

de Andrés Mosquera, Andrés

Article

Los determinantes a largo plazo y su contribución a la tasa de ahorro de los hogares españoles en el período 1985-2016

Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa

Provided in Cooperation with:

Universidad Pablo de Olavide, Sevilla

Suggested Citation: de Andrés Mosquera, Andrés (2017) : Los determinantes a largo plazo y su contribución a la tasa de ahorro de los hogares españoles en el período 1985-2016, Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa, ISSN 1886-516X, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla, Vol. 24, pp. 292-339

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/195392>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



<https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/>

Los determinantes a largo plazo y su contribución a la tasa de ahorro de los hogares españoles en el período 1985–2016

DE ANDRÉS MOSQUERA, ANDRÉS
EAE Business School
Universitat Politècnica de Catalunya (España)
Correo electrónico: aandres@eae.es

RESUMEN

El trabajo estudia el comportamiento de la tasa de ahorro de los hogares en el período de 1985 a 2016. Se examinan las variables que la literatura considera que determinan la tasa de ahorro a largo plazo: renta, riqueza, desempleo, crédito y endeudamiento, ahorro público, estructura de la población, prestaciones sociales, tipos de interés y precios. Tras revisar la cointegración de las variables elegidas, proponemos cuatro especificaciones de la tasa de ahorro en función de sus determinantes a largo plazo: la renta permanente, la riqueza, el desempleo, el crédito, la tasa de dependencia y las prestaciones sociales. En el marco del modelo de corrección de error, contrastamos complementariamente la cointegración de las variables que confirman la validez del modelo. Los resultados muestran la especial relevancia a largo plazo de la tasa de dependencia que, como variable demográfica estructural, permite prever en cierta medida la evolución de la tasa de ahorro. Las prestaciones sociales, que muestran la importancia a largo plazo del sistema de prestaciones público, junto con el crédito y el desempleo, determinan la tasa de ahorro a largo plazo en consonancia con la fase del ciclo económico. La renta laboral-permanente incide sobre la tasa de ahorro especialmente en los cambios profundos de ciclo. La repercusión a largo plazo de la riqueza es de menor magnitud.

Palabras claves: ahorro de hogares; determinantes del ahorro; modelo de corrección de errores; ahorro precautorio; contracción del crédito; cointegración.

Clasificación JEL: E21; C13; C22.

MSC2010: 62J05; 62P20; 91B84.

Long-term determinants and its contribution to Spanish household saving rate during the period 1985–2016

ABSTRACT

The paper studies the behavior of the household saving rate during the period from 1985 to 2016. We examine the variables considered by the literature to determine the long-term saving rate: Income, wealth, unemployment, credit and indebtedness, public savings, population structure, social benefits, interest rates and prices. In the framework of the error correction model, we contrast the cointegration of the variables by means of four specifications for the saving rate according to its long-term determinants: Permanent income, wealth, unemployment, credit, dependency rate and social benefits. The results show the special long-term relevance of the dependency rate, which, as a structural demographic variable, allows us to predict the evolution of the saving rate. Equally important, social benefits show the relevance of social legislation and its impact on the survival of the welfare state. In the background, credit and unemployment determine the long-term saving rate at any stage of the economic cycle. The growth of labor income affects the saving rate especially in cycle changes when expectations on permanent income are modified. We find that wealth is less relevant. Finally, we find unconsolidated evidence about the fact that imbalances on the long-term rate are corrected in the short term through changes in labor income, wealth and credit.

Keywords: household saving; saving determinants; error correction model; precautionary saving, credit correction; cointegration.

JEL classification: E21; C13; C22.

MSC2010: 62J05; 62P20; 91B84.

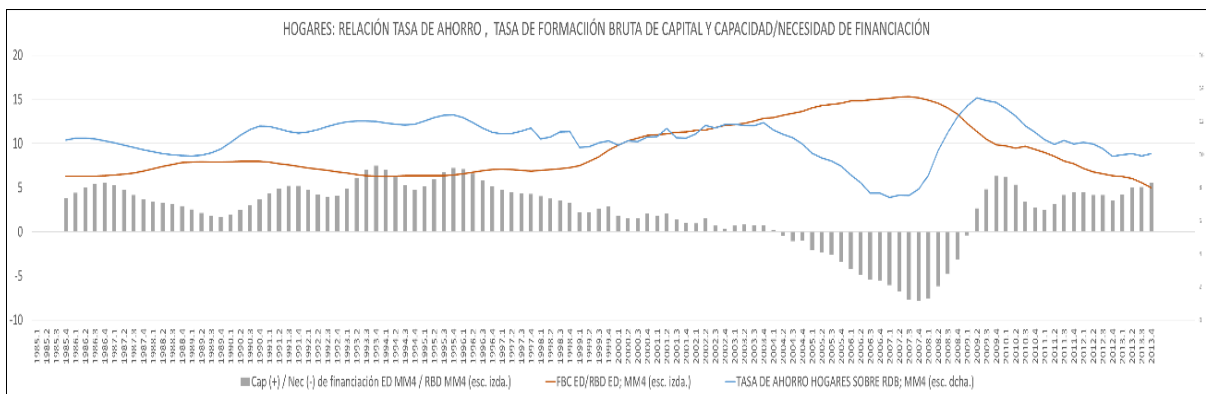


1. Introducción y objetivos

El ahorro interno del país es la suma del ahorro de cada uno de los agentes institucionales: hogares, empresas, instituciones financieras y administraciones públicas. A corto plazo, el ahorro nacional condiciona el saldo de la balanza por cuenta corriente y financia, junto con las entradas netas del resto del mundo, la inversión bruta del país. A largo plazo, es determinante para el crecimiento económico y la productividad futura.

El ahorro de los hogares incide sobre la demanda agregada y renta de equilibrio ya que facilita una senda de consumo estable y financia la inversión y la acumulación de riqueza. Los hogares españoles han sido tradicionalmente un sector ahorrador con capacidad de financiación al resto de sectores institucionales. En el Gráfico 1 se muestra la tasa de ahorro e inversión de los hogares y su saldo, capacidad o necesidad de financiación en medias móviles de orden cuatro (MM4). En general, los hogares presentan capacidad de financiación hasta 2003; desde 2003 a 2008, la disminución de la tasa de ahorro y el esfuerzo de inversión les convierte en prestatarios netos de recursos. Aunque en este marco temporal, de 1985 a 2016, se han sucedido períodos de crecimiento y recesión, la tasa de ahorro bruto ha seguido una tendencia cercana al 10% de la renta disponible desde 1985 hasta 2004, donde inicia un fuerte declive hasta 2007. A partir de la recesión iniciada en 2008, la tasa de ahorro sobrereacciona y alcanza el 14% de la renta bruta disponible en 2009, para caer fuertemente desde 2010 y situarse por debajo de su tendencia.

Gráfico 1. Tasa de ahorro de los hogares, inversión neta y capacidad (necesidad) de financiación



Fuente: INE, Contabilidad Nacional Trimestral

Revisados los determinantes a largo plazo de la tasa de ahorro, nuestro objetivo se dirige a explicar su evolución desde 1985 a 2016 y su alejamiento respecto a su media de largo plazo desde 2004. El marco teórico general sobre consumo y ahorro es la teoría del ciclo vital (TCV) (Ando y Modigliani, 1963; Modigliani y Ando, 1954; Modigliani y Brumberg, 1954) y la teoría de la renta permanente (TRP) (Friedman, 1957) en conjunto (TCVRP). Attanasio y Brown (1994) confirman la utilidad del enfoque de series temporales y su adecuación al marco teórico si recoge

sus premisas. Estudios similares en Turquía (Tunc y Yavas, 2016), Brasil (Paiva y Jahan, 2003) e India (Athukorala y Sen, 2004) utilizan modelo de series temporales asumiendo los fundamentos de la TCVRP sin hacer explícita la ecuación microeconómica que recoge la conducta maximizadora del agente representativo ni los supuestos de agregación.

El primer paso es la revisión, bajo el marco teórico de la TCVRP, de las variables económicas que determinan el ahorro de los hogares a largo plazo. Las fuentes señalan la renta permanente, la riqueza, el desempleo, el crédito, el ahorro público, la estructura de la población, los sistemas de previsión social y las prestaciones de jubilación, los tipos de interés y la variación de precios.

La elección e introducción de las variables del modelo se inicia con el análisis de las series temporales. En algunos casos, se incumplen las condiciones generales del modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y los estimadores no presentan las características necesarias que lo validan; en general, presentan problemas de endogeneidad que produce multicolinealidad en las regresiones estimadas (Coricelli y Roland, 2011; Deaton, 1987; Lucas, 1976) y da lugar a regresiones espurias. El incumplimiento de las condiciones clásicas para la obtención de los estimadores se reduce cuando las variables cointegran (Granger, 1981). Si dos o más series tienen el mismo orden de integración, se dice que están cointegradas de forma que existe una combinación lineal de las mismas que es estacionaria y su relación tiende a mantenerse en el tiempo. Guisán (2002) afirma que el “análisis de cointegración no es una técnica superior, de forma general, al análisis de regresión”; matiza que es conveniente usar ambos métodos y recomienda usar el segundo en fases de análisis de la causalidad.

El teorema de representación de Engle y Granger (1987) permite asegurar que podemos estimar un modelo de corrección de error y evitar las regresiones espurias cuando las variables cointegran. Utilizaremos el marco metodológico de corrección de error y estimaremos la relación entre la tasa de ahorro y sus determinantes mediante cuatro modelos que nos permitirán confirmar la cointegración de las variables.

Nos planteamos concretamente contrastar el siguiente conjunto de hipótesis. A partir de 2004, la tasa de ahorro experimenta unos movimientos que la separan de su tendencia que es explicable mediante los determinantes propuestos. En la etapa de la tasa de ahorro por debajo de la tendencia, inciden de forma conjunta una serie de circunstancias: mejoran las expectativas sobre la renta permanente, crece la riqueza y se reduce el ahorro precautorio con la mejora del empleo y el crédito. El cambio de ciclo en 2008 modifica la evolución de la tasa de ahorro que crece apoyada por el cambio de expectativas respecto a la renta permanente, la tasa de dependencia, el desempleo y la contracción continuada del crédito; únicamente la existencia de prestaciones presionan para reducir la tasa de ahorro.

Nuestro trabajo presenta ciertas novedades que consideramos de interés: por un lado revisa la disponibilidad de series temporales y enlaza las procedentes de diferentes sistemas contables procedentes de la contabilidad nacional. Metodológicamente, estudiamos cuatro especificaciones del modelo de la tasa de ahorro de los hogares en España a largo plazo y, siguiendo a Bérubé y Côté (2000), contrastamos la cointegración de las variables en el marco del modelo de corrección de error. Pretendemos poner de relieve la importancia de las variables estructurales de evolución en gran medida previsible, como la tasa de dependencia, y otras, como las prestaciones sociales, cuya magnitud depende de la coyuntura económica y de la legislación.

Tras esta introducción en la que planteamos también los objetivos y la metodología, el documento se estructura en los siguientes apartados. En la sección 2 y sus epígrafes, revisamos el marco teórico relacionado con las variables determinantes del ahorro, y justificamos la construcción de las variables, su tratamiento estadístico y su inclusión en el modelo. La sección 3 muestra los resultados obtenidos del análisis empírico y las consecuencias que se pueden extraer. En la sección 4 y final, se resume el planteamiento, los resultados y las conclusiones. El documento continua con la bibliografía. Finalmente, aparecen los anexos en los que se incluyen los gráficos de las series, las pruebas de cointegración, las tablas con las especificaciones de los modelos y el origen y construcción de las series temporales utilizadas.

2. Los determinantes a largo plazo del ahorro de los hogares: marco teórico

Argandoña (1994) resume los motivos por los que ahorran los hogares: distribuir el consumo en una senda estable que compensa las variaciones de renta, construir un patrimonio para financiar el consumo en la jubilación, un motivo precautorio orientado a hacer frente a imprevistos, la incertidumbre sobre las rentas futuras y los cambios de ciclo, y por solidaridad con sus descendientes transmitiéndoles su ahorro como herencia.

La TCVRP parte de la conducta maximizadora del consumidor y postula que el consumo es función de la renta permanente esperada, más estable que la renta corriente. Destaca que el ahorro viene fundamentalmente motivado por su función de colchón para mantener ese nivel estable de consumo y la creación de riqueza para la jubilación. La renta permanente está constituida por la estimación que los hogares hacen de lo que será su renta laboral y la renta derivada de los activos reales y financieros que constituyen su patrimonio. Así, los cambios en la renta considerados como permanentes tienen mayor efecto sobre el consumo que los considerados transitorios, que repercuten en mayor medida sobre el colchón de ahorro.

Los mercados financieros y el crédito permiten trasladar renta, consumo y ahorro, dando lugar a esta senda estable de consumo, de forma que los individuos se endeudan –su ahorro es menor– en su juventud cuando sus ingresos corrientes son menores y mayores sus necesidades para la formación de su hogar. Y ahorran en su edad madura reduciendo su endeudamiento y formando un patrimonio para su jubilación. En los modelos básicos de la TCVRP, el consumo en las etapas finales de la vida agotaría los recursos ahorrados, dando lugar a una relación inversa entre renta permanente y tasa de ahorro: dada su renta corriente, aumentos considerados permanentes de la riqueza dan lugar a tasas de ahorro decrecientes.

