de fondos. Con este sistema se establece una analogía entre el sistema de reparto y el de capitalización, mediante la incorporación al sistema de reparto de instrumentos financiero-actuariales utilizados en el sistema de capitalización, que, según Valdés-Prieto (2000), refuerzan la solvencia financiera a largo plazo del sistema de reparto, pero que aumentan la incertidumbre explícita acerca de la pensión a percibir por el beneficiario.

Las reformas realizadas en los anteriores países han tenido los siguientes objetivos comunes: Estrechar la relación entre cotizaciones y prestaciones; realizar la redistribución de manera más transparente; incrementar la aceptación del sistema por parte de los ciudadanos; conseguir una estabilidad financiera que haga frente a los cambios demográficos y económicos que afectan al propio sistema (en particular estabilizar o reducir, si es posible, el gasto en pensiones respecto al PIB); promover el crecimiento económico mediante un incremento del ahorro y el desarrollo de los mercados financieros y los sistemas complementarios (Suecia, Polonia, Italia y Letonia); reducir los altos costes de administración y la elevada evasión (Letonia, Polonia y Kirguizistán, principalmente); y armonizar el ordenamiento en pensiones respecto a la pluralidad de los organismos aseguradores del antiguo sistema (Italia y Polonia, principalmente).

Habrá que esperar unos cuantos años para ver en qué medida se cumplen estos objetivos.

La Unión Europea, el Banco Mundial, la OCDE y diversos investigadores[3] han recomendado vivamente la necesidad de establecer una profunda revisión en el sistema público español de pensiones. Todos ellos coinciden en que, al menos a largo plazo, existen riesgos considerables respecto a la viabilidad financiera del sistema.

[2] No presenta todas las características propias de un sistema de cuentas nocionales.

[3] En Vidal y Domínguez (2004) se puede encontrar una buena muestra de los trabajos publicados en los últimos años relativos a la viabilidad y sostenibilidad financiera del sistema público de pensiones en España.

El principal objetivo del trabajo es analizar el efecto que la implantación del sistema de cuentas nocionales hubiera producido sobre la cuantía inicial de la pensión de jubilación, sobre el Tanto Interno de Rendimiento (TIR) del sistema y, en definitiva, sobre la futura viabilidad financiera del sistema de pensiones español. De acuerdo con este objetivo, la estructura del trabajo es la que a continuación se relaciona. Después de una introducción, en el segundo epígrafe se define el concepto de "cuenta nocional de aportación definida" y se razonan las principales ventajas e inconvenientes de los NDC's. En el tercer epígrafe, una vez determinada la base técnica sobre la que se fundamentan los cálculos, se realiza una estimación del impacto que hubiera tenido en España la introducción de las diversas fórmulas de cuentas nocionales. La simulación se realiza utilizando los datos españoles -de hasta los últimos cuarenta años en algunos casos- de las siguientes variables: índice de precios al consumo (IPC), salario medio, Producto Interior Bruto (PIB) nominal, y cotizaciones a la Seguridad Social; según el modelo que se haya tomado como referencia. El trabajo finaliza con las principales conclusiones alcanzadas y la bibliografía referenciada.

2. EL MODELO DE CUENTAS NOCIONALES

De acuerdo con Vidal et Al. (2004), una cuenta nocional es una cuenta virtual donde se recogen las aportaciones individuales de cada cotizante y los rendimientos ficticios que dichas aportaciones generan a lo largo de la vida laboral. Los rendimientos se calculan de acuerdo con un tanto nocional, que puede ser la tasa de crecimiento del PIB, de los salarios medios, de los salarios agregados, de los ingresos por cotizaciones, etc. Cuando el individuo se jubila, recibe una prestación que se deriva del fondo nocional acumulado, de la mortalidad específica de la cohorte que en ese año se jubila y del tanto nocional utilizado. Como señala Valdés-Prieto (2000), la cuenta nocional no es un concepto nuevo, el antecedente hay que buscarlo en Francia, en 1945, en el denominado sistema de puntos. En España, Mateo (1997) fue el primero que se aproximó al concepto de cuenta virtual, en la propuesta que realizó para el rediseño general del sistema de pensiones.

Este *nuevo* modelo se financia a través del sistema de reparto, en el que las cotizaciones realizadas cada año sirven para pagar las presta-

ciones en vigor, por lo que, en realidad, cada año se gastan[4] las aportaciones recaudadas y en las cuentas individuales no hay dinero real, de ahí que las cuentas nocionales sean ficticias.

Un plan de cuentas nocionales de aportación definida no es, aparentemente, más que una forma alternativa de calcular la cuantía de las pensiones de jubilación. La cuenta es denominada nocional porque sólo existe en un registro contable. El dinero no está depositado en ninguna cuenta real. Sin embargo, la cuantía de la pensión se basa en el *fondo* acumulado por la cuenta nocional. Las *aportaciones* efectuadas a las cuentas nocionales se capitalizan a un tanto de rendimiento nocional. El rendimiento hipotético está ligado normalmente a algún índice externo fijado por ley. Algunos de los índices más comunes incluyen el porcentaje de incremento de los salarios medios, el porcentaje de incremento de los salarios agregados, el tipo de rendimiento de la deuda pública a corto plazo, la variación del PIB o la tasa de inflación. Sea cual fuere el índice utilizado, las contribuciones son capitalizadas a un tanto de rendimiento hipotético, aunque esto solamente se plasma en el registro.

En la jubilación, la cuenta hipotética se convierte –en todos los países que utilizan cuentas nocionales- en una renta vitalicia[5], aunque no habría inconveniente en convertirla en otro tipo de prestación. Normalmente, esto se hace dividiendo la cuantía del *fondo* entre un factor de conversión que depende de la esperanza de vida a la edad de jubilación elegida y del tipo de interés, lo que, indirectamente, consigue reducir el grado de variación de los rendimientos entre generaciones. Las leyes deben fijar la base para calcular el factor de conversión y se deberá tomar la decisión sobre qué tabla de mortalidad y qué tipo de interés se podrían utilizar para el cálculo. También se debe determinar si se separan los factores de conversión entre hombres y mujeres, tal y como se hace en la capitalización real, o si se usa algún factor de conversión común que promedie la esperanza de vida para hombres y mujeres, tal y como se suele aplicar en los sistemas de reparto tradicionales. Como las mujeres viven, generalmente, más tiempo que los hombres, la utilización del promedio de la esperanza de vida incrementa el valor de la renta vitalicia para las mujeres y la reduce para los hombres, respecto del teórico en un sistema de capitalización. Sin

[4] No tiene por qué ocurrir siempre así, ya que puede haber pequeños déficits o superavits anuales.

[5] Ésta es una de las diferencias respecto de un sistema de cuentas de capitalización individual ya que, en la mayoría de estos países, hay opciones disponibles distintas de las rentas vitalicias.

embargo, como todo es hipotético, este parámetro es otro elemento del modelo.

Los factores de conversión empleados no están basados en los elementos que utilizan las compañías de seguros, ni, por otra parte, ninguna renta vitalicia es realmente comprada a un asegurador. El factor utilizado en estos sistemas es un mecanismo para convertir el *fondo acumulado* en una renta vitalicia. Sin embargo, este cálculo es muy real, ya que determina la pensión que realmente se paga al cotizante cuando se convierte en pensionista a la edad de jubilación.

En el Cuadro 1 se realiza un breve análisis de los aspectos aplicados[6] más relevantes de una serie de países en los que se han implantado fórmulas de jubilación basadas en el modelo nocional. Hay que resaltar que el análisis se realiza exclusivamente sobre la parte del sistema reformado que se basa en las cuentas nocionales. Frecuentemente, las reformas introducen elementos de capitalización real que presenta una problemática interesantísima: financiación de la transición, costes de administración, estrategias de inversión de los fondos de pensiones, etc., pero que, en ningún caso, es objeto del presente trabajo. En el mencionado cuadro se compara la configuración del sistema de pensiones, el tanto nocional que se aplica para revalorizar las cotizaciones, los rasgos básicos de la fórmula de la pensión de jubilación, la manera de revalorizar las pensiones causadas y las medidas que cada país ha establecido para realizar la transición de la prestación definida a la aportación definida.

2.1. Balance teórico

Los principales rasgos positivos de las fórmulas de jubilación basadas en cuentas nocionales de aportación definida son:

1) Se obtiene una mayor equidad o "justicia actuarial", ya que el sistema consigue estrechar la relación prestación-cotización.
2) Según Settergren y Mikula (2004), permite medir la deuda implícita acumulada en cada momento de manera más sencilla. Una de las críticas que con mayor fuerza se le vienen realizando al sistema de reparto tradicional, en algunos países, es el hecho de que no exista una obligación de contabilizar y/o medir periódicamente estos compromisos; no se entiende por qué el

[6] Un análisis extenso de aspectos aplicados puede encontrarse en el trabajo de Vidal et Alt. (2004).

Estado no tiene, al menos, que registrar las obligaciones por pensiones y presentar un balance actuarial.

3) De acuerdo con Palmer (1999), mitiga el efecto desincentivo al trabajo que se da con un sistema de reparto de prestación definida, ya que en las cuentas nocionales los individuos no perciben la cotización como un impuesto, sino como un salario diferido.
4) El empleo de criterios actuariales en la determinación de la pensión reduce la variabilidad del TIR esperado de los pensionistas de una misma generación.
5) Según Disney (1999), la introducción de reglas predeterminadas y anunciadas públicamente en el cálculo de la pensión hace que se puedan evitar las variaciones de las cuantías de las pensiones en el corto plazo, facilitando la planificación de éstas en el largo plazo. Sin embargo, esto parece que, en las mismas condiciones, también se podría alcanzar en un sistema tradicional de prestación definida bien diseñado.
6) Mejora la credibilidad política y financiera del sistema al ligar los cálculos de incrementos de las pensiones a señales objetivas de sostenibilidad macroeconómica (como el crecimiento de los salarios, la productividad, etc.) y a las mejoras en las expectativas de vida.
7) Ofrecen una forma de transición más fácil a un sistema de capitalización, ya que los cotizantes entienden la "mecánica" de acumulación, con la única diferencia de que pasa de ser virtual a convertirse en real.
8) El registro es mucho más sencillo que en un sistema verdadero de capitalización[7], dado que las cotizaciones no son verdaderamente invertidas. No hay necesidad de medir los ingresos de la inversión real, ajustar el interés o dividendo devengado pero aún no pagado. Tampoco hay que preocuparse de cómo valorar aquellos activos sobre los que no hay información frecuente para establecer su precio de mercado. Consecuentemente, los costes de administración son mucho menores en un registro de cuentas nocionales.
9) Las cuentas nocionales podrían ser atractivas para aquellos países que no tienen un mercado de capitales desarrollado.

[7] Sobre los distintos modelos para organizar las cuentas individuales de capitalización, pueden verse los trabajos de Devesa, Rodríguez y Vidal (2002) y (2003).

Incluso, para algunos países desarrollados que no tienen un mercado real de capitales -y, por tanto, no pueden tener un auténtico sistema de capitalización porque no hay base suficiente de activos sobre los que se puede invertir- podría ser interesante su utilización.

Frente al conjunto de elementos positivos que incorpora el sistema de cuentas nocionales, también se pueden relacionar algunos aspectos que no son tan satisfactorios, y que, en la mayoría de los casos, están compartidos con el sistema de reparto tradicional:

1) No hace frente a los cambios demográficos de una manera completa. Aunque tiene en cuenta la evolución de la mortalidad, lo hace con cierto retraso, puesto que las pensiones generalmente se calculan una única vez -en el momento de ser causadas- no considerándose las mejoras en la esperanza de vida para recalcular las cuantías de las pensiones previamente causadas y que todavía están en vigor[8].
2) Según Mitchell (2000), los riesgos macroeconómicos afectan, casi del mismo modo, a las cuentas nocionales y a un modelo de reparto de prestación definida, ya que no se absorben automáticamente los cambios que se producen en la productividad, de manera que, podrían ser necesarios cambios paramétricos.
3) De acuerdo con Valdés-Prieto (2000), solamente bajo condiciones restrictivas muy fuertes (crecimiento de la productividad constante y nivel demográfico fijo) la sostenibilidad financiera automática a corto plazo puede ser mantenida con un sistema puro de cotizaciones definidas teóricas. Esto es lógico, ya que el sistema financiero sigue siendo el de reparto y su viabilidad financiera tiene que apoyarse en las condiciones ya conocidas, basadas en el crecimiento de los cotizantes y de los salarios reales, y en otras no tan conocidas, Settergren y Mikula (2004), como los cambios en los patrones de mortalidad. Los sistemas de cuentas nocionales siempre exigen imponer otros mecanismos de ajuste financiero, como las garantías estatales y el

[8] Sí que hay legislados mecanismos de estabilización demográfica en el caso de Suecia, véase Settergren (2001). También en la nueva fórmula para revalorizar las pensiones causadas en Alemania, Börsch-Supan y Wilke (2003), se introducen los cambios en la mortalidad.

recurso reiterado a la legislación, igual que los sistemas de prestaciones tradicionales, o especiales, Settergren (2001), como los mecanismos de ajuste automático. De todas maneras, Valdés-Prieto (2000) lo considera como un sistema "casi" solvente de forma automática[9].

4) La posibilidad de que el cotizante elija libremente su edad de jubilación puede desembocar en un número excesivo de jubilaciones anticipadas, que, a su vez, provoquen presiones hacia las autoridades en el sentido de la elevación de la cuantía de la pensión mínima garantizada. Palmer (2001) indica que hay evidencia empírica de que el individuo tiende a jubilarse tan pronto como le es permitido, por lo que la jubilación anticipada no puede establecerse de manera libre.
5) Según Devesa, Rodríguez y Vidal (2002), si la revalorización conseguida con el índice elegido es inferior a la rentabilidad alcanzada por los fondos de capitalización -esto se apreciaría en mayor medida en los sistemas mixtos que comparten cuentas nocionales y cuentas individuales de capitalización- el individuo considerará que en las cuentas nocionales hay un coste implícito equivalente al diferencial de revalorización. Esta sensación puede dar lugar a un efecto contrario al deseado al introducir las cuentas nocionales.
6) Para Disney (1999), los cotizantes asumen el riesgo de la evolución del índice y están sometidos a una relación riesgo-rentabilidad que ellos no han elegido, es decir, no tiene en cuenta su aversión al riesgo, como sí que ocurre en los fondos de capitalización privados. Asimismo, Vidal et Alt. (2003), hay que resaltar que el índice o índices elegidos como tantos nocionales podrían ser muy volátiles, sometiendo al cotizante-beneficiario a un riesgo excesivo en relación con el deseado.
7) Muchas personas pueden encontrar el concepto difícil de entender. Es complejo explicar a los cotizantes de bajo nivel cultural cómo funcionan las cuentas nocionales; con lo cual, si los cotizantes no comprenden el concepto, es improbable que valoren o aprecien las ventajas que proporciona, lo que puede tener un impacto negativo sobre su cumplimiento.
8) A diferencia de lo que sucede en un plan de prestación definida,

[9] El planteamiento matemático respecto de la viabilidad financiera de los sistemas de cuentas nocionales, así como sobre la discusión de los aspectos relacionados se puede ver en Valdés-Prieto (2000).

estimar las prestaciones futuras de cuentas nocionales es mucho más complejo para el cotizante.

9) La aplicación práctica de este sistema de cuentas nocionales a la contingencia de jubilación, necesita ser combinada con fórmulas tradicionales o de seguro para cubrir las prestaciones de riesgo.
10) Sigue existiendo *riesgo político* en cuanto a la posible modificación de los parámetros del sistema.
11) Finalmente, Valdés-Prieto (2002), los sistemas de cuentas nocionales han establecido, al igual que los sistemas de reparto de prestación definida tradicionales, en la práctica, un factor actuarial uniforme, no vinculado con los ingresos percibidos durante el ciclo de vida ni con categorías de longevidad. Como es un hecho que las personas con mayores ingresos y riqueza viven más tiempo, gran parte de esta redistribución es regresiva.

3. IMPACTO SOBRE LAS PENSIONES DE LA APLICACIÓN DE FÓRMULAS JUBILATORIAS NOCIONALES EN ESPAÑA

España no ha quedado fuera del debate suscitado sobre la viabilidad del sistema de pensiones. En los trabajos presentados en los últimos años, en los que se utilizan técnicas y modelos variados, existe un consenso casi generalizado respecto a que el sistema de pensiones actual presentará problemas graves en el medio plazo si no se toman medidas para corregir las desviaciones que se producirán, principalmente, debido al envejecimiento de la población.

En España, el sistema de pensiones está sostenido financieramente por el modelo de reparto y prestación definida, y está compuesto por el Régimen General y varios Regímenes Especiales. Esta composición plural del sistema, se basa en la existencia de un régimen jurídico común, afiliación única y cómputo recíproco de cuotas entre los Regímenes que lo componen.

Dentro de las contingencias cubiertas, una de tipo contributivo es la de jubilación[10], que cubre la pérdida de ingresos que sufre una persona cuando, alcanzada la edad establecida, cese o haya cesado en el trabajo por cuenta ajena o propia, poniendo fin a su vida laboral. En

[10] La información actualizada se puede encontrar en la siguiente dirección en internet http://www.seg-social.es/inicio/

España, la cuantía inicial de la pensión de jubilación del régimen general responde al esquema de prestación definida de tipo tradicional.

En este epígrafe, se va a comparar la cuantía inicial de la pensión de jubilación del régimen general de la Seguridad Social española -que se puede aproximar por la ecuación 1-, con las que hubieran proporcionado las fórmulas jubilatorias basadas en cuentas nocionales de aportación definida.

Se ha tomado como variables para el cálculo de la pensión los datos españoles de los siguientes índices: variación del IPC, variación del salario medio, variación del PIB nominal, y variación de las cotizaciones, todas en términos interanuales. La evolución de las variables[11] utilizadas para dicho cálculo se observa en el Gráfico 1. Se aprecia una gran volatilidad durante los distintos años, alcanzando, a mediados de los 70, los valores más elevados.

Una cuestión de gran importancia es el hecho de que se emplee una única trayectoria salarial que depende de las tasas de crecimiento del salario medio observadas en el pasado, lo que, según los datos utilizados, implica un perfil salarial marcadamente creciente con la edad; lo cual no tendría por qué ser cierto para todos los cotizantes, aunque sí podría ser el mayoritario, y que, sin lugar a dudas, influye en los resultados que se presentan seguidamente.

3.1 Base técnica para la determinación[12] de la pensión inicial y del TIR.

1) ESPAÑA

a) Pensión inicial.

$$P_{xj} = \text{Min}\left[r(j) \cdot r(c) \cdot BR\ ,\ PM\right] \qquad [1]$$

Px_j : Pensión inicial (a la edad de jubilación x_j).
BR: Base Reguladora.
PM: Pensión Máxima.
r(j): Tasa de sustitución en función de la edad de jubilación y del número de años cotizados (x_j-x_a) -siendo x_a la edad de entrada en el mercado laboral- que, obviando algunas circunstancias especiales, se puede representar:

[11] De las cotizaciones sólo se han podido obtener datos a partir de 1976.
[12] Véase las indicaciones teóricas del Cuadro 1.

$$r(j)=\begin{cases}100\%-(65-x_j)*8\% \ , & si\ 60\le x_j<65\ \ y\ (x_j-x_a)\ge 15\\ 100\% \ , & si\ x_j\ge 65\ \ y\ 15<(x_j-x_a)\le 35\\ 100\%+2\%*Min\{(x_j-x_a-35);(x_j-65)\}, & si\ x_j>65\ \ y\ (x_j-x_a)>35\end{cases} \quad [2]$$

la fórmula anterior recoge la posibilidad que tienen algunos trabajadores de jubilarse anticipadamente con un descuento del 8% por cada año de anticipación sobre los 65 años[13]. Si se accede a la pensión de jubilación a una edad superior a los 65 años[14], el porcentaje será el que resulte de sumar al 100%, un 2% adicional por cada año completo que, en la fecha del hecho causante, se haya cotizado desde el cumplimiento de los 65 años, siempre que en dicho momento el interesado tuviera acreditados 35 años de cotización.

r(c): Tasa de sustitución en función del número de años cotizados (x_j-x_a)[15]:

$$r(c)=\begin{cases}0\%, \ si\ (x_j-x_a)<15\\ 50\%+3\%\,(x_j-x_a-15), \ si\ 15\le(x_j-x_a)\le 25\\ 80\%+2\%\ (x_j-x_a-25), \ si\ 25<(x_j-x_a)\le 35\\ 100\%, \ si\ (x_j-x_a)>35\end{cases} \quad [3]$$

a través de la fórmula 3 se muestra que la tasa de sustitución es variable en función de los años de cotización a la Seguridad Social, aplicándose una escala que comienza con el 50% a los 15 años de cotización, aumentando un 3% por cada año adicional comprendido entre el decimosexto y el vigésimo quinto y un 2% a partir del vigésimo sexto hasta alcanzar el 100% a los 35 años.

- Base Reguladora. La Base Reguladora es el promedio de las Bases de Cotización de los últimos "n" años revalorizadas según

[13] Para los cálculos posteriores se va a tomar un porcentaje de reducción del 8%, si bien este porcentaje puede variar entre el 6 y el 8, según la forma de acceder a la jubilación anticipada. Véase, al respecto, la Ley 35/2002, de 12 de julio, de medidas para el establecimiento de un sistema de jubilación gradual y flexible.

[14] Los empresarios y trabajadores quedarán exentos de cotizar a la Seguridad Social por desempleo, Fondo de Garantía Salarial, formación profesional y por contingencias comunes, salvo por incapacidad temporal derivada de las mismas, respecto de aquellos trabajadores por cuenta ajena con contratos de trabajo de carácter indefinido, así como de los socios trabajadores o de trabajo de las cooperativas, siempre que tengan cumplidos 65 o más años de edad y acrediten 35 o más años de cotización efectiva a la Seguridad Social, sin que se computen a estos efectos las partes proporcionales de pagas extraordinarias.

[15] No se considera la posibilidad de interrupciones en la carrera de cotizaciones.

IPC hasta 2,5 años antes de la fecha de jubilación, "x_j". En este caso, de acuerdo con la legislación vigente, se ha tomado n=15.

$$BR = \frac{\sum_{x=x_j-n}^{x_j-1} BCR_x}{n} \qquad [4]$$

BCR_x : Base de Cotización Revalorizada.

$$BCR_x = \begin{cases} WT_x \prod_{t=x}^{x_j-4} (1+IPC_t)(1+IPC_{x_j-3})^{0,5}, & si\ x < x_j - 3 \\ WT_x (1+IPC_{x_j-3})^{0,5}, & si\ x = x_j - 3 \\ WT_x, & si\ x_j > x \geq x_j - 2 \end{cases} \qquad [5]$$

WT_x : Salario Topado con la Base de Cotización Máxima (BCM) de cada año.

En la fórmula (5) aparece un exponente de 0,5, de acuerdo con la hipótesis establecida de que las Bases de Cotización de los últimos "n" años están revalorizadas según IPC hasta 2,5 años antes de la fecha de jubilación.

- La Base de Cotización Máxima de cada año se ha obtenido a partir de la del año 2002 (correspondiente a la edad "x_j-1") recursivamente hacia atrás en función del IPC de cada año.

$$BCM_x = BCM_{x_j-1} \prod_{t=x}^{x_j-2} (1+IPC_t)^{-1} \qquad [6]$$

- El salario (W_x) de cada año se ha obtenido de la siguiente forma: Se ha partido de un último salario a la edad "x_j-1" igual a un porcentaje (α) de la Base de Cotización Máxima del año 2002 (BCM_{2002}). Los salarios anteriores se van calculando recursivamente hacia atrás según el crecimiento salarial real (s_t) de cada año.

$$W_x = W_{x_j-1} \prod_{t=x}^{x_j-2} (1+s_t)^{-1}; \quad W_{x_j-1} = \alpha \ BCM_{2002} \qquad [7]$$

b) Tanto Interno de Rendimiento (TIR) Real[16] Esperado.

En general, la expectativa aparente de TIR a priori para un cotizante (enfoque individual) que se incorpora al mercado laboral a la edad de x_a años, en un sistema de reparto puro con prestaciones de jubilación, en el supuesto de que las normas del sistema se mantengan constantes, se define como el tipo de interés (TIR, en la fórmula 8) de la ley de capitalización compuesta que iguala actuarialmente el flujo de cotizaciones con el de prestaciones. Se denomina aparente porque se adopta el supuesto de que el sistema está financieramente equilibrado en el largo plazo; si no fuera así, este desequilibrio probablemente alteraría el tanto inicialmente esperado[17]

En el caso de la fórmula del TIR que se muestra en la ecuación 8, su desarrollo es algo diferente al de la definición anterior, ya que se considera que la parte de las cotizaciones se da en términos de certeza, asociando únicamente probabilidades de supervivencia a la cuantía de las prestaciones a recibir. El TIR se determina a partir de la siguiente ecuación:

$$\sum_{x=x_a}^{x_j-1} CR_x \ (1+TIR)^{x_j-x} = \sum_{x=x_j}^{\omega} PRA_x \ (1+TIR)^{x_j-x} \qquad [8]$$

CR_x: Cotización Real pagada a la edad "x".
PRA_x: Pensión Real Actuarial recibida a la edad "x".
ω: Edad límite de la tabla de mortalidad.
x_a : Edad de entrada en el mercado laboral.
TIR: Tanto Interno de Rendimiento.

- Cotización Real. Cotización revalorizada según el IPC, es decir en unidades monetarias del año 2003.

$$CR_x = TC_x \ WT_x \prod_{t=x}^{x_j-1} (1+IPC_t) \qquad [9]$$

[16] El adjetivo real hace referencia a que se obtiene a partir de pensiones y cotizaciones calculadas en términos reales y no en términos nominales.

[17] Véase al respecto, Devesa et Alt. (2000) y (2002).

TC_x: Tasa de cotización a la edad "x". Se ha supuesto igual a 14,79% durante todo el periodo[18].

- Pensión Real Actuarial a la edad "x". Es el valor de la pensión real (en unidades monetarias del año 2003) afectado por la probabilidad de supervivencia correspondiente. No aparece explicitada la inflación porque se ha supuesto que las pensiones crecen según el IPC esperado.

$$PRA_x = P_{xj} \; {}_{x-x_j}p_{x_j} \qquad [10]$$

P_{xj}: Pensión inicial (a la edad de jubilación).

${}_{x-x_j}p_{x_j}$: Probabilidad de que un individuo de edad "x_j" alcance la edad "x".

Se utilizan las Tablas de mortalidad de la población de España[19] 1998-1999. La utilización de otras tablas -por ejemplo las GRMF95, que usan con frecuencia las compañías de seguros y se considera que están más adaptadas a la evolución futura de la supervivencia que las actuales tablas españolas- hubiera provocado variaciones en el resultado del TIR y en la cuantía de la pensión inicial como más adelante se muestra.

2) FÓRMULA GENÉRICA.

El planteamiento para el cálculo de la pensión inicial se va a realizar bajo el supuesto de que el cotizante efectivamente alcanza la edad de jubilación; por tanto, las cotizaciones se consideran con probabilidad uno, mientras que la pensión la percibirá cada año sólo en caso de que sobreviva (véase gráfico 2).

Se denota por $W_t \cdot TC_t$ las aportaciones realizadas por el individuo a la edad t. Éstas se valoran a la edad x_j (momento de la jubilación) con un tanto determinado. El conjunto de estas cotizaciones da lugar a una

[18] Dado que no hay asignación legalmente establecida para la contingencia de jubilación, se considera, de acuerdo con los datos del presupuesto de la Seguridad Social, que del total de cotizaciones por contingencias comunes aplicables al Régimen General (28,30%), un 52,25% -el promedio para los años 2000 y 2001 (Fuente: Presupuestos de la Seguridad Social para 2000 y 2001 y Boletín de Estadísticas Laborales, octubre 2001) de la proporción que supone la cuantía de las pensiones de jubilación sobre el total de pensiones pagadas- se destinará a la contingencia de jubilación, lo que proporciona un valor del tipo de cotización del 14,79%. En todo caso, se trata de una aproximación teórica, ya que se ha partido de las cotizaciones previstas y es indudable que parte de ellas nunca se cobrarán.

[19] http://www.ine.es/inebase/cgi/um?M=%2Ft20%2Fp319&O=inebase&N=&L=

renta vitalicia revalorizable que cobrará el individuo durante su periodo pasivo, siendo la pensión inicial P_{x_j}. En el momento x_j se calcula el valor de la renta actuarial, igualando las aportaciones realizadas en la vida laboral a las prestaciones futuras. De esta manera, la ecuación cumple los principios financiero-actuariales.