El contraste con datos empíricos ha detectado desviaciones respecto a lo esperado que han puesto en cuestión los presupuestos teóricos de la TCVRP. Las restricciones de crédito dificultan el traslado de rentas y consumo, que derivan en sendas de consumo más dependientes de la renta corriente (Carroll y Summers, 1991). Tampoco la evidencia confirma que los hogares jubilados agoten sus recursos; al contrario, su tasa de ahorro no parece disminuir significativamente y se confirma su ahorro por motivos de solidaridad intergeneracional (Weil, 1994).

En versiones más actuales basadas en la TCVRP, se incorporan modelos que recogen restricciones de liquidez y ahorro precautorio que contemplan el motivo de solidaridad, como comentaremos en los epígrafes siguientes. Adicionalmente, la literatura económica ha estudiado la repercusión sobre consumo y ahorro de otras variables que determinan la tasa de ahorro a largo plazo, como la estructura demográfica, la rentabilidad del ahorro, la incertidumbre sobre la renta futura, la inflación, el ahorro público, los sistemas de pensiones y cobertura del desempleo y la riqueza de los hogares. Otras, como el ahorro por solidaridad y la concentración de la renta¹, no se incorporan en este trabajo por cuestiones metodológicas o escasa disponibilidad de series temporales.

En los siguientes epígrafes se revisan las variables que se incorporan en el modelo y se especifica su construcción, enlace y las transformaciones realizadas para su inclusión en el modelo.

2.1. La tasa de ahorro de los hogares

La Contabilidad Nacional (CN) está enfocada en obtener estimaciones de la producción de bienes y servicios (PIB), el destino de éstos (Demanda Agregada) y el ingreso o rentas generadas en el proceso de producción. En consecuencia, la renta primaria de los hogares procede de la actividad

¹ Un examen de los determinantes del ahorro puede revisarse en Argandoña (1994), Browning y Lusardi, (1996) y Loayza *et al.* (2000a).

productiva de los hogares (microempresas), de las rentas del trabajo y de las rentas de la propiedad o activos reales y financieros. Obtenemos la renta disponible sustrayendo las transferencias al sector público procedentes de las cotizaciones a la seguridad social e impuestos y, finalmente, el ahorro bruto detrayendo de la renta disponible el gasto en consumo final.

Esta acepción del ahorro como residuo presenta algunos inconvenientes: no integra los cambios en el valor de los activos o las pérdidas y ganancias potenciales derivadas de las variaciones de valor de su patrimonio. Estas variaciones no están recogidas en los ingresos corrientes (ni en el ahorro) y sí tendrían impacto en su consumo y ahorro corriente. Los impuestos también generan distorsiones en renta, consumo y ahorro: las variaciones de riqueza no realizadas no están sujetas a gravamen y sí lo están las realizadas. Asimismo, aunque en la CN se incluye un ajuste por la variación de derechos de pensiones, éstas no están sujetas a gravamen hasta que no se perciben. Estas cuestiones dificultan la aplicación de la TCVRP, que utiliza el concepto de renta permanente, un consumo que también incluye los bienes duraderos y, en consecuencia, una acepción diferente de ahorro.

Bajo el marco de la TCVRP, una acepción amplia y completa de ahorro corresponde a la diferencia entre el total de ingresos (renta permanente) y el consumo: por tanto, los ingresos incluyen las rentas y plusvalías –realizadas o no– procedentes del patrimonio mobiliario e inmobiliario, las rentas de los negocios y los beneficios en general de la riqueza (Dynan *et al.*, 2004). Esta acepción se corresponde con el flujo de ahorro y la variación de la riqueza mobiliaria e inmobiliaria a precios corrientes, que requiere construir series de ahorro integrando las cuentas financieras y la riqueza que recojan las variaciones en el valor de los activos. La dificultad de obtener o construir series temporales extensas y fiables nos obliga a abandonar esta interpretación.

La alternativa es una acepción del ahorro que destaque la conducta activa del ahorrador: la diferencia entre las rentas –excluyendo las ganancias no realizadas del capital– y el consumo. Si las rentas del capital no son anticipadas en el momento de la decisión de consumo, esta acepción recogería mejor la intención de ahorro (Dynan *et al.*, 2004). Consideramos que gran parte de las rentas de la propiedad incluidas en el ahorro bruto proceden del patrimonio mobiliario –intereses y dividendos– e inmobiliario –alquileres– que son previsibles y constituyen renta permanente.

Utilizamos las series de ahorro bruto y renta bruta disponible de la Contabilidad Nacional Trimestral de los Sectores Institucionales que sigue el Sistema Europeo de Cuentas (SEC10)² y obtenemos la tasa de ahorro de los hogares sobre renta bruta disponible. Respecto al denominador para el cálculo de la tasa de ahorro, Dynan *et al.* (2004) proponen utilizar la renta corriente o una media de los últimos períodos; aunque consideran que el componente de error en el denominador es poco probable que produzca sesgos y no encuentran evidencias de diferencias en los resultados derivados de cambios en el denominador.

La serie empleada es la tasa de ahorro bruto sobre renta disponible. Se incorpora en los modelos en tasa y ajustada de variaciones estacionales. Las pruebas de estacionariedad muestran discrepancias respecto a su orden de integración y cointegrabilidad con el resto de las variables. La serie podría ser estacionaria en torno a su media aunque existen evidencias de que la tasa de ahorro no es estacionaria sino integrada de orden uno (Maza, 1996).

2.2. La renta permanente y la renta laboral como *proxy* de la permanente

La TCVRP postula que el consumo está correlacionado con la renta permanente, ambos más estables que la renta corriente. El ahorro también podría presentar cierta relación con la renta permanente como objetivo de los hogares. Pero presentará mayor variabilidad dado que ajusta el consumo –estable y con hábitos– a las diferencias entre renta corriente y permanente. Es difícil obtener una estimación adecuada de la renta permanente y, dado que medimos el ahorro como el residuo entre renta y consumo corrientes, es probable que aparezcan correlaciones positivas entre ahorro y la variable de renta utilizada.

Para evitar esta correlación, Dynan *et al.* (2004) proponen utilizar *proxies* de la renta permanente y consideran 4 posibilidades: el consumo, la renta del trabajo con rezagos, la renta del trabajo futura y el nivel de estudios, éste último más adecuado para datos de sección cruzada (Modigliani y Ando, 1960; Zellner, 1960). El *proxy* elegido debe cumplir dos requisitos: por un lado, debe mostrar elevada correlación con la renta permanente anticipada por los hogares en el momento de la decisión de ahorro; por el otro, la variable no debe mostrar correlación con el término de error –que incluye la medida del error y el ingreso transitorio– de forma que incida sobre la tasa de ahorro solo mediante su influencia como renta permanente.

La primera posibilidad, el consumo, cumple perfectamente el primer requisito: no está correlacionado con la renta transitoria; pero el consumo transitorio puede sesgar la relación entre

² Reglamento (UE) n° 549/2013 del Parlamento Europeo y del Consejo, de 21 de mayo de 2013, relativo al Sistema Europeo de Cuentas Nacionales y Regionales de la Unión Europea: http://www.boe.es/diario_boe/txt.php?id=DOUE-L-2013-81250.

tasa de ahorro y renta permanente y hacerla negativa; así la medida del error refuerza el sesgo cuando se utiliza la acepción de ahorro como diferencia entre renta y consumo. La renta laboral con rezagos presenta mayores propiedades: cuantos más rezagos y menor persistencia de la renta transitoria, menor correlación entre ellas. Abowd y Card (1989) y MaCurdy (1982) aportan evidencias de escasa persistencia de la renta transitoria. Por último, la utilización de los ingresos futuros también puede introducir sesgos: si la previsión de los hogares respecto a su futura renta laboral es mayor que la que harían basándose en su historial de ingresos, utilizar el ingreso laboral futuro sesga la relación ahorro-renta hasta hacerla inversa: mayores rentas futuras reducen el ahorro actual. La utilización de *leads* o adelantos de las variaciones de la renta laboral como *proxy* de la renta permanente permiten asimismo reducir los problemas de correlación (Mody *et al.*, 2012).

La obtención de la renta laboral a partir de la contabilidad nacional requiere distinguir los dos tipos de rentas que obtienen los hogares: las rentas obtenidas por el trabajo dependiente, de las obtenidas de forma conjunta con el capital o rentas mixtas. Las primeras aparecen en la contabilidad nacional trimestral no financiera de los sectores institucionales (CNTNFSI) en la cuenta II.1.2. Cuenta de asignación de la renta primaria (código D.1). Esta remuneración de asalariados recoge la obtenida por el trabajo dependiente tanto en sociedades como en actividades productivas sin estructura mercantil; corresponde a las rentas del trabajo que mejor se asocian con el concepto de renta permanente.

La cuenta II.1.1 Cuenta de explotación de la CNTNFSI recoge la actividad de producción del sector hogares. El valor añadido bruto (VAB) producido por los hogares se crea por su aportación al PIB mediante su trabajo dependiente (código D.1 anterior) o mediante una combinación heterogénea de factor capital y trabajo de las empresas sin estructura mercantil y trabajadores –empresarios y profesionales no asalariados– autónomos denominado EBE o renta mixta. Por tanto, la renta mixta recoge a su vez rentas del capital y rentas del trabajo, en este caso, no dependiente. Hemos estudiado la posibilidad de obtener una serie temporal de la renta laboral “acumulada” que recoja ambos tipos de rentas del trabajo: las procedentes del trabajo dependiente y las procedentes de la renta mixta. En estas últimas, aislamos y excluimos la parte de la renta mixta que corresponde a la remuneración del capital de estas microempresas. Los resultados no fueron suficientemente significativos y no se reportan, pero se mantiene como posibilidad para futuras líneas de investigación.

Finalmente, el modelo utiliza como *proxy* de la renta permanente la remuneración de asalariados o rentas del trabajo dependiente en tasa de variación (primera diferencia de su logaritmo) de la renta laboral en términos reales con un adelanto para reducir la correlación y ajustamos la serie sustrayendo las variaciones estacionales. En el Anexo 1, se muestra el gráfico

de la serie y las pruebas de cointegración; mientras que, en el Anexo 2, aparecen el origen de las series utilizadas y su enlace. Al igual que la tasa de ahorro, los test de estacionariedad muestran discrepancias aunque la mayoría de las pruebas confirman que es integrada de orden uno.

2.3. La riqueza inmobiliaria y financiera

La riqueza de los hogares procede de su ahorro acumulado, de las herencias o ahorro familiar y de la variación de precios de sus activos reales y financieros. Las variaciones de la riqueza se asocian a la renta transitoria y, en consecuencia, su propensión marginal al consumo (PMC) es menor que la asociada a la renta permanente aunque los estudios proporcionan resultados dispares: Case *et al.* (2005) obtienen propensiones bajas –entre 0,05 y 0,15–, consecuencia de un efecto riqueza de procedencia inmobiliaria, y mucho menor si procede de la riqueza financiera. Por el contrario, Dynan y Maki (2001) encuentran relevante el efecto sobre el consumo consecuencia de la variación directa en la renta corriente que procede de la riqueza financiera; por el contrario, observan de escasa repercusión en el consumo el efecto indirecto resultado de los cambios en la previsión de su renta permanente. Resultados similares obtienen Lettau y Ludvigson (2004) en EUA a partir de un indicador de riqueza neta en episodios como la crisis del mercado de capitales de 1987: solo una pequeña fracción de la variación de riqueza está relacionada con el consumo agregado de los hogares. Parece que las variaciones de riqueza inesperada y transitoria se reflejan más en el ahorro que en el consumo, por lo cual esperamos una relación negativa con la tasa de ahorro en España (Sastre y Fernández-Sánchez, 2011a).

En el gráfico 5 del Anexo 1 (RISPSA), se muestra la evolución de la riqueza inmobiliaria en tasa respecto al PIB que publica el Banco de España. Otras variables de riqueza –financiera y total– como ratio del PIB siguen patrones similares, aunque la riqueza inmobiliaria estimada en niveles muestra cierto desfase y un comportamiento más cíclico. Las series de riqueza financiera y conjunta resultaron menos significativas que la riqueza inmobiliaria en tasa sobre PIB como determinante de la tasa de ahorro. Las pruebas de estacionariedad (véase Anexo 1) muestran que es integrada de orden 1 y se introduce en niveles ajustados de variaciones estacionales. El origen de la serie se muestra en el Anexo 2.

2.4. El tipo de interés: su relación con el coste de la financiación y la rentabilidad de los activos

La existencia de mercados financieros desarrollados permite suavizar la senda del consumo mediante el ahorro y la financiación. El consumidor maximiza la utilidad derivada de su consumo a lo largo de su ciclo de vida. Este equilibrio intertemporal dependerá de la rentabilidad de su ahorro, del coste de su financiación –convergentes en mercados perfectos– y de su tasa de

preferencia por el consumo actual. El comportamiento de estas variables indica cambios en el coste de oportunidad entre consumo actual y futuro. Las consecuencias sobre consumo y ahorro dependerán del efecto renta y sustitución derivado. Un incremento en el interés real puede sustituir consumo actual por futuro, aumentar el ahorro actual y alcanzar mayores niveles de consumo futuros.

Este efecto renta derivado de sus mayores ingresos de su ahorro, es mayor en los agentes prestamistas que en los prestatarios netos. Para los prestamistas netos, un aumento en la renta corriente puede reforzar su consumo actual si consumo actual y futuro son bienes normales para una tasa de preferencia dada. Para éstos, los efectos renta y sustitución operan en sentido contrario. Para los prestatarios netos, el mayor coste de su deuda reduce los ingresos corrientes y el efecto renta negativo se acumula al efecto sustitución y tiende a aumentar el ahorro. Pese al carácter de prestamista neto del sector hogares español –excepto de 2004 a 2009–, es de esperar que el efecto renta positivo de los prestamistas no compense el negativo de los prestatarios y el efecto sustitución conjunto, resultando en consecuencia una relación directa entre interés real y ahorro.

El aumento del tipo de interés real incide en los precios y rentabilidad del resto de los activos financieros que componen la cartera de los hogares: el valor de mercado de los activos de renta fija se reduce; por otro lado, la rentabilidad de la renta variable no crece al mismo ritmo que los intereses reales, y los precios y el valor de mercado del patrimonio financiero de los hogares disminuyen. Por último, el valor actual de los flujos de rentas del trabajo y las transferencias públicas futuras disminuye con el aumento del interés real. En conjunto, un contexto de crecimiento del interés real refuerza el efecto renta negativo y el efecto sustitución.

El contraste empírico a escala internacional avala parcialmente los presupuestos teóricos y la relación directa entre interés real y ahorro (Attanasio y Weber, 2010), aunque de una magnitud reducida. La posibilidad de utilizar el interés real después de impuestos requiere distinguir entre los diferentes activos en los que se coloca el ahorro, el gravamen a aplicar y ponderar aquellos activos que posponen la imposición. Zabalza y Andrés (1991) encuentran evidencias de que la presión fiscal incide negativamente sobre el ahorro familiar pero no sobre el total del ahorro privado sugiriendo, como Maza (1996) para un conjunto de países de la Comunidad Europea, que las familias rasgan el velo societario. Una alternativa sería fijar un gravamen general fijo sobre el ahorro, aunque existe evidencia (Bérubé y Côté, 2000) de que no modifica sensiblemente los resultados.

La variable elegida como *proxy* del interés real es la rentabilidad de la deuda pública a largo plazo deflactada. La serie resulta integrada de orden 1 y se incluye en los modelos en

niveles y ajustada estacionalmente. En los Anexos 1 y 2 se muestran las pruebas de estacionariedad y la fuente.

2.5. La incertidumbre y el ahorro por precaución

Los hogares ahorran con la intención de cubrir el riesgo derivado de cambios imprevistos en su renta permanente. La incertidumbre parece influir sobre el ahorro ya que perturba la percepción sobre la renta permanente y ese colchón de ahorro permitiría cierta cobertura de riesgos inesperados. El ahorro por precaución está previsto en la TCVRP ya que el agente que optimiza la distribución intertemporal del consumo tiene en cuenta un conjunto de riesgos derivados de enfermedad, la pérdida del empleo o la inflación; pero las teorías del ahorro por motivo de precaución con base microeconómica consideran la renta permanente como incierta –variable estocástica– a diferencia de los modelos iniciales de la TCVRP.

Los primeros estudios teóricos sobre el motivo precautorio (Leland, 1968) ponen de evidencia el comportamiento de los agentes que presentan aversión al riesgo. En Carroll y Dunn (1997), se presenta una versión de la TCVRP que incluye incertidumbre en la renta: muestra el deseo de mantener saldos para hacer frente a urgencias imprevistas que, en Carroll (1997), cumple una función de amortiguador (*buffer stock*). El consumidor intenta mantener un equilibrio entre la preferencia por el consumo actual y el ahorro para evitar reducir su consumo ante eventuales crisis de renta. Mantendrá ahorro que crecerá en función del riesgo y las variaciones del valor de liquidación de esa riqueza: si el riesgo decrece o el valor de su riqueza aumenta, aumentará su consumo y disminuirá su ahorro precautorio.

La propensión media a consumir (PMC) puede alejarse de la prevista por la TCVRP si no incluimos algún indicador de incertidumbre respecto a la variación de la renta permanente. Dada la dificultad de introducir la incertidumbre en los modelos, lo habitual es utilizar variables *proxies* que intentan reflejar de forma independiente esta influencia; aunque en ciertos casos (Sastre y Fernández-Sánchez, 2011b), la inclusión de una variable que recoja su influencia no aporta más información que la que procede de la variación de la renta permanente.

Aunque la recesión de 2008 ha aumentado la incertidumbre sobre riesgos futuros, la evidencia empírica sobre su impacto en consumo y ahorro no es concluyente: Mody *et al.* (2012) introducen la volatilidad del mercado de capitales como indicador de incertidumbre y observan que el riesgo derivado de la inversión tiene escaso impacto en la tasa de ahorro. La utilización de la inflación (Loayza *et al.*, 2000a) ha sido utilizada escasamente y con resultado poco significativo. Carlson y Parkin (1975) proponen como variable *proxy* la varianza del crecimiento de la renta disponible de los hogares; Horioka (1991) utiliza una variable GARCH que recoge la volatilidad del PIB. En España, Soria *et al.* (2004) y Núñez (2013b) confirman la existencia de

ahorro precautorio mediante indicadores de volatilidad. Núñez (2013a), utilizando datos regionales españoles, confirma la existencia de un ahorro por motivos de precaución mediante una variable que refleja la volatilidad condicionada basado en una estructura ARMA-GARCH.

Dado que la mayor parte de la renta considerada permanente procede de las rentas laborales, es habitual y coherente utilizar variables relacionadas con el desempleo para estimar este ahorro precautorio. Carroll *et al.* (2003) utilizan una función que aproxima la probabilidad del desempleo y muestra evidencias de este ahorro relacionado con la aversión al riesgo.

Los trabajos con base en la TCVRP y fundamentos microeconómicos que utilizan el desempleo como *proxy* de la incertidumbre no son concluyentes en cuanto a la relevancia del desempleo sobre el ahorro: Horioka y Watanabe (1997) confirman el motivo precautorio en Japón; Hurst *et al.* (2005) consideran que este ahorro está más asociado a rentas salariales que a los empresarios autónomos (renta mixta) por lo que, en función del objeto de estudio, ha de ser esterilizado. Dado que los empresarios poseen mayor riqueza por motivos no precautorios y se enfrentan en general a mayor volatilidad en sus ingresos, la relación entre su riqueza y el riesgo asociado a su renta no se corresponde con los motivos precautorios del ahorro. Puesto que nuestro modelo excluye las rentas mixtas como permanentes, nuestra acepción de ahorro precautorio no pierde relevancia.

En muchos casos, no resulta evidente que el riesgo por desempleo permita distinguir este motivo precautorio del ahorro: Sastre y Fernández-Sánchez (2011b) utilizan un modelo de renta permanente al que asocian un indicador del riesgo de desempleo que no aporta más información que la que originan las revisiones de expectativas sobre la renta laboral. Consideran que la revisión a la baja de las expectativas de ingreso futuro de los hogares es determinante pero no suficiente para explicar la evolución de la tasa de ahorro, y muestran significativa la evidencia derivada de las condiciones de financiación. Si bien parece que ese conjunto de variables explica el aumento de la tasa de ahorro en 2008 y 2009, no parecen suficientes para explicar la caída en 2010.

Barceló y Villanueva (2010; 2016), cambiando de eje, ponderan la incidencia de la estabilidad laboral sobre el ahorro y la riqueza de los hogares españoles: estiman que la riqueza financiera de los agentes con menor riesgo de desempleo es un 30% menor que los hogares con contrato temporal y esta diferencia vendría motivada por el ahorro precautorio.

En conjunto, se espera que el aumento del desempleo, si se considera duradero, introduzca incertidumbre sobre las rentas futuras, obligue a reconsiderar la estimación de la renta permanente, reduzca el consumo y aumente la tasa de ahorro. Los sistemas de protección social ante el desempleo proporcionan cierta seguridad y reducen la incertidumbre sobre las rentas

futuras: permiten una caída más lenta de la renta disponible y ralentizan el cambio de expectativas con lo que pueden reducir ese ahorro precautorio.

Hemos estudiado de forma tentativa la introducción de la inflación o la volatilidad del PIB –que no se reportan– como proxy de la volatilidad de las rentas esperadas con escasos resultados. Finalmente, incluimos como *proxy* del ahorro por motivos de precaución la tasa de desempleo procedente de la Encuesta de Población Activa (EPA) del Instituto Nacional de Estadística (INE). La EPA, en su versión actual, publica datos mensuales desde 2002 que trimestralizamos; enlazamos las series anteriores extendiendo la serie actual hacia atrás mediante aplicación de la tasa de crecimiento de la serie antigua. En las pruebas de estacionariedad, la serie se mostró integrada de orden uno y se incluye en el modelo ajustada de variaciones estacionales.

2.6. La financiación de los hogares: incidencia del endeudamiento y el crédito sobre el ahorro

El contraste empírico de las hipótesis de la TCVRP muestra en ocasiones un exceso de sensibilidad del consumo a la renta corriente (Flavin, 1981; Hall y Mishkin, 1982) en contra de los pronósticos de la TCVRP, que se asocia a las restricciones de liquidez. Estas restricciones de crédito explicarían ese “exceso de sensibilidad” del consumo a la renta corriente: Campbell y Mankiw (1989) sugieren como indicador de los hogares sometidos a restricciones de liquidez la magnitud del coeficiente que relaciona consumo y renta corriente. Hall y Mishkin (1982) calculan que son un 20% de los hogares los que sufren estos problemas de restricción de la liquidez dado que el 80% del consumo responde a la hipótesis de la renta permanente.

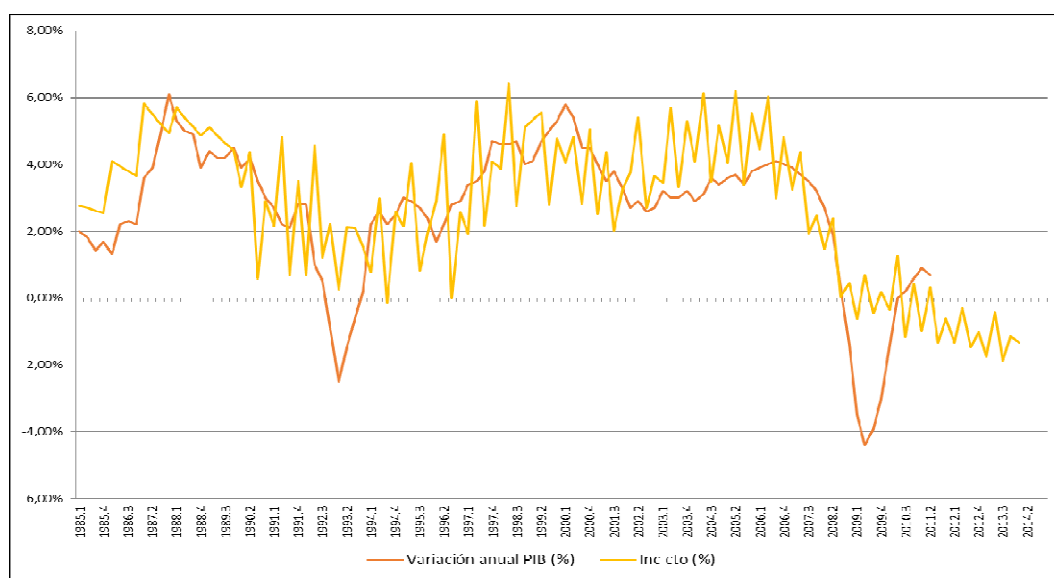
Si en períodos de bonanza la riqueza se coloca en bienes duraderos o inmuebles intrínsecamente ilíquidos, los consumidores más sometidos a restricciones de liquidez presentarán exceso de sensibilidad del consumo a las variaciones de renta corriente. Si el crédito tiene la función de trasladar renta y consumo, las dificultades de acceso al crédito inciden sobre la tasa de ahorro. Sastre y Fernández-Sánchez (2011b) confirman la repercusión de las restricciones de liquidez sobre la tasa de ahorro en España durante la crisis 2008 a 2014, tanto en su sobre-reacción inicial como en su intensa caída en 2010.

La disponibilidad de crédito está relacionada con el endeudamiento y el ahorro. Estrada *et al.* (2014) muestran que el endeudamiento influye en las condiciones financieras de la deuda ocasionando mayor incertidumbre sobre las rentas futuras. El endeudamiento puede afectar también de forma indirecta ya que ralentiza el crecimiento económico: Jordà *et al.* (2013) para una muestra de 14 países desarrollados y Bunn y Rostom (2014) en el Reino Unido, muestran que la recesión es más profunda y la senda de recuperación más lenta cuando se parte de ratios de

endeudamiento elevado. Coricelli y Roland (2011) ponderan la importancia de flujos y fondos: un retraso en la reducción del endeudamiento de los agentes (*stock*) no obstaculiza la recuperación económica; el retraso en los flujos de crédito sí.