De acuerdo con el gráfico 2, la fórmula general para el cálculo de la pensión se va a obtener al igualar, en el momento "x_j", el fondo acumulado nocional (K) con el valor actual actuarial de la pensión esperada, que por motivos operativos se ha considerado prepagable (se considera que se paga al principio del periodo):

$$\overbrace{\sum_{t=x_a}^{x_j-1} TC_t \cdot W_t \prod_{i=t}^{x_j-1}(1+r_i)}^{K} = P_{x_j} \underbrace{\sum_{t=x_j}^{\omega} \frac{(1+\beta)^{t-x_j}}{(1+I)^{t-x_j}}\, {}_{t-x_j}p_{x_j}}_{G=\frac{1}{g}} = P_{x_j}\, \ddot{a}^{\beta}_{x_j} = P_{x_j}\frac{1}{g} \quad [11]$$

donde:

x_a: Edad de incorporación al mercado laboral.

TC_t: Tasa de cotización en el momento t,

W_t: Salario o base de cotización en el momento t,

I: El tipo de interés técnico utilizado.

r_i: Índice anual utilizado para la capitalización de las cotizaciones, durante el periodo i,

β: Índice anual utilizado para la revalorización de la pensión inicial,

P_{x_j}: Pensión inicial (a la edad de jubilación"x_j"),

$\ddot{a}^{\beta}_{x_j}$: Valor actual de una renta actuarial, prepagable, vitalicia, para un individuo de edad x_j, creciente al tanto acumulativo anual β, siendo I el tipo de interés técnico.

K: Fondo nocional acumulado.

G: Inversa del factor de conversión.

g: Factor de conversión.

La incógnita de la ecuación (11) es la cuantía de la pensión que va a recibir el trabajador en el momento de la jubilación, ya que las cuantías posteriores se obtienen al revalorizar la pensión inicial en función del índice elegido. Si se despeja la cuantía de la pensión inicial, se tiene:

$$P_{x_j} = \frac{K}{G} = g\,K = g \sum_{t=x_a}^{x_j-1} TC_t \cdot W_t \prod_{i=t}^{x_j-1}(1+r_i) \qquad [12]$$

siendo: g: el factor de conversión predeterminado, que es igual a la inversa de la renta actuarial anteriormente definida:

$$g = \frac{1}{\sum_{t=x_j}^{\omega} \frac{(1+\beta)^{t-x_j}}{(1+I)^{t-x_j}}\ {}_{t-x_j}p_{x_j}} = \frac{1}{\ddot{a}^{\beta}_{x_j}} \qquad [13]$$

Por otra parte, si la política de revalorización de las pensiones se diseña de tal manera que hay una perfecta indización de las pensiones a la tasa de crecimiento de la variable relevante, $(1+\beta) = (1+I)$, entonces el factor de actualización es igual a la unidad, con lo que el factor de conversión se transforma en el inverso de la esperanza de vida a la edad de jubilación más la unidad:

$$g = \frac{1}{\sum_{t=x_j}^{\omega} {}_{t-x_j}p_{x_j}} = \frac{1}{1+e_{x_j}} \qquad [14]$$

por tanto, en la fórmula de la pensión aparecería, explícitamente, este parámetro demográfico:

$$P_{x_j} = \frac{\sum_{t=x_a}^{x_j-1} TC_t \cdot W_t \prod_{i=t}^{x_j-1}(1+r_i)}{1+e_{x_j}} = \frac{K}{G} \qquad [15]$$

Con ello, la fórmula sería extraordinariamente transparente.

3) BRASIL.

a) Pensión inicial. Se obtiene al multiplicar la Media Salarial, "MS" por el factor de conversión "f".

$$P_{xj} = MS \cdot f \qquad [16]$$

- La Media Salarial es el promedio salarial revalorizado según el IPC.

$$MS = \frac{\sum_{x=x_a}^{x_j-1} SR_x}{x_j - x_a} \qquad [17]$$

SR_x: Salario Revalorizado según IPC.

$$SR_x = \begin{cases} W_x \prod_{t=x}^{x_j-2} (1 + IPC_t)(1 + IPC_{x_j-1})^{0,5}, & \text{si } x \le x_j - 2 \\ W_x (1 + IPC_{x_j-1})^{0,5}, & \text{si } x = x_j - 1 \end{cases} \qquad [18]$$

- Factor de conversión: Se obtiene a partir de la siguiente ecuación:

$$f = \frac{AC \cdot TC \left(1 + \frac{x_j + AC \cdot TC}{100}\right)}{e_{x_j}} \qquad [19]$$

AC: Años cotizados.

e_{xj}: Esperanza de vida del trabajador en el momento de la jubilación. Se ha calculado como la media aritmética simple de las correspondientes a la población masculina y femenina.

b) La pensión futura se revaloriza según el IPC esperado. Siguiendo el mismo esquema que en el caso de España se ha calculado el TIR real esperado.

4) ITALIA.

a) Pensión inicial. Se obtiene como producto de la suma de las cotizaciones revalorizadas según la media móvil quinquenal del crecimiento del PIB, y un factor de conversión.

$$P_{xj} = \sum_{t=x_a}^{x_j-1} CR_t \, f \qquad [20]$$

- CR_t: Cotizaciones Revalorizadas según la media móvil

quinquenal del crecimiento del PIB, $PIBQ_t$.

$$CR_x = \begin{cases} TC_x\ WT_x \prod_{t=x}^{x_j-2}(1+PIBQ_t)(1+PIBQ_{x_j-1})^{0,5}, & \text{si } x \le x_j - 2 \\ TC_x\ WT_x\ (1+PIBQ_{x_j-1})^{0,5}, & \text{si } x = x_j - 1 \end{cases} \quad [21]$$

- El factor de conversión incluye la hipótesis de que la pensión de viudedad equivale a un 60% de la del pensionista, suponiendo que la diferencia de edad entre el marido y la mujer es de 3 años. Su valor aproximado se puede obtener a través de la fórmula:

$$f = \frac{1}{\sum_{i=0}^{e_{xj}} \frac{1}{(1+r)^i} + 0,6 \sum_{i=1+e_{xj}}^{e_{yxj}} \frac{1}{(1+r)^i}} \quad [22]$$

donde:

e_{xj}: Esperanza de vida del trabajador en el momento de la jubilación.

r: Tipo de interés real fijado para la actualización (actualmente el 1,5% real fijo).

e_{yxj}: Esperanza de vida del cónyuge en el momento de la jubilación del trabajador.

b) La pensión futura se revaloriza según el IPC esperado. Siguiendo el mismo esquema que en el caso de España se ha calculado el TIR real esperado.

5) LETONIA.

a) Pensión inicial. Se obtiene como cociente entre la suma de las cotizaciones revalorizadas según la variación de las cotizaciones a la Seguridad Social y la esperanza de vida a la edad de jubilación más la unidad:

$$P_{xj} = \frac{\sum_{t=x_a}^{x_j-1} CR_t}{1+e_{x_j}} \quad [23]$$

CR_t: Cotizaciones Revalorizadas según crecimiento de las cotizaciones a la Seguridad Social, CSS_t.

$$CR_x = \begin{cases} TC_x\ WT_x \prod_{t=x}^{x_j-2}(1+CSS_t)(1+CSS_{x_j-1})^{0,5}, & si\ x \le x_j - 2 \\ TC_x\ WT_x(1+CSS_{x_j-1})^{0,5}, & si\ x = x_j - 1 \end{cases} \quad [24]$$

- La esperanza de vida se ha calculado como la media aritmética simple de las correspondientes a la población masculina y femenina.

b) La pensión futura se revaloriza mediante un índice, β, que es función del 80% del IPC esperado "IPC_e" (3%) y del 20% del incremento salarial nominal esperado "s_e" (0,045); siendo la fórmula para su determinación:

$$\beta = (1 + 0{,}8 \bullet IPC_e) \bullet (1 + 0{,}2 \bullet s_e) - 1 = (1 + 0{,}8 \bullet 0{,}03) \bullet (1 + 0{,}2 \bullet 0{,}045) - 1 = 0{,}033216$$

Siguiendo el mismo esquema que en el caso de España se ha calculado el TIR real esperado.

6) POLONIA.

a) Pensión inicial. Se obtiene como cociente entre la suma de Cotizaciones Revalorizadas según el 75% de la variación de los salarios y la esperanza de vida a la edad de jubilación más la unidad.

$$P_{xj} = \frac{\sum_{t=x_a}^{x_j-1} CR_t}{1 + e_{x_j}} \quad [25]$$

- Las Cotizaciones se revalorizan según el 75% de la variación salarial sobre los salarios topados.

$$CR_x = \begin{cases} TC_x\ WT_x \prod_{t=x}^{x_j-2}(1+0{,}75\,s_t)(1+0{,}75\,s_{x_j-1})^{0,5}, & si\ x \le x_j - 2 \\ TC_x\ WT_x(1+0{,}75\,s_{x_j-1})^{0,5}, & si\ x = x_j - 1 \end{cases} \quad [26]$$

- La esperanza de vida se ha calculado como la media aritmética simple de las correspondientes a la población masculina y femenina.

b) La pensión futura se revaloriza mediante un índice, γ, que es función del IPC esperado "IPC_e" (3%) y del 20% del incremento salarial nominal esperado "s_e" (0,045):

$$\gamma = (1 + IPC_e) \bullet (1 + 0{,}2 \bullet s_e) - 1 = (1 + 0{,}03) \bullet (1 + 0{,}2 \bullet 0{,}045) - 1 = 0{,}03927$$

Siguiendo el mismo esquema que en el caso de España se ha calculado el TIR real esperado.

7) SUECIA.

a) Pensión inicial. Se obtiene como cociente entre la suma de las cotizaciones revalorizadas según el crecimiento de los salarios y el valor actual de una renta unitaria, prepagable, vitalicia, contratada a la edad de jubilación, $\ddot{a}_{x_j}$, según las tablas de mortalidad de sexo único.

$$P_{xj} = \frac{\sum_{t=x_0}^{x_j-1} CR_t}{\ddot{a}_{x_j}} \qquad [27]$$

CR_t: Cotizaciones Revalorizadas según crecimiento de los salarios, s_t.

$$CR_x = \begin{cases} TC_x \, WT_x \prod_{t=x}^{x_j-2} (1+s_t)(1+s_{x_j-1})^{0,5}, & si\ x \le x_j - 2 \\ TC_x \, WT_x (1+s_{x_j-1})^{0,5}, & si\ x = x_j - 1 \end{cases} \qquad [28]$$

- El valor actual de la renta vitalicia se ha calculado como la media aritmética simple de las correspondientes a la población masculina y femenina.
- El tipo de interés técnico, "i", que se aplica, en el caso de Suecia, para la determinación del valor de la renta actuarial depende de la variación esperada de los salarios (actualmente el 0,016) y del IPC esperado (se ha supuesto el 0,03); con lo cual:

$$i = (1+0{,}016)\ (1+0{,}03) - 1 = 0{,}04648$$

b) La pensión futura se revaloriza según el IPC esperado, suponiendo que no existirán discrepancias entre el crecimiento real de los salarios y el previsto. Siguiendo el mismo esquema que en el caso de España se ha calculado el TIR real esperado.

3.2 Resultados.

Todos los resultados que aparecen en los cuadros 2 a 13 se han calculado utilizando las fórmulas jubilatorias basadas en cuentas nocionales de aportación definida con las reglas de cálculo aplicadas en los países descritos, aunque con datos históricos españoles.

Tal y como ya se comentó anteriormente, se emplea una única trayectoria salarial agregada, que, según los datos históricos utilizados, implica un perfil salarial marcadamente creciente con la edad. Se ha probado la utilización de trayectorias con incrementos salariales decrecientes, lo que hace variar los resultados, en algunos casos notablemente.

En el Cuadro 2 se muestra la relación entre la pensión inicial en España y las pensiones iniciales que hubieran proporcionado las fórmulas del resto de países.

El valor subrayado del Cuadro 2 indica que una persona que en España se jubile a los 65 años, después de 25 de cotización, obtiene una pensión inicial 2,25 veces mayor que la que conseguiría si se le hubiese aplicado la normativa brasileña. Como se puede apreciar, el cociente entre la pensión calculada con las reglas del año 2003 en España y la pensión calculada con los datos de España, pero con una aproximación a la legislación empleada por los países que utilizan cuentas nocionales, no fluctúa excesivamente en función del número de años de cotización. Con la normativa de Polonia la función es creciente inicialmente para luego disminuir (forma de joroba). Con la normativa sueca, italiana y letona, se observan comportamientos similares y para 40 años de cotización con la normativa española actual se obtiene una pensión inicial alrededor de 1,9 veces mayor, excepto con la normativa brasileña que es algo mayor. También se observa que la normativa polaca es la que proporciona las pensiones más bajas; esto es debido a que en la fórmula para determinar la pensión inicial sólo se tiene en cuenta el 75% de los salarios.

El Cuadro 3 permite analizar la evolución de la relación entre la pensión en España y la que se obtendría con las reglas de cálculo de los diferentes países que utilizan el sistema de cuentas nocionales. Como se puede apreciar, las normativas sueca, italiana y brasileña mantienen la relación inicial ya que la pensión se revaloriza con el mismo índice que la de España: el IPC esperado. Con la normativa letona, la pensión se revaloriza en función de un 80% del IPC esperado y

un 20% del incremento salarial esperado, lo cual -dado que se ha supuesto un incremento salarial superior al IPC- se traduce en una disminución de la relación entre las pensiones. Con la normativa polaca, esta disminución es más notoria, ya que el índice de revalorización aplicado es el IPC más un 20% del incremento salarial.

El hecho de que las pensiones se revaloricen en función de distintas variables y de diferentes coeficientes convierte la pensión inicial (tasa de sustitución) en un elemento que no permite una buena comparación y "obliga" a efectuarla mediante el Tanto Interno de Rendimiento Real (TIR)[20]. En el Cuadro 4 se recogen los datos del TIR. Su valor calculado según las reglas del año 2003 en España está muy por encima del resto de los valores que se obtienen al aplicar las reglas de los diferentes países; excepto para 10 años de cotización, ya que, según dichas reglas, sólo se empieza a cobrar la pensión en España tras 15 años de cotización[21]. El mayor TIR en España se alcanza para 15 años de cotización, disminuyendo a partir de dicho plazo[22], al igual que ocurre en el caso de Brasil. También destaca los valores negativos para el caso de los hombres con la normativa polaca. Con la fórmula sueca aparece una función en forma de joroba invertida. El TIR real para las mujeres es siempre superior al de los varones porque la cuantía de la pensión es la misma, pero la probabilidad de supervivencia a partir de la edad de jubilación (utilizada para el cálculo del TIR real) es mayor. Asimismo, conviene hacer notar el hecho de que en ningún país se

---

[20] El tanto interno de rendimiento (TIR) ha sido aplicado, bien de manera principal o accesoria, recientemente en España por Gil y López-Casasnovas (1999) para el estudio de los tantos efectivamente proporcionados por el sistema español a diversas generaciones, distinguiendo, además, distintos factores intrageneracionales; por Jimeno y Licandro (1999) para analizar el equilibrio financiero del sistema español de pensiones contributivas de jubilación; por Bandrés y Cuenca (1998) con el objetivo de determinar el efecto de la reforma de 1997 sobre la equidad intrageneracional de las pensiones de jubilación; por Herce (1997) como nexo de unión entre los sistemas de reparto y capitalización; por Monasterio et Alt. (1996) para concretar la equidad de los distintos regímenes de jubilación; y por Durán (1995) con la finalidad de calcular la rentabilidad de lo cotizado por pensiones. Los resultados que obtienen difieren unos de otros debido a múltiples causas: Jimeno y Licandro (1999) utilizan un tipo de cotización del 15% y Durán (1995) un 24,8%; pero, este último considera, además de la jubilación, las contingencias de invalidez y viudedad. Bandrés y Cuenca (1998) determinan el TIR a través de la observación de datos reales, también lo hacen así Monasterio et Alt. (1996), pero utilizan datos de cohortes distintas. Por último, sin ánimo de ser exhaustivos, se utilizan tablas de mortalidad distintas o no se utilizan, hipótesis diferentes de revalorización de las pensiones y del perfil salarial, interrupciones en la carrera de cotizaciones, etc...

[21] No se ha tenido en cuenta la posibilidad de cobrar pensiones no contributivas.

[22] Se explica por la mayor contribución a la pensión de los 15 primeros años de cotizaciones (3,33% anual). Esto es habitual en los planes que utilizan fórmulas por años de servicio, ya que suelen tener incorporado un primer pilar implícito (pensión básica universal implícita); decreciendo su importancia relativa a medida que aumenta el número de años de cotización.

[23] Tasa de crecimiento del PIB durante el período 1963-2002. Fuente: Datos estadísticos del INE: http://www.ine.es

supere un TIR del 3,6%. Este valor es el del crecimiento promedio del PIB en España[23] durante los últimos 40 años y enlaza con el valor máximo que debería presentar el TIR de un sistema de pensiones de reparto para ser viable en el sentido de Samuelson-Aaron[24].

Según los datos del Cuadro 5, la tasa de sustitución (cociente entre la pensión inicial y el último salario antes de la jubilación) es, para todos los casos, creciente en función de la edad de jubilación. Según las hipótesis adoptadas, el último salario es, independientemente de la edad de jubilación, siempre igual; esto se traduce en que el valor de la pensión inicial es creciente en función de la edad a la que se jubile el individuo; esto es debido a la disminución de la esperanza de vida (denominador de la fórmula utilizada para el cálculo de la pensión inicial) y no a la variación del capital nocional (numerador de la fórmula utilizada para el cálculo de la pensión inicial). En el caso de España la tasa de sustitución es creciente hasta los 65 años y constante a partir de dicha edad, debido a que se ha alcanzado la pensión máxima. Sin embargo, en función del TIR real los resultados no son tan claros. Con la normativa de Suecia, según el TIR, se penaliza el retrasar la edad de jubilación, mientras que con la normativa de Italia no existe tampoco un claro incentivo. La normativa brasileña sí que proporciona un tratamiento favorable al retraso en la edad de jubilación, no siendo tan significativo si se aplica la de Letonia. La normativa de Polonia presenta un caso excepcional, el TIR real para los varones es negativo (debido a la forma de cálculo especial de la pensión inicial) y cada vez menor, mientras que para las mujeres es positivo y prácticamente constante. En el caso de España, la función presenta forma de joroba, alcanzando el máximo para la edad de 65 años, ya que se considera un máximo de cotización de 35 años.

En el Cuadro 6 se puede apreciar que la tasa de sustitución es, nuevamente para todos los casos, creciente en función de la edad de jubilación, excepto en España, que es constante a partir de los 65 años debido al supuesto adoptado de que el último salario es igual al 100%

---

[24] Un sistema de pensiones financiado a través del reparto o de transferencias intergeneracionales sólo será viable en el largo plazo si el TIR del sistema no supera la tasa de crecimiento de los salarios más la tasa de crecimiento estable de la población cotizante o, lo que es lo mismo, no supera el crecimiento de la base fiscal del sistema; por tanto, la viabilidad financiera del sistema de reparto estará enlazada con el promedio de crecimiento económico sostenible a largo plazo y éste será el referente para fijar la sostenibilidad del sistema. A este respecto, puede verse el trabajo de Devesa et Alt. (2000), en el que se demuestra la afirmación de Samuelson-Aaron, tanto para el caso de población estable como no estable, y se desagregan los principales componentes y su grado de importancia aproximado sobre la determinación del TIR del sistema.

de la base de cotización máxima de 2002. En el Cuadro 11, columna (2), se replica el cálculo para el supuesto de que el último salario es igual al 75% de la base de cotización máxima de 2002. En este caso, la tasa de sustitución crece hasta los 70 años y se manifiestan de manera más clara los beneficios de la Ley 35/2002, establecidos para incentivar un sistema de jubilación gradual y flexible.

Volviendo al Cuadro 6, si se toman como referencia los valores del TIR real, los resultados son más claros que en el caso de los datos del Cuadro 5. En general, ahora el valor del TIR real aumenta con la edad de jubilación en los países donde se aplica el sistema de cuentas nocionales. También aumenta en España, debido a la exoneración de cotizaciones permitidas para aquellos trabajadores que se jubilen después de los 65 años y hayan cotizado más de 35 años. Hay que resaltar que esta situación no se producía antes de la introducción de la Ley 35/2002, tal y como puede apreciarse en el Cuadro 10, columna (1), en el que se realiza el cálculo anterior pero sin tener en cuenta las medidas de la legislación citada más arriba. Nuevamente, en el Cuadro 6, con la normativa aplicada en Brasil y Letonia, se aprecia más claramente un tratamiento más favorable, en función del TIR, al retraso en la edad de jubilación. La normativa de Polonia sigue dando como resultado valores negativos y ligeramente decrecientes para los varones, mientras que para las mujeres es positivo y con un pequeño crecimiento.

En el Cuadro 7 se observa la evolución del TIR en función del salario. El último salario antes de la jubilación se expresa como porcentaje de la base de cotización máxima del año 2002. Para el caso de España, los valores de la pensión máxima y de las tasas de cotización máxima vuelven a desempeñar un papel importante, haciendo que permanezca constante el valor del TIR hasta un salario del 100% de la Base de Cotización máxima y disminuyendo a partir de ese porcentaje. El resto de países fluctúa entre un 1,81% y un 3,30%, excepto para el caso de Polonia, donde el TIR es, nuevamente, negativo para los varones y con un valor inferior al 0,5% para las mujeres.

En el Cuadro 8 se muestra la evolución temporal del capital nocional, factor de conversión y pensión inicial anual en euros. El capital nocional es el numerador y el factor de conversión el denominador de la fórmula genérica (12) que se utiliza para el cálculo de la pensión inicial. En la normativa sueca se utiliza el valor actual de una renta unitaria, vitalicia. En Italia aparece el inverso del valor del factor "f". Para

normativa brasileña se ha utilizado la esperanza de vida promedio para varones y mujeres, y en Polonia y Letonia dicha esperanza de vida más uno. Como es difícil apreciar la evolución en términos absolutos, en el Cuadro 9 se muestra la variación interanual y acumulada de las mismas variables y con las mismas hipótesis que en el Cuadro 8.

Como se puede observar en el Cuadro 9, la pensión inicial y el capital nocional son crecientes, ya que al aumentar la edad de jubilación aumenta, por un lado, el número de años de cotización y, por otro lado, disminuye el factor de conversión. La variación interanual del capital nocional, así como del factor de conversión[25], es ligeramente decreciente en todos los países; mientras que la de la pensión inicial es, prácticamente, constante[26]. Si se observan los valores acumulados (aparecen entre paréntesis en el Cuadro 9), se puede apreciar que la pensión inicial, con la normativa de Brasil, alcanzada por una persona que se jubile a los 70 años es 1,899 veces el valor de la que se obtendría por una que lo hiciera a los 60 años; mientras que con la de Letonia es 2,035 veces. En el extremo opuesto se sitúan el resto de las normativas, obteniéndose incrementos de alrededor de un 78%. Por último, es de destacar que la normativa española hace crecer la pensión inicial un 83,5% de los 60 a los 65 años; sin embargo de los 65 a los 70 ya no hay crecimiento debido a que, con las hipótesis utilizadas, el jubilado está alcanzando la pensión máxima.

En los Cuadros 10 y 11 (la diferencia entre los dos cuadros se debe a la hipótesis adoptada sobre el último salario antes de la jubilación: 100% y 75%, respectivamente, de la base de cotización máxima de 2002) se presenta un análisis de sensibilidad de los resultados frente a la adopción de nuevos supuestos:

(a) El impacto de la Ley 35/2002, que se ha comentado conjuntamente con el Cuadro 6, y que puede verse en las columnas (1) y (2).

(b) El efecto del crecimiento de la longevidad, mediante la sustitución de las Tablas de mortalidad españolas 98-99 por las GRMF95, columnas (2) y (3) para la normativa española actual y, (4) y (5) para la normativa sueca. Puede apreciarse cómo la filosofía nocional absorbe el crecimiento de la esperanza de

[25] Italia presenta alguna anomalía debido al redondeo que se aplica en la construcción de la fórmula utilizada.

[26] Vuelve a aparecer alguna anomalía en el caso de Italia, porque para el cálculo de la pensión se utiliza un factor de conversión aproximado.

vida a la edad de jubilación de manera que las nuevas pensiones causadas cuentan con una tasa de sustitución inferior, 10 puntos menos para los 70 años. Sin embargo, el efecto sobre el TIR no es en el mismo sentido ya que la disminución de la pensión se compensa con el mayor número de años que presumiblemente se cobrará la pensión. Con la normativa española actual, el TIR aumenta debido a que la pensión se cobrará durante un numero de años mayor, por lo que sería necesario realizar ajustes paramétricos para modificar la tasa de sustitución.

(c) La modificación de la fórmula de cálculo de la pensión, ampliando la base reguladora a toda la carrera laboral, tal y como numerosos expertos vienen recomendando. El efecto puede apreciarse en las columnas (2) y (6). Dado el perfil salarial supuesto en este trabajo, esta medida hubiera provocado una disminución muy apreciable para todas las edades de jubilación de la tasa de sustitución, entre 6 y 17 puntos en el Cuadro 10 y entre 6 y 27 puntos en el Cuadro 11, estando esta reducción directamente relacionada con la edad de jubilación. De igual manera, el TIR se hubiera reducido entre 0,5 y 1,3 puntos.

En los Cuadros 12 y 13 (varones y mujeres, respectivamente) se puede analizar el efecto de una ampliación del número de años utilizados para el cálculo de la Base Reguladora, que se traduce en una disminución del TIR para todos los casos, excepto para un individuo que se jubila a los 70 años, con 40 años de aportaciones, siendo su último salario del 100% de la base cotización máxima de 2002, en cuyo caso el TIR es constante hasta un máximo de 25 años para el cálculo de la base reguladora.

4. CONCLUSIONES

El efecto de la implantación en España de las fórmulas de jubilación nocionales, similares a las de los países en donde se están aplicando -bajo el supuesto de una única trayectoria salarial dependiente de las tasas de crecimiento del salario medio observadas en el pasado, lo que, según los datos utilizados, implica un perfil salarial marcadamente creciente con la edad- hubiera reducido notablemente la cuantía de las pensiones que actualmente entrega la fórmula de pensión basada en la prestación definida tradicional. La tasa de sustitución teórica actual para una persona que se jubile a los 65 años con 35 de cotización, pasaría de un 92% a un rango de valores comprendido entre el 40% y el 44%, según la fórmula elegida (descartando la aplicación de la normativa polaca); o lo que es lo mismo, las pensiones representarían entre un 43% y un 48% de la pensión actual. Asimismo, el tanto interno de rendimiento real teórico esperado de las cotizaciones pasaría de alrededor de un 5,07% (5,64%, en el caso de las mujeres) a menos de un 2,21% (2,91%, para las mujeres) en cualquiera de las fórmulas aplicadas. Estos últimos valores están en mayor sintonía con el crecimiento real medio del PIB en España en los últimos 40 años, 3,6%, lo que, sin duda, debería ser la referencia para conseguir que el sistema fuera viable financieramente en el sentido de Samuelson-Aaron.

De igual manera, de haberse adoptado el sistema de cuentas nocionales, el sistema actual hubiera acumulado importantes reservas -con permiso de las autoridades políticas- que permitirían contemplar la futura, Alonso y Herce (2003), "restricción de brazos" con mucha mayor serenidad y tranquilidad.

Una parte importante de las diferencias anteriores cabe atribuirlas al diseño actual de la fórmula de cálculo de la pensión. Si en lugar de tomar los últimos 15 años de cotización para el cálculo de la base reguladora, se hubiera tomado toda la carrera laboral -tal y como es aconsejable en los sistemas contributivos que persiguen el objetivo de la proporcionalidad-, la tasa de sustitución, dado el perfil salarial utilizado, hubiera sido de alrededor del 75% para una persona que se jubile a los 65 años con 35 de cotización, y el TIR quedaría situado alrededor del 4,27% (4,87%, para el caso de las mujeres).

Las anteriores cifras conviene matizarlas, ya que el valor del TIR obtenido en el sistema de reparto tradicional no recoge las posibles disminuciones futuras de su valor, al estar calculado en un sistema que se

presupone que estará en equilibrio financiero. Los pensionistas futuros probablemente tendrán que realizar unas mayores aportaciones (a través de incrementos de impuestos) y/o recibir unas pensiones menores. Es decir, si el sistema tradicional piensa respetar los compromisos adquiridos con los afiliados, entonces es porque existen recursos financieros disponibles para cubrir el déficit futuro del sistema. Si estos fondos se utilizaran en el sistema de cuentas nocionales, éste proporcionaría una pensión mayor, con lo cual se reduciría el diferencial de TIR.

Es importante resaltar que los resultados están condicionados por el hecho de haber adoptado una única trayectoria salarial agregada que implica salarios marcadamente crecientes con la edad, aunque también hay que recordar que son datos reales. Se ha comprobado que la utilización de trayectorias salariales diferentes (con incrementos salariales decrecientes) podría hacer variar los resultados, en algunos casos notablemente.