Además del endeudamiento, el crédito concedido depende de otros factores: el Gráfico 2 muestra un comportamiento cíclico fuertemente correlacionado con las variaciones del PIB que le confiere un carácter procíclico (Gual, 2009). La contracción del crédito también proviene de la oferta: el deterioro de los fondos propios de las entidades de crédito (Santos, 2017), que Hernando y Villanueva (2014) relacionan con el sector inmobiliario, conduce a restricciones de liquidez que inciden sobre el ahorro. Sastre y Fernández-Sánchez (2011b) incluyen en un modelo de maximización de la utilidad el crecimiento del crédito destinado a bienes duraderos. Intentan reflejar la restricción del crédito por parte de la oferta, que modificaría las decisiones de distribución del consumo en el tiempo y afectaría a la tasa de ahorro; aunque esta variable recoge también reducciones de demanda de agentes no sometidos a restricción de crédito.

Gráfico 2. Tasa crecimiento del PIB y del crédito a hogares (Inc. Cto)



Fuente: Banco de España

Los hogares españoles realizan un gran esfuerzo de inversión hasta 2007. Una percepción excesiva de su renta permanente les conduce a aumentar el consumo y el crédito (Carballo-Cruz, 2011; Conefrey y Fitz Gerald, 2010). Aumenta su endeudamiento, que supera el 80% del PIB en 2009, y genera dificultades para obtener nuevo crédito (Estrada *et al.*, 2014; Ludvigson, 1999; Rinaldi y Sanchis-Arellano, 2006). La coyuntura simultánea de elevado endeudamiento y restricción de crédito puede requerir incrementos de la tasa de ahorro para reducir el apalancamiento de los hogares (Bacchetta y Gerlach, 1997).

Estudiamos la introducción en el modelo de variables que recojan el endeudamiento de los hogares y su incidencia sobre la tasa de ahorro: Coricelli y Roland (2011) construyen un ratio (*stock* de crédito/PIB) en términos de incremento en los años de recuperación; en términos de flujo, miden la diferencia entre la tasa de crecimiento del mismo ratio (crédito / PIB) entre años. Ratios similares de apalancamiento resultaron escasamente significativos.

Con datos agregados, la variable que muestra la incidencia del crédito sobre el ahorro recoge de forma conjunta los factores de oferta y demanda que finalmente repercuten sobre la tasa de ahorro. El crédito obtenido puede reflejar la situación de sobreendeudamiento de los hogares, la dificultad de trasladar rentas, el exceso de sensibilidad a las condiciones de crédito, y su repercusión sobre el ahorro de los hogares. Bérubé y Côté (2000) utilizan el ratio flujo de crédito de consumo sobre los pasivos de los hogares; Sastre y Fernández-Sánchez (2011b) incluyen el crecimiento del crédito destinado a bienes duraderos.

Nosotros construimos la variable tasa de crédito como el cociente entre los pasivos bancarios netos contraídos el trimestre anterior y el *stock* de pasivos bancarios de los hogares. Esperamos que recoja la relación inversa comentada entre crédito y tasa de ahorro. La serie resulta integrada de orden uno y se introduce en el modelo en niveles ajustada de estacionalidad.

2.7. El ahorro público

Ricardo da nombre a la tesis por la cual un aumento de los impuestos no genera renta debido al cambio de actitud de las economías domésticas que aumentan su ahorro por anticipar el aumento de gravamen posterior: la equivalencia ricardiana postula el efecto contrario al efecto multiplicador keynesiano. La introducción en el modelo de variables relativas a las medidas de política económica y el ahorro público tiene por objeto estimar la utilidad de estos instrumentos para la gestión del ciclo económico. Tiene interés sea respecto al conjunto del ahorro nacional como para el ahorro de algunos agentes en concreto, como los hogares.

La hipótesis de equivalencia ricardiana (Barro, 1974) postula la ineficacia de la política fiscal si los agentes privados descuentan políticas fiscales contractivas futuras que compensan esos efectos expansivos. Así, tanto el déficit como el ahorro público serían compensados con ahorro o desahorro privado, en cada caso. La mayoría de estudios empíricos rechazan la hipótesis aunque sí avalan parcialmente esta compensación entre ahorro público y privado (Loayza *et al.*, 2000a). Otros resultados (Roehn, 2010) estiman que ronda el 40% en términos medios en su muestra; con gran diferencia en función del origen del cambio en el presupuesto público. La compensación sería prácticamente nula respecto a la inversión pública; sería casi completa si procede de los ingresos públicos; y entre un 30 y un 50% si procede de cambios en los gastos públicos corrientes. Estas proporciones aumentan con el desarrollo de mercados financieros,

cuanto mayor es el volumen de deuda pública y cuando los agentes anticipan aumentos impositivos. La compensación no será completa, entre otras razones, porque parte de esos pasivos serán soportados por generaciones futuras.

Utilizaremos como medida del saldo presupuestario público la tasa de capacidad necesidad de financiación sobre el PIB trimestral nominal, ambas variables procedentes de la Contabilidad Nacional. La equivalencia ricardiana daría lugar a una relación inversa entre ahorro público y privado: más déficit público ha de suponer mayor ahorro privado. Si expresamos el déficit en positivo, el parámetro de la variable ha de mostrar este signo. Las pruebas de cointegración se ofrecen en el Anexo 1 y, aunque no definitivas, muestra orden de integración 1 por lo que se incluye en el modelo en forma de tasa (TSP) ajustada de variaciones estacionales.

2.8. La estructura de la población y la tasa de dependencia

La estructura de la población tiene especial importancia para determinar la tasa de ahorro en las primeras versiones de la TCVRP dado que la tasa de ahorro de los individuos varía con su edad. Así, poblaciones jóvenes (Yasin, 2008) o envejecidas (Braun *et al.*, 2009) se corresponderían con menores tasas de ahorro; la cuestión resulta difícil de contrastar con datos temporales dada la lenta variación de la estructura de la población de un país. Aunque los resultados con datos de sección cruzada confirman parcialmente estos resultados, en otros casos la evidencia no los respalda (Schultz, 2005).

Por otro lado, el aumento de la esperanza de vida aumentaría la tasa de ahorro (Belke *et al.*, 2012) que asocian con la extensión del período de jubilación y los motivos de solidaridad o herencia para con sus descendientes; estos, a su vez, podrían reducir su tasa de ahorro si contemplan la herencia. Particularmente, mejoras conjuntas de la esperanza de vida que generan mayor vida laboral tendrían escasos efectos sobre la tasa de ahorro (Bloom *et al.*, 2007), aunque las prestaciones de jubilación modificarían esta asunción: las tasas de ahorro aumentan en los países con sistemas de pensiones universales e incentivos a la jubilación anticipada, mientras que el efecto desaparece en países con sistemas alternativos (*pay as you go*).

La tasa de dependencia de la población podría recoger la incidencia sobre la tasa de ahorro de la estructura de la población: el aumento de la tasa de dependencia, sea infantil o retirada, tendría incidencia negativa sobre la tasa de ahorro. Siguiendo a Bérubé y Côté (2000), definimos la tasa de dependencia conjunta como el cociente entre la población cuya edad la hace potencialmente dependiente, entre 0 y 19 años y más de 65, y la población potencialmente activa por edad, entre 20 y 64 años.

Las pruebas de estacionariedad no son concluyentes: las pruebas indican que podría ser estacionaria con media y tendencia y otras muestran evidencias de ser integrada de orden 2. Comprobamos su inserción en el modelo en tasas y en primera diferencia de su logaritmo y contrastaremos su cointegración mediante las pruebas de los modelos.

2.9. Los sistemas de pensiones públicos

Existe abundante literatura sobre la incidencia de los planes de pensiones sobre el ahorro de los hogares (Belke *et al.*, 2012; Bloom *et al.*, 2007; Carroll y Summers, 1991; Karunaratne y Abeysinghe, 2005; Cuevas *et al.*, 1997; Samwick, 2000). En general³, apuntan que puede incentivar el retiro anticipado y aumentar el ahorro para mantener el consumo en bienes considerados mayor elasticidad renta como el ocio. En el mismo sentido opera la percepción de los contribuyentes que, en un sistema de reparto, esperan percibir, en términos financieros, prestaciones inferiores a su aportación: esta “pensión negativa” les induciría a incrementar su tasa de ahorro en sistemas de capitalización privados. En sentido contrario, los sistemas de reparto pueden reducir el ahorro precautorio que, en su defecto, cubrirían las contingencias derivadas de la mayor longevidad.

Los sistemas de reparto y capitalización son escasamente sustitutivos: los primeros suelen ser de carácter obligatorio y menos líquidos, no sirven como garantía ni como instrumento de ahorro precautorio, y la equivalencia financiera entre prestación y contraprestación genera incertidumbre. Los sistemas de capitalización, más flexibles, pueden generar mayor ahorro.

Aunque existen discrepancias respecto a la repercusión sobre el ahorro de los sistemas públicos de reparto, se aprecia cierto impacto negativo en el ahorro de los hogares en Europa (Alessie *et al.*, 2013). En los casos de impacto positivo, se aduce el efecto del retiro inducido ya comentado. En otros casos, no se aprecia impacto sugiriendo un efecto compensatorio entre la acumulación de riqueza en pensiones y privada (Boyle y Murray, 1979). En los países como Holanda, en los que, además de la pensión mínima obligatoria, se incorpora otra dependiente de las aportaciones realizadas, se observa el impacto negativo de esta última en los motivos de ahorro en la edad adulta (Euwals, 2000).

Aunque esperamos que la variable elegida tenga un efecto negativo sobre la tasa de ahorro, parece que su repercusión puede depender de las expectativas de los hogares respecto a la equivalencia financiera entre prestación y contraprestación. Si se estima que la cobertura de las prestaciones no será la misma en el futuro retiro del trabajador, éste podría aumentar su tasa de ahorro actual para cubrir eventuales disminuciones de su prestación futura.

³ Una revisión general puede realizarse en Feldstein y Liebman (2002)

Estimaremos el impacto parcial mediante un indicador de la proporción en que la pensión pública reemplaza o sustituye los ingresos previos a la jubilación (Bérubé y Côté, 2000; Carroll y Summers, 1987). La serie se construye mediante el ratio entre volumen de prestaciones recibidas por los mayores de 65 años respecto a la renta disponible —excluidas las prestaciones anteriores— *per capita* de la cohorte entre 15 y 64 años. Construimos también una serie similar a la anterior más amplia que recoge las prestaciones sociales totales, no solo la jubilación, como ratio de prestaciones sociales totales para los menores de edad y mayores de 65, y la renta disponible ajustada de estas prestaciones *per capita* de la cohorte entre 15 y 64 años.

Ambas series resultan integradas de orden 1 y se incorporan al modelo en forma de tasa ajustadas de variaciones estacionales. En el Anexo 1 se incluyen las pruebas de cointegración y en el Anexo 2, la procedencia de las series.

2.10. La inflación

El coste de trasladar renta y consumo en el tiempo depende del tipo de interés y la inflación. El ahorro tiende a aumentar, posponiendo el consumo, si los hogares anticipan caídas en el nivel de precios; si confunden tensiones inflacionarias con cambios en los precios relativos o si sobrevaloran la inflación futura (Deaton, 1977). Pueden incrementar su ahorro para mantener el valor real de su riqueza si la rentabilidad real de sus activos financieros se reduce. La inflación está relacionada con la incertidumbre sobre las rentas futuras y los hogares con mayor aversión al riesgo aumentan su ahorro precautorio (Loayza *et al.*, 2000b). Esperamos una relación inversa entre precios y tasa de ahorro

El ámbito temporal objeto de estudio se caracteriza por el control de los precios mantenidos en el intervalo $(-1,6, 3,7)$. La inflación muestra una ligera tendencia decreciente que pudo ser anticipada por los hogares como consecuencia de la entrada en la Comunidad Europea en 1986 y en la Unión Monetaria en 1998. Si los hogares españoles hubieran acertado en sus expectativas inflacionarias decrecientes, habrían aumentado su tasa de ahorro presente accediendo a mayor consumo futuro, pero la escasa variación de la inflación puede mostrar limitada incidencia sobre la tasa de ahorro.

Esta posibilidad se refuerza ya que esterilizamos la mayoría de las variables: utilizamos algunas variables en tasas, otras en términos reales y otras ajustadas de inflación, como el interés. Con las variables expresadas en esos términos podríamos estar aislando el efecto de la variación de precios sobre la tasa de ahorro.

Para aproximar la incidencia de la variación de precios esperada sobre la tasa de ahorro, construimos un indicador de las expectativas de inflación a partir del índice de precios de

consumo. El indicador de precios se obtiene como la media centrada de ocho trimestres ponderando los datos en sentido exponencial decreciente. Las pruebas de cointegración confirman que es una serie integrada de orden 1. Finalmente mostró escasa significatividad como determinante a largo plazo de la tasa de ahorro y fue excluida del modelo.

3. Construcción del modelo de la tasa de ahorro y sus determinantes a largo plazo

Tras justificar la relación entre cada una de las variables y la tasa de ahorro de los hogares, construimos el modelo con las siguientes variables:

- TS: tasa de ahorro bruto de los hogares en relación a la renta disponible.
- DLRR: crecimiento –diferencia de logaritmo– de la renta laboral real en % adelantada un período.
- RISP: tasa de riqueza inmobiliaria sobre PIB.
- DES: tasa de desempleo procedente de la EPA.
- TC: tasa de crecimiento nominal de los pasivos netos contraídos.
- TDN: tasa de dependencia.
- TSP: tasa de ahorro del sector público (- superávit; + déficit).
- TCOP: tasa de reemplazo o cobertura de la pensión de jubilación respecto a la renta previa.
- TCPT: tasa que relaciona la renta procedente de las prestaciones sociales recibidas por cada sujeto con derecho y la renta disponible de los cotizantes –excluidas las prestaciones sociales–.
- IBR: tasa de interés o rentabilidad real esperada.
- DPE: variación de precios esperada.