Otro efecto positivo de la implantación en España de este tipo de fórmulas jubilatorias, podría ser el freno a la tendencia a la jubilación anticipada. La actual fórmula, incluso considerando las novedades introducidas por la Ley 35/2002, no es el mejor ejemplo de buen diseño en este sentido, debido a que:

(a) El 100% de la base reguladora se alcanza con un número de años demasiado reducido.
(b) Se introducen nuevos supuestos de jubilación anticipada.
(c) Para individuos con salarios altos la prolongación de su carrera laboral difícilmente produce un incremento de la tasa de sustitución, si bien es cierto reconocer que, al menos, se proporcionan tantos de rendimiento reales esperados crecientes a partir de los 65 años; al contrario de lo que ocurría antes de la entrada en vigor de la nueva Ley. La normativa brasileña podría ser el ejemplo de diseño a seguir, dado que proporciona tantos internos de rendimiento crecientes y, además, para el caso de una persona que difiera la jubilación de los 60 a los 70 años la pensión se le multiplicaría por 1,899 según las hipótesis manejadas.

Para finalizar, hay que remarcar que los anteriores cálculos refuerzan todavía más, si cabe, las conclusiones alcanzadas con metodologías diversas en trabajos recientes -citados en la introducción-, según los cuales, el sistema de pensiones contributivo de jubilación es y ha sido demasiado generoso, lo cual no puede conducir nada más

que a su inviabilidad financiera o, lo que es lo mismo, a defraudar las expectativas de pensión de los actuales cotizantes a través de un incumplimiento futuro de las promesas mediante una reducción notable de las cuantías implícitamente pactadas entre generaciones.

Referencias bibliográficas

Alonso, J. y J. A. Herce (2003): "Balance del sistema de pensiones y boom migratorio en España. Proyecciones del modelo MODPENS de FEDEA a 2050". *FEDEA*, DT 03-02.

Bandrés, E. y A. Cuenca (1998): "Equidad Intrageneracional en las pensiones de jubilación. La reforma de 1997". *Revista de Economía Aplicada*, VI (18), 119-140.

Boldrin, M.; J. Dolado; J. Jimeno y F. Peracchi (1999): "The future of pension systems in Europe. A reappraisal", *Economic Policy*, 283-323.

Börsch-Supan A., R. Palacios y P. Tumbarello (1999): "Pension systems in the Middle East and North Africa: A window of opportunity". The World Bank. Mimeo.

Börsch-Supan A. y C. B. Wilke (2003): "The German Public Pension System: How it Was, How it Will Be?" Conference on NDC Pensions. World Bank and Riksforsakrings Verket. Sandhamn, Suecia.

Devesa, J. E., A. Lejárraga y C. Vidal (2000): "The Internal Rate of Return of the Pay-As-You-Go System: An Analysis of the Spanish Case". *Centre for Pensions and Social Insurance*. Research Report 33/2000 Birkbeck College and City University of London.

Devesa, J. E., A. Lejárraga y C. Vidal (2002): "El tanto de rendimiento del sistema de pensiones de reparto". *Revista de Economía Aplicada*, 30 (X), 109-132.

Devesa, J. E., R. Rodríguez y C. Vidal (2002): "Los costes de administración para el afiliado en los sistemas de pensiones basados en cuentas de capitalización individual: Medida y comparación internacional". *FUNCAS*, DT -171/02.

Devesa, J. E., R. Rodríguez y C. Vidal (2003): "Medición y comparación internacional de los costes de administración para el afiliado en las cuentas individuales de capitalización." *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXXII, 116, 95-144.

Devesa, J.E. y C. Vidal (2001): "Current Status and Provisional Assessment of Reformed Pensions Systems in Latin America". The World Bank. *World Bank Pension Reform Primer.*

Disney, R. (1999): "Notional accounts as a pension reform strategy: An evaluation". *World Bank Pension Reform Primer.* The World Bank.

Durán, A. (1995): "Rentabilidad de lo cotizado por pensiones". *Economistas*, 68, 10-18.

Fox, L. y E. Palmer (2001): "Pension Reform in Europe in the 90's and Lessons for Latin America". *Serie Financiamiento del Desarrollo.* 114 CEPAL.

Fox, L. y E. Palmer (2000): "New Approaches to Multipillar Pension Systems: What in the World Is Going On?". The World Bank.

Gil J. y G. López-Casasnovas (1999): "Redistribution in the Spanish pension system: an approach to its life time effects". *EEE-55*, FEDEA.

Gillion, C. (2000): "Desarrollo y reforma de las pensiones de la seguridad social: El enfoque de la O.I.T.". *Revista Internacional de Seguridad Social*, (53)-1, 41-74

Herce, J. (1997): "La reforma de las pensiones en España: aspectos analíticos y aplicados". *Moneda y Crédito*, 204, 105-159.

Holzmann, R. (2004): "Toward a Reformed and Coordinated Pension System in Europe: Rationale and Potential Structure" en R. Holzmann and E. Palmer (Eds) "Financial Defined Contribution (NDC) Pension Schemes: Concept, Issues, Implementation, Prospects". *The World Bank and Riksforsakrings Verket.* Próxima Publicación.

Holzmann, R. (2000): "El enfoque del Banco Mundial respecto de la reforma de las pensiones". *Revista Internacional de Seguridad Social*, (53)-1, 13-40

Holzmann, R., L. MacKellar y M. Rutkowski (2003): "Accelerating the European Pension Reform Agenda: Need, Progress, and Conceptual Underpinnings" en R. Holzmann, M. Orenstein and M. Rutkowski (Eds) "Pension reform in Europe: Process and Progress". *The World Bank*, Washington, D.C.

Holzmann, R., M. Orenstein y M. Rutkowski (2003): "Pension reform in Europe: Process and Progress". *The World Bank*, Washington, D.C.

Jimeno, J.F. y O. Licandro (1999): "La tasa interna de rentabilidad y el equilibrio financiero del sistema español de pensiones de jubilación". *Investigaciones Económicas*, XXIII (1), 129-143.

Lindeman, D., M. Rutkowsky y O. Sluchynsky (2001): "The Evolution of Pension Systems in Eastern Europe and Central Asia: Opportunities, Constraints, Dilemmas and Emerging Best Practices". Second OECD forum on Private Pensions, Sofia, Bulgaria.

Mateo, R. (1997): "Rediseño general del sistema de pensiones español". Ediciones Universitarias de Navarra, Pamplona.

Mitchell, O. (2000). Commentary on Fox/Palmer (2000) paper: New Approaches to Multipillar Pension Systems: What in the World Is Going On?. *The World Bank.*

Monasterio, C.; I. Sánchez y F. Blanco (1996): "Equidad y Estabilidad del Sistema de Pensiones Español". Serie Economía Pública. *Fundación BBV.* Bilbao.

Müller, K. (2001a): "Public-Private Interaction in the Structural Pension Reform in Easter Europe and Latin America". *Insurance and Private Pensions Unit.* Financial Affairs Division OECD.

Müller, K. (2001b): "La economía política de la reforma de los sistemas de pensiones en Europa oriental". *Revista Internacional de Seguridad Social*, (54) 2-3/01, 69-96.

Müller, K. (2003): "The making of Pension Privatizacion in Latin America and Eastern Europe en R. Holzmann, M. Orenstein y M. Rutkowski (Eds) "Pension reform in Europe: Process and Progress". *The World Bank*, Washington, D.C.

Palacios, R. y M. Pallarés (2000): "International Patterns of Pension Provision". Social Protection *Discussion Paper, Nº. 0009.* The World Bank.

Palmer, E. (2001): "Financial stability and individual benefits in the Swedish pension reform model" *Asociación Internacional de la Seguridad Social*, Seminario de Actuarios y Estadísticos, Montevideo, 21-22 de noviembre de 2001.

Palmer, E. (1999): "Exit from the Labor Force for Older Workers: Can the NDC Pension System Help?". *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 22 (4), 461-472.

Queisser, M. (2000): "La reforma de las pensiones de jubilación y las organizaciones internacionales: de la crítica a la convergencia". *Revista Internacional de Seguridad Social*, (53) 2, 35-52.

Schwarz, A. M. y A. Demirguc-Kunt (1999): "Taking Stock of Pension Reforms around the World". The World Bank.

Settergren, O. (2001): "The Automatic Balance Mechanism of the Swedish Pension System – A Non-technical Introduction." *http:www.rfv.se/english.*

Settergren, O y B. Mikula (2004): "The Rate of Return of Pay As You Go Pension Systems" en R. Holzmann and E. Palmer (Eds) "Financial Defined Contribution (NDC) Pension Schemes: Concept, Issues, Implementation, Prospects". *The World Bank and Riksforsakrings Verket.* Próxima Publicación.

Social Security Administration (2002): *Social Security Programs Throughout the World.* S.S.A..

Valdés-Prieto, S. (2000): "The Financial Stability of Notional Account Pensions". *Scandinavian Journal of Economics*, 102 (3), 395-417

Valdés-Prieto, S. (2002): "Políticas y mercados de pensiones". Ediciones Universidad Católica de Chile, Santiago de Chile.

Vidal, C., J.E. Devesa y A. Lejárraga (2004): "Cuentas nocionales de aportación definida: fundamento actuarial y aspectos aplicados". *Anales del Instituto de Actuarios de España.* Aceptado para publicación.

Vidal, C., I. Domínguez y J.E. Devesa (2003): "Beneficiary Risk in Notional Defined Contribution Accounts". XI Foro de Finanzas. Universidad de Alicante (Alicante).

Vidal, C., y I. Domínguez (2004): "The Spanish Pension System: The possibility of Introducing Notional Defined Contribution Accounts" en R. Holzmann and E. Palmer (Eds) "Financial Defined Contribution (NDC) Pension Schemes: Concept, Issues, Implementation, Prospects". *The World Bank and Riksforsakrings Verket.* Próxima Publicación.

Cuadro 1:
Principales características de los países analizados con cuentas nocionales de aportación definida

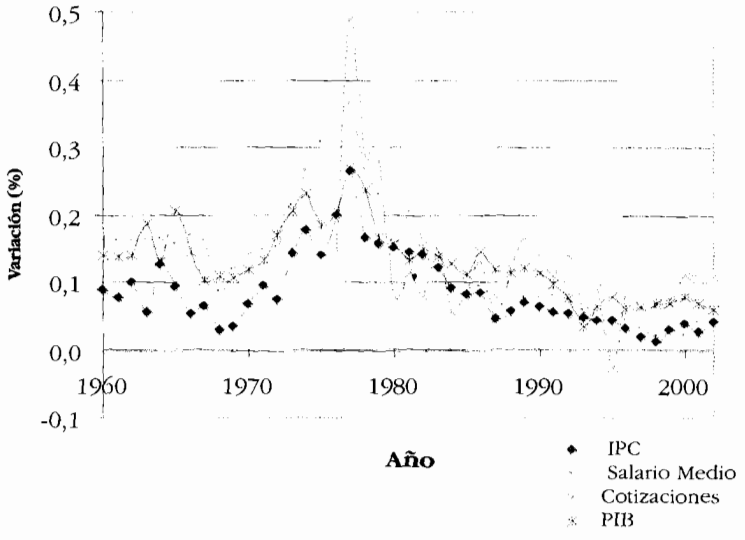
Características /Países	BRASIL (1999)	ITALIA (1995-1997)	LETONIA (1996)	POLONIA (1999)	SUECIA (1998-1999)
Configuración del Sistema de pensiones actual	Sistema de dos pilares: 1.-Sistema de reparto obligatorio con cotizaciones definidas (31%) y fórmula jubilatoria nocional para los empleados del sector privado. Reparto tradicional con muchos privilegios para los funcionarios. 2.-Sistema de capitalización complementario articulado a través de las empresas (moderadamente desarrollado).	Sistema de dos pilares: 1.-Sistema de reparto obligatorio con cotizaciones definidas (33%) y fórmula jubilatoria nocional. 2.-Sistema de capitalización complementario empresarial incipiente.	Sistema de tres pilares: 1.-Financiado mediante el reparto, configurado a través de cuentas nocionales (20%) 2.-Obligatorio, compuesto por cuentas individuales de capitalización, se inicia en 2001 y crecerá en importancia. 3.-Voluntario, basado en Planes colectivos, actualmente apenas desarrollado.	Sistema de tres pilares: 1.- Obligatorio de reparto con filosofía nocional (12,22%). 2.- Obligatorio de capitalización, inicialmente de menor importancia (7,3%). 3.- Voluntario de capitalización.	Sistema de tres pilares: 1.-Financiado mediante el reparto, articulado a través de cuentas nocionales de aportación definida (16,5%) 2.-Obligatorio, compuesto por cuentas individuales de capitalización (2,5%). 3.-Complementario, pero muy extendido, basado en Planes colectivos.
Tanto Nocional para cálculo Fondo nocioanal	Tasa endógena, función del período de cotización y de la edad de jubilación.	Media quinquenal móvil de la tasa de crecimiento del PIB nominal.	Tasa de crecimiento de la base de cotización agregada.	75% del crecimiento de los salarios.	Tasa de crecimiento real de los salarios per capita + mecanismo de ajuste automático
Rasgos básicos de la fórmula de la pensión de jubilación en el pilar 1	Media de los 80% mayores salarios, corregidos por la inflación, dividido por esperanza de vida común, multiplicado por un factor financiero implícito que depende de: Edad de jubilación, número de cotizaciones y tasa de cotización. Revisión anual tablass de mortalidad.	Fórmula estándar con factor de conversión que incluye contingencia de viudedad. Edad de jubilación a partir de los 57 años. Tipo de interés real del 1,5%. Revisión decenal tablas de mortalidad.	Fórmula estándar, con tablas de mortalidad común, pensión mínima garantizada a los 62 años y acreditación de ciertos períodos.	Fórmula estándar, con tablas de mortalidad común, pensión mínima garantizada a los 60 años para las mujeres y 65 para los hombres y acreditación de ciertos períodos.	Fórmula estándar, con tablas de mortalidad comunes, pensión mínima garantizada a los 61 años y acreditación de períodos de desempleo, enfermedad e incapacidad transitoria. Tipo de interés real del 1,6%.
Revalorización pensiones causadas	Índice de precios al consumo.	Índice de precios al consumo.	Combinación entre índice de precios y salarios.	Índice de precios al consumo más el 20% del crecimiento de los salarios reales. Modificable arbitrariamente por decisión política	Índice de precios al consumo más/menos un diferencial que recoge la discrepancia entre el crecimiento real de los salarios y el previsto.
Medidas de transición	Sí, aplicación gradual debido a las deficiencias en los registros de cotizaciones.	Sí, se superponen tres escenarios de jubilación: Régimen Amato, el de prorrata y el de Dini (entrada al mercado laboral a partir de 1-01-96). En pleno funcionamiento en el año 2035.	Sí, se manifiestan principalmente en la forma de determinar el capital inicial nocional. Problema de registros fiables.	Sí. la nueva fórmula de cálculo de la pensión no entrará plenamente en vigor hasta el año 2014 para los hombres, y a partir de 2009 parcialmente para las mujeres.	Sí, sólo a los nacidos a partir de 1954 se les aplica al 100% la nueva fórmula. La total implantación se producirá antes de 2020.

Fuente: Elaboración propia basada en: Vidal, et Alt. (2004).

Nota: Entre paréntesis figuran las tasas de cotización correspondientes a cada pilar.

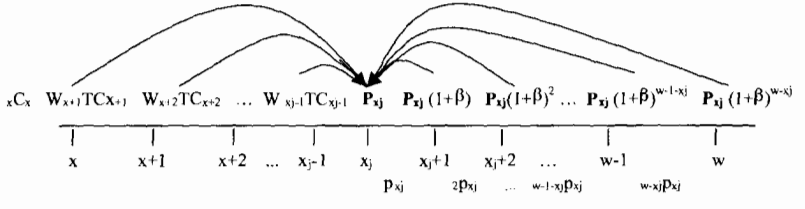
Gráfico 1.
Evolución de las distintas variables utilizadas para el cálculo de la pensión inicial.

Variación IPC, Salario Medio, Cotizaciones y PIB



Fuente: IPC: INE. Salario Medio: 1964-1976 (Retribución por hora trabajada), 1976-1981 (Salario medio mensual por persona ocupada) 1981-2002 (Ganancia media por trabajador y mes) del Boletín Estadístico del Banco de España. Cotizaciones al Régimen General de la Seguridad Social (RGSS): Memorias de la Tesorería General de la Seguridad Social e INE. PIB: Anuario Estadístico INE y Boletín Estadístico Banco España.

Gráfico 2:
Esquema de la fórmula genérica.



Cuadro 2.
Relación entre la pensión inicial en España y la pensión inicial con las reglas de cálculo de fórmulas nocionales aplicadas en otros países.

Años de cotización (AC)	SUECIA	ITALIA	BRASIL	POLONIA	LETONIA
15	2,49	2,83	2,23	4,09	2,77
20	2,43	2,48	2,22	4,14	2,51
25	2,39	2,27	2,25	4,30	2,47
30	2,24	2,14	2,26	4,32	2,31
35	2,11	2,08	2,30	4,37	2,19
40	1,85	1,86	2,19	4,09	1,93

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Edad de jubilación 65 años y último salario igual al 100% de la Base de Cotización Máxima del año 2002.

Cuadro 3.
Relación entre la pensión inicial en España y la pensión inicial con las reglas de cálculo de fórmulas nocionales aplicadas en otros países considerando incrementos salariales exponenciales.

Años de cotización (AC)	SUECIA	ITALIA	BRASIL	POLONIA	LETONIA
15	2,47	2,73	2,23	4,10	2,67
20	2,00	1,91	1,85	3,51	1,97
25	1,57	1,36	1,42	3,02	1,57
30	1,16	1,05	0,95	2,54	1,17
35	0,86	0,85	0,77	2,19	0,89
40	0,68	0,69	0,71	1,88	0,70

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Edad de jubilación 65 años.

Cuadro 4.
Tanto Interno de Rendimiento Real (%) en función del número de años de cotización. Varones (mujeres).

Años de cotización	ESPAÑA	SUECIA	ITALIA	BRASIL	POLONIA	LETONIA
10	- ∞ (- ∞)	2,09 (3,33)	0,61 (1,91)	3,01 (4,22)	-0,45 (0,93)	0,96 (2,26)
15	7,75 (8,58)	1,91 (2,97)	1,15 (2,24)	2,57 (3,61)	-0,44 (0,76)	1,44 (2,54)
20	6,54 (7,27)	1,78 (2,71)	1,67 (2,61)	2,26 (3,17)	-0,46 (0,61)	1,75 (2,69)
25	5,82 (6,47)	1,76 (2,59)	2,00 (2,82)	2,04 (2,85)	-0,49 (0,49)	1,75 (2,59)
30	5,34 (5,95)	1,93 (2,68)	2,13 (2,87)	1,90 (2,66)	-0,45 (0,46)	1,91 (2,68)
35	5,07 (5,64)	2,15 (2,84)	2,21 (2,91)	1,81 (2,52)	-0,38 (0,49)	2,11 (2,82)
40	4,63 (5,17)	2,37 (3,02)	2,36 (3,01)	1,74 (2,42)	-0,29 (0,54)	2,32 (2,98)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Edad de jubilación de 65 años y último salario igual al 100% de la Base de Cotización Máxima del año 2002.

Cuadro 5.

Tanto Interno de Rendimiento Real (%) y Tasa de Sustitución en función de la edad de jubilación X_j, con periodo de cotización (PC) de 35 años. Varones y (mujeres).

X_j (PC)	TIR TS	ESPAÑA	SUECIA	ITALIA	BRASIL	POLONIA	LETONIA
60 (35)	TIR	3,69 (4,22)	2,31 (2,90)	2,26 (2,86)	1,56 (2,19)	-0,26 (0,50)	2,01 (2,63)
	TS	56	38	38	31	17	34
61 (35)	TIR	4,06 (4,59)	2,28 (2,89)	2,21 (2,83)	1,61 (2,26)	-0,29 (0,50)	2,03 (2,67)
	TS	63	39	39	33	18	36
62 (35)	TIR	4,37 (4,91)	2,25 (2,88)	2,23 (2,86)	1,65 (2,32)	-0,31 (0,50)	2,05 (2,71)
	TS	71	40	40	34	19	37
63 (35)	TIR	4,65 (5,20)	2,21 (2,87)	2,24 (2,90)	1,70 (2,38)	-0,33 (0,49)	2,07 (2,74)
	TS	78	41	42	36	19	39
64 (35)	TIR	4,90 (5,45)	2,18 (2,86)	2,26 (2,93)	1,76 (2,45)	-0,36 (0,49)	2,09 (2,78)
	TS	85	42	43	38	20	40
65 (35)	TIR	5,07 (5,64)	2,15 (2,84)	2,21 (2,91)	1,81 (2,52)	-0,38 (0,49)	2,11 (2,82)
	TS	92	43	44	40	21	42
66 (35)	TIR	4,96 (5,55)	2,11 (2,83)	2,24 (2,95)	1,86 (2,59)	-0,40 (0,48)	2,13 (2,86)
	TS	92	45	46	42	22	44
67 (35)	TIR	4,84 (5,45)	2,08 (2,81)	2,27 (2,99)	1,92 (2,66)	-0,43 (0,48)	2,15 (2,89)
	TS	92	46	48	44	23	46
68 (35)	TIR	4,71 (5,34)	2,05 (2,79)	2,19 (2,93)	1,98 (2,74)	-0,45 (0,47)	2,18 (2,93)
	TS	92	48	49	47	24	48
69 (35)	TIR	4,58 (5,22)	2,01 (2,78)	2,14 (2,90)	2,05 (2,81)	-0,47 (0,46)	2,20 (2,97)
	TS	92	49	51	50	25	50
70 (35)	TIR	4,43 (5,10)	1,98 (2,76)	2,18 (2,93)	2,12 (2,89)	-0,49 (0,45)	2,23 (3,01)
	TS	92	51	53	53	26	53

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Último salario igual al 100% de la Base de cotización máxima de 2002.

Cuadro 6.
Tanto Interno de Rendimiento Real (%) y Tasa de Sustitución en función de la edad de jubilación X_j, con distintos periodos de cotización (PC). Varones y (mujeres).

X_j (PC)	TIR TS	ESPAÑA	SUECIA	ITALIA	BRASIL	POLONIA	LETONIA
60 (30)	TIR	3,79 (4,36)	2,12 (2,76)	2,18 (2,82)	1,63 (2,30)	-0,32 (0,48)	1,82 (2,49)
	TS	50	33	33	29	16	30
61 (31)	TIR	4,15 (4,72)	2,12 (2,78)	2,14 (2,80)	1,66 (2,34)	-0,34 (0,48)	1,87 (2,56)
	TS	58	35	35	31	17	32
62 (32)	TIR	4,46 (5,02)	2,12 (2,79)	2,17 (2,83)	1,70 (2,39)	-035 (0,48)	1,93 (2,62)
	TS	66	37	37	33	18	34
63 (33)	TIR	4,71 (5,27)	2,13 (2,81)	2,20 (2,87)	1,73 (2,43)	-0,36 (0,48)	1,99 (2,68)
	TS	75	39	40	35	19	36
64 (34)	TIR	4,93 (5,49)	2,14 (2,82)	2,24 (2,92)	1,77 (2,47)	-0,37 (0,48)	2,05 (2,75)
	TS	84	41	42	37	20	39
65 (35)	TIR	5,07 (5,64)	2,15 (2,84)	2,21 (2,91)	1,81 (2,52)	-0,38 (0,49)	2,11 (2,82)
	TS	92	43	44	40	21	42
66 (36)	TIR	5,11 (5,69)	2,16 (2,86)	2,27 (2,96)	1,85 (2,57)	-0,39 (0,49)	2,17 (2,89)
	TS	92	46	47	43	22	45
67 (37)	TIR	5,15 (5,76)	2,18 (2,88)	2,33 (3,03)	1,89 (2,62)	-0,39 (0,50)	2,24 (2,96)
	TS	92	49	51	45	24	48
68 (38)	TIR	5,19 (5,82)	2,19 (2,91)	2,28 (2,99)	1,94 (2,66)	-0,39 (0,50)	2,31 (3,03)
	TS	92	52	53	48	25	52
69 (39)	TIR	5,23 (5,88)	2,21 (2,93)	2,27 (2,98)	1,98 (2,71)	-0,39 (0,51)	2,38 (3,10)
	TS	92	55	56	52	27	56
70 (40)	TIR	5,28 (5,94)	2,23 (2,95)	2,34 (3,05)	2,03 (2,76)	-0,39 (0,51)	2,45 (3,17)
	TS	92	58	60	55	28	60

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Periodo de cotización de 30 años para la edad de jubilación de 60 años, aumentando 1 año el periodo de cotización a medida que se retrasa 1 año la edad de jubilación. Último salario igual al 100% de la Base de cotización máxima de 2002.

Cuadro 7.
Tanto Interno de Rendimiento Real (%) en función del salario. Varones y (mujeres).

Salario(%BCM)	ESPAÑA	SUECIA	ITALIA	BRASIL	POLONIA	LETONIA
50	5,11 (5,67)	2,15 (2,84)	2,21 (2,91)	1,81 (2,52)	-0,38 (0,49)	2,11 (2,82)
75	5,11 (5,67)	2,15 (2,84)	2,21 (2,91)	1,81 (2,52)	-0,38 (0,49)	2,11 (2,82)
100	5,07 (5,64)	2,15 (2,84)	2,21 (2,91)	1,81 (2,52)	-0,38 (0,49)	2,11 (2,82)
125	4,52 (5,09)	2,17 (2,84)	2,26 (2,93)	2,19 (2,87)	-0,37 (0,47)	2,15 (2,83)
150	4,26 (4,83)	2,21 (2,87)	2,29 (2,95)	2,67 (3,30)	-0,36 (0,47)	2,19 (2,86)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Edad de jubilación de 65 años y 35 años de cotización.

Cuadro 8.
Evolución temporal de: Capital Nocional (CN), Factor de Conversión (FC) y Pensión Inicial (PI).

X_j (PC)		ESPAÑA	SUECIA	ITALIA	BRASIL	POLONIA	LETONIA
60 (30)	*CN*		*139.984*	*215.004*	*195.265*	*111.127*	*207.328*
	FC		13,76	20,81	21,71	22,71	22,71
	PI	15.479	10.170	10.331	8.996	4.894	9.131
61 (31)	*CN*		*144.651*	*220.839*	*199.879*	*113.186*	*214.019*
	FC		13,45	20,41	20,86	21,86	21,86
	PI	17.933	10.754	10.820	9.583	5.179	9.792
62 (32)	*CN*		*149.319*	*226.508*	*204.393*	*115.178*	*220.709*
	FC		13,14	19,7	20,03	21,03	21,03
	PI	20.478	11.363	11.497	10.204	5.477	10.495
63 (33)	*CN*		*153.987*	*232.052*	*208.744*	*117.109*	*227.400*
	FC		12,82	18,98	19,21	20,21	20,21
	PI	23.115	12.009	12.225	10.864	5.793	11.250
64 (34)	*CN*		*158.654*	*237.675*	*212.914*	*118.988*	*234.091*
	FC		12,49	18,25	18,4	19,4	19,4
	PI	25.844	12.698	13.023	11.571	6.133	12.066
65 (35)	*CN*		*163.322*	*243.570*	*216.975*	*120.831*	*240.781*
	FC		12,16	17,83	17,6	18,6	18,6
	PI	28.410	13.433	13.665	12.330	6.497	12.947
66 (36)	*CN*		*167.990*	*249.431*	*220.855*	*122.609*	*247.472*
	FC		11,82	17,08	16,81	17,81	17,81
	PI	28.410	14.215	14.606	13.141	6.886	13.898
67 (37)	*CN*		*172.657*	*255.254*	*224.526*	*124.323*	*254.163*
	FC		11,47	16,32	16,03	17,03	17,03
	PI	28.410	15.052	15.642	14.010	7.302	14.928
68 (38)	*CN*		*177.325*	*261.090*	*228.104*	*125.979*	*260.853*
	FC		11,12	15,99	15,26	16,25	16,25
	PI	28.410	15.953	16.324	14.953	7.750	16.048
69 (39)	*CN*		*181.992*	*266.844*	*231.643*	*127.576*	*267.544*
	FC		10,76	15,55	14,5	15,5	15,5
	PI	28.410	16.918	17.162	15.976	8.231	17.262
70 (40)	*CN*		*186.660*	*272.551*	*235.023*	*129.119*	*274.235*
	FC		10,39	14,77	13,76	14,76	14,76
	PI	28.410	17.957	18.457	17.083	8.749	18.582

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Último salario igual al 100% de la Base de cotización máxima de 2002.

Cuadro 9.
Variación interanual y (acumulada) de: Capital Nocional (CN), Factor de Conversión (FC) y Pensión Inicial (PI).

X_j (PC)		ESPAÑA	SUECIA	ITALIA	BRASIL	POLONIA	LETONIA
60 (30)	*CN*		*1 (1)*	*1 (1)*	*1 (1)*	*1 (1)*	*1 (1)*
	FC		1 (1)	1 (1)	1 (1)	1 (1)	1 (1)
	PI	1 (1)	1 (1)	1 (1)	1 (1)	1 (1)	1 (1)
61 (31)	*CN*		*1,033 (1,033)*	*1,027 (1,027)*	*1,024 (1,024)*	*1,019 (1,019)*	*1,032 (1,032)*
	FC		0,977 (0,977)	0,981 (0,981)	0,961 (0,961)	0,963 (0,963)	0,963(0,963)
	PI	1,159 (1,159)	1,057 (1,057)	1,047 (1,047)	1,065 (1,065)	1,058 (1,058)	1,072(1,072)
62 (32)	*CN*		*1,032 (1,067)*	*1,026 (1,054)*	*1,023 (1,047)*	*1,018 (1,036)*	*1,031 (1,065)*
	FC		0,977 (0,955)	0,965 (0,947)	0,960 (0,923)	0,962 (0,926)	0,962 (0,926)
	PI	1,142 (1,323)	1,057 (1,117)	1,063 (1,113)	1,065 (1,134)	1,058 (1,119)	1,072 (1,149)
63 (33)	*CN*		*1,031 (1,100)*	*1,024 (1,079)*	*1,021 (1,069)*	*1,017 (1,054)*	*1,030 (1,097)*
	FC		0,976 (0,932)	0,963 (0,912)	0,959 (0,885)	0,961 (0,890)	0,961 (0,890)
	PI	1,129 (1,493)	1,057 (1,181)	1,063 (1,183)	1,065 (1,208)	1,058 (1,184)	1,072 (1,232)
64 (34)	*CN*		*1,030 (1,133)*	*1,024 (1,105)*	*1,020 (1,090)*	*1,016 (1,071)*	*1,029 (1,129)*
	FC		0,974 (0,908)	0,962 (0,877)	0,958 (0,848)	0,960 (0,854)	0,960 (0,854)
	PI	1,118 (1,670)	1,057 (1,249)	1,065 (1,261)	1,065 (1,286)	1,059 (1,253)	1,073 (1,321)
65 (35)	*CN*		*1,029 (1,167)*	*1,025 (1,133)*	*1,019 (1,111)*	*1,015 (1,087)*	*1,029 (1,161)*
	FC		0,974 (0,884)	0,977 (0,857)	0,957 (0,811)	0,959 (0,819)	0,959 (0,819)
	PI	1,099 (1,835)	1,058 (1,321)	1,049 (1,323)	1,066 (1,371)	1,059 (1,328)	1,073 (1,418)
66 (36)	*CN*		*1,029 (1,200)*	*1,024 (1,160)*	*1,018 (1,131)*	*1,015 (1,103)*	*1,028 (1,194)*
	FC		0,972 (0,859)	0,958 (0,821)	0,955 (0,774)	0,958 (0,784)	0,958 (0,784)
	PI	1,000 (1,835)	1,058 (1,398)	1,069 (1,414)	1,066 (1,461)	1,060 (1,407)	1,073 (1,522)
67 (37)	*CN*		*1,028 (1,233)*	*1,023 (1,187)*	*1,017 (1,150)*	*1,014 (1,119)*	*1,027 (1,226)*
	FC		0,970 (0,834)	0,956 (0,784)	0,954 (0,738)	0,956 (0,750)	0,956 (0,750)
	PI	1,000 (1,835)	1,059 (1,480)	1,071 (1,514)	1,066 (1,557)	1,060 (1,492)	1,074 (1,635)
68 (38)	*CN*		*1,027 (1,267)*	*1,023 (1,214)*	*1,016 (1,168)*	*1,013 (1,134)*	*1,026 (1,258)*
	FC		0,969 (0,808)	0,980 (0,768)	0,952 (0,703)	0,954 (0,716)	0,954 (0,716)
	PI	1,000 (1,835)	1,060 (1,569)	1,044 (1,580)	1,067 (1,662)	1,061 (1,584)	1,075 (1,758)
69 (39)	*CN*		*1,026 (1,300)*	*1,022 (1,241)*	*1,016 (1,186)*	*1,013 (1,148)*	*1,026 (1,290)*
	FC		0,968 (0,782)	0,972 (0,747)	0,950 (0,668)	0,954 (0,683)	0,954 (0,683)
	PI	1,000 (1,835)	1,060 (1,664)	1,051 (1,661)	1,068 (1,776)	1,062 (1,682)	1,076 (1,890)
70 (40)	*CN*		*1,026 (1,333)*	*1,021 (1,268)*	*1,015 (1,204)*	*1,012 (1,162)*	*1,025 (1,323)*
	FC		0,966 (0,755)	0,950 (0,710)	0,949 (0,634)	0,952 (0,650)	0,952 (0,650)
	PI	1,000 (1,835)	1,061 (1,766)	1,075 (1,787)	1,069 (1,899)	1,063 (1,788)	1,076 (2,035)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Último salario igual al 100% de la Base de cotización máxima de 2002.

Cuadro 10.

Tanto Interno de Rendimiento Real (%) y Tasa de Sustitución en España en función de la edad de jubilación X_j, con distintos periodos de cotización (PC). Último salario igual al 100% de la Base de cotización máxima de 2002.

X_j (PC)	TIR TS	ESPAÑA Sin R.D. flexibilidad (1)	ESPAÑA Con R.D. flexibilidad (2)	ESPAÑA Con R.D. flexibilidad GR95 (3)	SUECIA (4)	SUECIA Tablas GR95 (5)	ESPAÑA BR:Toda la Carrera laboral (6)
60 (30)	TIR	3,79 (4,36)	3,79 (4,36)	4,21 (4,78)	2,12 (2,76)	2,25 (2,93)	3,26 (3,85)
	TS	50	50	50	33	30	44
61 (31)	TIR	4,15 (4,72)	4,15 (4,72)	4,58 (5,14)	2,12 (2,78)	2,25 (2,95)	3,56 (4,15)
	TS	58	58	58	35	31	50
62 (32)	TIR	4,46 (5,02)	4,46 (5,02)	4,89 (5,44)	2,12 (2,79)	2,26 (2,96)	3,80 (4,39)
	TS	66	66	66	37	33	56
63 (33)	TIR	4,71 (5,27)	4,71 (5,27)	5,15 (5,70)	2,13 (2,81)	2,26 (2,98)	4,00 (4,59)
	TS	75	75	75	39	34	62
64 (34)	TIR	4,93 (5,49)	4,93 (5,49)	5,38 (5,93)	2,14 (2,82)	2,27 (3,00)	4,15 (4,75)
	TS	84	84	84	41	36	69
65 (35)	TIR	5,07 (5,64)	5,07 (5,64)	5,54 (6,10)	2,15 (2,84)	2,28 (3,02)	4,27 (4,87)
	TS	92	92	92	43	38	75
66 (36)	TIR	4,86 (5,44)	5,11 (5,69)	5,61 (6,19)	2,16 (2,86)	2,29 (3,04)	4,30 (4,92)
	TS	92	92	92	46	40	75
67 (37)	TIR	4,65 (5,24)	5,15 (5,76)	5,69 (6,29)	2,18 (2,88)	2,30 (3,07)	4,34 (4,98)
	TS	92	92	92	49	41	75
68 (38)	TIR	4,44 (5,05)	5,19 (5,82)	5,77 (6,39)	2,19 (2,91)	2,31 (3,10)	4,37 (5,03)
	TS	92	92	92	52	43	75
69 (39)	TIR	4,22 (4,85)	5,23 (5,88)	5,85 (6,50)	2,21 (2,93)	2,33 (3,12)	4,40 (5,08)
	TS	92	92	92	55	46	75
70 (40)	TIR	4,01 (4,65)	5,28 (5,94)	5,94 (6,62)	2,23 (2,95)	2,34 (3,15)	4,43 (5,13)
	TS	92	92	92	58	48	75

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Periodo de cotización de 30 años para la edad de jubilación de 60 años, aumentando 1 año el periodo de cotización a medida que se retrasa 1 año la edad de jubilación.

Cuadro 11.
Tanto Interno de Rendimiento Real (%) y Tasa de Sustitución en España en función de la edad de jubilación X_j, con distintos periodos de cotización (PC). Último salario igual al 75% de la Base de cotización máxima de 2002. Varones y (mujeres).

X_j (PC)	TIR TS	ESPAÑA Sin R.D. flexibilidad (1)	ESPAÑA Con R.D. flexibilidad (2)	ESPAÑA Con R.D. flexibilidad GR95 (3)	SUECIA (4)	SUECIA Tablas GR95 (5)	ESPAÑA BR:Toda la Carrera laboral (6)
60 (30)	TIR	3,79 (4,36)	3,79 (4,36)	4,21 (4,78)	2,12 (2,76)	2,25 (2,93)	3,26 (3,86)
	TS	50	50	50	33	30	44
61 (31)	TIR	4,15 (4,72)	4,15 (4,72)	4,58 (5,14)	2,12 (2,78)	2,25 (2,95)	3,56 (4,15)
	TS	58	58	58	35	31	50
62 (32)	TIR	4,46 (5,02)	4,46 (5,02)	4,89 (5,44)	2,12 (2,79)	2,26 (2,96)	3,80 (4,39)
	TS	66	66	66	37	33	56
63 (33)	TIR	4,71 (5,27)	4,71 (5,27)	5,15 (5,70)	2,13 (2,81)	2,26 (2,98)	4,00 (4,59)
	TS	75	75	75	39	34	62
64 (34)	TIR	4,93 (5,49)	4,93 (5,49)	5,38 (5,93)	2,14 (2,82)	2,27 (3,00)	4,15 (4,75)
	TS	84	84	84	41	36	69
65 (35)	TIR	5,11 (5,67)	5,11 (5,67)	5,58 (6,13)	2,15 (2,84)	2,28 (3,02)	4,27 (4,87)
	TS	93	93	93	43	38	75
66 (36)	TIR	4,89 (5,47)	5,22 (5,81)	5,72 (6,29)	2,16 (2,86)	2,29 (3,04)	4,31 (4,92)
	TS	93	95	95	46	40	75
67 (37)	TIR	4,68 (5,28)	5,35 (5,94)	5,87 (6,46)	2,18 (2,89)	2,30 (3,07)	4,34 (4,98)
	TS	93	97	97	49	41	75
68 (38)	TIR	4,47 (5,08)	5,47 (6,08)	6,03 (6,64)	2,19 (2,91)	2,31 (3,10)	4,37 (5,03)
	TS	93	98	98	52	43	75
69 (39)	TIR	4,26 (4,88)	5,59 (6,22)	6,19 (6,82)	2,21 (2,93)	2,33 (3,12)	4,40 (5,08)
	TS	93	100	100	55	46	75
70 (40)	TIR	4,05 (4,68)	5,72 (6,37)	6,36 (7,01)	2,23 (2,95)	2,34 (3,15)	4,43 (5,13)
	TS	93	102	102	58	48	75

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Periodo de cotización de 30 años para la edad de jubilación de 60 años, aumentando 1 año el periodo de cotización a medida que se retrasa 1 año la edad de jubilación.

Cuadro 12.
Tanto Interno de Rendimiento Real (%) en España según número de años para el cálculo de la Base Reguladora (BR). Varones.

	X_j=60 PC: 30 (35) 40		X_j=65 PC: 30 (35) 40		X_j=70 PC: 30 (35) 40	
Nº años B.R.	Salario final = 100% BCM_{2002}	Salario final = 75% BCM_{2002}	Salario final = 100% BCM_{2002}	Salario final = 75% BCM_{2002}	Salario final = 100% BCM_{2002}	Salario final = 75% BCM_{2002}
15	3,79 (3,69) 3,35	3,79 (3,69) 3,35	5,34 (5,07) 4,63	5,34 (5,11) 4,66	4,65 (4,43) 5,28	4,65 (4,47) 5,72
20	3,69 (3,60) 3,26	3,70 (3,60) 3,26	5,24 (5,02) 4,57	5,24 (5,02) 4,58	4,54 (4,37) 5,28	4,55 (4,37) 5,62
25	3,55 (3,46) 3,14	3,55 (3,46) 3,14	5,08 (4,87) 4,44	5,09 (4,88) 4,44	4,38 (4,22) 5,28	4,38 (4,22) 5,46
30	3,26 (3,20) 2,89	3,26 (3,20) 2,89	4,78 (4,60) 4,18	4,78 (4,60) 4,18	4,06 (3,93) 5,16	4,06 (3,93) 5,16
35	-- (2,89) 2,59	-- (2,89) 2,59	-- (4,27) 3,88	-- (4,27) 3,88	-- (3,59) 4,81	-- (3,59) 4,81
40	-- -- 2,29	-- -- 2,29	-- -- 3,56	-- -- 3,56	-- -- 4,43	-- -- 4,43

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Xj: edad de jubilación. PC: periodo de cotización (años).

Cuadro 13.
Tanto Interno de Rendimiento Real (%) en España según número de años para el cálculo de la Base Reguladora (BR). Mujeres.

	X_j=60 PC: 30 (35) 40		X_j=65 PC: 30 (35) 40		X_j=70 PC: 30 (35) 40	
Nº años B.R.	Salario final = 100% BCM_{2002}	Salario final = 75% BCM_{2002}	Salario final = 100% BCM_{2002}	Salario final = 75% BCM_{2002}	Salario final = 100% BCM_{2002}	Salario final = 75% BCM_{2002}
15	4,36 (4,22) 3,86	4,36 (4,22) 3,87	5,95 (5,64) 5,17	5,95 (5,67) 5,20	5,37 (5,10) 5,94	5,37 (5,13) 6,37
20	4,27 (4,14) 3,78	4,27 (4,14) 3,78	5,85 (5,58) 5,12	5,85 (5,58) 5,12	5,27 (5,04) 5,94	5,27 (5,04) 6,27
25	4,13 (4,01) 3,66	4,13 (4,01) 3,66	5,70 (5,45) 4,99	5,70 (5,45) 4,99	5,11 (4,90) 5,94	5,11 (4,90) 6,12
30	3,85 (3,75) 3,42	3,86 (3,75) 3,42	5,41 (5,18) 4,75	5,41 (5,18) 4,75	4,81 (4,62) 5,83	4,81 (4,62) 5,83
35	-- (3,46) 3,14	-- (3,46) 3,15	-- (4,87) 4,46	-- (4,87) 4,46	-- (4,29) 5,49	-- (4,29) 5,49
40	-- -- 2,85	-- -- 2,85	-- -- 4,15	-- -- 4,15	-- -- 5,13	-- -- 5,13

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Xj: edad de jubilación. PC: periodo de cotización (años).

Resumen

El objetivo de este trabajo es medir cuál hubiera sido el efecto de la introducción de fórmulas de pensión basadas en la filosofía nocional sobre la cuantía inicial de la pensión de jubilación y sobre el tanto interno de rendimiento del sistema de pensiones en España. Con tal fin, se simula el impacto que hubiera tenido la introducción de reglas similares a las que se aplican en el primer y/o segundo pilar de los sistemas de pensiones reformados de Brasil, Italia, Letonia, Polonia y Suecia. La simulación se realiza tomando como referencia para el cálculo de la pensión, según corresponda, los datos españoles de las siguientes variables: índice de precios al consumo, salario medio, Producto Interior Bruto nominal, y cotizaciones a la Seguridad Social. (JEL: H55, J26).

PALABRAS CLAVE: Cuentas nocionales de aportación definida, España, Jubilación, Reparto, Tanto interno de rendimiento (TIR).

Abstract

NOTIONAL DEFINED CONTRIBUTIONS ACCOUNTS (NDC's). WHAT EFFECT WOULD THEY HAVE HAD ON THE SPANISH PENSION SYSTEM?

The aim of this paper is to measure the effect that pension formulas based on notional account philosophy would have had on the initial amount of retirement pension and on the system's internal rate of return if they had been introduced in Spain. With this end in view, we simulate the effect that the introduction of regulations similar to those applying to the first and/or second pillar in the reformed pension systems of Brazil, Italy, Latvia, Poland and Sweden would have had. The simulation uses data for Spain for the following variables as benchmarks for calculating the pension: the retail price index, the average wage, the nominal gross domestic product, and the variation in Social Security contributions (as applicable). (JEL: H55, J26)

KEYWORDS: Internal rate of return (IRR), Notional defined contribution (NDC), Pay-as-you-go, Retirement, Spain.

Un análisis de las restricciones institucionales para el control de la deuda regional en perspectiva histórica

Jaime Vallés Giménez

Departamento de Estructura Económica y Economía Pública. Facultad de Económicas. Universidad de Zaragoza.

Anabel Zárate Marco

Departamento de Estructura Económica y Economía Pública. Escuela Empresariales. Universidad de Zaragoza

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo que nos planteamos en este artículo es establecer un modelo econométrico que intente verificar, con base en la evidencia empírica existente entre 1985 y 1999, la eficacia de las diferentes restricciones institucionales. En concreto, se pretende establecer en qué medida los límites contemplados por la Ley Orgánica de Financiación de las Comunidades Autónomas (en adelante, LOFCA) y los Escenarios de Consolidación Presupuestaria (ECP) han introducido cierta disciplina financiera sobre las políticas de endeudamiento de los gobiernos regionales.

Dicha cuestión es de especial relevancia, dada la reforma del marco institucional que regula el acceso a la deuda por parte de las Comunidades Autónomas (CCAA). De tal modo, la validez de las distintas hipótesis planteadas en el modelo econométrico proporcionará importantes indicios del funcionamiento de los mecanismos de control y de las medidas que podrían instrumentalizarse para reorientar el reparto y coordinación de las políticas de endeudamiento en el ámbito autonómico, bajo el nuevo contexto de Estabilidad Presupuestaria.

Con esta finalidad, hemos estructurado nuestro trabajo de la siguiente forma. En la segunda sección, examinamos muy brevemente cuál ha sido la evolución de la deuda autonómica en el período considerado y los principales trabajos sobre las causas explicativas de la deuda en el contexto autonómico, para pasar a centrar nuestro análisis en las principales opciones disponibles para controlar la deuda subcentral, y concluir la sección abordando una sucinta revisión del marco institucional que regulaba el empleo de la deuda en el ámbito regional hasta la aprobación de la Normativa de Estabilidad Presupuestaria, poniendo el énfasis en los mecanismos de control que incorporaba. En la tercera sección, desarrollamos las hipótesis que se van a someter a validación, establecemos la especificación del modelo y exponemos el tratamiento que damos a los datos para lograr series comparables entre distintas CCAA y a lo largo del tiempo. A continuación, describimos los resultados obtenidos a través de la estimación del panel para la deuda autonómica. En la última sección, extraemos las conclusiones principales que se derivan de nuestra investigación.

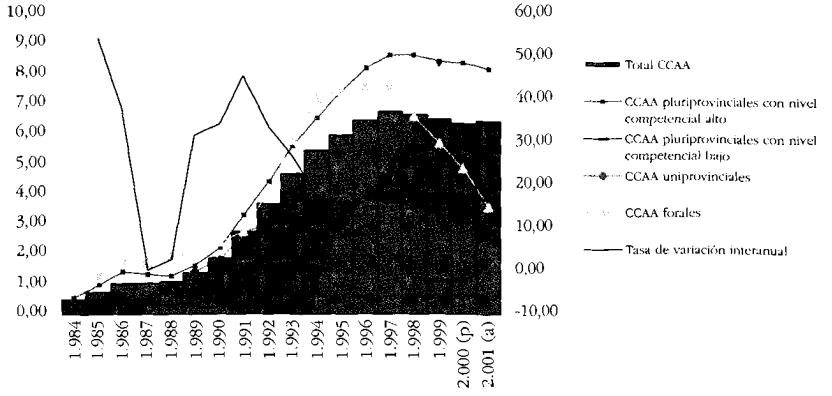
2. EL ENDEUDAMIENTO AUTONOMICO. EVOLUCION, INTRUMENTOS DE CONTROL Y MARCO INSTITUCIONAL

En líneas generales, la evolución de la deuda autonómica desde mediados de los años ochenta hasta finales de los noventa puede caracterizarse a través de tres etapas, si bien, es necesario destacar que las políticas de endeudamiento de las distintas CCAA muestran un elevado grado de heterogeneidad e irregularidad, como puede verse en el **gráfico 1**. Dichas etapas se materializan en un primer período (1984-88) en que el endeudamiento permanece a niveles muy reducidos; una segunda fase en que se produce un fuerte aumento de la deuda (1989-91); y, finalmente, una última etapa en que disminuye el ritmo de crecimiento de la deuda autonómica (1992-99).

Es evidente la conexión que existe entre esta evolución y la atención que ha recibido el tema del endeudamiento autonómico por parte de la literatura y de los agentes políticos. Así, los dos primeros períodos (1984-91) aparecen ligados fundamentalmente al estudio de las causas que explican la deuda autonómica y su evolución. A su vez, a medida que finalizaba la década de los ochenta y se entraba en los pri-

meros años noventa, la atención de la literatura se desplaza hacia los límites de la LOFCA, ya que se empiezan a detectar distintos problemas en su funcionamiento e incumplimientos de esta normativa por parte de algunas CCAA. La tercera etapa abarcaría los últimos años analizados (1992-99) y se caracterizaría por el estudio de los ECP y, finalmente, por la exigencia de equilibrio presupuestario con la aprobación de la Ley General de Estabilidad Presupuestaria.

Gráfico 1:
Saldo vivo de deuda autonómica al final del ejercicio respecto a su PIB (%)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos publicados por el Banco de España e INE.

Hemos agrupado el conjunto de los trabajos dedicados al estudio de la deuda autonómica en dos bloques. Por una parte, aquellos que tienen como finalidad encontrar pautas explicativas para el comportamiento de las CCAA en materia de endeudamiento, argumentos que hemos sistematizado bajo los epígrafes de causas institucionales, fiscales y económicas que aparecen en el **cuadro 1.** Por otra parte, presentamos brevemente las todavía escasas investigaciones que han abordado este problema con un enfoque aplicado, entre las que cabe citar los trabajos de Monasterio y Suárez (1993, 1996), García-Milá y McGuire (1993) y García-Milá, Goodspeed y McGuire (1999). Ambos tipos de trabajos nos sirven de base para construir el modelo que desarrollamos en la sección tercera de nuestro trabajo[1].

[1] Las principales características y resultados de dichos trabajos aparecen en los **cuadros A.2 y A.3 del apéndice**, y se discuten con cierto detalle, junto a las causas explicativas del endeudamiento autonómico, en López Laborda y Vallés (2002).

Cuadro 1:
Causas suministradas por la literatura para la explicación del endeudamiento autonómico

CAUSAS INSTITUCIONALES	
Insuficiencias del sistema de financiación.	Ortuño (1987), Medel (1987), Suárez (1991), Biescas (1991), Biescas y López Laborda (1992), Alvarez Corbacho (1992), Monasterio y Suárez (1993), Gallastegui (1995), Monasterio (1996), Pérez García (1997).
Costes iniciales del proceso descentralizador.	Medel (1987), Biescas y López Laborda (1992).
Ausencia de transferencias de nivelación para garantizar servicios mínimos. Defectos del FCI	Biescas y López Laborda (1992), Alvarez Corbacho (1992), Pérez García (1997).
Desfases en las transferencias a las CCAA por parte del gobierno central.	Ortuño (1987), Roig (1987), Suárez (1991), Pérez García (1992), Castells (1994).
Comportamientos estratégicos para trasladar la carga al nivel central o tener una mejor posición negociadora.	Medel (1987), Roig (1987), Suárez (1991), Biescas y López Laborda (1992), Pérez García (1997), García-Milá, Goodspeed y McGuire (1999).
Régimen de financiación común vs. foral, o competencia fiscal entre Comunidades.	Biescas (1991), Pérez García (1992), Monasterio y Suárez (1993), Pérez García (1997), Ezquiaga, Ferrero y García (1998).
CCAA uniprovinciales.	Medel (1987), Suárez (1991), Biescas (1991), Biescas y López Laborda (1992), AFI (1994), Ezquiaga, Ferrero y García (1998).
CCAA con nivel competencial alto.	Medel (1987), Biescas (1991), AFI (1994), Ezquiaga (1995), Pérez García (1997), Ezquiaga, Ferrero y García (1998).
CAUSAS FISCALES	
Presión social exigiendo un mayor gasto en bienes y servicios, o suministrado por decisión política.	Ortuño (1987), Suárez (1991), Biescas (1991), Biescas y López Laborda (1992), Monasterio y Suárez (1993), AFI (1994).
Justificación económica de la deuda.	Ortuño (1987), Medel (1987), Roig (1987), Suárez (1991), Biescas (1991), Biescas y López Laborda (1992), Alvarez Corbacho (1992), Utrilla (1992), Monasterio y Suárez (1993), Gallastegui (1995), Monasterio y Suárez (1996*a*), Ezquiaga y Ferrero (1997).
No se prevén recursos adicionales para atender el coste de funcionamiento de las inversiones nuevas.	Ortuño (1987), Biescas (1991), Biescas y López Laborda (1992), Alvarez Corbacho (1992), Monasterio y Suárez (1993).
Asimetría en la descentralización de ingresos y gastos (no responsabilidad).	Ortuño (1987), Medel (1987), Roig (1987), Suárez (1991), Biescas y López Laborda (1992), Ruiz-Huerta (1992), Alvarez Corbacho (1992), Pérez García (1992), Monasterio y Suárez (1993), Gallastegui (1995), Pérez García (1997), Ezquiaga, Ferrero y García (1998).
Mecanismos generadores de ilusión fiscal relacionados con comportamientos políticos.	Suárez (1991), Biescas (1991), Alvarez Corbacho (1992), Pérez García (1992), Monasterio (1992), Monasterio y Suárez (1993), Gallastegui (1995), Monasterio (1996).
Disminuciones en los tributos cedidos.	Suárez (1991), Linares (1993).
CAUSAS ECONOMICAS	
Riesgos futuros por la evolución de los gastos financieros.	Medel (1987), Biescas y López Laborda (1992), Utrilla (1992).
Renta de las CCAA.	Ortuño (1987), Medel (1987), Alvarez Corbacho (1992), García-Milá y McGuire (1994), García-Milá, Goodspeed y McGuire (1999).
Incrementos en los sueldos y salarios.	Ortuño (1987), Medel (1987), Biescas (1991), Biescas y López Laborda (1992).

Fuente: elaboración propia.

Una vez expuesta, como paso previo necesario, muy sucintamente la evolución del endeudamiento autonómico y la literatura sobre la deuda autonómica, debemos profundizar en el análisis de los mecanismos de control que recaen sobre la deuda regional y en el contexto institucional específico que afectan a las CCAA. Para establecer las vías fundamentales a través de las cuales se puede incidir y condicionar las políticas de endeudamiento subcentral, vamos a partir de la restricción presupuestaria a que se enfrenta cualquier gobierno:

$$GC + GK + GF = IC + IK + IF \quad (1)$$

donde: la primera letra indica si se trata de gastos (G) o ingresos (I), reflejando la segunda la naturaleza corriente (C), de capital (K) o financiera (F).

Considerando que el GC se puede descomponer en gastos por pago de intereses (GI) y gasto corriente primario (GCP); que los IF se pueden desglosar en ingresos anuales por endeudamiento (D) y otros ingresos financieros (OIF); que los GF se dividen en gastos por amortización de deuda (AD) y otros gastos financieros (OGF); eliminando OGF y OIF, ya que son de muy escasa relevancia; y operando en dicha expresión, obtenemos que:

$$D = GI + AD + GCP - IC + GK - IK \quad (2)$$

De donde dividiendo por el producto interior bruto ambos términos de la ecuación (lo que reflejamos introduciendo minúsculas), tendremos que:

$$d = cd - ahcp + ece \quad (3)$$

Esto es, que la proporción de la deuda respecto al producto interior bruto es una función de la carga de la deuda, del ahorro corriente primario y del esfuerzo cofinanciador de la inversión que se ven obligados a realizar los gobiernos subcentrales. En consecuencia, las principales vías de acción para restringir el endeudamiento son tres:

- ***Políticas que afectan a la carga de la deuda***. Respecto a las políticas que actúan sobre la carga de la deuda se pueden emplear dos tipos de estrategias. Por una parte, se puede fijar un umbral máximo de endeudamiento de tal forma que disminuya la carga de la deuda en los ejercicios subsiguientes o, por otra, se puede establecer directamente un límite a la cuantía de la carga financiera de la deuda.
- ***Políticas que inciden en el ahorro corriente primario***. En este caso también existen dos posibilidades a la hora de controlar los niveles de endeudamiento. Así, se puede actuar sobre los gastos corrientes restringiendo el uso de la deuda a algún tipo específico de finalidad (afectación de la deuda a gastos de capital) o sobre los ingresos corrientes modificando la capacidad financiera de los gobiernos subcentrales[2].

[2] Nos referimos especialmente a la responsabilidad fiscal, puesto que las transferencias corrientes podrían tener un efecto ambiguo, al poder estimular mayores niveles de gasto (*fly-paper effect*). De igual modo, también las transferencias de capital podrían ocasionar un aumento de la inversión y, con ello, una deuda superior.

- ***Políticas que influyen en el esfuerzo cofinanciador***. De nuevo se puede optar entre dos alternativas, o aumentar los ingresos condicionados a la financiación de inversiones, o disminuir los gastos de capital estableciendo un período máximo de amortización y obligando a fijar un plan de amortización-imposición, lo cual disminuye los beneficios políticos asociados al uso de la deuda.