Las variables que presentan variaciones estacionales –TS, DLRR, RISP, DES, TC, TSP, TCOP, TCPT, IBR– se ajustan mediante diferencias de medias móviles; TDN y DPE han sido obtenidas mediante medias ponderadas y no se ajustan a variaciones estacionales.

En la Tabla I del Anexo 1, se presentan los resultados de las pruebas de estacionariedad ADF, PP y KPSS a las series en niveles y diferencias; también hemos obtenido los test de

cointegración de Engle y Granger⁴ para cada par de variables. Dado que las variables en niveles son no estacionarias, los estimadores MCO no presentan eficiencia asintótica. Pero si las variables son integradas de orden 1, existe una relación a largo plazo entre las variables implicadas. El teorema de representación de Engle y Granger (1987) establece que, si las variables están cointegradas, participan de una relación dinámica a largo plazo, nos permite obtener una perspectiva dinámica del comportamiento conjunto y cómo participan en la transición a ese equilibrio de largo plazo.

La tasa de dependencia, ahorro de hogares y público, y crecimiento de la renta presentan discrepancias en su orden de integración. El resto de las variables resultan integradas de orden uno, aunque en algunos casos los resultados obtenidos no son concluyentes: existe disparidad entre los resultados ADF, PP y KPSS. Las mayores discrepancias se dan especialmente en la tasa de ahorro, crecimiento de la renta laboral y tasa de ahorro público que podrían ser estacionarias con deriva y, por tanto $I(0)$. La tasa de dependencia podría ser estacionaria atendiendo al test PP o integrada de orden 2 como resulta de la prueba ADF.

Como se puede observar en el Gráfico 5 del Anexo 1, la tasa de dependencia en España disminuye de forma decreciente hasta 2008 para iniciar un ligero crecimiento con similar ritmo, por lo cual muestra dos tendencias. En primera diferencia, muestra un ritmo bastante estable como corresponde a los fenómenos demográficos dando muestras de posible estacionariedad con constante y tendencia. Consideramos que la relación de cointegración con el conjunto de variables del modelo es conceptualmente más apropiada en tasas. Las tentativas, incluyendo la variable en diferencias, no mostraron mejores resultados en las pruebas de cointegración, mostrando peores resultados en el test Hansen (Phillips y Hansen, 1990) de estabilidad de parámetros.

Formulamos inicialmente la hipótesis de que las variables cointegran –son integradas de orden 1– estacionarias en torno a una media y contrastaremos la hipótesis mediante las pruebas de cointegración sobre los residuos de los modelos. Si las pruebas realizadas a los residuos de los modelos resultan satisfactorias y son estacionarios (Guisán, 2002), las estimaciones de los parámetros son superconsistentes y podríamos confirmar la validez de los modelos en los límites del marco metodológico del modelo de corrección de error.

Dado que planteamos una única ecuación, hay una única variable endógena, la tasa de ahorro, que viene determinada por las variables regresores. Si los regresores no son exógenos respecto al regresando, como puede suceder respecto a la relación entre interés y tasa de ahorro, por ejemplo, los estimadores MCO no son asintóticamente eficientes. En el marco general del

⁴ Como pruebas intermedias, estos resultados no se reportan.

modelo de corrección de error (ECM), compararemos la estimación procedente del modelo de Engle y Granger (1987), el modelo ECM, el modelo MCO dinámico (DOLS) de Stock y Watson (1993) y la estimación completamente modificada (FMOLS) de Phillips y Hansen (1990). Estos procedimientos corrigen el sesgo derivado de la endogeneidad de los regresores y presentan mejores propiedades que la estimación ECM. Aplicamos los cuatro distintos procedimientos y seguimos una metodología de lo general a lo particular (Hendry y Richard, 1982) para cada ecuación, excluyendo aquellas variables incoherentes en los signos y/o escasamente significativas. Finalmente, aplicamos los contrastes de cointegración para cada ecuación de largo plazo.

La evolución en el modelo se muestra en la Tabla II del Anexo 1. Revisamos las pruebas de cointegración mediante el modelo DOLS con cuatro rezagos y adelantos a las distintas ecuaciones con diferentes variables y estudiamos la idoneidad de los signos, los test ADF, PP y EG⁵ de los residuos generados en cada caso y la coherencia con los signos obtenidos mediante la estimación FMOLS. La especificación inicial permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria –son estacionarios– de las pruebas ADF y PP de los residuos. Los resultados de los tests de cointegración de Phillips Outlaris (PO) permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración; pero no permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración del test de Engle-Granger. Mostramos destacadas en la Tabla II del Anexo 1 los resultados incoherentes: el desempleo, el crédito, la tasa de dependencia, la tasa de cobertura de la jubilación y la inflación esperada muestran signos contrarios a los teóricos esperados.

La **primera** especificación tras la inicial es consecuencia de la exclusión de la tasa de ahorro público. Mantenemos las dos versiones de las prestaciones públicas atendiendo a la posibilidad de que la cobertura de las prestaciones mantenga relación inversa y la variable que refleja el esfuerzo mostrara una relación directa; ambas resultaron de signo negativo. Aunque los test indican cointegración de la tasa de ahorro público, para ninguna de las especificaciones tentativas que la incluían, los resultados validaron el modelo. Su exclusión mejora la coherencia de los signos. El crecimiento de la renta laboral, *proxy* de la renta permanente, presenta relación directa con la tasa de ahorro, resultado no esperado pero que mantenemos en el límite de lo posible. Los test de los residuos permiten validar el modelo, pero el test EG en dos pasos y con 4 rezagos no permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

En la **segunda** especificación, excluimos la tasa de cobertura de las prestaciones de jubilación por redundante y por mostrarse menos significativa que su alternativa relativa a las

⁵ Realizamos el test T-Engle-Granger (Engle y Granger, 1987) en dos pasos para contrastar la presencia de raíces unitarias en los residuos de la regresión.

prestaciones totales. Ahora todas las variables presentan el signo adecuado aunque algunas variables –interés y renta– son poco significativas. Las pruebas de los residuos son adecuadas El test EG de cointegración no permite rechazar la hipótesis de no cointegración al 5% ($p=0,068$). En el contraste mediante la metodología FMOLS, la variable precios cambia de signo, lo cual indica que los parámetros son poco robustos.

La **tercera** especificación excluye DPE y muestra signos correctos, aunque riqueza e interés presentan escasa significatividad. Como ya comentamos, la relativa estabilidad de precios durante el período de estudio y la especificación del resto de variables en tasas o en términos reales podría reducir la relevancia de los precios sobre la tasa de ahorro. Además de la expectativa de precios, comprobamos otras series transformadas que resultaron escasamente significativas y sus resultados no se reportan. Las pruebas a los residuales permiten rechazar la presencia de raíz unitaria y el estadístico EG permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración.

Mostramos, en la **cuarta** especificación, el modelo FMOLS de contraste: como el anterior, las variables presentan el signo correcto y son significativas. Los resultados de los test sobre los residuos son adecuados, pero el test Hansen de estabilidad de los parámetros permite rechazar la hipótesis nula de cointegración. Excluimos el tipo de interés y obtenemos mejores resultados: hemos incorporado tentativamente otras variables que permitan recoger la incidencia de interés y precios sobre la tasa de ahorro. La serie de intereses nominales y reales, activos y pasivos tampoco resultó significativa. Podría ser que la variable tasa de préstamo recoja esta incidencia de forma parcial: como se puede observar en el Gráfico 6 del Anexo I, las variables muestran relación inversa y gran correlación.

3.1. Especificaciones diferentes del modelo de la tasa de ahorro

La ecuación final de los determinantes de la tasa de ahorro a largo plazo corresponde a:

$$TS_t = \beta X_T + v_T \quad (1)$$

$$TS_t = \beta_1 DLRR_t + \beta_2 RISP_t + \beta_3 DES_t + \beta_4 TC_t + \beta_5 TDN_t + \beta_6 TCPT_t + v_T$$

Comprobamos la estabilidad de los parámetros mediante la obtención de los cuatro modelos comentados (EG, DOLS, FMOLS y ECM). Los resultados se muestran en la Tabla III del Anexo 1. La especificación EG se obtiene mediante regresión MCO (OLS) incluyendo algunos rezagos (2, 4, 1, 1, 2, 0, respectivamente) en las variables para reducir la autocorrelación. La especificación ECM se obtiene a partir de un modelo VAR con 6 rezagos bien comportado⁶ en

⁶ Las pruebas de validación de estos modelos no se reportan y están a disposición a solicitud del interesado.

el que el test de cointegración de Johansen (1992) muestra una ecuación de cointegración con constante y sin tendencia, que se muestra en la especificación ECM(VAR6) de la Tabla III del Anexo 1.

Los parámetros de cada variable son similares en todas las especificaciones: presentan el signo correcto y son significativas a excepción de la variable riqueza en el modelo ECM. Los recorridos de los parámetros están en un rango entre 0,4 y 0,8 en las variables desempleo y dependencia, e incluso menor en el caso de las prestaciones. La tasa de crédito presenta mayor variabilidad (entre 0,3 y 1,5) y el rango es similar para la tasa de dependencia. La riqueza presenta unos parámetros muy similares excepto el que procede de la formulación ECM, al igual que en el caso de la renta laboral. Los resultados procedentes de la especificación ECM están sujetos a revisión.

Las pruebas ADF, PP y EG de estacionariedad de los residuos permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración en todos los modelos, excepto en la especificación EG que no permite rechazar la hipótesis nula de no cointegración; en la procedente de FMOLS, el test Hansen de estabilidad de parámetros permite rechazar la hipótesis nula de cointegración al 5%, pero no al 1%. Aunque presentamos evidencias de cointegración de las variables del modelo, contrastaremos los resultados, siguiendo a Bérubé y Côté (2000), comprobando la cointegración de las variables en las cuatro especificaciones bajo el marco metodológico del mecanismo de corrección de error (ECM).

3.2. Resultados de cointegración en el marco ECM

El modelo de corrección de error propone, bajo la hipótesis de cointegración de las variables, la estimación de un modelo con dos componentes: el componente a largo plazo, expresado en (1), corresponde a la estimación de la tasa de ahorro en función de los determinantes de las especificaciones anteriores.

El componente de corto plazo se construye a partir de un vector autorregresivo (VAR) de las variables de largo plazo en diferencias para un conjunto de rezagos. La idea que subyace en el modelo consiste en que el término de error del componente de largo plazo es significativo para explicar las variaciones –diferencias– de la tasa de ahorro y que las desviaciones respecto a su tendencia común –mostradas mediante el término de error de la ecuación de largo plazo– se corrigen en cada período en la proporción que indica el término de corrección del error (γ). El modelo viene expresado como:

$$V(L)\Delta TS = D(L)\Delta X_t + \gamma[TS_{t-1} - \beta LR_{t-1}] + v_t \quad (2)$$

siendo $V(L)$ el vector autorregresivo de L rezagos y $D(L)$ el operador de rezagos. Si las variables cointegran –cuestión hipotética pero de la que tenemos indicios–, las primeras diferencias del vector de determinantes (ΔX_t) son integradas de orden cero y no inciden de forma permanente sobre la tasa de ahorro. En ese caso, podemos contrastar, como hipótesis de cointegración, la existencia de ese mecanismo de corrección de error ($\gamma < 0$) contra la hipótesis alternativa ($\gamma = 0$).

Obtenemos los coeficientes de corrección de error en dos etapas. En la primera, obtenemos el coeficiente de corrección de error de cada uno de los cuatro modelos que corresponde a los residuos. En la segunda, estimamos el parámetro γ mediante el VAR en el marco ECM introduciendo los residuos rezagados. En el caso particular del modelo ECM, introducimos la ecuación de largo plazo de forma simultánea a la obtención del coeficiente de corrección mediante mínimos cuadrados no lineales en el marco ECM.

Los resultados se muestran en la Tabla IV del Anexo 1; donde, tras las cuatro especificaciones de la tasa de ahorro en función de sus determinantes a largo plazo, se ofrece el término (γ) de corrección de error y su significatividad. En todos los casos, el parámetro es significativo y menor que uno. El rango de resultados va de 0,61 en el modelo EG a 0,17 en ECM, alcanzando 0,57 en FMOLS y 0,43 en DOLS. El recorrido es relativamente importante, pero lo es menos si excluimos la especificación ECM sometida a revisión.

Los test de estacionariedad aplicados a los residuos de cada modelo permiten rechazar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias (ADF y PP). Los test EG τ y z permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración y los test H permiten aceptar la hipótesis nula de cointegración mediante la estabilidad de los parámetros. Igualmente, los test PO τ y z permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración. En conjunto, podemos confirmar que los residuos del modelo ECM de las 4 especificaciones son estacionarios y las variables cointegran.