Pues bien, de entre todas estas alternativas cabe preguntarse por cuál o cuáles optó el legislador nacional en el caso de la deuda regional. La LOFCA regulaba el acceso a la financiación crediticia por parte de las CCAA, estableciendo en su artículo 14 lo siguiente[3]:

1. *Las Comunidades Autónomas, sin perjuicio de lo que se establece en el número 4 del presente artículo, podrán realizar operaciones de crédito por plazo inferior a un año, con objeto de cubrir sus necesidades transitorias de tesorería.*
2. *Asimismo, las Comunidades Autónomas podrán concertar operaciones de crédito por plazo superior a un año, cualquiera que sea la forma como se documente, siempre que cumplan los siguientes requisitos:*
   a) Que el importe total del crédito sea destinado exclusivamente a la realización de gastos de inversión.
   b) Que el importe total de las anualidades de amortización, por capital e intereses, no exceda del 25% de los ingresos corrientes de la Comunidad Autónoma.
3. *Para concertar operaciones de crédito en el extranjero y para la emisión de deuda o cualquier otra apelación al crédito público, las Comunidades Autónomas precisarán autorización del Estado. Con relación a lo que se prevé en el párrafo anterior, no se considerará financiación exterior, a los efectos de su preceptiva autorización, las*

[3] Se toma la regulación vigente durante la mayor parte del período objeto de estudio, sin incorporar, por tanto, las últimas modificaciones relativas a la normativa de estabilidad presupuestaria.

[4] Este apartado 3 del artículo 14 de la Ley Orgánica 8/1980, de 22 de septiembre, de Financiación de las Comunidades Autónomas, se modifica por la Ley Orgánica 5/2001, de 13 de diciembre, complementaria a la Ley General de Estabilidad Presupuestaria, en los siguientes términos:

Para concertar operaciones de crédito en el extranjero y para la emisión de deuda o cualquier otra apelación de crédito público, las Comunidades Autónomas precisarán autorización del Estado. Para la concesión de la referida autorización, el Estado tendrá en cuenta el cumplimiento del principio de estabilidad presupuestaria definido en el artículo 2.1.b) de la presente Ley.

Con relación a lo que se prevé en el párrafo anterior, no se considerarán financiación exterior, a los efectos de su preceptiva autorización, las operaciones de concertación o emisión denominadas en euros que se realicen dentro del espacio territorial de los países pertenecientes a la Unión Europea.

En todo caso, las operaciones de crédito a que se refieren los apartados uno y dos anteriores precisarán autorización del Estado cuando, de la información suministrada por las Comunidades Autónomas, se constate el incumplimiento del objetivo de estabilidad presupuestaria

operaciones de concertación o emisión en euros que se realicen dentro del espacio territorial de los países pertenecientes a la Unión Monetaria Europea[4].

4. *Las operaciones de crédito de las Comunidades Autónomas deberán coordinarse entre sí y con la política de endeudamiento del Estado en el seno del Consejo de Política Fiscal y Financiera.*
5. *La Deuda Pública de las Comunidades Autónomas y los títulos valores de carácter equivalente emitidos por éstas estarán sujetos, en lo no establecido por la presente Ley, a las mismas normas y gozarán de los mismos beneficios y condiciones que la Deuda Pública del Estado.*

Obsérvese que, dadas las estrategias que hemos mencionado para condicionar las políticas de deuda subcentral, y a la luz de la normativa autonómica sobre endeudamiento, podemos concluir que: (1) el límite máximo de la LOFCA y los ECP resultantes de la acción coordinadora entre gobierno central y autonómicos son políticas que pretenden controlar la evolución de la carga de la deuda regional; (2) la afectación de la deuda a la realización de gastos de inversión, y el nivel de responsabilidad tributaria autonómica que establece el gobierno central, inciden sobre el ahorro corriente generado por las CCAA[5]; (3) y, finalmente, el volumen de transferencias de capital que reciben las Comunidades Autónomas de otros niveles de gobierno (europeo y central) son un elemento decisivo a la hora de determinar el esfuerzo cofinanciador que deben acometer los gobiernos autonómicos. En consecuencia, el marco autonómico español que regula la deuda parece ajustarse bastante bien a las estrategias teóricas disponibles, ya que la legislación nacional ha optado por una combinación de los instrumentos mencionados con base a los objetivos que se persiguen.

De hecho, con tal regulación, como señalan Monasterio y Suárez (1996a y 1996b), se pretende lograr un triple objetivo[6]. Primero, garantizar que el endeudamiento autonómico no incumple las exigencias que establece el principio de equidad intergeneracional, lo cual se hace limitando el uso de la deuda a largo plazo a la realización de gastos de inversión, lo que supone, como se afirma en AFI (1994), que la ratio del endeudamiento a medio y largo plazo sobre las inversiones reales no debe superar el 100%.

Dicho límite es de especial relevancia, puesto que las CCAA se han

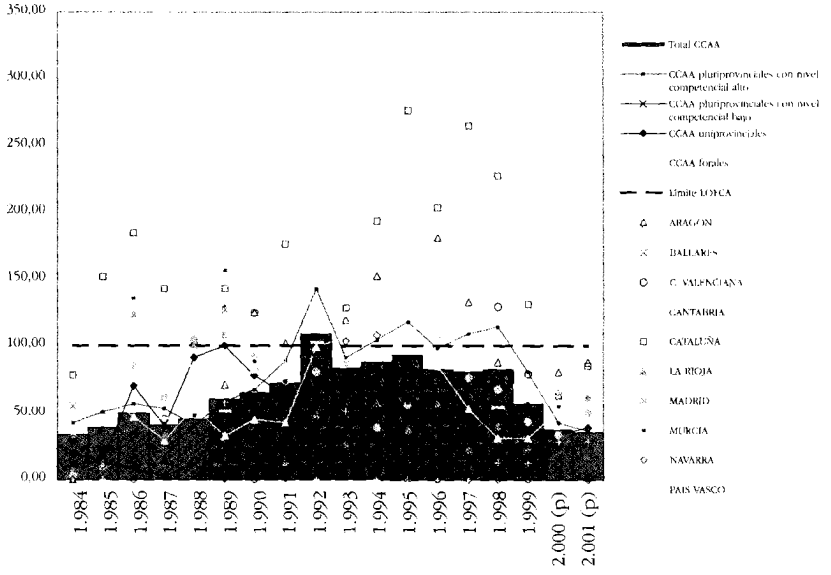
---

[5] En este sentido, se adecua mucho mejor la normativa local, que considera el ahorro corriente neto de gastos de amortización de deuda entre las piezas esenciales del esquema de control del endeudamiento local.

[6] Un análisis pormenorizado de las restricciones institucionales sobre la deuda subcentral y su aplicación al caso del endeudamiento autonómico puede verse en Vallés (1999).

especializado en gastos de capital, que suponen aproximadamente un 25% de los gastos totales para el sector autonómico agregado. No obstante, el **gráfico 2** ofrece una primera pista sobre el cumplimiento de aquel límite, al mostrar que la ratio entre ingresos por pasivos financieros e inversiones reales ha superado con frecuencia el 100%[7].

Gráfico 2:
Relación entre ingresos por pasivos financieros e inversiones reales (%)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos publicados por la Dirección General de Coordinación con las Haciendas Territoriales.

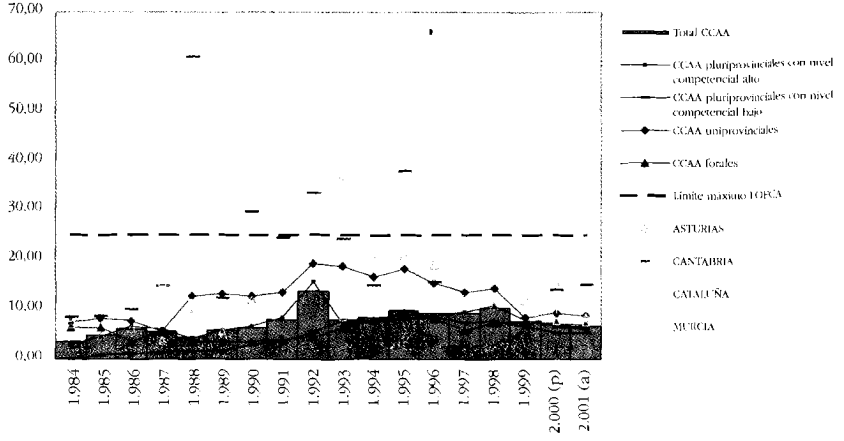
La segunda finalidad de la LOFCA consiste en preservar lo que se denomina el objetivo interno, esto es, custodiar el equilibrio financiero de las CCAA, que sería el propósito perseguido por el tope máximo del 25% de la carga financiera de la deuda respecto a los ingresos corrientes[8], de modo que, una vez alcanzado dicho umbral, un gobierno auto-

[7] Cabe matizar dicha afirmación debido a que las CCAA pueden contraer endeudamiento para financiar inversiones futuras. Por ello, hemos realizado los cálculos para algunas relaciones entre ingresos condicionados a la financiación de proyectos de capital (deuda e ingresos por transferencias de capital) y la importancia de los gastos de capital (inversiones reales y gastos por transferencias de capital) considerando medias de 6 años (véase **cuadro A.1 del apéndice**), observando que los incumplimientos se reducen. No obstante, existen indicios para pensar que Aragón, Cantabria, Cataluña, Madrid, Murcia, y País Vasco, han podido contraer un volumen de deuda superior al permitido por la normativa autonómica sobre endeudamiento.

[8] Monasterio (1996) puntualiza que la preservación del equilibrio se apoya sobre todo en esta restricción (límite constitucional), pero también en la autorización expresa para emitir ciertos pasivos (centralización).

nómico no puede seguir endeudándose. Su justificación radica en que el reducido margen de autonomía fiscal de que disfrutan las CCAA (especialmente las de Régimen Común), además de no disponer de competencias en materia de política monetaria, hace aconsejable establecer una regla de prudencia financiera que impida que las CCAA incurran en situaciones crediticias arriesgadas, hipotecando los presupuestos futuros. No obstante, de nuevo este límite se incumple por parte de algunas CCAA, como podemos observar en el **gráfico 3**.

Gráfico 3:
Relación entre gastos por intereses y amortización respecto a ingresos corrientes (%)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos publicados por la Dirección General de Coordinación con las Haciendas Territoriales.

La tercera finalidad que se marca la LOFCA en el artículo 14 persigue asegurar el cumplimiento de los objetivos de política económica general establecidos por el gobierno central. Dicha tarea se lograría a través de dos instrumentos: la autorización de determinadas operaciones (que provocó que una parte del endeudamiento de las CCAA se desplazase hacia el crédito bancario para eludir la autorización central), y la coordinación con la Hacienda Central de los distintos pasivos, para lo cual se establece la intervención del Consejo de Política Fiscal y Financiera (CPFF). Esta última facultad, enunciada de modo genérico en la LOFCA, se acomete por primera vez tras el Acuerdo del CPFF de 20 de enero de 1992, sobre el sistema de financiación autonómica para el quinquenio 1992-1996. Uno de los puntos más importantes del citado Acuerdo hace referencia a la fijación de los ECP, que hemos sintetizado

en el **cuadro 2**, y en los que se determinan niveles máximos de déficit y deuda para cada CA, trasladando así al ámbito regional las obligaciones contraídas por el gobierno central en el Tratado de Maastricht.

Sin perjuicio de que en posteriores secciones del trabajo contrastemos la utilidad de estos instrumentos para encauzar el crecimiento del endeudamiento, ahora queremos realizar una primera valoración sobre su diseño. Como señalan González-Páramo (1995, 1997), Biescas (1996), Pérez García (1997) y Monasterio, Sánchez y Blanco (1999), los ECP adolecen, fundamentalmente, de dos problemas. Por una parte, la perversidad que parece rodear a las sucesivas revisiones, al renegociarse especialmente los Escenarios de las CCAA que incumplen, para hacer que coincida a posteriori la deuda real con el objetivo fijado. Asimismo, en la mayoría de los casos, dicho proceso se realiza a costa de las CCAA que han respetado los acuerdos, por lo que una reiteración de este proceder mina la credibilidad de los Escenarios.

El segundo problema radica en que, como puede observarse en el **gráfico 4**, se han producido importantes desviaciones respecto al objetivo marcado en los ECP, que pueden responder a diversas razones. Por un lado, se pospone la realización de los mayores esfuerzos presupuestarios hacia los últimos ejercicios. Por otra parte, puede atribuirse los incumplimientos a que se fijaron unos objetivos ambiciosos para que se recibiese una señal clara de la necesidad de un cambio de rumbo en las respectivas políticas presupuestarias. Dicha estrategia suponía exigirle más a quien más endeudado estaba, lo que llevaba asociada una mayor probabilidad de incumplimiento. Asimismo, estos objetivos eran exigentes debido a la propia dinámica de las negociaciones, no siendo extraño que el nivel central introdujese un margen de maniobra o reserva para las negociaciones unilaterales posteriores con cada CA. Finalmente, el establecimiento de los ECP coincidió con una recesión económica intensa, que pudo distorsionar los cálculos realizados.

Cuadro 2:
Análisis comparativo de los ECP de las CCAA
Deuda viva a final de año respecto al PIB de las CCAA (%)

	1.992	1.993	1.994	1.995	1.996	1.997	1.998	1.999	MEDIA
ANDALUCIA									
Escenario de 1.992	6,20	7,58	8,17	8,09	8,05				7,62
Escenario de 1.995		7,57	8,26	8,39	8,59	8,49			8,26
Escenario de 1.998							9,94	9,47	9,70
ARAGON									
Escenario de 1.992	2,69	3,61	3,89	3,80	3,64				3,53
Escenario de 1.995		3,75	5,07	5,42	5,58	5,50			5,06
Escenario de 1.998							5,43	5,17	5,30
ASTURIAS									
Escenario de 1.992	3,79	4,40	4,65	4,53	4,72				4,42
Escenario de 1.995		4,06	4,17	4,19	4,36	4,25			4,21
Escenario de 1.998							4,23	4,09	4,16
BALEARES									
Escenario de 1.992	2,03	2,50	2,62	2,85	2,85				2,57
Escenario de 1.995		2,27	2,40	2,73	2,85	2,79			2,61
Escenario de 1.998							2,67	2,60	2,63
CANARIAS									
Escenario de 1.992	3,83	4,56	4,86	4,79	4,64				4,54
Escenario de 1.995		4,51	5,38	5,24	5,18	4,98			5,06
Escenario de 1.998							4,71	4,46	4,58
CANTABRIA									
Escenario de 1.992	7,35	8,47	8,87	7,94	6,94				7,92
Escenario de 1.995		6,16	5,25	4,22	3,32	3,06			4,40
Escenario de 1.998							3,25	3,14	3,19
CASTILLA-LA MANCHA									
Escenario de 1.992	1,82	2,43	2,79	2,71	2,71				2,49
Escenario de 1.995		2,47	2,85	2,87	2,87	2,86			2,78
Escenario de 1.998							2,81	2,75	2,78
CASTILLA Y LEON									
Escenario de 1.992	1,65	2,10	2,48	2,37	2,41				2,20
Escenario de 1.995		2,19	2,53	2,51	2,60	2,61			2,49
Escenario de 1.998							3,18	3,07	3,13
CATALUÑA									
Escenario de 1.992	2,89	3,31	3,46	3,39	3,41				3,29
Escenario de 1.995		4,48	5,03	5,11	5,14	5,05			4,96
Escenario de 1.998							7,97	7,54	7,75
EXTREMADURA									
Escenario de 1.992	3,78	4,84	5,37	5,97	5,98				5,19
Escenario de 1.995		5,80	6,41	7,01	6,93	6,85			6,60
Escenario de 1.998							6,82	6,53	6,67
GALICIA									
Escenario de 1.992	5,73	7,26	7,95	7,58	7,52				7,21
Escenario de 1.995		7,35	8,47	8,39	8,78	8,84			8,37
Escenario de 1.998							nd	nd	nd

(continúa) ...

Cuadro 2 (continuación):
Análisis comparativo de los ECP de las CCAA
Deuda viva a final de año respecto al PIB de las CCAA (%)

	1.992	1.993	1.994	1.995	1.996	1.997	1.998	1.999	MEDIA
LA RIOJA									
Escenario de 1.992	5,74	6,47	6,35	6,07	5,78				6,08
Escenario de 1.995		4,54	4,23	4,14	3,97	3,70			4,11
Escenario de 1.998							3,65	3,56	3,60
MADRID									
Escenario de 1.992	2,57	2,89	2,97	2,61	2,52				2,71
Escenario de 1.995		2,84	3,08	2,85	2,83	2,71			2,86
Escenario de 1.998							3,34	3,13	3,24
MURCIA									
Escenario de 1.992	4,54	4,96	4,91	4,81	4,58				4,76
Escenario de 1.995		5,15	5,20	5,21	5,10	4,84			5,10
Escenario de 1.998							4,71	4,47	4,59
C. VALENCIANA									
Escenario de 1.992	3,24	3,90	4,15	4,15	4,14				3,91
Escenario de 1.995		4,41	4,79	4,82	4,88	4,76			4,73
Escenario de 1.998							6,53	6,21	6,37
NAVARRA									
Escenario de 1.992	4,00	7,99	9,61	8,63	7,60				7,56
Escenario de 1.995		7,76	10,50	10,56	11,24	11,26			10,26
Escenario de 1.998							8,72	8,41	8,57
PAIS VASCO									
Escenario de 1.992	4,13	5,29	6,00	5,97	6,20				5,52
Escenario de 1.995		5,23	6,28	6,46	6,95	7,05			6,39
Escenario de 1.998							6,71	6,45	6,58
	1.992	1.993	1.994	1.995	1.996	1.997	1.998	1.999	
Total CCAA									
Escenario de 1.992	3,63	4,41	4,75	4,60	4,54				4,39
Escenario de 1.995		4,65	5,21	5,22	5,31	5,23	*Sin Galicia*		5,12
Escenario de 1.998							6,04	5,75	5,89

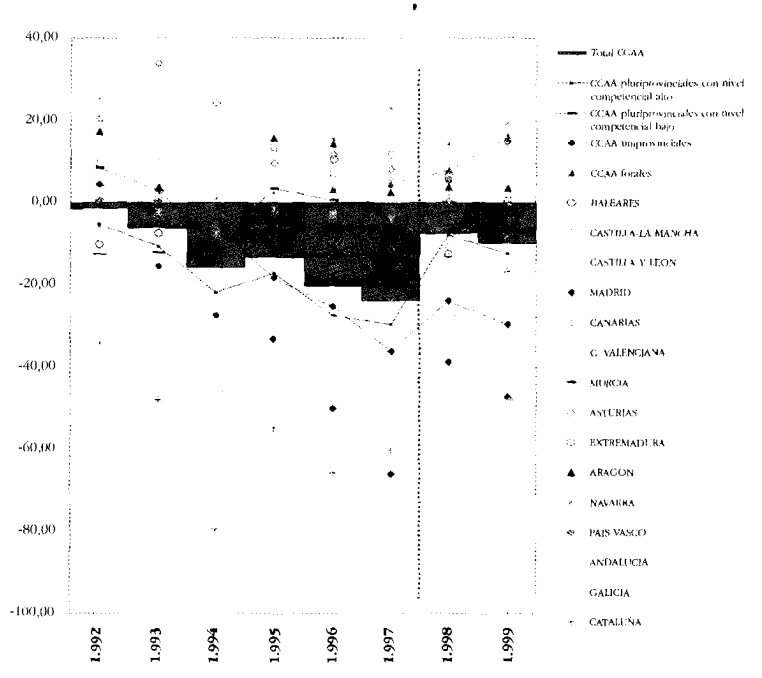
Fuente: elaboración propia a partir de Monasterio et al. (1999) y CAP (1999).

Quizás teniendo en cuenta dichos incumplimientos y, en todo caso, atendiendo a las recomendaciones derivadas del Pacto de Estabilidad y Crecimiento (1997) y del Consejo Europeo de Santa María de Feira (2000), el gobierno ha aprobado la Ley General de Estabilidad Presupuestaria y una Ley Orgánica complementaria a la anterior. Esta normativa supone que, en el corto o medio plazo, las CCAA van a tener que hacer frente a un nuevo reto en el ámbito de la coordinación presupuestaria, al imponerse a todas las Administraciones Públicas la situación de equilibrio o superávit presupuestario.

En este nuevo escenario, el gobierno central fijará el objetivo de estabilidad presupuestaria del conjunto de CCAA referido a los tres ejercicios siguientes, previo informe del CPFF. El mismo CPFF deberá determinar el objetivo de estabilidad correspondiente a cada CA, de suerte que, si no se alcanza un acuerdo a este respecto, todas las CCAA tendrán que elaborar y liquidar sus presupuestos en situación, al menos, de equilibrio presupuestario.

Gráfico 4:
Evolución del grado de cumplimiento de los ECP para las CCAA (%)
Cumplimiento (+) o incumplimiento (-) del ECP

(100*[ECPPIB - STOCKPIB] / ECPPIB)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos publicados por el Banco de España e INE.

La elaboración o liquidación de sus presupuestos por alguna CA con vulneración de las normas anteriores lleva aparejada la obligación de elaborar un plan económico-financiero de saneamiento a medio plazo para corregir esa situación. Adicionalmente, en estos casos, se extiende la necesidad de autorización del Estado a todas las operaciones de crédito autonómico. Finalmente, si la inobservancia de alguna

CA provoca o contribuye a producir el incumplimiento de las obligaciones asumidas por España frente a la Unión Europea como consecuencia del Pacto de Estabilidad y Crecimiento, esa CA asumirá, en la parte que le sea imputable, las responsabilidades que de tal incumplimiento se hubiesen derivado.

Por último, junto a los tres objetivos señalados, en la concepción de la LOFCA, la deuda a corto plazo está pensada como deuda de tesorería para cubrir los desfases temporales que se producen entre la corriente de cobros y pagos de las CCAA. En este sentido, al no poder diferirse a ejercicios subsiguientes, no supone un incremento del *stock* de deuda, aunque está sujeta a la coordinación central y también a la autorización si se materializa en divisas o títulos de deuda pública.

Antes de concluir con esta sección, creemos que debe destacarse que es necesario corregir un conjunto de problemas que persiste en la normativa autonómica que regula el acceso a la deuda por parte de los gobiernos regionales, entre los que podemos enumerar los siguientes. Primero, existen voces que defienden la posibilidad de que los niveles subcentrales desempeñen algún papel en las tareas de redistribución y estabilización, con lo que podría abrirse el uso de la deuda para otras finalidades distintas a la financiación de la inversión, en línea con la visión menos restrictiva de Musgrave (1959)[9]. Segundo, se deben evitar los incumplimientos de la normativa de estabilidad presupuestaria con objeto de romper con la tendencia de violaciones reiteradas de los ECP y de la normativa LOFCA. Tercero, no se contemplan los programas de amortización-imposición. Cuarto, se deben corregir los incentivos a comportarse estratégicamente que provoca el desequilibrio financiero vertical. Finalmente, el funcionamiento del mercado financiero puede distorsionar y sesgar las políticas de endeudamiento autonómico hacia el crédito, el corto plazo y el exterior.

[9] A juicio de Musgrave (1959, pp. 599-600), la reducción de la fricción impositiva permite establecer una excepción importante a la vinculación entre gastos de capital y endeudamiento, ya que debido a que la determinación de lo que son gastos extraordinarios resulta difícil, con frecuencia, se ve sometida a un uso abusivo en tiempos de escasez, mientras los gastos corrientes, muchas veces básicos y que deben ser financiados mediante impuestos, se reducen drásticamente. Atendiendo a esta limitación, indica que lo que debería deducirse del concepto de presupuesto extraordinario es que, cuando los gastos totales son anormalmente altos, debería vincularse una parte de la financiación total a los empréstitos, debiéndose cancelar la deuda cuando los gastos son desmesuradamente bajos, coincidiendo con el concepto de equilibrio a lo largo del ciclo económico en el contexto compensatorio.

3. UN MODELO PARA EL ENDEUDAMIENTO AUTONÓMICO Y LOS CONTROLES INSTITUCIONALES

En esta sección vamos a proponer la especificación de un modelo explicativo del endeudamiento autonómico, complementario a los que se han comentado en la sección precedente, pero planteando como variables explicativas las restricciones que afectan a la deuda autonómica. Empezaremos exponiendo los motivos que justifican, a nuestro entender, la realización de una nueva aproximación empírica al tema de la deuda regional. A continuación, describiremos las hipótesis que trataremos de contrastar y las variables empleadas. Concluiremos la sección presentando la especificación y resultados del modelo.

Varias son las razones que han,motivado nuestra aproximación a la cuestión de la deuda autonómica, pudiendo destacar de entre ellas tres. En primer lugar, nuestra investigación supone un enfoque novedoso en la literatura sobre la deuda autonómica, ya que pretende capturar el posible efecto de la normativa LOFCA y de los ECP sobre el endeudamiento regional. Segundo, incorpora ciertas modificaciones en la especificación de las variables en relación con la literatura existente y amplía las posibles causas explicativas. En tercer lugar, extiende el período objeto de estudio en otros trabajos, abarcando nuestra investigación los ejercicios comprendidos entre 1985 y 1999, último año para el que se disponía de datos presupuestarios liquidados en el momento de realización de nuestra investigación.

Además de estas aportaciones principales, también pretendemos contribuir a cerrar la brecha que existe entre la importancia que la deuda ha adquirido para la hacienda de las Comunidades Autónomas y el escaso reflejo que todavía tiene en el campo de los estudios empíricos. Esta última afirmación es, en parte, debida a que la reciente creación en España de la actual estructura territorial de la Administración limita seriamente la posibilidad de realizar estudios econométricos basados en series cronológicas. Sin embargo, creemos que esta dificultad se solventa, parcialmente, acudiendo a la técnica de datos de panel, que nos puede permitir disminuir los problemas derivados del número reducido de períodos con que cuentan las series históricas y, simultáneamente, nos facilita el examen de los comportamientos dispares que pueden presentar las diferentes jurisdicciones.

Junto al inconveniente que supone la reducida dimensión de las series temporales, subsisten dos problemas adicionales: la heterogenei-

dad de los datos y la comparabilidad de los mismos entre distintas jurisdicciones y ejercicios presupuestarios. Por un lado, garantizamos la homogeneidad de los datos al utilizar exclusivamente como fuente la Dirección General de Coordinación con las Haciendas Territoriales. Por otro, para eludir el obstáculo que supone la comparación de las mismas magnitudes a lo largo del tiempo y entre Comunidades Autónomas con características distintas, expresaremos los datos como porcentaje del valor añadido bruto (PIB), optando por los datos suministrados por la Contabilidad Regional de España (Instituto Nacional de Estadística).

Llegados a este punto, vamos a abordar la exposición de las hipótesis que pretendemos contrastar, así como un conjunto de variables de control que se introducen. Las variables utilizadas, sus símbolos y el signo esperado se resumen en el cuadro 3.

Cuadro 3:
Signos esperados de las variables

SIMBOLO	HIPOTESIS	SIGNO ESPERADO
IGPFN	Como endógena representativa de la deuda autonómica se han empleado los ingresos por pasivos financieros netos de amortizaciones divididos por el PIB.	
GINTR	Financiación de la carga de la deuda (Gastos financieros).	+
GTSKNETR	Inversión propia y equidad intergeneracional (Inversión neta de transferencias de capital).	+
AHORPR	Capacidad de cofinanciación (Ahorro neto de gastos financieros).	-
MLOFCA(-1)	Incidencia de los sistemas de control (Margen respecto del Límite legal máximo de deuda).	+
MECPR(-1)	Incidencia de los sistemas de control (Margen respecto de los ECP).	+
NEGECP	Incidencia de los sistemas de control (Negociación de los ECP).	+
RESPONK	Efecto "fly-paper" (Transferencias de capital respecto a ingresos no financieros).	+
RESPONC	Responsabilidad fiscal (Transferencias corrientes respecto a ingresos no financieros).	+

Fuente: elaboración propia a partir de Monasterio et al. (1999) y CAP (1999).

3.1. Hipótesis

a) Endeudamiento neto autonómico ($IGPFN_{it}$): Respecto a la variable a explicar se ha empleado como endógena representativa del endeudamiento autonómico el cociente entre ingresos por pasivos financieros, descontando las amortizaciones de deuda, y el PIB ($IGPFN_{it}$), que capta el flujo total de recursos financieros netos que las CCAA obtienen en cada ejercicio de fuentes ajenas a las impositivas o transferidas.

Las variables independientes que hemos escogido para representar las diferentes hipótesis relacionadas con las distintas estrategias para restringir el endeudamiento autonómico son las siguientes. Por el lado de los elementos vinculados con la carga de la deuda aparecen variables relacionadas con los ECP y el límite máximo de endeudamiento establecido por la LOFCA. Dentro del conjunto de aspectos ligados al esfuerzo confinanciador exigido a las CCAA hemos considerado las transferencias de capital y los gastos de capital. Finalmente, hemos incluido el ahorro corriente primario como variable explicativa de los niveles de endeudamiento. Profundicemos algo más en la explicación de dichas variables.

b) Carga de la deuda ($GINTR_{it}$): Intentamos comprobar el grado de incidencia de los costes financieros sobre el nivel de deuda. Existe la posibilidad de que la financiación de los mayores costes asociados al uso del endeudamiento no proveńga de ingresos corrientes sino de nuevas emisiones de deuda, lo que conduciría a un coeficiente positivo y estaría indicando cómo la generación actual está escapando a parte de la carga que debe asumir. Para aproximarnos a tal hipótesis, utilizaremos los gastos financieros por concepto de intereses (capítulo III) divididos por el PIB, siendo el signo esperado positivo.

c) Gastos de inversión ($GTSKNETR_{it}$): La cuestión que tratamos de reflejar es si la exigencia de que la deuda quede restringida a sufragar proyectos de capital que establece la LOFCA, incrementando con ello la dificultad de recurrir a la financiación crediticia, contribuye a explicar casi en su totalidad los niveles de endeudamiento autonómico, ya que no existe otra finalidad legalmente posible para los ingresos por concepto de deuda. Es más, téngase en cuenta que dicha variable responde también a un proceso de repercusión del coste de las inversiones realizadas en el ejercicio corriente a los posteriores con la finalidad de distribuir las cargas de los programas de capital entre las distintas generaciones que se benefician de los mismos, tal y como establece la teoría (equidad intergeneracional). De hecho, restamos las transferencias de capital recibidas puesto que suele ser un ingreso condicionado a la financiación de gastos de capital, por lo que no tendría sentido trasladar coste alguno a las generaciones venideras. Construimos esta variable como el cociente entre la inversión real y gastos en trasnferencias de capital menos los ingresos por transferencias de capital respecto al PIB. El coeficiente debería ser positivo.

d) Ahorro corriente primario ($AHORPR_{it}$): Queremos determinar en qué medida un mayor ahorro primario, resultado del efecto combi-

nado de las políticas de ingresos y gastos, permite reducir la necesidad de recurrir al endeudamiento como fuente de financiación de los gastos de inversión. En este caso, vamos a contrastar este argumento a través del ahorro neto de gastos financieros (capítulo III) respecto al PIB. El signo esperado para el coeficiente de dicha variable sería negativo, ya que una mayor capacidad generadora de ahorro corriente se traduce en una necesidad menor de recurrir al crédito como fuente de financiación.

e) Límite legal máximo de endeudamiento ($MLOFCA(-1)_{it}$): Nuestro propósito es establecer la eficacia del límite máximo que establece la LOFCA sobre la carga de la deuda. Para ello, hemos calculado el margen de maniobra de que disfruta cada CA en relación a la *ratio* retardada un ejercicio de los gastos financieros y por amortización de la deuda respecto de los ingresos corrientes. El signo que cabe esperar es positivo, es decir, cuanto menor sea la posibilidad de contraer nuevo endeudamiento dada la relación entre la carga de la deuda y los ingresos corrientes respecto al umbral máximo del 25%, menor debería ser el endeudamiento en el año siguiente, al ser un indicador del riesgo financiero asumido por la CA.

f) Escenarios de Consolidación Presupuestaria ($MECPR(-1)_{it}$): Buscamos verificar el impacto de los ECP sobre el endeudamiento efectivo de las CCAA. Para ello, hemos calculado la diferencia retardada un ejercicio entre el nivel máximo de deuda fijado por los ECP y el *stock* de deuda alcanzado por una CA respecto a ese límite pactado en relación al PIB, esto es, el margen de maniobra para contraer deuda en términos de renta autonómica de que dispone cada CA. El signo que cabe esperar es positivo, es decir, si los ECP funcionan correctamente e introducen el estímulo necesario, parece claro que aquellas CCAA que disponen de menor capacidad para contraer nueva deuda al finalizar un ejercicio deberían ser conscientes de la senda de evolución marcada por su ECP y reaccionar disminuyendo su endeudamiento en el año siguiente.

g) Negociación de los ECP ($NEGECP_{it}$): Pretendemos establecer la veracidad de la tesis de que aquellas CCAA que lograron una senda de reducción del endeudamiento menos severa en sus ECP o un tratamiento ventajoso en las revisiones de los mismos se han endeudado en mayor proporción. Intentamos determinar dicho efecto a través de la tasa de crecimiento interanual de los ECP. El signo que cabe esperar es positivo, es decir, cuanto mayor es la tasa de crecimiento permitida para la deuda por los ECP, menor será el esfuerzo de contención de la deuda que realizarán las CCAA.

h) Efecto "fly-paper" ($RESPONK_{it}$): Deseamos establecer la incidencia sobre la deuda de las transferencias de capital, ya que al disminuir el coste relativo de los proyectos de inversión frente a los gastos corrientes pueden ocasionar una mayor inversión y, por tanto, unas necesidades crediticias superiores. Para tratar de captar este efecto hemos construido una variable igual a la importancia relativa de las transferencias de capital en la estructura de ingresos no financieros. El signo esperado es positivo, ya que las transferencias pueden actuar como un incentivo a invertir y, consecuentemente, estimular una mayor deuda.

i) Responsabilidad fiscal ($RESPONC_{it}$): Queremos determinar en qué medida la importancia relativa de las transferencias corrientes afectaría al nivel de deuda, para comprobar indirectamente si un aumento en la capacidad tributaria sería una buena herramienta contra un endeudamiento excesivo. Contrastaremos esta hipótesis a través del cociente entre transferencias corrientes e ingresos no financieros. Esperamos un signo positivo para dicha relación, ya que incrementos (disminuciones) en el peso de las transferencias suponen una menor perceptibilidad del coste y, por tanto, previsiblemente, deberían implicar mayores (menores) niveles de demanda de servicios públicos y de endeudamiento.

3.2. Especificación del modelo

Una vez analizadas las hipótesis que van ser sometidas a contraste, vamos a establecer la especificación concreta del modelo. Pretendemos averiguar, primero, si la evolución del endeudamiento autonómico se explica, de acuerdo con las exigencias de la LOFCA y según los postulados teóricos, a través del comportamiento inversor de las CCAA y, segundo, si han tenido alguna efectividad los mecanismos institucionales de control del endeudamiento. A tal fin, el modelo que vamos a estimar a través de la técnica de datos de panel es el siguiente[10]:

$IGPFN_{it} = D(GINTR_{it}, GTSKNETR_{it}, AHORPR_{it}, MLOFCA(-1)_{it}, MECPR(-1)_{it}, NEGECP_{it}, RESPONK_{it}, RESPONC_{it})$;
donde: i= CCAA; t= año (1985-99); y X(-1)= variable retardada.

[10] La información de los estadísticos descriptivos más relevantes de las principales variables se proporciona en el **cuadro A.4 del apéndice**.

La técnica que hemos empleado ha sido la estimación de un modelo lineal de datos de panel para los ingresos por pasivos financieros del conjunto de CCAA[11], puesto que dicho procedimiento presenta una serie de ventajas frente a los restantes métodos econométricos, entre las que podemos destacar que permite aumentar los grados de libertad de la estimación, lo cual es necesario dadas las hipótesis planteadas y el reducido número de ejercicios disponibles, y mejora la fiabilidad de las estimaciones. Dicho procedimiento nos permite contrastar si puede considerarse que el modelo planteado tiene el término constante común para todas las CCAA a través del estadístico ($F_{A=Ai}$) que aparecen en el **cuadro 4**. Los resultados de este contraste muestran que no es posible rechazar la homogeneidad del término constante o independiente[12], por lo que no es necesario proseguir con la contrastación de las restantes hipótesis (modelo de efectos fijos frente al modelo de efectos aleatorios).

3.3. Principales resultados de la estimación del modelo

Como paso previo al comentario de los resultados alcanzados, queremos remarcar la necesaria cautela con que deben ser tomados, ya que los ajustes obtenidos no son todo lo buenos que se puede desear. Sin embargo, también debemos apuntar que nuestras estimaciones están en línea con la bondad de los ajustes que obtienen las especificaciones de los distintos trabajos revisados. Los resultados obtenidos nos permiten afirmar que el destino de los fondos obtenidos a través del endeudamiento no tiene como única finalidad la financiación de proyectos de inversión, por lo que podemos concluir que se incumple la normativa LOFCA. Vamos a analizar con algún detalle los resultados que se recogen en el **cuadro 4**.

[11] Los resultados obtenidos tampoco muestran discrepancias significativas cuando la estimación se realiza para todas las CCAA o sólo para las de Régimen Común. Además, las estimaciones también se mantienen estables frente a alteraciones en el período temporal considerado. Se puede solicitar a los autores los resultados íntegros de las distintas estimaciones mencionadas.

[12] Si $F_{A=Ai} < F^*$, aceptamos que el término independiente es común. El valor en torno al cual está la F^* al 99'9% de nivel de significatividad es 2'8.

Cuadro 4:
Modelos para el endeudamiento (IGPFN) de las CCAA (1985-99)

C	-0,00188655 (-1,42636)	-0,00248404 (-0,76552)	-0,00150736 (-0,49620)	-0,000390377 (-0,13865)
GINTR	1,020614 ** (5,82438)	0,954650 ** (4,90315)	0,320084 (1,51071)	0,159352 (0,77100)
GTSKNETR	0,480424 ** (12,5976)	0,520786 ** (10,7393)	0,449451 ** (9,57461)	0,427577 ** (8,97980)
AHORPR	-0,380979 ** (-10,5269)	-0,351749 ** (-8,15507)	-0,299732 ** (-7,25956)	-0,294799 * (-7,15871)
MLOFCA(-1)	0,00175430 * (1,97519)	0,00201955 * (1,67923)	0,00113889 (1,00409)	
MECPR(-1)	-0,059678 ** (-4,29350)	-0,056961 ** (-3,80925)	-0,031285 * (-2,13537)	-0,025212 * (-1,68793)
NEGECP	0,0000814016 ** (3,62924)	0,0000990845 ** (3,73307)	0,0000522305 * (2,22568)	0,0000397699 * (1,64130)
RESPONK	0,00664874 * (2,06006)	0,00718215 (1,12669)	0,00563871 (0,94536)	0,00612728 (1,03501)
RESPONC	0,00115505 (0,86648)	-0,00252684 (-0,78314)	-0,00226530 (-0,75100)	-0,00257059 (-0,85660)
Andalucía		0,00345172 * (2,06924)	0,00322534 * (2,06782)	0,00379225 * (2,44402)
Aragón	0,00279144	0,00204623 (1,58041)	0,00199132 (1,23567)	(1,21622)
Asturias	0,000566623	0,000249677 (0,30610)	0,000211825 (0,14422)	(0,12783)
Baleares		-0,0000168828 (-0,00821)	0,0000976359 (0,05082)	-0,0000156794 (-0,008256)
Canarias		0,00159773 (0,95090)	0,00112856 (0,71760)	0,00131092 (0,83856)
Cantabria		0,00164256 (0,87289)	0,00214999 (1,22079)	0,00224817 (1,32160)
Cataluña		0,00269832 (1,48336)	0,00298479 * (1,75462)	0,00342802 * (2,00103)
Extremadura		0,00147766 (0,76928)	0,00118865 (0,66175)	0,00115451 (0,64791)
Galicia		0,00202814 (1,25454)	0,00199387 (1,31939)	0,00263631 * (1,73887)
La Rioja	0,00164852	0,00143532 (0,94050)	0,00139924 (0,87580)	(0,86574)
Castilla-León		0,000152020 (0,09623)	0,000132953 (0,09003)	0,000138326 (0,09420)
Madrid		0,00192398 (1,04735)	0,00174959 (1,01873)	0,00159266 (0,94723)
Murcia		0,00165085 (0,86964)	0,00176676 (0,99558)	0,00155165 (0,93379)

(continúa) ...

C. Valenciana		0,00208575 (1,22629)	0,00199721 (1,25612)	0,00237226 (1,49918)
Navarra	-0,00314967	-0,00258311 (-0,91714)	-0,00180906 (-0,80429)	 (-0,56619)
País Vasco		0,00287122 * (1,61763)	0,00274530 * (1,65448)	0,00327725 * (1,97096)
IGPFN(-1)			0,331254 ** (5,84978)	0,328794 ** (5,86061)
MLOF-CRISIS(-1)				0,00184352 * (1,83973)
R^2	0,603506	0,622341	0,671438	0,674798
R_2-corregido	0,590612	0,582933	0,635569	0,639296
F	46,8047	15,7923	18,7191	19,0071
FA=$_{AI}$	F(16,230)= 0,71691	F(16,214)= 0,000001	F(16,213)= 0,338E-14	F(16,213)= 0,512E-14
Durbin-Watson	1,6467	1,71279	2,1463	2,06757
Variable dependiente				
Media	0,00517451	0,00517451	0,00517451	0,00517451
Desviación estándar	0,00639370	0,00639370	0,00639370	0,00639370
Residuos				
Suma al cuadrado	0,00411694	0,0039213	0,00341157	0,00411694
Varianza	0,0000167355	0,000017049	0,0000148977	0,0000167355
Error estándar de la regresión	0,00409091	0,0041291	0,0038597	0,00409091
Observaciones	255	255	255	255

El valor del estadístico "t-Student" aparece entre paréntesis debajo del coeficiente estimado:

* Indica significativamente distinto de cero a un nivel de confianza del 90% en el contraste bilateral.

** Indica significativamente distinto de 0 a un nivel de confianza del 99% en el contraste bilateral.

Atendiendo a la segunda columna del **cuadro 4**, la estimación del modelo muestra que el peso de la explicación de la deuda recae, fundamentalmente, en las tres variable principales que nos indican la aplicación de los recursos y la capacidad de endeudamiento: carga de la deuda (pago de intereses), gastos de capital netos y ahorro primario. En consecuencia, podemos ratificar las hipótesis de partida basadas en el análisis gráfico y de ratios de la primera sección en los siguientes términos. Las CCAA destinan la deuda a financiar sus proyectos de capital, pero también a cubrir gastos corrientes (ahorro primario) y las propias cargas del endeudamiento (gastos financieros por intereses). Además, se confirma la relación negativa entre la deuda y el ahorro primario, por lo que aquellas CCAA que realizan una política austera de gastos corrientes u obtienen unos mayores ingresos corrientes (propios o transferidos), presentan una mayor capacidad de financiación y tienen que recurrir en menor medida al crédito para financiar sus pro-

yectos de inversión. Junto a dichas variables, los gastos por concepto de intereses muestran un coeficiente positivo, por lo que la evidencia empírica sugiere que se ha hecho uso de la deuda para ocultar o no hacer frente de forma íntegra con ingresos corrientes al coste asociado al uso del endeudamiento.

En cuanto a las estrategias posibles para combatir o controlar una deuda excesiva podemos concluir lo siguiente. Primero, se obtiene el signo positivo esperado para la variable MLOFCA(-1), lo que indica que aquellas CCAA cuyos gastos por amortización de deuda e intereses les confieren un menor margen de maniobra, disminuyeron su endeudamiento en el ejercicio siguiente, es decir, podríamos considerar que cuando la deuda supone cargas financieras elevadas, o niveles vinculantes según el límite LOFCA, la restricción legal parece haber sido efectiva en algún grado, o que ha existido cierta preocupación por la salud financiera de las CCAA. Este resultado también nos permite concluir que a pesar del riesgo que suponía el elevado margen inicial de maniobra de que disponían las CCAA, ya que partían de una situación crediticia completamente saneada, el límite no sólo ha tenido un efecto significativo en los ejercicios correspondientes a la última década, sino que parece haber actuado a lo largo de todo el período analizado, no promoviendo, al menos notoriamente, mayores niveles de deuda en los primeros ejercicios.

En cambio, para la variable MECPR(-1) hemos identificado un impacto negativo y significativo, lo que estaría en consonancia con el incumplimiento creciente mostrado en el **gráfico 4**. Por tanto, no parece que el diseño de la política de coordinación del endeudamiento, llevada a cabo por el nivel central a través de los ECP, haya mostrado el impacto deseado, esto es, aquellas CCAA que tenían un margen menor respecto a su deuda autorizada debían haber reducido su endeudamiento en el siguiente ejercicio. Este resultado puede responder a dos hechos. Primero, el diseño de los ECP pospone la mayor parte del esfuerzo de reducción de la deuda hacia los últimos años, por lo que podrían haberse fijado niveles iniciales no vinculantes. Segundo, la renegociación de los ECP a costa de los buenos riesgos, junto con los escasos incentivos y la ausencia de sanciones en el diseño de los ECP, ha podido ocasionar una perdida de valor de los acuerdos, abandonando las CCAA la disciplina de forma paulatina. Adicionalmente, el signo positivo obtenido para NEGEP estaría mostrando que aquellas CCAA que disponían de unos ECP menos severos,

en cuanto a la senda de reducción de su *stock* de deuda, se endeudaron más.

Asimismo, hay que analizar el impacto esperado de dos piezas clave del sistema de financiación, transferencias corrientes (RESPONC) y transferencias de capital (RESPONK). Los resultados obtenidos nos hacen pensar que la evolución del endeudamiento también puede verse influida por la naturaleza de los ingresos -propios o transferidos- a disposición de las CCAA, además de por las presiones ejercidas desde la vertiente del gasto público (motivadas por una combinación de causas, como la infravaloración del coste de algunos servicios, la ilusión fiscal o el carácter normal de los bienes públicos).

La no significatividad de RESPONC (transferencias corrientes), que está relacionada con la ilusión fiscal o visibilidad de las fuentes de ingresos, sugiere que a lo largo del periodo analizado no ha existido una relación clara entre un uso más intensivo de la deuda y aquellas CCAA en que la importancia relativa de las transferencias corrientes es mayor (menor esfuerzo tributario o mayores competencias, ya que coinciden con las CCAA de nivel competencial alto). Por otra parte, sí que hemos encontrado que la importancia relativa de las transferencias de capital resulta significativa. Efectivamente, las CCAA que obtienen niveles relativamente altos de ingresos por transferencias de capital muestran mayores necesidades de endeudamiento. En conclusión, sí parece que las transferencias de capital, entre las que aparecen las que tienen como origen el Fondo de Compensación Interterritorial (FCI), han contribuido a unas mayores necesidades de endeudamiento para aquellas CCAA que tienen un nivel de desarrollo menor, al disminuir el coste relativo de los proyectos de inversión, y actuando como incentivo para un endeudamiento mayor.

Antes de concluir, hemos dado un paso adicional y nos hemos planteados dos cuestiones adicionales que nos permiten mejorar nuestras estimaciones y comprobar la robustez de las mismas, atendiendo a las amables sugerencias e indicaciones que nos ha realizado uno de los evaluadores anónimos. Por una parte, procedemos a incluir una variable ficticia para cada CA (todas menos una para evitar la multicolinealidad), que se justifica por la posible presencia de algún impacto particular de una CA (característica inobservable de una jurisdicción o Estado), que influye sobre sus decisiones fiscales y que no cambia a lo largo del tiempo, como por ejemplo las leyes políticas, presentando los resultados de dicha estimación en la tercera columna del **cuadro 4**. Por

otra parte, en la cuarta columna del **cuadro 4**, dado que el componente temporal de la muestra es importante (15 observaciones anuales), incluimos en la estimación, junto a las anteriores ficticias, la variable dependiente retardada un ejercicio para aislar la inercia temporal que todas las series temporales presentan (histéresis).

Los resultados alcanzados con ambos ejercicios nos permiten concluir que el modelo planteado se muestra consistente ante especificaciones alternativas. En este sentido, el esfuerzo inversor neto acometido por las CCAA y la holgura obtenida en la negociación de los ECP continúan presentando una relación positiva con el endeudamiento. Asimismo, los resultados alcanzados para el ahorro primario y el margen de maniobra disponible respecto de la deuda autorizada también se muestran estables frente a las modificaciones introducidas, esto es, reiteran su coeficiente negativo. Igualmente, no se observa ninguna relación significativa entre los ingresos transferidos corrientes y la deuda en las nuevas especificaciones del modelo.

No obstante, la relación entre endeudamiento e ingresos transferidos de capital deja de ser significativa en las nuevas estimaciones, por lo que es preciso tomar con cautela la conclusión relativa al incentivo que dichas transferencias provocan sobre la deuda. Además, también deja de ser relevante estadísticamente el coeficiente para los gastos por pago de intereses en la estimación en que incorporamos simultáneamente las ficticias para cada CA y la endógena retardada. La ausencia de una relación significativa para dichas variables parece estar relacionada con la consideración de las características particulares de cada CA[13], lo que puede estar indicando que la pauta de comportamiento de las CCAA en lo que respecta a dichas variables a lo largo del tiempo ha sido relativamente estable, por lo que su efecto queda capturado por las variables ficticias.

Junto a estos cambios, también se debilita la relación entre la deuda y el margen de maniobra de endeudamiento disponible según el límite LOFCA en el ejercicio previo cuando se considera la estimación en que se incorpora la endógena retardada. Puesto que este resultado afecta directamente al objeto principal de nuestra investigación, constituido por el examen de las posibles estrategias para combatir o controlar una deuda excesiva, hemos creído conveniente indagar en la

[13] Tal y como parece apuntar la significatividad de los coeficientes para dichas variables si se excluyen de las estimaciones las variables ficticias representativas de los efectos estructurales de las CCAA.

posibilidad de que dicha carencia de significatividad pueda estar vinculada con que los mecanismos de vigilancia únicamente son operativos cuando se alcanzan niveles vinculantes para la variable objeto de supervisión. Para comprobar dicha tesis, en la quinta columna del **cuadro 4** hemos restringido el periodo temporal de la variable MLOFCA (-1) únicamente a aquellos ejercicios (1989-93) en que la deuda presentó una fuerte senda expansiva y, por tanto, a aquella etapa en que el límite institucional debería de haberse mostrado operativo (MLOF-CRISIS[-1]), encontrando que, efectivamente, cuando el endeudamiento se acelera y empuja al alza las cargas financieras aproximándolas al umbral máximo permitido legalmente, se puede observar una relación positiva entre el margen de maniobra disponible y la política de endeudamiento instrumentada.

Finalmente, cabe reseñar como nuevos resultados que en todos los casos se detectan impactos positivos particulares para las CCAA de Andalucía y País Vasco, e indicios puntuales de que también Cataluña y Galicia han podido incurrir en un mayor endeudamiento de forma estructural. Además, la variable IGPFN(-1) nos indica la velocidad con que aumenta la deuda y en qué medida los incrementos son consecuencia de las decisiones adoptadas previamente por el mismo gobierno o sus predecesores, mostrando un signo positivo, menor que uno y significativo, lo que puede apuntar a que existe un plan de endeudamiento paulatino o un ajuste pausado de la deuda a lo largo del tiempo.

4. CONSIDERACIONES FINALES

Dos son los objetivos principales que perseguíamos con nuestro trabajo. Por una parte, pretendíamos profundizar en la explicación de la evolución del endeudamiento regional y, por otra, queríamos establecer la incidencia de los límites y de la coordinación del endeudamiento sobre la deuda autonómica. Pues bien, cuatro son las conclusiones que podemos destacar de nuestra investigación.

En primer lugar, parece claro que la deuda se destina, de acuerdo con el mandato de la LOFCA, a la financiación de los gastos de inversión, pero también hay indicios de que puede estar empleándose para la cobertura de determinados gastos corrientes o financieros.

En segundo lugar, se confirma una relación negativa entre el endeudamiento y el ahorro primario de las Comunidades Autónomas,

que se mostraría como un indicador decisivo de la capacidad autonómica para acometer nuevos proyectos de inversión recurriendo al endeudamiento, tal y como considera la normativa sobre el control de la deuda local.

Tercero, algunas variables que capturan el impacto de los instrumentos de control han dejado sentir su influencia en la evolución del endeudamiento. Por un lado, el límite máximo a la relación entre cargas financieras e ingresos corrientes establecido por la LOFCA parece haber sido eficaz. Por otro, la reforma del sistema de financiación acordada en 1992 no ha contribuido claramente a la moderación del crecimiento de la deuda. Una de las piezas clave de esta reforma fue la introducción de los ECP, que adolecieron de un diseño incorrecto, tal y como sugiere el efecto negativo y significativo, resultado que se ve reforzado por la relación positiva existente entre el endeudamiento autonómico y la tasa de evolución del *stock* de deuda pactado entre cada CA y el nivel central, puesto que indica que aquellas CCAA cuya senda de crecimiento fue más laxa se endeudaron en mayor medida.

Por otra parte, no hay evidencia suficiente para confiar en que una estrategia consistente en incrementar el nivel de perceptibilidad del coste de los bienes y servicios públicos, facilitando un nivel de responsabilidad fiscal mayor a las CCAA, permitiría reducir los niveles de endeudamiento. No obstante, incrementar el nivel de cofinanciación de los proyectos públicos, disminuyendo las transferencias de capital, sí parece que contribuiría a reducir el volumen de deuda contraído por algunas CCAA.

Además, hemos intentado mejorar nuestras estimaciones y comprobar la robustez de los resultados alcanzados incluyendo una variable ficticia para cada CA y la variable dependiente retardada un ejercicio. Frente a tales cambios en la especificación del modelo, las estimaciones resultantes se muestran consistentes, pues los resultados para los gastos netos de capital, el ahorro primario, el margen de maniobra respecto a la senda del endeudamiento pactado en los ECP y la holgura obtenida en la negociación de los ECP no se modifican. No obstante, la relación entre los ingresos por transferencias de capital con el endeudamiento deja de ser significativa, así como el coeficiente para los gastos por pago de intereses en el modelo en que se incorpora la endógena retardada como variable explicativa, aspectos que parecen estar asociados a que la pauta de comportamiento de las CCAA en lo que respecta a dichas variables a lo largo del tiempo ha sido relativa-

mente estable, por lo que su efecto queda capturado por las variables ficticias.

Respecto a la variable MLOFCA(-1), que deja de ser relevante estadísticamente en el modelo que contiene la endógena retardada, hemos comprobado como al considerar el período temporal en que la deuda ha alcanzado niveles elevados y, por tanto, aquella fase en la que cabe esperar que los límites institucionales sean operativos, la relación entre el endeudamiento y el margen de maniobra disponible respecto al umbral máximo legalmente permitido presenta de nuevo un coeficiente positivo y significativo.

Por último, se ha identificado un comportamiento específico para las CCAA de Andalucía y País Vasco, que indica que han podido incurrir en una mayor deuda por causas estructurales, e impactos positivos puntuales también para Cataluña y Galicia. Asimismo, la variable IGPFN(-1) muestra un signo positivo, menor que uno y significativo, lo que puede apuntar a que existe un plan de endeudamiento paulatino o un ajuste pausado de la deuda a lo largo del tiempo, puesto que dicha variable captura la velocidad con que aumenta la deuda y en qué medida los incrementos son consecuencia de las decisiones previamente adoptadas por el mismo gobierno o sus predecesores.