A modo de recapitulación, hemos estudiado el orden de integración de la tasa de ahorro y sus determinantes a largo plazo. Aunque hay disparidad en algunos casos, la mayoría de las variables se muestran integradas de orden 1 y planteamos, como hipótesis a contrastar, la cointegración de las variables mediante el análisis de los residuos en cuatro especificaciones. Los resultados en términos de signo y significatividad de los parámetros son adecuados. Aunque hay diferencias entre los parámetros de cada modelo, especialmente en ECM, el resto están en un intervalo estrecho que los permite considerar como robustos.

Los resultados de los test de estacionariedad de los residuos de cada una de las especificaciones indican que las variables cointegran. Planteamos, siguiendo a Bérubé y Côté (2000), un nuevo contraste de cointegración a los residuos obtenidos en un modelo de corrección de error insertando las especificaciones a largo plazo obtenidas anteriormente. Los coeficientes de

corrección de error estimados presentan el signo correcto y son estadísticamente significativos. Las pruebas de estacionariedad de los residuos permiten confirmar la cointegración de las variables. Bajo la hipótesis de cointegración de las variables, los parámetros estimados presentan propiedades estadísticas adecuadas.

Podemos concluir que la tasa de ahorro de los hogares viene determinada en el largo plazo por la interacción y variaciones de la variación en la renta laboral en términos reales como *proxy* de la renta permanente, la tasa de riqueza inmobiliaria de los hogares como *proxy* de la riqueza total, el desempleo que intenta reflejar el ahorro precautorio, la tasa de crédito que refleja la restricción de liquidez, la tasa de dependencia que representa la estructura demográfica, y la tasa de prestaciones totales sobre la renta de la población potencialmente activa. Han quedado excluidas del modelo la tasa de ahorro público, el interés real y la variación de precios. No porque no tengan incidencia sobre la tasa de ahorro, sino porque no hemos podido confirmar su cointegración o su aportación no ha resultado significativa.

3.3. Interpretación de los resultados del modelo a largo plazo y contribución de los determinantes de la tasa de ahorro

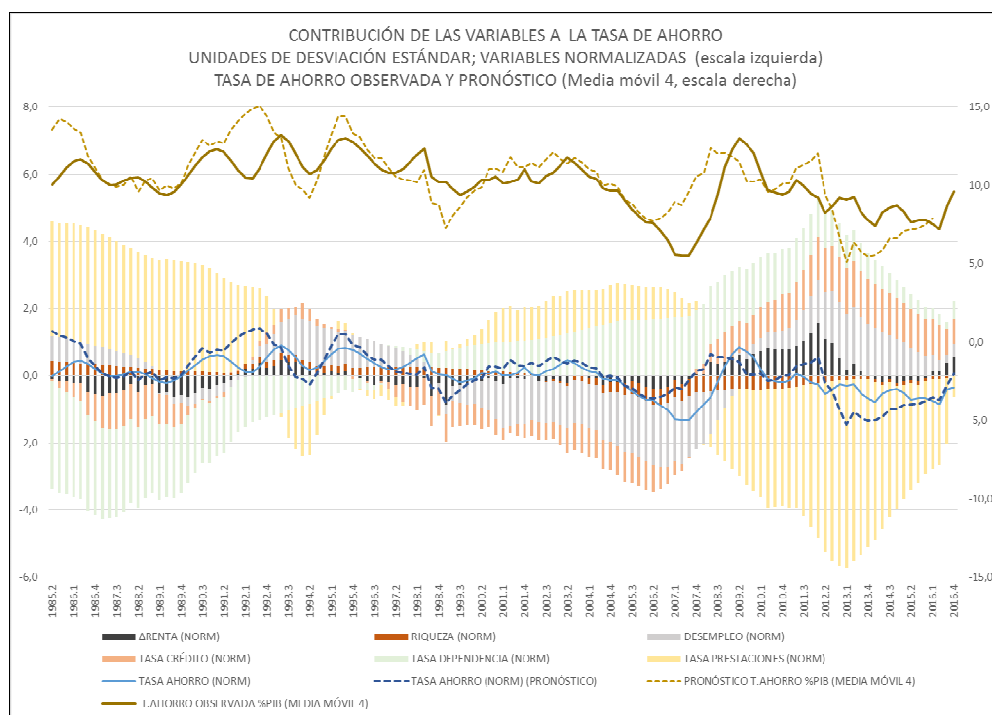
Confirmada la hipótesis de cointegración, obtenemos el pronóstico de la tasa de ahorro a largo plazo según la especificación DOLS y estandarizamos las variables con el objeto de estudiar la contribución de sus determinantes. El Gráfico 3 muestra la tasa de ahorro en tendencia mediante medias móviles de orden cuatro y la tasa de ahorro estimada, ambas referenciadas en el eje derecho y en la parte superior de gráfico; en la parte inferior, respecto al eje izquierdo, aparecen las variables normalizadas. Podemos apreciar que la tasa de ahorro muestra variaciones en torno a un valor medio del 10% en el período de estudio y parece mostrar desviaciones respecto a su media más que un cambio en su tendencia.

Los determinantes estructurales a largo plazo de la tasa de ahorro, en atención a su magnitud de incidencia, serían: prestaciones sociales, tasa de dependencia, desempleo y crédito; en menor medida, renta permanente y riqueza. En el Gráfico 5 del Anexo 1, se muestra su incidencia con las variables normalizadas. En primer lugar, revisamos la contribución de cada variable a la tasa de ahorro y seguidamente proponemos la interpretación del modelo desde 2004 en las etapas en las que muestra mayores desviaciones respecto a su media.

La incidencia de las **prestaciones sociales** sobre la tasa de ahorro cambia de sentido en cuatro intervalos. El bajo nivel relativo de las prestaciones sociales a mediados de la década de 1980 presenta gran incidencia presionando al alza la tasa de ahorro. El aumento del desempleo en la crisis de la década de 1990 y el aumento de las prestaciones derivadas tienden a reducir la tasa

de ahorro. El componente vuelve a ser positivo tras la superación de la crisis, originado por el estancamiento de las prestaciones sociales a medida que se reduce la tasa de dependencia. A partir de la crisis de 2008, el aumento del desempleo y la tasa de dependencia hacen aumentar fuertemente las prestaciones sociales que se convierten de nuevo en un componente que lastra la tasa de ahorro.

Gráfico 3. Contribución de los determinantes a largo plazo de la tasa de ahorro



Fuente: series de las variables normalizadas

La incidencia de la tasa de dependencia sobre la tasa de ahorro es de gran magnitud y cambia de sentido en 1997: en el primer intervalo, su aportación es negativa y decreciente; y desde 1997 positiva, creciente hasta 2008, para diluirse después. Podemos apreciar la trascendencia sobre la tasa de ahorro de la reducción continuada de la tasa de dependencia que, desde mediados de la década de 1980, presiona a la baja y, desde finales de la década de 1990, se convierte en impulsor de la tasa de ahorro con magnitud decreciente. El mínimo valor de la tasa de ahorro en 2008 y su crecimiento desde entonces va reduciendo su aportación.

El **desempleo** también muestra relación directa y gran incidencia sobre la tasa de ahorro cambiando de signo su aportación en cuatro intervalos relacionados con el ciclo económico: es especialmente importante en la crisis de la década de 1990, fomentando el ahorro; se torna negativo desde 1998 hasta 2009, apoyando la reducción de la tasa de ahorro. En el último intervalo desde 2009, apoya en gran medida el crecimiento reactivo del ahorro.

La **tasa de crédito** muestra cuatro intervalos relacionados con el ciclo: el crecimiento del crédito tiene a reducir el ahorro en la etapa de expansión de la década de 1980; y a aumentarlo durante la recesión de principios de la década de 1990, que coincide con cierta restricción del crédito. La fuerte expansión del crédito de 1994 a 2007 tiende a reducirlo, y desde 2007 se convierte en un fuerte componente al alza de la tasa de ahorro de forma continua hasta la actualidad.

La **renta laboral** –variación de la renta permanente– presenta menor incidencia y parece recoger cambios en las expectativas respecto a la renta permanente siguiendo el ciclo. En las etapas de crecimiento –finales de la década de 1980 y desde 1995 a 2008–, reduce la tasa de ahorro; apoya su crecimiento –crisis de principios de la década de 1990 y desde 2008–. Su incidencia muestra un máximo relativo en 2010 que confirma el retraso en su ajuste (Sastre y Fernández-Sánchez, 2011a) y un máximo absoluto en 2012 para iniciar un rápido declive.

La **riqueza** se muestra como un componente de menor importancia en la evolución de la tasa de ahorro a largo plazo. Su relación con el ahorro es inversa pero no presenta gran incidencia excepto deprimiendo el ahorro desde 2004 hasta 2012.

Presenta cierto interés la interpretación de la reducción de la tasa de ahorro desde 2004 y sí puede suponer un cambio en la tendencia de la tasa de ahorro. La reducción de la tasa de ahorro desde 2004 viene originada por la incidencia conjunta del crédito, la riqueza y la caída del desempleo, que superan la incidencia positiva de la tasa de dependencia –con incidencia creciente–, y la reducción de las prestaciones, decreciente. Dado que, excepto la tasa de dependencia, que presiona al alza, las demás variables cambian con el ciclo, no se percibe un cambio de tendencia en esta variación.

La tasa de ahorro experimenta un crecimiento reactivo a finales de 2007, alcanzando un máximo en 2009 para caer de nuevo fuertemente en 2010. El modelo anticipa esta sobrerreacción al alza desde 2006, originada por la actuación conjunta de la tasa de dependencia que desde 1997.1 (67,3% de dependientes respecto a la población en edad de trabajar) incide positivamente sobre el ahorro: presenta un máximo en 2007, inicia un lento declive y va disminuyendo su aportación positiva. El modelo formula que tasas de dependencia inferiores al 67,3% inciden positivamente sobre el ahorro. Al ritmo actual, volveremos a alcanzar esa tasa de dependencia en 2021 e incidirá negativamente sobre la tasa de ahorro.

La tasa de prestaciones, en aumento, alimenta la tasa de ahorro que se acumula a la aportación creciente de la tasa de dependencia y por la contracción del crédito ya en 2006. El desempleo reduce su aportación negativa desde 2007 y, desde finales de 2008, incide positivamente. La riqueza incide de forma escasa, lenta y continua desde 2006 hasta 2014. La

renta actúa con cierto retraso, pero de forma creciente apoyando el aumento en la tasa de ahorro desde el momento en que inician su declive en 2007, presentando un máximo en 2012 con el mayor deterioro de las rentas laborales. En general, la evolución de las variables no apoya el cambio de tendencia de la tasa de ahorro, ya que la tasa de dependencia, componente acíclico, va reduciendo su aportación al crecimiento de la tasa de ahorro.

El declive viene explicado por el fuerte aumento en la tasa de prestaciones, que se acumula y es consecuencia también del aumento en la tasa de dependencia, que reduce su aportación positiva. Desde 2012, apoya fuertemente esta caída el cambio de perspectivas sobre la renta laboral –permanente–. El crédito –restringido– mantiene su aportación positiva de forma constante, pero la aportación del desempleo y la tasa de dependencia se van reduciendo, al igual que la aportación negativa de las prestaciones sociales. Aunque se producen repuntes locales, en general, la tasa de ahorro se va reduciendo –más exageradamente según el modelo, más parsimoniosamente la tasa observada–. En la reducción, ya por debajo de la tendencia a largo plazo, tiene importancia el aumento de la tasa de dependencia y la disminución del desempleo; la reducción de las prestaciones colabora en reduciendo su aportación negativa. La perspectiva a medio plazo, si se mantiene la coyuntura alcista del ciclo, es la reducción paulatina de la tasa de ahorro dirigida por el aumento de la tasa de dependencia.

Si retomamos las hipótesis planteadas, podemos confirmar la capacidad explicativa del modelo en función de sus determinantes. La reducción de la tasa de ahorro desde 2004 no supone un cambio de tendencia dada la reversibilidad de la incidencia de la tasa de dependencia. En esa etapa mejoran las expectativas sobre la renta permanente, crece la riqueza y se reduce el ahorro precautorio con la mejora del empleo y el crédito.

El cambio de ciclo en 2008 modifica la evolución de la tasa de ahorro, que crece apoyada por el cambio de expectativas respecto a la renta permanente; la tasa de dependencia; el desempleo; y la contracción continuada del crédito. Únicamente la existencia de prestaciones presiona para reducir la tasa de ahorro. La aportación decreciente de la tasa de dependencia no supondría el mantenimiento de esas tasas elevadas de ahorro. Al contrario, el aumento de la tasa de dependencia, la reducción del desempleo y la reducción de las prestaciones irán reduciendo la tasa de ahorro mientras se mantenga el ciclo.

Como comentamos, a partir de 2021, la aportación de la tasa de dependencia será negativa y habrá más condicionantes para que la tasa de ahorro se reduzca. Si las restricciones de liquidez se reducen supondrán menor presión a la baja de la tasa de ahorro.

4. Resumen y conclusiones

Estudiamos la evolución de la tasa de ahorro de los hogares españoles y sus determinantes a largo plazo durante el período 1985 a 2016. Revisamos la literatura bajo el marco teórico de la teoría del ciclo vital y renta permanente: las variables que la literatura recoge como determinantes a largo plazo del ahorro son la renta permanente, la riqueza, el desempleo (que elegimos como *proxy* del ahorro precautorio), la tasa de crédito (que recoge la restricción de liquidez), la tasa de ahorro público, la tasa de dependencia, la tasa de cobertura de las prestaciones de jubilación o las prestaciones sociales en general, los tipos de interés y el crecimiento de los precios.