Cuadro A.1:
Relación entre ingresos condicionados y proyectos de capital (%)

	Ingresos por endeudamiento más transferencias de capital respecto a total de gastos de capital				Ingresos por endeudamiento respecto a inversiones reales			
	1984-89	1990-95	1996-2001	Media	1984-89	1990-95	1996-2001	Media
Andalucía	80,54	89,64	87,92	86,03	28,76	74,41	71,68	58,28
Aragón	72,26	75,79	78,89	75,65	28,06	**103,29**	94,98	75,45
Asturias	68,54	80,75	65,50	71,60	26,72	59,33	31,69	39,24
Baleares	61,77	34,90	32,45	43,04	38,72	36,31	23,00	32,68
Canarias	66,80	67,78	51,80	62,13	30,02	42,81	21,11	31,31
Cantabria	**105,66**	73,14	53,78	77,52	92,98	62,21	17,99	57,73
Castilla-La Mancha	73,65	66,79	56,68	65,70	26,84	40.00	14,98	27,27
Castilla-León	81,32	59,73	74,23	71,76	12,42	31,83	34,24	26,16
Cataluña	**122,09**	**166,97**	**128,63**	**139,23**	**135,07**	**207,24**	**160,43**	167,5
C. Valenciana	64,92	67,88	56,81	63,20	36,34	67,94	52,49	52,26
Extremadura	79,71	89,20	78,07	82,33	2,14	37,90	25,47	21,83
Galicia	53,42	84,80	70,11	69,44	6,28	68,77	40,85	38,63
La Rioja	91.22	44,13	44,16	59,84	69,97	47,12	48,36	55,15
Madrid	**101,66**	73,91	48,38	74,65	74,05	69,75	56,39	66,73
Murcia	**108,16**	80,51	67,67	85,45	85,65	65,62	53,56	68,27
Navarra	6,52	42,25	9,26	19,35	2,62	61,75	1,48	21,95
País Vasco	45.47	65,83	42.61	51,30	65,28	**112,31**	87,89	88.49
Total CCAA	77,89	87,49	70,3	78,58	47,51	85,39	59,35	64,09
CCAA pluriprovinciales con nivel competencial alto	84,29	**103,02**	84,3	90,57	51,57	**102,47**	77,63	77,23
CCAA pluriprovinciales con nivel competencial bajo	77,08	71,28	68,7	72,36	16,84	45,76	32,00	31,53
CCAA uniprovinciales	93,61	70,77	53,1	72,51	65,68	62,61	42,49	56,93
CCAA forales	32,93	57,57	30,3	40,27	42,34	91,81	50,38	61,51

Cuadro A.2:
Evidencia empírica disponible para la explicación del endeudamiento autonómico

	Monasterio y Suárez (1993)	Monasterio y Suárez (1996*a*)	García-Milá y McGuire (1993)
Método de estimación y años	Función logarítmica por mínimos cuadrados ordinarios (1986-90) de los valores medios de las variables para el quinquenio considerado. Para homogeneizar las distintas CCAA dividen las variables por la población.	Función logarítmica para datos de panel (1986-92). Para homogeneizar las distintas CCAA dividen las variables por la población.	Datos de panel (1986-91). Para homogeneizar las distintas CCAA dividen las variables por la población y expresan los resultados en pesetas constantes de 1986.
Variables endógenas	END: saldo vivo de la deuda al final de cada ejercicio, que toman de la central de riesgos del Banco de España. PF: ingresos por pasivos financieros generados en cada ejercicio, que suministra la DGCHT. ICF: intereses y amortización de deuda respecto a ingresos corrientes según la DGCHT.	END: saldo vivo de la deuda al final de cada ejercicio, que toman de la central de riesgos del Banco de España. PF: ingresos por pasivos financieros generados en cada ejercicio, que suministra la DGCHT. ICF: intereses y amortización de deuda respecto a ingresos corrientes según la DGCHT.	Endeudamiento de las CCAA y sus organismos dependientes según el trabajo de Alvarez (1992).
Variables explicativas	FB: la financiación básica, que incluye tributos cedidos, tasas afectas a los servicios transferidos, y porcentaje de participación en los ingresos del Estado (PPIE). FCI: la participación de cada CA en el Fondo de Compensación Interterritorial (FCI). GT: los gastos totales, excluidos los sanitarios y los de gestión financiera local. I(PIBPC): el incremento anual en el producto interior bruto nominal per cápita.	FINVER: fondos recibidos por las CCAA para financiar sus necesidades de inversión (pts./hab.), concretamente, FCI más Compensación transitoria, Fondos Europeos y Convenios de inversión con el Estado. NPROV: variable "dummy" que toma valor uno si la CA en cuestión es pluriprovincial, y cero en caso contrario. GT: gasto total per cápita de la CA. IDEOLOG: variable "dummy" que toma valor uno si la CA es gobernada por un partido o coalición de izquierdas, y cero en otro caso. PROXELEC: variable "dummy" que toma valor uno cuando nos hallamos en el año en que se celebran elecciones autonómicas, o en el inmediatamente anterior, y cero en el caso contrario. TIEMPO: variable de control que toma valores 1 para 1986, 2 para 1987, y así sucesivamente hasta 7 para 1992.	PIBPC: el producto interior bruto per cápita. D87-D91: variable ficticia anual para capturar posibles comportamientos específicos en cada ejercicio. DPROV: variable ficticia para las Comunidades Autónomas uniprovinciales. EDU: variable cualitativa que otorga valor uno a las CCAA con competencias en educación. SAN: variable cualitativa que otorga valor uno a las CCAA con competencias en sanidad.
Modelos	D= f(FB, FCI, I(PIB), GT) Plantean ecuaciones distintas para las CCAA de Régimen Común (RC) y las CCAA con nivel competencial alto (NCA: educación y sanidad). La bondad explicativa de los distintos modelos planteados oscila entre 0,77 y 0,4 (R^2).	D= f(FINVER, NPROV, GT, IDEOLOG, PROXELEC, TIEMPO) Sólo consideran una ecuación para las CCAA de Régimen Común. La bondad explicativa de los distintos modelos planteados oscila entre 0,8 y 0,51 (R^2).	D= f(PIBPC, EDU, SAN, PROV, D87-91) Dejando a un lado los modelos para el gasto que plantean, estiman ecuaciones distintas para aquellas CCAA de Régimen Común que tienen un nivel competencial alto, puesto que permiten que el coeficiente de la variable PIBPC sea diferente para ambos grupos de CCAA. La bondad explicativa de los distintos modelos planteados oscila entre 0,64 y 0,67 (R^2).

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A.3:
Resultados principales de la evidencia empírica disponible para la explicación del endeudamiento autonómico

Hipótesis planteadas	Signo esperado e interpretación teórica de las variables explicativas	Significatividad / signo
Monasterio y Suárez (1993)		
1.- La hipótesis del "traspaso de la deuda" por parte del Estado, esto es, la deuda se ha heredado por el mal funcionamiento del sistema de financiación.	FB: un signo negativo para la FB supone una infravaloración del coste efectivo.	SI (NCA para PF y ICF) / -
	FCI: una relación negativa entre el FCI y el endeudamiento queda ligada a una falta de recursos para cubrir la inversión nueva.	SI (en todos los casos) / -
2.- La hipótesis de la autogeneración de la deuda, bien debido a una actuación estabilizadora de las CCAA que no les corresponde, bien por el uso de la deuda como mecanismo de generación de ilusión fiscal.	GT: una relación directa entre el endeudamiento y los GT respondería al uso de la deuda como fuente de financiación de los bienes y servicios, al ser mucho menos visible que los impuestos.	SI (RC para PF y NCA para END y ICF) / +
	I(PIBPC): un signo positivo para I(PIBPC) apoyaría la tesis de actuaciones de carácter estabilizador, ya que mayores incrementos en el crecimiento económico implicarían aumentos en la deuda.	NO (en todos los casos) / + (salvo en NCA para PF)
Monasterio y Suárez (1996*a*)		
1.- La hipótesis del "traspaso de la deuda" por parte del Estado, esto es, la deuda se ha heredado por el mal funcionamiento del sistema de financiación.	FINVER: dada la conexión que establece la LOFCA entre deuda autonómica y operaciones de inversión, el signo esperado es negativo, lo que indicaría que el recurso a la deuda sería mayor en las CCAA que menores recursos para la inversión hubieran recibido.	SI (en todos los casos) / -
	NPROV: al igual que en el caso anterior, el signo esperado es negativo. En este caso, la mayor deuda de las CCAA uniprovinciales vendría explicada, en un primer momento, por la herencia recibida de las antiguas Diputaciones Provinciales y, posteriormente, por la penalización sufrida en la fórmula de distribución del PPIE derivada de la presencia en la misma de la variable "unidades administrativas.	SI (en todos los casos) / -
2.- La hipótesis de la autogeneración de la deuda, bien debido a una actuación estabilizadora de las CCAA que no les corresponde, bien por el uso de la deuda como mecanismo de generación de ilusión fiscal.	GT: el signo esperado es positivo, lo que indicaría una utilización de la deuda como instrumento de financiación generador de ilusión fiscal.	SI (en todos los casos) / +
3.- La hipótesis de otros argumentos políticos, supone considerar dos nuevos posibles comportamientos. Por una parte, podría haberse producido un comportamiento diferencial entre distintas CCAA derivado de la acción ideológica de los distintos gobiernos. Por otra parte, la utilización del endeudamiento podría haber seguido las pautas del ciclo electoral.	IDEOLOG: se presume una relación positiva entre endeudamiento y esta variable, ya que se espera que las CCAA gobernadas por partidos de izquierdas, más proclives en sus postulados ideológicos a la intervención pública en la economía, hayan hecho un uso más intensivo de la deuda que las gobernadas por partidos más conservadores, con una confianza mayor en la iniciativa privada.	SI (para ICF) / -
	PROXELEC: el signo esperado es positivo, ya que se postula que la acumulación de deuda será mayor en los períodos inmediatamente anteriores a la convocatoria de un proceso electoral.	No (en todos los casos) / + (END) y - (PF)
Variable de control	TIEMPO: dada la evolución de la deuda autonómica, el signo esperado es positivo.	SI (en todos los casos) / +
García-Milá y McGuire (1993)		
1.- Dadas las características del sistema de financiación, creen que las CCAA más ricas se verán obligadas a utilizar en mayor medida la deuda para cubrir sus necesidades de gasto.	PIBPC: estiman por separado el coeficiente entre las 5 CCAA con mayor nivel de competencias y las otras de Régimen Común, esperando una relación positiva entre la deuda y esta variable.	SI (NCA) / + No (Restantes CCAA) / +
2.- Debido a las características institucionales de las CCAA uniprovinciales esperan que tengan una pauta de comportamiento distinta.	DPROV: el signo esperado no está determinado a priori.	SI (en todos los casos) /+
3.- Separan el efecto que ejerce la educación y la sanidad, puesto que las CCAA pueden desviar parte del presupuesto de sanidad o educación a financiar otros gastos corrientes.	EDU: el signo esperado es indeterminado.	NO (en todos los casos) / -
	SAN: tampoco en este caso el signo esperado está predeterminado.	NO (en todos los casos) / +
Variable de control	D87-D91: son variables que pretenden captar comportamientos específicos anuales, no adelantando ninguna relación previa con el endeudamiento.	SI (D90 y D91) / +

Fuente: elaboración propia.

Cuadro A.4:
Estadísticos descriptivos de las principales variables

	Media	Desv. estándar	Mínimo	Máximo	Suma	Varianza	Sesgo	Kurtosis
GINTR	0,00281	0,00234	0,0	0,01077	0,7598	0,00001	0,92442	0,24524
GTSKNETR	0,01524	0,01074	-0,01381	0,06962	4,13236	0,00011	1,70648	5,27983
AHORPR	0,01439	0,01134	-0,00536	0,10847	3,89879	0,00013	3,28255	19,44492
MLOFCA(-1)	0,65849	0,32889	-1,44576	1	178,45050	0,10817	-2,35962	0,87915
MECPR(-1)	0,01928	0,02621	0,0	0,11584	5,22606	0,00069	1,25374	0,86225
NEGECP	5,45434	12,48339	-48,85862	102,89664	1478,12517	155,83502	2,66830	17,08834
RESPONK	0,13523	0,10463	0,0	0,67844	36,64791	0,01095	1,53667	3,18027
RESPONC	0,53303	0,22774	0,00629	0,96670	144,45038	0,05187	-0,27816	-0,53326

Matriz de correlación

	GINTR	GTSKNETR	AHORPR	MLOFCA(-1)	MECPR(-1)	NEGECP	RESPONK	RESPONC
GINTR	1							
GTSKNETR	0,25522	1						
AHORPR	0,25569	0,51114	1					
MLOFCA(-1)	-0,40012	0,10872	0,03921	1				
MECPR(-1)	0,46980	0,03342	0,31343	-0,16420	1			
NEGECP	0,38437	0,18307	0,05117	-0,039787	0,049053	1		
RESPONK	-0,39311	-0,42425	-0,34643	0,056473	-0,10961	-0,14031	1	
RESPONC	0,27346	-0,11775	-0,17919	0,022883	0,055837	0,082798	-0,29824	1

RESUMEN

El presente trabajo tiene una doble finalidad. Primera, profundizar en las estimaciones existentes que tratan de aproximarse a los factores explicativos del endeudamiento regional. Y segunda, contrastar el impacto de los distintos mecanismos diseñados para controlar el uso de la deuda en el ámbito regional, en especial, los límites de la Ley Orgánica de Financiación de las Comunidades Autónomas (LOFCA) y los Escenarios de Consolidación Presupuestaria (ECP). De nuestro análisis podemos concluir que la deuda autonómica se destina a financiar gastos de inversión, pero también otros gastos corrientes; y, segundo, que los ECP parecen presentar un diseño incorrecto frente al límite LOFCA.

PALABRAS CLAVE: deuda regional, mecanismos de control.
CLASIFICACION JEL: H7.

ABSTRACT

An analysis of the institutional restrictions for the control of the regional debt in historical perspective

The present paper has a double aim. First, to deepen in the existent estimates that try to approach to the explanatory factors of the regional indebtedness. And second, to contrast the impact of the different mechanisms designed to control the use of the debt in the regional level, especially, the limits of the Ley Orgánica de Financiación de las Comunidades Autónomas (LOFCA) and the Escenarios de Consolidación Presupuestaria (ECP). Of our analyses we can conclude that the autonomous debt is dedicated to finance investment expenses, but also other ordinary expenses; and, second that the ECP seems to present an incorrect design in front of the limit described in the LOFCA.

KEYWORDS: regional debt, control mechanisms.

JEL CLASSIFICATION: H7.

El efecto sobre-reacción en el mercado español

CARLOS FORNER RODRIGUEZ*

JOAQUIN MARHUENDA FRUCTUOSO*

Departamento de Economía Financiera, Contabilidad y Marketing
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Alicante

1. INTRODUCCIÓN

Uno de los tópicos que ha recibido mayor atención en la literatura financiera ha sido la posibilidad de que los inversores puedan predecir la evolución futura de las rentabilidades. Un caso concreto lo constituye la hipótesis de *sobre-reacción*, identificada por De Bondt y Thaler (1985), que considera que los títulos que durante un largo período de tiempo se han visto afectados por un cúmulo de malas noticias tienden a estar infravalorados al haber sido excesivamente castigados por el mercado, ocurriendo justo lo contrario con los títulos que durante un largo período de tiempo se han visto beneficiados por una sucesión de buenas noticias. Es decir, el mercado sobre-reacciona ante la persistencia a largo plazo de noticias de un mismo signo provocando que los valores de mercado de los títulos se desvíen, temporalmente, de sus valores fundamentales, siendo de esperar que con el tiempo estas desviaciones desaparezcan generándose rentabilidades anormales.

* Los autores desean agradecer a Gonzalo Rubio los comentarios recibidos así como las facilidades concedidas para disponer de su base de datos sin la que este trabajo no hubiera sido posible, y a Belén Nieto por facilitarnos los factores de Fama y French. También queremos dar las gracias a varios evaluadores anónimos. Igualmente, los autores agradecen el apoyo prestado por el *Instituto Alicantino de Cultura Juan Gil-Albert*. Este trabajo ha recibido financiación de la Dirección General de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología (Proyecto BEC2002-03797). Una versión previa de este trabajo está disponible en la serie EC publicada por el *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas* (IVIE), WP-EC 2002-02.

Una forma sencilla de contrastar dicha hipótesis consiste en construir lo que se conoce como *estrategias contrarias*, siendo la más simple de éstas la que crea una cartera que toma posiciones largas en los títulos que menor rentabilidad han experimentado en los últimos años (perdedores) y, simultáneamente, toma posiciones cortas en los que han proporcionado una mayor rentabilidad en ese mismo período (*ganadores*), manteniendo dicha cartera durante un largo período de tiempo. Esta posibilidad de predecir rentabilidades futuras a largo plazo a partir de rentabilidades pasadas ha sido corroborada por muchos trabajos y en numerosos países[1].

En un trabajo previo, Forner y Marhuenda (2001) obtienen que, para el mercado español en el período 1963-1997, la estrategia contraria no proporciona rentabilidades anormalmente positivas cuando se analizan períodos de tres años, rechazándose por tanto la existencia de un efecto sobre-reacción para dicho horizonte temporal y contradiciendo la evidencia previa obtenida en este mercado por Alonso y Rubio (1990). Para ello, inicialmente, aplican la metodología estándar desarrollada por De Bondt y Thaler (1985) que usa rentabilidades ajustadas por mercado y, seguidamente, realizan un ajuste por riesgo de acuerdo con el planteamiento propuesto por Chan (1988)[2].

Dado que esta evidencia previa presentaba algunas deficiencias y mostraba resultados discordantes, el objetivo de este trabajo ha sido aportar evidencia adicional para el mercado de capitales español, introduciendo varias mejoras con respecto a estos dos trabajos previos:

- Además de períodos de formación de tres años se consideran períodos de cinco años.
- La rentabilidad acumulada de las carteras en el período de prueba es calculada además de con el procedimiento aditivo con el de *comprar-y-mantener*. Actuando de esta forma, se tiene en cuenta la evidencia existente en la literatura financiera que demuestra que acumular rentabilidades de forma aditiva no es la forma más correcta y, además, presenta sesgos que pue-

[1] También existe abundante literatura que plantea si este comportamiento refleja efectivamente una inadecuada respuesta del mercado a la información (hipótesis de sobre-reacción) o, si por el contrario, puede explicarse con argumentos consistentes con la hipótesis de eficiencia. La mayoría de las justificaciones esgrimidas por los defensores de la eficiencia del mercado pueden clasificarse en tres grandes grupos: (i) problemas en las metodologías aplicadas, (ii) mala especificación del modelo de valoración utilizado, y (iii) que sea la consecuencia de un problema de *data snooping*.

[2] Estas dos metodologías comparten el procedimiento de acumulación aditivo de la rentabilidad y el uso de períodos de prueba no solapados. Una revisión detallada de ambas se encuentra en Forner y Marhuenda (2001).

den llevar a detectar anomalías que de hecho no existen [Conrad y Kaul (1993)].

- Adicionalmente al ajuste por riesgo que toma como referencia el CAPM, también se realiza un ajuste utilizando el modelo de tres factores de Fama y French (1993).
- Se analiza la robustez de los resultados ante la posibilidad de que se incumpla el supuesto de normalidad inherente a los contrastes tradicionales, empleando para ello la metodología *bootstrap*. Este aspecto es especialmente importante cuando se trabaja con rentabilidades a largo plazo, como es el caso, dado que éstas tienden a presentar una elevada asimetría positiva que puede sesgar los estadísticos t tradicionales [Lyon, Barber y Tsai (1999)].
- Ante la posibilidad de que el comportamiento de la estrategia contraria pueda estar afectado por el efecto enero, se realiza un análisis estacional diferenciando entre este mes y el resto del año.

Otra importante mejora introducida en este trabajo es la utilización de nuevas metodologías que eliminan el requisito de no-solapamiento en los períodos de prueba de las carteras impuesto por los contrastes tradicionales[3]. La supresión de este requisito permite analizar carteras construidas con una periodicidad anual y, por tanto, aumentar considerablemente el número de períodos de prueba disponibles. De esta manera, se consigue mejorar la altamente cuestionable fiabilidad de los estadísticos obtenidos en los trabajos previos realizados en el mercado español[4].

El artículo se estructura de la siguiente forma. En el segundo apartado se presentan los datos empleados y el procedimiento utilizado en la construcción de carteras. A continuación, se presentan los ajustes realizados tanto por mercado como por riesgo y, finalmente, se muestran las conclusiones.

2. DATOS Y PROCEDIMIENTO DE CONSTRUCCIÓN DE CARTERAS.

2.1. Datos

En este estudio se utilizan las rentabilidades mensuales, ajustadas por dividendos, ampliaciones de capital y desdoblamientos, de títulos

[3] El motivo por el cual se exigía este requisito era el de poder suponer independencia a la hora de calcular los estadísticos de contraste correspondientes.

[4] En Forner y Marhuenda (2001) se realizan contrastes con tan sólo once observaciones y en Alonso y Rubio (1990) con tan sólo tres.

cotizados en el mercado español en el período de tiempo que va de enero de 1963 a diciembre de 1997. Como referencia del mercado se considera tanto una cartera equiponderada como ponderada por valor. Como rentabilidad del activo libre de riesgo se emplea: hasta 1982, el tipo de interés de los préstamos ofrecidos por las instituciones financieras; en el período 1982-1987, el equivalente mensual de los tipos de interés a un año de los Pagarés del Tesoro; en el período 1988-1995, el tipo de interés mensualizado de las letras a un año en el mercado secundario y hasta 1997 los repos a un mes. Cuando a la muestra principal le exigimos que esté disponible el correspondiente dato mensual de tamaño y ratio BTM para poder calcular los factores de Fama y French (1993), ésta queda restringida al período comprendido entre enero del 1982 y diciembre de 1997, un total de 192 meses[5].

2.2. Construcción de carteras

Para contrastar la efectividad de la estrategia contraria (CE) se construyen dos pares de carteras formadas por los títulos ganadores (perdedores) que en períodos de formación de tres (cinco) años naturales han exhibido la mayor (menor) rentabilidad acumulada de forma aditiva[6]. Para formar estas cuatro carteras, el 1 de enero de cada año (fechas de formación) se siguen los siguientes pasos: a) se seleccionan los títulos con una cotización ininterrumpida en los 36 (60) meses previos, período de formación (z =–36(–60),...,–2,–1), y con al menos una cotización en los cinco años posteriores, período de prueba (z=1,2,...,60); b) se ordenan los títulos conforme a su rentabilidad acumulada en el período de formación, disponiendo así de dos clasificaciones que dependen de la duración del período de formación (tres o cinco años), y a partir de cada clasificación se construye una cartera de ganadores (W) y otra de perdedores (L) con los cinco títulos superiores e inferiores. Una vez construidas estas carteras se analiza su comportamiento en los cinco años siguientes a su fecha de formación (período de prueba)[7].

---

[5] Las rentabilidades de los factores de Fama y French (1993) han sido facilitadas por la profesora Belén Nieto. Véase Nieto (2004).

[6] También se ha considerado la posibilidad de que las carteras seleccionen sus títulos en función de su rentabilidad acumulada de forma compuesta, en lugar de aditiva. Aunque la efectividad de la estrategia contraria decae ligeramente, los resultados son similares.

[7] La primera fecha de formación es el 1 de enero de 1966 (1968) cuando trabajamos con períodos de formación de 3 (5) años. La última fecha de formación en ambos casos es el 1 de enero de 1993, lo cual permite disponer de 5 años posteriores a dicha fecha. Por tanto, tenemos un total de 28 (26) fechas de formación.

3. RENTABILIDADES AJUSTADAS POR MERCADO

En una primera aproximación se realiza un análisis utilizando rentabilidades ajustadas por mercado. Para ello, se aplica una visión revisada de la metodología de De Bondt y Thaler (1985) que a diferencia del trabajo original permite el solapamiento de los períodos de prueba. Así, para cada una de las carteras ganadoras y perdedoras se calcula su rentabilidad acumulada ajustada por mercado en cada uno de los 60 meses que forman parte del período de prueba. A la hora de acumular las rentabilidades se emplea tanto el procedimiento aditivo como el de comprar-y-mantener:

$$(1) \qquad CAR^{a}_{p,f,\tau} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{z=1}^{\tau} R_{i,f,z}}{n} - \frac{\sum_{j=1}^{N}\sum_{z=1}^{\tau} R_{j,f,z}}{N}$$

$$CAR^{b\&h}_{p,f,\tau} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left[\prod_{z=1}^{\tau}(1+R_{i,f,z})\right]}{n} - \frac{\sum_{j=1}^{N}\left[\prod_{z=1}^{\tau}(1+R_{j,f,z})\right]}{N}$$

$$(2) \qquad f = 1,2,...,F\,; \quad \tau = 1,2,...,60; \quad P = L,W$$

donde: $R_{i,f,z}$ es la rentabilidad del título i en el mes z del período de prueba f; $CAR^{a}_{p,f,\tau}$ y $CAR^{b\&h}_{p,f,\tau}$ es la rentabilidad anormal acumulada, de forma aditiva y comprar-y-mantener respectivamente, hasta el mes τ del período de prueba de la cartera p construida en la fecha de formación f; F es el número total de fechas de formación, 26 (28) para períodos de formación de 3 (5) años; n es el número de títulos que componen la cartera (5 en nuestro caso); y N representa el número total de títulos existentes en el mercado en cada momento.

Si existe sobre-reacción se esperan los siguientes resultados:

$$\begin{aligned} ACAR_{L,\tau} > 0; \qquad ACAR_{W,\tau} < 0; \\ ACAR_{CE,\tau} = (ACAR_{L,\tau} - ACAR_{W,\tau}) > 0 \end{aligned} \qquad \tau = 1,\ldots,60.$$

donde

$$ACAR_{p,\tau} = \frac{1}{F}\sum_{f=1}^{F} CAR_{p,f,\tau}, \quad F = 28,26 \quad p = W, L \quad \tau = 1,2,\ldots,60 \qquad (3)$$

Para realizar los contrastes hay que tener en cuenta tanto el problema de autocorrelación inducido por el solapamiento de los períodos de prueba como la elevada asimetría positiva que tienden a presentar las rentabilidades acumuladas a largo plazo (especialmente con el procedimiento de comprar-y-mantener). Por ello, se utilizan estadísticos t ajustados por Newey-West y, adicionalmente, se realiza también una aplicación bootstrap sobre un estadístico t ajustado por asimetría [Lyon, Barber y Tsai (1999)] en su variante de bloques móviles[8].

En el Cuadro 1 se muestran las rentabilidades acumuladas ajustadas por mercado (*ACAR*), tanto con el procedimiento aditivo como con el de comprar-y-mantener, a lo largo del periodo de prueba, así como los correspondientes p-valores. Los resultados obtenidos sugieren una evidencia a favor de la efectividad de la estrategia contraria tanto para períodos de formación de tres años (a diferencia de lo que sucede en el trabajo de Forner y Marhuenda (2001)) como de cinco años. Además, el grado de reversión parece ser mayor entre los títulos perdedores que entre los ganadores.

[8] Véase Forner y Marhuenda (2002) para una descripción detallada de cómo se ha aplicado el bootstrap.

Cuadro 1

ACARs para carteras construidas a partir de la rentabilidad acumulada de forma aditiva en períodos de formación de tres (cinco) años: Rentabilidades ajustadas al mercado y acumuladas con el procedimiento aditivo (comprar-y-mantener) en los meses 6, 12, ..., 60 del período de prueba para la cartera ganadora (perdedora) construida con los cinco títulos que han experimentado mayor (menor) rentabilidad acumulada de forma aditiva en períodos de formación de tres (cinco) años, así como para la cartera de coste cero resultante de mantener una posición larga en la de perdedores y otra corta en la de ganadores. Como índice de mercado se ha utilizado una cartera de mercado equiponderada. El período analizado comprende desde enero de 1963 hasta diciembre de 1997. Entre corchetes se muestran los p-valores correspondientes a los estadísticos t, que han sido calculados de forma consistente ante autocorrelación con Newey-West, así como con la aplicación *bootstrap* de bloques móviles del estadístico t ajustado por asimetría.

PANEL A: Período de formación de 3 años (F=28)

		Mes del período de prueba									
		6	**12**	**18**	**24**	**30**	**36**	**42**	**48**	**54**	**60**
Perdedores	$ACAR^{a}$	0,020	0,000	0,066	0,073	0,160	0,183	0,203	0,268	0,311	0,341
	p-val. (N-W)	[0,35]	[0,99]	[0,08]	[0,06]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
	p-val. (bootstrap)	[0,21]	[0,89]	[0,05]	[0,08]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
	$ACAR^{b\&h}$	0,011	0,005	0,080	0,072	0,059	0,028	0,122	0,586	1,001	0,810
	p-val. (N-W)	[0,65]	[0,92]	[0,25]	[0,28]	[0,44]	[0,70]	[0,50]	[0,25]	[0,23]	[0,19]
	p-val. (bootstrap)	[0,52]	[0,99]	[0,08]	[0,34]	[0,42]	[0,88]	[0,53]	[0,08]	[0,06]	[0,05]
Ganadores	$ACAR^{a}$	-0,011	-0,004	-0,047	-0,090	-0,125	-0,178	-0,196	-0,197	-0,187	-0,203
	p-val. (N-W)	[0,47]	[0,88]	[0,22]	[0,09]	[0,04]	[0,06]	[0,03]	[0,07]	[0,08]	[0,10]
	p-val. (bootstrap)	[0,67]	[0,68]	[0,43]	[0,19]	[0,09]	[0,12]	[0,01]	[0,08]	[0,09]	[0,10]
	$ACAR^{b\&h}$	-0,012	0,017	-0,090	-0,150	-0,251	-0,282	-0,433	-0,370	-0,528	-0,383
	p-val. (N-W)	[0,41]	[0,64]	[0,13]	[0,10]	[0,11]	[0,14]	[0,16]	[0,26]	[0,22]	[0,37]
	p-val. (bootstrap)	[0,55]	[0,37]	[0,23]	[0,22]	[0,10]	[0,17]	[0,08]	[0,30]	[0,17]	[0,44]
Estrategia Contraria	$ACAR^{a}$	0,031	0,005	0,113	0,163	0,285	0,361	0,399	0,465	0,498	0,545
	p-val. (N-W)	[0,30]	[0,93]	[0,08]	[0,04]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
	p-val. (bootstrap)	[0,25]	[0,72]	[0,14]	[0,13]	[0,01]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
	$ACAR^{b\&h}$	0,023	-0,012	0,170	0,222	0,309	0,310	0,555	0,956	1,529	1,193
	p-val. (N-W)	[0,49]	[0,85]	[0,05]	[0,08]	[0,03]	[0,10]	[0,12]	[0,18]	[0,17]	[0,15]
	p-val. (bootstrap)	[0,46]	[0,60]	[0,04]	[0,20]	[0,18]	[0,29]	[0,06]	[0,04]	[0,02]	[0,05]

PANEL B: Período de formación de 5 años (F=26)

		Mes del período de prueba									
		6	**12**	**18**	**24**	**30**	**36**	**42**	**48**	**54**	**60**
Perdedores	$ACAR^{a}$	0,057	0,053	0,129	0,149	0,201	0,247	0,307	0,400	0,444	0,478
	p-val. (N-W)	[0,06]	[0,14]	[0,02]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
	p-val. (bootstrap)	[0,00]	[0,03]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
	$ACAR^{b\&h}$	0,050	0,062	0,224	0,206	0,174	0,251	0,600	1,341	2,089	1,668
	p-val. (N-W)	[0,17]	[0,28]	[0,01]	[0,01]	[0,05]	[0,01]	[0,07]	[0,13]	[0,13]	[0,07]
	p-val. (bootstrap)	[0,02]	[0,13]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,03]	[0,13]	[0,01]
Ganadores	$ACAR^{a}$	-0,005	-0,032	-0,108	-0,168	-0,194	-0,252	-0,238	-0,279	-0,299	-0,369
	p-val. (N-W)	[0,87]	[0,48]	[0,12]	[0,03]	[0,04]	[0,02]	[0,04]	[0,03]	[0,02]	[0,01]
	p-val. (bootstrap)	[0,75]	[0,43]	[0,15]	[0,05]	[0,05]	[0,01]	[0,03]	[0,01]	[0,02]	[0,00]
	$ACAR^{b\&h}$	-0,014	-0,030	-0,172	-0,189	-0,366	-0,397	-0,589	-0,552	-0,800	-0,682
	p-val. (N-W)	[0,73]	[0,67]	[0,26]	[0,16]	[0,16]	[0,11]	[0,15]	[0,17]	[0,13]	[0,15]
	p-val. (bootstrap)	[0,65]	[0,62]	[0,18]	[0,16]	[0,09]	[0,05]	[0,06]	[0,12]	[0,06]	[0,19]
Estrategia Contraria	$ACAR^{a}$	0,063	0,084	0,237	0,317	0,395	0,499	0,545	0,679	0,743	0,847
	p-val. (N-W)	[0,21]	[0,18]	[0,01]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
	p-val. (bootstrap)	[0,03]	[0,07]	[0,00]	[0,00]	[0,01]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
	$ACAR^{b\&h}$	0,064	0,091	0,396	0,395	0,540	0,648	1,189	1,893	2,889	2,351
	p-val. (N-W)	[0,32]	[0,41]	[0,03]	[0,02]	[0,06]	[0,03]	[0,06]	[0,09]	[0,09]	[0,04]
	p-val. (bootstrap)	[0,10]	[0,28]	[0,00]	[0,00]	[0,02]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,06]	[0,04]

Por otra parte, se observa que el nivel de significatividad es mayor cuando las rentabilidades del período de prueba son acumuladas con el procedimiento aditivo en lugar del de comprar-y-mantener; consistente con la evidencia obtenida por Conrad y Kaul (1998) relativa al sesgo bid-ask. Además, se observa como los p-valores calculados con el estadístico t tienden a ser mayores que los obtenidos con el procedimiento bootstrap, lo cual parece reflejar que los primeros están sesgados al alza como consecuencia de la elevada asimetría positiva de las rentabilidades acumuladas (especialmente cuando se acumula con comprar-y-mantener)[9].

4. RENTABILIDADES AJUSTADAS POR RIESGO

A la hora de realizar un ajuste por riesgo, el solapamiento en los períodos de formación y de prueba impide la utilización del procedimiento propuesto por Chan (1988). Por esta razón, en este trabajo se opta por usar las metodologías de Ball y Kothari (1989) y Jegadeesh y Titman (1993)[10].

En su estudio de la estrategia contraria, Ball y Kothari (1989) en lugar de analizar la rentabilidad acumulada a lo largo de todo el período de prueba, estudian por separado cada uno de los años que lo componen, obteniendo de esta manera una serie temporal de rentabilidades anuales para cada uno de los años del período de prueba exenta, por construcción, de autocorrelación. De acuerdo con este planteamiento, se calculan las rentabilidades anuales de las carteras para cada uno de los 3 (5) años del período de formación y cada uno de los 5 años del período de prueba, utilizando para ello el procedimiento de comprar-y-mantener. Seguidamente se estima la rentabilidad ajustada por riesgo para cada uno de los años que constituyen el período de formación-prueba con la siguiente regresión:

---

[9] Por ejemplo, el coeficiente de asimetría de los $CARs^{k,\tau}$ de la estrategia contraria está siempre por encima de +1, llegando a alcanzar valores superiores a +4.

[10] El ajuste por riesgo realizado con estas dos metodologías resuelve correctamente el problema de inestabilidad en beta apuntado por Chan (1988). En particular, este autor indica que, como consecuencia del efecto apalancamiento, es de esperar que a lo largo del período de formación el nivel de riesgo aumente para la cartera perdedora y disminuya para la ganadora. Por tanto, no es conveniente estimar su riesgo a partir de rentabilidades pasadas, como hacen De Bondt y Thaler (1985), ya que podríamos infraestimarlo para la cartera perdedora y sobrestimarlo para la ganadora.

$$\left\{R_{p,f,a} - r_{f,a} = \alpha_{p,a} + \left[R_{m,f,a} - r_{f,a}\right]\beta_{p,a} + \varepsilon_{p,f,a};\quad f = 1,\ldots,28(26)\right\} \qquad (4)$$
$$a = \text{-3 (-5), -2 (-4),...,5}$$
$$\text{p} = \text{L,W}$$

donde $R_{p,f,a}$ es la rentabilidad de la cartera p en el año a del período de formación-prueba f; $r_{f,a}$ y $R_{m,f,a}$ son la rentabilidad del activo libre de riesgo y de la cartera de mercado en el año del período de formación-prueba f; $\alpha_{p,a}$ y $\beta_{p,a}$ son constantes que representan la rentabilidad anormal y el riesgo sistemático en el año del período de formación-prueba para la cartera p; y $\varepsilon_{p,f,a}$ es un término de error aleatorio normalmente distribuido.

Un valor significativamente positivo (negativo) de α para la cartera perdedora (ganadora) implica la presencia de reversión en la rentabilidad, mientras que el resultado contrario implica continuación. Para contrastar la eficacia de la estrategia contraria simplemente se sustituye el lado izquierdo de la igualdad por $R_{L,f,a} - R_{W,f,a}$.

Los resultados de aplicar esta metodología se muestran en el Cuadro 2, donde se presentan las rentabilidades ajustadas por riesgo y los betas de mercado para cada uno de los 8 (10) años del periodo de formación-prueba. Se observa cómo, después de ajustar por riesgo, la estrategia contraria es efectiva en el segundo y tercer año para períodos de formación de cinco años, siendo el nivel de significación para esos mismos años menor cuando se consideran períodos de formación de tres años. En cuanto a la evolución del riesgo sistemático, los resultados están en la línea de los sugeridos por Chan (1988); esto es, los títulos perdedores experimentan un incremento de riesgo al pasar del período de formación al período de prueba, los ganadores una disminución y la estrategia contraria un incremento.[11]

[11] La utilización de un índice de mercado equiponderado o ponderado por valor no altera las conclusiones del trabajo.

Cuadro 2

Rentabilidades anuales comprar-y-mantener ajustadas por riesgo, α, para carteras construidas a partir de la rentabilidad acumulada de forma aditiva en periodos de formación de tres (cinco) años: Rentabilidades comprar-y-mantener anuales ajustadas por riesgo de cada uno de los 8 (10) años que componen el periodo de formación-prueba para la cartera ganadora (perdedora) construida con los cinco títulos que han experimentado mayor (menor) rentabilidad acumulada de forma aditiva en periodos de formación de tres (cinco) años, así como para la cartera de coste cero resultante de mantener una posición larga en la de perdedores y otra corta en la de ganadores. Como índice de mercado se ha utilizado una cartera de mercado equiponderada. El periodo analizado comprende desde enero de 1963 hasta diciembre de 1997. Entre corchetes se muestran los p-valores.

PANEL A: PERÍODO DE FORMACIÓN DE TRES AÑOS (F=28)

		Año del período formación-prueba									
		-5	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4	5
Perdedores	α			-0,294	-0,315	-0,352	-0,064	0,026	0,070	0,027	-0,004
				[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,17]	[0,59]	[0,25]	[0,67]	[0,94]
	β			0,398	0,414	0,527	1,467	1,297	1,350	1,591	1,765
				[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Ganadores	α			0,340	0,336	0,382	-0,033	-0,088	-0,072	-0,019	-0,008
				[0,02]	[0,01]	[0,02]	[0,50]	[0,04]	[0,20]	[0,71]	[0,87]
	β			3,047	2,930	3,286	1,340	0,799	0,836	0,787	0,919
				[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Estrategia Contraria	α			-0,634	-0,651	-0,734	-0,031	0,114	0,142	0,045	0,004
				[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,65]	[0,06]	[0,07]	[0,64]	[0,97]
	β			-2,649	-2,516	-2,759	0,128	0,498	0,514	0,805	0,846
				[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,45]	[0,00]	[0,01]	[0,00]	[0,00]

PANEL B: PERÍODO DE FORMACIÓN DE CINCO AÑOS (F=26)

		Año del período formación-prueba									
		-5	-4	-3	-2	-1	1	2	3	4	5
Perdedores	α	-0,166	-0,209	-0,237	-0,268	-0,255	-0,042	0,060	0,070	0,077	0,020
		[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,51]	[0,40]	[0,20]	[0,32]	[0,75]
	β	0,338	0,513	0,463	0,388	0,602	1,668	1,391	1,315	1,999	1,686
		[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Ganadores	α	0,167	0,168	0,203	0,238	0,253	0,001	-0,128	-0,074	-0,031	-0,085
		[0,23]	[0,24]	[0,16]	[0,14]	[0,16]	[0,99]	[0,00]	[0,18]	[0,47]	[0,14]
	β	2,900	2,965	2,823	3,273	3,251	0,804	0,742	0,604	0,870	0,784
		[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Estrategia Contraria	α	-0,333	-0,378	-0,440	-0,506	-0,508	-0,043	0,189	0,144	0,107	0,105
		[0,05]	[0,05]	[0,02]	[0,01]	[0,02]	[0,68]	[0,04]	[0,05]	[0,31]	[0,32]
	β	-2,563	-2,452	-2,360	-2,885	-2,649	0,864	0,648	0,711	1,129	0,902
		[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]

Por otra parte, en su análisis de la existencia de *momentum* en el mercado americano, Jegadeesh y Titman (1993) trabajan con períodos de prueba solapados mes a mes y resuelven el problema de autocorrelación calculando la rentabilidad mensual que obtendría un inversor en cada mes de calendario si siguiese la estrategia estudiada[12]. Teniendo en cuenta este planteamiento, se ha extrapolado la metodología de Jegadeesh y Titman (1993), inicialmente diseñada para análisis a medio

[12] Fama (1998) y Lyon, Barber y Tsai (1999) defienden la utilización de esta metodología a la que denominan "*calendar time portfolio method*". Asimismo, Fama (1998) apoya la utilización de rentabilidades mensuales medias anormales del período de prueba en contra de las rentabilidades anormales a largo plazo.

plazo, al presente estudio de la estrategia contraria, en el que se trabaja con períodos de prueba que se solapan de año en año en lugar de mes en mes. Para ello, es necesario calcular en cada mes de calendario la rentabilidad experimentada por dos *macrocarteras*[13], una formada por carteras ganadoras y la otra por perdedoras, que mantendría un inversor si en cada fecha de formación comprase las correspondientes carteras de ganadores y perdedores y las mantuviese cinco años. Así, en un determinado momento del tiempo, la macrocartera ganadora (perdedora) estará formada por las carteras ganadoras (perdedoras) construidas en las cinco fechas de formación últimas. Por tanto, las macrocarteras estarán compuestas por cinco carteras y se revisará 1/5 de sus componentes al final de cada año.

Al igual que antes, las rentabilidades ajustadas por riesgo se calculan realizando la siguiente regresión:

$$R_{\varphi(p),t} - r_t = \alpha_{\varphi(p)} + \left[R_{m,t} - r_t\right]\beta_{\varphi(p)} + \varepsilon_{\varphi(p),t}; \qquad p = L,W \tag{5}$$

Periodos de formación de 3 años: $t = 01/66, 02/66, ..., 12/97$

Periodos de formación de 5 años: $t = 01/68, 02/68, ..., 12/97$

donde: $R_{\varphi(p),t}$ es la rentabilidad de la macrocartera p en el mes de calendario t; r_t y $R_{m,t}$ son la rentabilidad del activo libre de riesgo y de la cartera de mercado en el mes de calendario t; $\alpha_{\varphi(p)}$ y $\beta_{\varphi(p)}$ son constantes que representan la rentabilidad anormal mensual y el riesgo sistemático para la macrocartera p; y $\varepsilon_{\varphi(p),t}$ es un término de error aleatorio independiente e idénticamente distribuido.

Esta última metodología se repite de nuevo pero trabajando con las rentabilidades anuales y años de calendario. Adicionalmente, ante la posibilidad de que la estrategia contraria esté vinculada con el efecto enero se realiza una variante de la regresión (5):

$$R_{\varphi(p),t} - r_t = \alpha_{j,\varphi(p)} \cdot D_t + \alpha_{nj,\varphi(p)}(1 - D_t) + \left[R_{m,t} - r_t\right]\beta_{\varphi(p)} + \varepsilon_{\varphi(p),t}; \qquad p = L,W \tag{6}$$

donde: D_t es una variable *dummy* que toma un valor igual a uno cuando nos encontramos en el mes de enero y cero en caso contrario;

[13] Cartera formada a su vez por carteras.

$\alpha_{j,\varphi(p)}$ representa la rentabilidad ajustada al riesgo correspondiente al mes de enero, y $\alpha_{nj,\varphi(p)}$ la rentabilidad ajustada al riesgo para los meses distintos de enero.

Finalmente, también se han estimado las rentabilidades anormales utilizando como referencia el modelo de Fama y French (1993):

$$R_{\varphi(p),t} - r_t = \alpha_{\varphi(p)} + \left[R_{M,t} - r_t\right]\beta_{\varphi(p)} + SMB_t \cdot s_{\varphi(p)} + HML_t \cdot h_{\varphi(p)} + \varepsilon_{\varphi(p),t};\ \text{p} = \text{L,W} \quad (7)$$

donde *SMB* y *HML* son los factores de tamaño y book-to-market[14].

En el Cuadro 3 se muestran los resultados obtenidos al aplicar esta metodología[15]. Curiosamente, los resultados son claramente diferentes dependiendo de cuál sea la unidad temporal elegida[16]: (i) cuando se consideran rentabilidades anuales las rentabilidades anormales no son significativas para ninguna de las tres carteras y para ninguno de los períodos de formación, y (ii) cuando se emplean rentabilidades mensuales todas las carteras exhiben rentabilidades anormales significativas con su signo esperado, salvo la cartera de perdedores con períodos de formación de tres años[17].

[14] Dada la disponibilidad de datos, este contraste sólo puede realizarse para el período comprendido entre enero de 1982 y diciembre de 1997.

[15] En esta tabla sólo se muestran las rentabilidades anormales. En Forner y Marhuenda (2002) se muestran todos los parámetros de la regresión.

[16] Fama (1998) indica que como consecuencia de que la composición de la macrocartera va cambiando mes a mes, puede existir un problema de heterocedasticidad que puede ser conveniente ajustar. Los resultados se han vuelto a calcular ajustando los estadísticos por White sin que las conclusiones del trabajo cambien significativamente. Estos resultados están disponibles para cualquier persona interesada.

[17] Una posible explicación a la discrepancia entre los resultados obtenidos podría encontrarse en la evidencia obtenida por Handa, Kothari y Wasley (1993) que sugiere que la aceptación, o no, del CAPM está relacionada con la unidad de tiempo empleada para medir las rentabilidades, así el modelo se rechaza cuando se utilizan rentabilidades mensuales y se acepta cuando se emplean rentabilidades anuales.

Cuadro 3

Rentabilidades anuales comprar-y-mantener y mensuales ajustadas por riesgo, α , para macrocarteras construidas a partir de la rentabilidad acumulada de forma aditiva en períodos de formación de tres (cinco) años: Rentabilidades anuales comprar-y-mantener y mensuales ajustadas por riesgo del período de prueba para la macrocartera ganadora (perdedora) construida a partir de los cinco títulos que han experimentado mayor (menor) rentabilidad acumulada de forma aditiva en períodos de formación de tres (cinco) años, así como para la cartera de coste cero resultante de mantener una posición larga en la de perdedores y otra corta en la de ganadores. Como índice de mercado se ha utilizado una cartera de mercado equiponderada para el CAPM y ponderada por valor para el modelo de tres factores de Fama y French. El período analizado comprende desde enero de 1963 hasta diciembre de 1997 (1982-1997 cuando se utiliza el modelo de tres factores). Entre corchetes se muestran los correspondientes p-valores. Adicionalmente se presentan las rentabilidades mensuales anormales diferenciando entre el mes de enero, α_j , y el resto de meses del año, α_{nj} .

Unidad medida	Modelo referencia	Perdedores			Ganadores			Estrategia Contraria		
		α	α_j	α_{nj}	α	α_j	α_{nj}	α	α_j	α_{nj}
PANEL A: Período de formación 3 años										
Anual	**CAPM**	0,001 [0,98]			-0,036 [0,25]			0,038 [0,54]		
Mensual	**CAPM**	0,003 [0,21]			-0,003 [0,03]			0,006 [0,04]		
			0,031 [0,00]	0,001 [0,75]		-0,009 [0,12]	-0,003 [0,07]		0,04 [0,00]	0,004 [0,25]
	Fama y French (1982-97)	0,006 [0,19]			-0,002 [0,47]			0,008 [0,13]		
			0,050 [0,00]	0,002 [0,59]		-0,001 [0,93]	-0,002 [0,47]		0,051 [0,01]	0,005 [0,38]
PANEL B: Período de formación 5 años										
Anual	**CAPM**	0,022 [0,66]			-0,055 [0,19]			0,076 [0,32]		
Mensual	**CAPM**	0,005 [0,04]			-0,006 [0,00]			0,011 [0,00]		
			0,027 [0,00]	0,004 [0,17]		-0,01 [0,14]	-0,006 [0,00]		0,037 [0,00]	0,009 [0,01]
	Fama y French (1982-97)	0,007 [0,10]			-0,005 [0,06]			0,012 [0,02]		
			0,035 [0,02]	0,005 [0,26]		0,001 [0,94]	-0,006 [0,05]		0,034 [0,07]	0,011 [0,04]

Por lo que hace referencia al estudio de estacionalidad, la evidencia indica que tanto la cartera perdedora como la estrategia contraria proporcionan rentabilidades positivas altamente significativas en los meses de enero, independientemente de la duración del período de formación, y que para los meses distintos de enero únicamente se observan rentabilidades significativas para períodos de formación de cinco años cuando se considera la cartera ganadora y la estrategia contraria. Por otra parte, si analizamos la diferencia entre la rentabilidad en el mes de enero y la rentabilidad mensual media del resto de meses (α_j–α_{nj}) de la estrategia contraria (0,036 para períodos de formación de tres años y 0,027 para períodos de cinco años) esta es significativa en ambos casos (estadísticos t de 3,17 y 2,16 con p-valores de 0,00 y 0,03, respectivamente). Por tanto, de estos resultados se puede deducir que

la efectividad de estrategia contraria en el mercado de capitales español parece centrarse básicamente en los meses de enero.

Por otra parte, cuando se utiliza el modelo de tres factores de Fama y French (1993) como alternativa al CAPM, se observa como las rentabilidades anormales simplemente experimentan una leve disminución. Así, aunque deja de ser significativa la rentabilidad anormal de la estrategia contraria a tres años y la rentabilidad anormal en el mes de enero de la estrategia a cinco años es únicamente significativa al 10%, en términos generales se mantienen las mismas conclusiones que con el CAPM. Por tanto, a diferencia de lo observado en otros mercados como el americano, el modelo de tres factores parece incapaz de explicar las rentabilidades anormales obtenidas por la estrategia contraria a 5 años en el mercado español.

5. CONCLUSIONES

Uno de los temas que mayor atención ha recibido por parte de la literatura financiera es la posibilidad de desarrollar estrategias de negociación sencillas que permitan obtener rentabilidades anormales. En este sentido resulta de especial interés el estudio de la estrategia contraria.

Así, en este trabajo se ha efectuado un análisis detallado del comportamiento de dicha estrategia realizando un especial hincapié en la utilización de procedimientos y metodologías que reduzcan en la medida de lo posible los distintos sesgos e inconvenientes comúnmente señalados en la literatura sobre la materia. Ello ha permitido concluir que, a diferencia de la estrategia contraria a tres años, la estrategia a cinco años sí que es, en principio, efectiva, lo cual presta cierto apoyo a la posible existencia de un efecto sobre-reacción en el mercado de capitales español para dicho horizonte temporal. Además, se ha comprobado como dicho fenómeno presenta un marcado componente estacional, tendiendo a concentrarse mayoritariamente en los meses de enero.

Finalmente, otro resultado relevante obtenido es que, a diferencia de lo observado en otros mercados, el modelo de tres factores de Fama y French (1993) no es capaz de explicar dicho fenómeno en nuestro mercado. No obstante, estos resultados no son definitivos y podrían ser mejorados mediante el uso de modelos condicionales. Así, Jagannathan y Wang (1996) obtienen que una versión condicional del CAPM explica mejor la sección cruzada en las rentabilidades medias y Wu (2002) demuestra que una versión condicional del modelo de tres factores de Fama y French (1993) consigue explicar conjuntamente tanto la reversión a largo plazo como el momentum a corto observado en las rentabilidades. Por tanto, parece conveniente un trabajo futuro donde se analice si estos modelos son capaces de explicar la reversión detectada en períodos de cinco años.

Referencias bibliográficas.

Alonso, A. y G. Rubio, (1990), "Overreaction in the Spanish Equity Market", Journal of Banking and Finance, 14, pp. 469-481.

Ball, R. y S. Kothari, (1989), "Nonstationary Expected Returns: Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlation in Returns", *Journal of Financial Economics*, 25, pp. 51-74.

Chan, K., (1988), "On the Contrarian Investment Strategy", *Journal of Business*, 61, 2, pp. 147-163.

Conrad, J. y G. Kaul, (1993), "Long-Term Market Overreaction or Biases in Computed Returns", *Journal of Finance*, 48, 1, Marzo, pp. 39-63.

De Bondt, W. y R. Thaler, (1985), "Does the Stock Market Overreact?", *Journal of Finance*, 40, 3, Julio, pp. 793-805.

Fama, E., (1998), "Market Efficiency, Lont-Term Returns, and Behavioral Finance", *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 283-306.

Fama, E. y K. French, (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 3-56.

Forner, C. y J. Marhuenda (2001), "¿Existe en el Mercado Español un Efecto Sobre-reacción?", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXX, nº 107, pp. 39-66.

Forner, C. y J. Marhuenda (2002), "¿Existe en el Mercado Español un Efecto Sobre-Reacción?: Análisis del Cálculo de Rentabilidades a Largo Plazo y Solución a la Escasez de Períodos", Documento de Trabajo, Dpto. de Economía Financiera, Contabilidad y Maketing, Universidad de Alicante, http://www.defcm.ua.es/wp.asp

Handa, P., S.P. Kothari y C. Wasley, (1993), "Sensitivity of Multivariate Tests of the CAPM to the Return Measurement Interval", *Journal of Finance*, 48, 4, pp. 1543-1551.

Jagannathan, R. y Z. Wang (1996), "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns", *Journal of Finance*, 51, 1, pp. 3-53.

Jegadeesh, N. y S. Titman, (1993), "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency", *Journal of Finance*, 48, pp. 65-91.

Lyon, J. D., B. M. Barber y C. Tsai, (1999), "Improved Methods for Test of Long-Run Abnormal Stock Returns", *Journal of Finance*, vol. 54, nº 1, pp. 165-201.

Nieto, B., (2004), "Evaluating multi-beta pricing models: An empirical analysis with Spanish market data", *Revista de Economía Financiera*, 2, 80-108

Wu, X. (2002), "A Conditional Multifactor Analysis of Return Momentum", *Journal of Banking and Finance*, 26, 8, pp. 1675-1696.

RESUMEN

En este trabajo se ha sometido a revisión el estudio del efecto sobre-reacción en el mercado bursátil español. Dado que la evidencia previa (centrada en períodos de tres años) presentaba algunas deficiencias y mostraba resultados discordantes, el objetivo de este trabajo ha sido aportar evidencia adicional introduciendo una serie de mejoras. Concretamente: (i) la consideración de períodos de cinco años; (ii) la utilización de metodologías que reduzcan en la medida de lo posible los distintos sesgos e inconvenientes comúnmente señalados en la literatura sobre la materia; (iii) la utilización del modelo de tres factores de Fama y French (1993); y (iv) un análisis de estacionalidad. Los resultados obtenidos sugieren la existencia de sobre-reacción cuando se consideran períodos de formación de cinco años (especialmente en los meses de enero), no pudiéndose decir lo mismo para períodos de tres años.

Palabras clave: sobre-reacción, rentabilidades a largo plazo.

Clasificación JEL: G14, G11, G12

ABSTRACT

This paper revises the over-reaction phenomenon in the Spanish Stock Market. The previous evidence on this topic (focused on three years periods) presents some deficiencies and shows discordant results, so the aim of this work is to contribute additional evidence introducing some improvements. They include: (i) the consideration of five years periods; (ii) the use of procedures and methodologies that reduce, as far as possible, the different biases and problems commonly pointed out in the literature on this topic; (iii) the use of the three factor model of Fama and French (1993); and (iv) a seasonal analysis. The results obtained suggest the existence of an over-reaction phenomenon when five years periods are considered (especially on January), but not with three years periods.

NORMAS PARA LOS AUTORES

1. Los originales deben remitirse por triplicado a: *Moneda y Crédito*, Fundación Santander Central Hispano, C/. Serrano, 92 - 2º. 28006 Madrid. Deberán contener material original no publicado ni presentado para su publicación en otro medio de difusión. Los artículos podrán estar escritos en inglés, pero se publicarán en castellano. Si los autores así lo prefieren, la traducción correrá a cargo de la revista.

2. *Moneda y Crédito* emplea para la aceptación de originales el sistema de evaluación anónima. El proceso de evaluación normalmente no durará más de cuatro meses, desde la recepción del original hasta la primera respuesta al autor.

3. *Moneda y Crédito* podrá modificar la redacción de los originales aceptados para su publicación, exclusivamente con el fin de mejorar su estilo o su inteligibilidad. El autor deberá corregir las pruebas de imprenta de su artículo y recibirá 25 separatas del mismo una vez publicado.

4. Los trabajos irán mecanografiados a doble espacio y las páginas numeradas correlativamente. Los apéndices y notas a pie de página irán al final del texto principal y antes de las referencias bibliográficas. Tras éstas irán los cuadros y gráficos, en hojas aparte. Finalmente, se incluirá en hoja aparte un resumen del artículo, de no más de 100 palabras, en inglés.

5. En la primera página se hará constar el nombre, dirección y afiliación profesional del autor, el número de clasificación del artículo según el *Journal of Economic Literature* y dos palabras claves (JEL Keywords).

6. Los cuadros y gráficos se numerarán correlativamente, tendrán un título suficientemente explicativo y contendrá información sobre las fuentes de los datos mostrados. Los gráficos deberán tener la suficiente calidad técnica para ser reproducidos directamente. Las palabras extranjeras aparecerán en letra cursiva o subrayada. Las fórmulas matemáticas más importantes se numerarán correlativamente entre paréntesis a su derecha. Los cuadros, gráficos y fórmulas matemáticas del Apéndice se numerarán correlativamente como A.1, A.2, etc.

7. En el texto, las referencias bibliográficas se citarán de forma abreviada con el apellido del autor y la fecha, distinguiendo a, b, c, etc. si hay varias del mismo autor y año; por ejemplo, Samuelson (1971a). Las referencias bibliográficas completas aparecerán al final del texto según el formato indicado por los siguientes ejemplos: Burda, M. y C. Wyplosz (1993), *Macroeconomics A. European Text*, Oxford University Press, Oxford; Hall R. (1989), «Consumption», en R. Barro (ed), *Modern Business Cycle Theory*, Basil Blackwell, Oxford; Hernando, I. y J. Vallés (1992), «Inversión y Restricciones Financieras: Evidencia en las Empresas Manufactureras Españolas», *Moneda y Crédito*; Sanz, C. (1993), «Una estimación de la Demanda de Trabajo Manual y No Manual». CEMFI, Documento de Trabajo 9317.

8. Las notas a pie de página deberán aparecer numeradas correlativamente. Los agradecimientos constituirán la primera nota a pie de página, no con un número sino con un asterisco (*).

9. La publicación de artículos en *Moneda y Crédito* está sujeta a la condición de poner a la disposición de los investigadores interesados los datos utilizados en los trabajos, así como la clara descripción del tratamiento de los mismos, incluyendo los suficientes detalles sobre el método de cálculo con el fin único de permitir su réplica. Toda esta información deberá estar disponible durante los tres años posteriores a la fecha de publicación. En cualquier caso, se entiende que los autores pondrán a su disposición de los evaluadores los datos utilizados en sus trabajos para su posible réplica destinada a mejorar la calidad del proceso de evaluación. Excepciones a esta regla podrán ser consideradas individualmente en aquellos casos en que los datos estén sujetos a restricciones de transferibilidad.