Las pruebas de cointegración de las variables no son concluyentes: la tasa de ahorro y la de dependencia podrían no ser integradas de orden uno y el sistema no sería cointegrable. Planteamos cuatro especificaciones de la tasa de ahorro en función de sus determinantes y estudiamos los residuos de los modelos que resultan estacionarios.

Como prueba complementaria, siguiendo a Bérubé y Côté (2000), planteamos la posibilidad de demostrar la cointegración de las variables en el marco del modelo de corrección de error. A partir del término de error de las cuatro especificaciones, construimos un modelo de corrección de error (ECM) y contrastamos la significatividad del coeficiente corrector del error. Los resultados de los test de los residuos de las cuatro especificaciones son positivos, por lo que podemos confirmar la cointegración de las variables y/o la consistencia de los parámetros estimados.

El modelo de largo plazo (DOLS) nos permite estudiar la evolución de la tasa de ahorro y sus determinantes. Estandarizamos las variables del modelo y estudiamos su contribución a largo plazo a la tasa de ahorro.

Comentamos la repercusión de cada variable sobre la tasa de ahorro, los intervalos que recogen su aportación positiva y negativa y reflejamos la explicación dada por el modelo en las etapas en las que la tasa de ahorro se desvía de su tendencia. Atendemos especialmente a la reducción de la tasa de ahorro a partir de 2004, la sobre-reacción al alza en 2008 y a la baja en 2010. En general, consideramos que las variaciones en la tasa de ahorro durante el período de estudio se explican mejor como desviaciones de su tendencia en respuesta a la variación de sus determinantes que como cambios en su tendencia.

Podemos confirmar las hipótesis planteadas al inicio de la investigación respecto a la incidencia de los determinantes en el declive del ahorro entre 2004 y 2008, la composición que explica el alza al inicio de la crisis y su declive nuevamente en 2010. La incidencia de las variables renta y riqueza, desempleo y crédito es muy dependiente del ciclo económico y, a no ser que haya cambios estructurales en esas variables, su aportación no supondría cambios en la

tendencia de la tasa de ahorro. Las variables tasa de dependencia y tasa de prestaciones tienen otra incidencia. La tasa de dependencia muestra que reduce la tasa de ahorro si es mayor al 67,3% de dependientes respecto a los potencialmente activos y muestra cierta correlación con la tasa de prestaciones, relacionada con la anterior y con el ciclo económico.

La evolución en esta etapa expansiva del ciclo parece mantener ese declive de la tasa de ahorro apoyada por la incidencia decreciente del aumento de la tasa de dependencia. El aumento del crédito y la evolución de la renta permanente, riqueza y empleo apoyan el declive de la tasa de ahorro. El adecuado funcionamiento de las prestaciones sociales puede sostener al alza en la tasa de ahorro.

Una situación potencialmente crítica sería una etapa expansiva del ciclo, con una tasa de dependencia superior al 67,3%, que tendrá lugar eventualmente en 2021, en la que las perspectivas de crecimiento de la renta permanente y la riqueza, el bajo desempleo y escasa restricción del crédito, unidas al aumento de la cobertura de las prestaciones públicas, redujeran la tasa de ahorro de los hogares. El aumento de la tasa de dependencia de forma sostenida sí podría suponer un cambio en la tendencia de la tasa de ahorro de los hogares.

El volumen de prestaciones sociales, su financiación, y su relación con el ahorro público sugiere que nuestro modelo debería ampliarse para contemplar esta limitación, cuestión que abordaremos en futuras líneas de investigación.

Referencias

- Abowd, J.M. & Card, D. (1989): "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes". *Econometrica*, 57(2), 411–445.
- Alessie, R.; Angelini, V. & van Santen, P. (2013): "Pension wealth and household savings in Europe: Evidence from SHARELIFE". *European Economic Review*, 63, 308–328.
- Ando, A. & Modigliani, F. (1963): "The 'life cycle' hypothesis of saving: Aggregate implications and tests". *The American Economic Review*, 53(1), 55–84.
- Argandoña, A. (1994): "Factores determinantes del ahorro". *Documento de Investigación N° 276*. Barcelona: División de Investigación IESE, Universidad de Navarra. Recuperado de <http://www.iese.edu/research/pdfs/DI-0276.pdf>.
- Athukorala, P. & Sen, K. (2004): "The Determinants of Private Saving in India". *World Development*, 32(3), 491–503.
- Attanasio, O.P. & Brown, M. (1994): "Testing the life cycle model of consumption: What can we learn from micro and macro data?". *Investigaciones Economicas*, 18(3), 433–463.

- Attanasio, O.P. & Weber, G. (2010): "Consumption and Saving: Models of Intertemporal Allocation and Their Implications for Public Policy". *Journal of Economic Literature*, 48(3), 693–751.
- Bacchetta, P. & Gerlach, S. (1997): "Consumption and credit constraints: International evidence". *Journal of Monetary Economics*, 40(2), 207–238.
- Barceló, C. & Villanueva, E. (2010): "The response of household wealth to the risk of losing the job: Evidence from differences in firing costs". *Banco de España Working Papers*, 1002. Recuperado de <https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/PublicacionesSeriadas/DocumentosTrabajo/10/Fic/dt1002e.pdf>.
- Barceló, C. & Villanueva, E. (2016): "The response of household wealth to the risk of job loss: Evidence from differences in severance payments". *Labour Economics*, 39, 35–54.
- Barro, R. (1974): "Are government bonds net wealth?". *The Journal of Political Economy*, 82(6), 1095–1117.
- Belke, A.; Dreger, C. & Ochmann, R. (2012): "Do Wealthier Households Save More? The Impact of the Demographic Factor". *IZA Discussion Paper Series*, 6567. Recuperado de <http://ftp.iza.org/dp6567.pdf>.
- Bérubé, G. & Côté, D. (2000): "Long-term determinants of the personal savings rate: literature review and some empirical results for Canada". *Bank of Canada Working Papers*, 2000-3. Recuperado de <http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/01/wp00-3.pdf>.
- Bloom, D.E.; Canning, D.; Mansfield, R.K. & Moore, M. (2007): "Demographic change, social security systems, and savings". *Journal of Monetary Economics*, 54(1), 92–114.
- Boyle, P. & Murray, J. (1979): "Social security wealth and private saving in Canada". *The Canadian Journal of Economics*, 12(3), 456–468.
- Braun, R.A.; Ikeda, D. & Joines, D.H. (2009): "The Saving Rate in Japan: Why It Has Fallen and Why It Will Remain Low". *International Economic Review*, 50(1), 291–321.
- Bunn, P. & Rostom, M. (2014): "Household debt and spending". *Bank of England Quarterly Bulletin*, 54(3), 304–315.
- Browning, M. & Lusardi, A. (1994): "Household Saving: Micro Theories and Micro Facts". *Journal of Economic Literature*, 34(4), 1797–1855.
- Campbell, J. & Mankiw, N. (1989): "Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence". En O.J. Blanchard & S. Fischer (eds.): *NBER Macroeconomics*

- Annual 1989, Volume 4*. Cambridge: MIT Press, pp. 185–246.
- Carballo-Cruz, F. (2011): "Causes and consequences of the Spanish economic crisis: Why the recovery is taken so long?". *Panoeconomicus*, 58(3), 309–328.
- Carlson, J.A. & Parkin, M. (1975): "Inflation Expectation". *Economica*, 42(166), 123–138.
- Carroll, C. (1997): "Buffer-Stock Saving and the Life-Cycle/Permanent Income Hypothesis". *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 1–55.
- Carroll, C. & Dunn, W. (1997): "Unemployment expectations, jumping (S,s) triggers, and household balance sheets". En B.S. Bernanke & J.J. Rotemberg (eds.): *NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12*. Cambridge: MIT Press, pp. 165–229.
- Carroll, C.; Dynan, K. & Krane, S. (2003): "Unemployment risk and precautionary wealth: Evidence from households' balance sheets". *The Review of Economics and Statistics*, 85(3), 586–604.
- Carroll, C. & Summers, L. (1987): "Why have private savings rates in the United States and Canada diverged?". *Journal of Monetary Economics*, 20(2), 249–279.
- Carroll, C. & Summers, L. (1991): "Consumption growth parallels income growth: Some new evidence". En B.D. Bernheim & J.B. Shoven (eds.): *National Saving and Economic Performance*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 305–308.
- Case, K.E.; Quigley, J.M. & Shiller, R.J. (2005): "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market". *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 5(1), 34 pp.
- Conefrey, T. & Fitz Gerald, J. (2010): "Managing Housing Bubbles in Regional Economies under EMU: Ireland and Spain". *National Institute Economic Review*, 211(1), 91–108.
- Coricelli, F. & Roland, I. (2011): "How do credit conditions shape economic recoveries?". *CEPR Discussion Papers*, 8325. Recuperado de http://cepr.org/active/publications/discussion_papers/dp.php?dpno=8325.
- Deaton, A. (1977): "Involuntary saving through unanticipated inflation". *The American Economic Review*, 67(5), 899–910.
- Deaton, A. (1987): "Life-Cycle Models of Consumption: Is the Evidence Consistent with the Theory?". En T.F. Bewley (ed.): *Advances in Econometrics Fifth World Congress, Volume II*. New York: Cambridge University Press, pp. 121–148.
- Dynan, K.E. & Maki, D.M. (2001): "Does stock market wealth matter for consumption?". *Board of Governors FEDS Discussion Papers*, 2001-23.
- Dynan, K.E.; Skinner, J. & Zeldes, S.P. (2004): "Do the Rich Save More?". *Journal of Political*

Economy, 112(2), 397–444.

Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987): "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing". *Econometrica*, 55(2): 251–276.

Estrada, A.; Garrote, D.; Valdeolivas, E. & Vallés, J. (2014): "Household Debt and Uncertainty: Private Consumption after the Great Recession". *Banco de España Working Papers*, 1415, 33 pp.

Euwals, R. (2000): "Do Mandatory Pensions decrease Household Savings? Evidence for the Netherlands". *De Economist*, 148(5), 643–670.

Feldstein, M. & Liebman, J.B. (2002): "Social security". En K.J. Arrow & M.D. Intriligator (eds.): *Handbook of Public Economics, Volume 4*. Amsterdam: Elsevier, pp. 2245–2324.

Flavin, M.A. (1981): "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income". *Journal of Political Economy*, 89(5), 974–1009.

Friedman, M. (1957): *A theory of the consumption function: A study by the National Bureau of Economic Research*. Princeton: Princeton University Press.

Granger, C.W. (1981): "Some properties of time series data and their use in econometric model specification". *Journal of Econometrics*, 16(1), 121–130.

Guisán, M.C. (2002): "Causalidad y cointegración en modelos econométricos: Aplicaciones a los países de la OCDE y limitaciones de los tests de cointegración". *University of Santiago de Compostela Working Paper Series Economic Development*, 61. Recuperado de <http://www.usc.es/economet/aceadepdf/aceade61.pdf>.

Gual, J. (2009): "El carácter procíclico del sistema financiero". *Estabilidad Financiera*, 16, 21–40.

Hall, R.E. & Mishkin, F.S. (1982): "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households". *Econometrica*, 50(2), 461–482.

Hernando, I. & Villanueva, E. (2014): "The recent slowdown in bank lending in Spain: Are supply-side factors relevant?". *Journal of the Spanish Economic Association*, 5(2), 245–285.

Hendry, D.F. & Richard, J.-F. (1982): "On the formulation of empirical models in dynamic econometrics". *Journal of Econometrics*, 20(1), 3–33.

Horioka, C.Y. (1991): "The determinants of Japan's saving rate: The impact of the age structure of the population and other factors". *The Economic Studies Quarterly*, 42(3), 237–253.

Horioka, C.Y. & Watanabe, W. (1997): "Why do people save? A micro-analysis of motives for household saving in Japan". *The Economic Journal*, 107(442), 537–552.

- Hurst, E.; Kennickell, A.; Lusardi, A. & Torralba, F. (2005): "Precautionary savings and the importance of business owners". *NBER Working Papers*, w11731. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w11731.pdf>.
- Johansen, S. (1992): "Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 383–397.
- Jordà, O.; Schularick, M. & Taylor, A.M. (2013): "When Credit Bites Back". *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(2), 3–28.
- Karunaratne, W. & Abeysinghe, T. (2005): "Does mandatory pension savings crowd out private savings?: The experience of Sri Lanka". *Journal of Asian Economics*, 16(5), 830–846.
- Leland, H.E. (1968): "Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving". *The Quarterly Journal of Economics*, 82(3), 465–473.
- Lettau, M. & Ludvigson, S. (2004): "Understanding trend and cycle in asset values: Reevaluating the wealth effect on consumption". *American Economic Review*, 94(1), 276–299.
- Loayza, N.; Schmidt-Hebbel, K. & Servén, L. (2000a): "Saving in developing countries: an overview". *The World Bank Economic Review*, 14(3), 393–414.
- Loayza, N.; Schmidt-Hebbel, K. & Servén, L. (2000b): "What Drives Private Saving Across the World?". *Review of Economics and Statistics*, 82(2), 165–181.
- Lucas, R.E. (1976): "Econometric policy evaluation: A critique". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19–46.
- Ludvigson, S. (1999): "Consumption and Credit: A Model of Time-Varying Liquidity Constraints". *Review of Economics and Statistics*, 81(3), 434–447.
- Cuevas, A.; Mackenzie, G.A. & Gerson, P.R. (1997): "Pension regimes and saving". *IMF Occasional Papers*, 153. Recuperado de <http://www.imf.org/en/Publications/Occasional-Papers/Issues/2016/12/30/Pension-Regimes-and-Saving-2312>.
- MaCurdy, T.E. (1982): "The use of time series processes to model the error structure of earnings in a longitudinal data analysis". *Journal of Econometrics*, 18(1), 83–114.
- Maza, I.A. (1996): *El comportamiento del ahorro y su composición: evidencia empírica para algunos países de la Unión Europea*. Estudios Económicos nº 55, Madrid: Banco de España.
- Modigliani, F. & Ando, A.K. (1954): "Tests of the Life Cycle Hypothesis of Savings: Comments and Suggestions". *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics*, 19(2), 99–124.

- Modigliani, F. & Ando, A.K. (1960): "The 'Permanent Income' and 'Life Cycle' Hypothesis of Saving Behavior: Comparison and Tests". En I. Friend & R. Jones (eds.): *Proceedings of the Conference on Consumption and Saving, Volume 2*. Philadelphia: University of Pennsylvania, pp. 49–174.
- Modigliani, F. & Brumberg, R. (1954): "Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data". En K.K. Kurihara (ed.): *Post-Keynesian Economics*. New Brunswick: Rutgers University Press, pp. 388–436.
- Mody, A.; Ohnsorge, F. & Sandri, D. (2012): "Precautionary savings in the Great Recession". *IMF Economic Review*, 60(1), 114–138.
- Núñez, J.A. (2013a): "¿Condiciona la incertidumbre las decisiones de consumo de las familias? Un análisis con datos regionales españoles". En J.A. Camacho Ballesta & Y. Jiménez Olivencia (eds.): *Desarrollo regional sostenible en tiempos de crisis, Volumen 2*. Granada: Universidad de Granada, pp. 581–599.
- Núñez, J.A. (2013b): "On private consumption and uncertainty. Empirical evidence from Spanish regional data". *Investigaciones Regionales*, 25, 111–131.
- Paiva, C. & Jahan, S. (2003): "An empirical study of private saving in Brazil". *Brazilian Journal of Political Economy*, 23(1), 121–132.
- Phillips, P.C.B. & Hansen, B.E. (1990): "Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes". *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125.
- Rinaldi, L. & Sanchis-Arellano, A. (2006): "Household debt sustainability: What explains household non-performing loans? An empirical analysis". *European Central Bank Working Paper Series*, 570, 43 pp. Recuperado de <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp570.pdf>.
- Roehn, O. (2010): "New Evidence on the Private Saving Offset and Ricardian Equivalence". *OECD Economics Department Working Papers*, 762, 35 pp.. Recuperado de http://www.oecd-ilibrary.org/economics/new-evidence-on-the-private-saving-offset-and-ricardian-equivalence_5kmft7qb5kq3-en?crawler=true.
- Samwick, A.A. (2000): "Is pension reform conducive to higher saving?". *Review of Economics and Statistics*, 82(2), 264–272.
- Santos, T. (2017): "Antes del diluvio: The Spanish banking system in the first decade of the euro". En E.L. Glaeser; T. Santos & G. Weyl (eds.): *After the Flood: How the Great Recession Changed Economic Thought*. London: University of Chicago Press, pp. 153–208.
- Sastre, T. & Fernández-Sánchez, J.L. (2011a): "El ajuste del consumo duradero y

- no duradero en España durante la crisis económica". *Boletín Económico del Banco de España*, 01/2011, 91–102. Recuperado de <https://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/InformesBoletinesRevistas/BoletinEconomico/11/Ene/Fich/art3.pdf>.
- Sastre, T. & Fernández-Sánchez, J.L. (2011b): "La tasa de ahorro durante la crisis económica: el papel de las expectativas de desempleo y de la financiación". *Boletín Económico del Banco de España*, 11/2011, 63–77. Recuperado de <http://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/InformesBoletinesRevistas/BoletinEconomico/11/Nov/Fich/art4.pdf>.
- Schultz, T.P. (2005). "Demographic Determinants of Savings: Estimating and Interpreting the Aggregate Association in Asia". *IZA Discussion Paper Series*, 1479, 38 pp. Recuperado de <http://ftp.iza.org/dp1479.pdf>.
- Soria, J.; Mera, A.; García, M.; Campos, J.A.; Marchante, A.J. & Ropero, M.Á. (2004): "¿Ahorran por motivo precaución los hogares españoles?". *RAE: Revista Asturiana de Economía*, 30, 161–176.
- Stock, J. & Watson, M. (1993): "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems". *Econometrica*, 61: 4, 783–820.
- Tunc, C. & Yavas, A. (2016): "Not all credit is created equal: Mortgage vs non-mortgage debt and private saving rate in Turkey". *Central Bank Review*, 16(1), 25–32.
- Weil, D. (1994): "The saving of the elderly in micro and macro data". *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 55–81.
- Yasin, J. (2008): "Demographic Structure and Private Savings: Some Evidence from Emerging Markets". *African Review of Money Finance and Banking*, 2008, 7–21.
- Zabalza, A. & Andrés, J. (1991): "¿Afecta la fiscalidad al ahorro?". *Moneda y Crédito*, 192, 41–78.
- Zellner, A. (1960): Tests of some basic propositions in the theory of consumption. *The American Economic Review*, 50(2), 565–573.

Anexo 1: Representación de las series, pruebas de cointegración y validación de los modelos

Gráfico 4. Representación de las series utilizadas

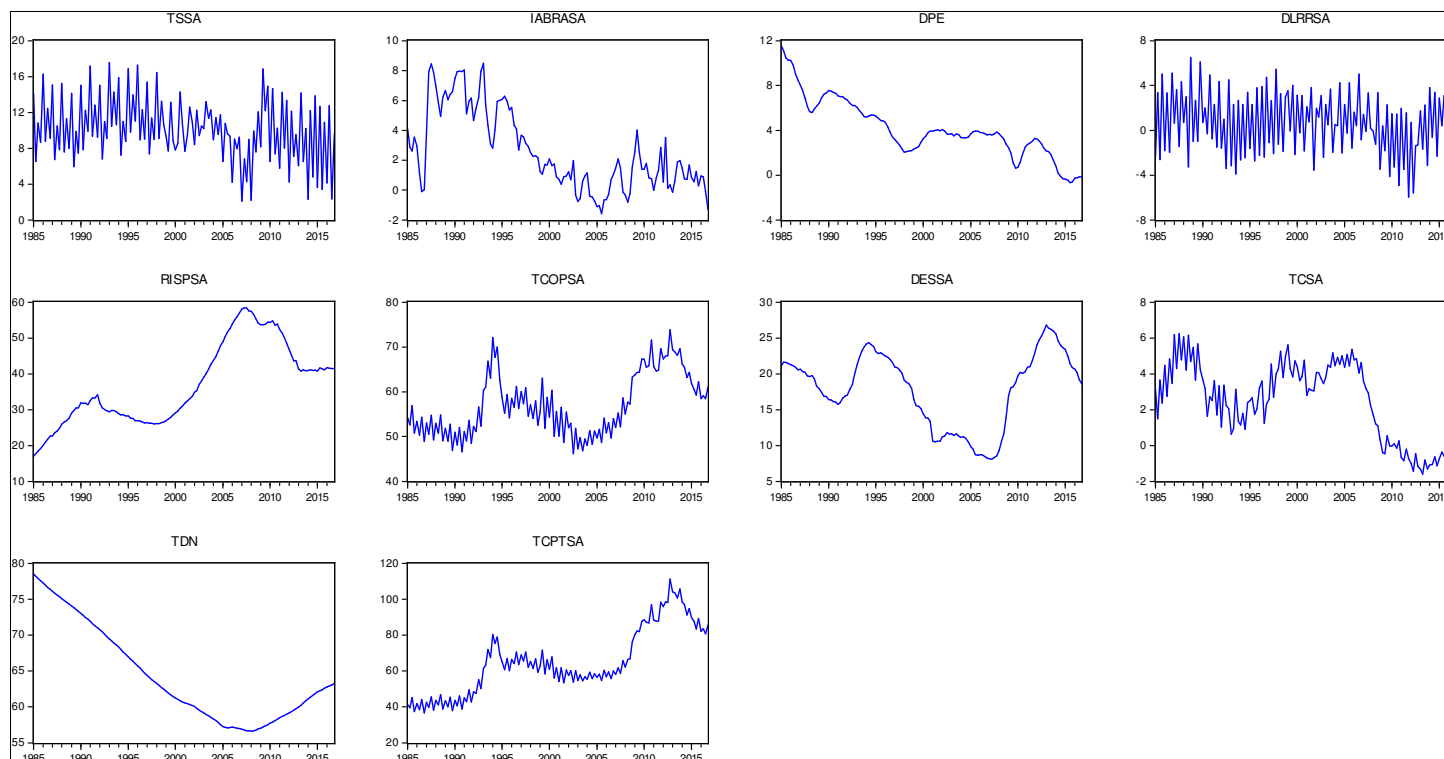


Gráfico 5. Incidencia de los determinantes a largo plazo sobre la tasa de ahorro

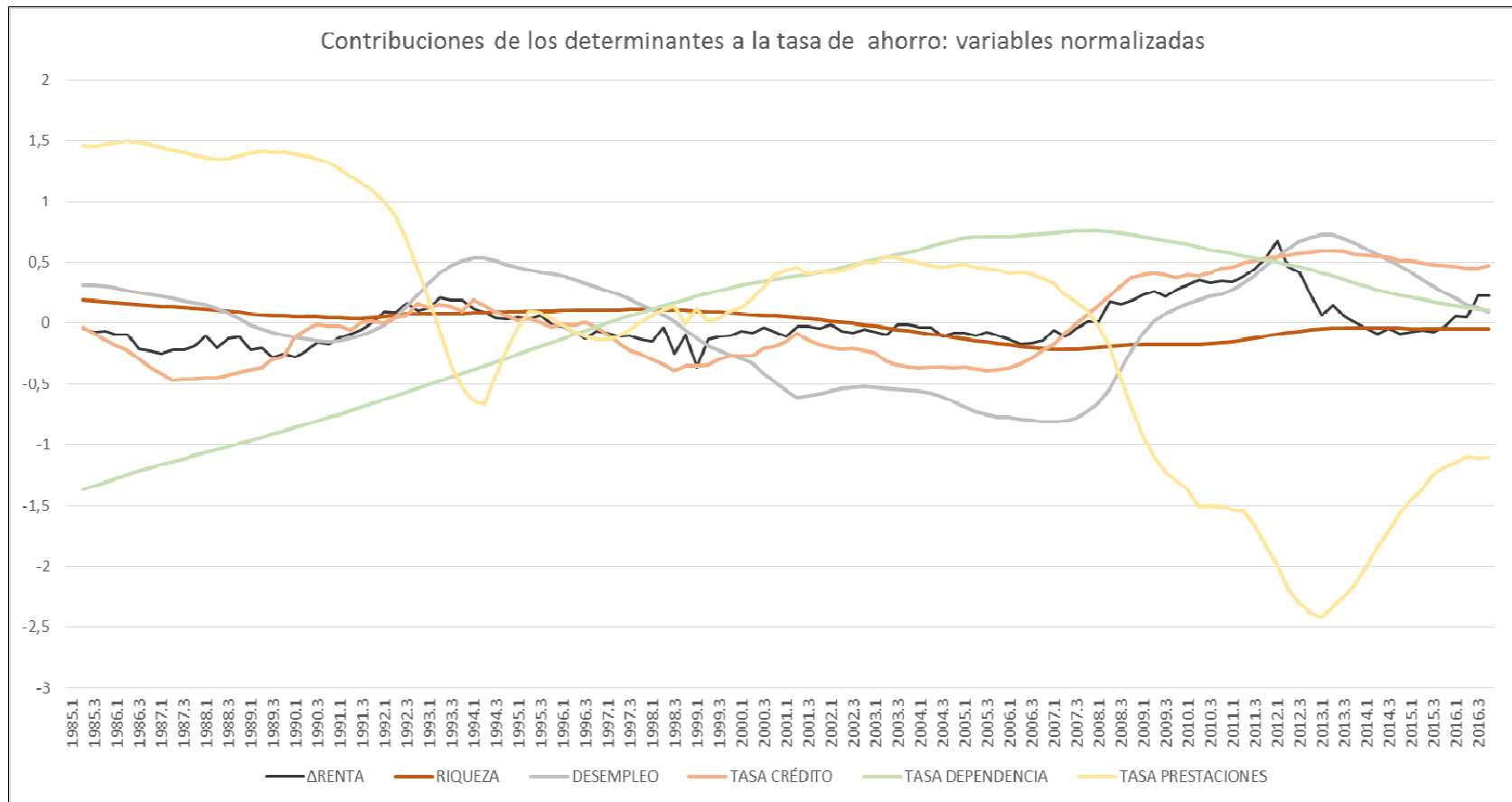


Tabla I. Resumen de las pruebas de cointegración

	Variable Serie original del modelo	Augmented Dickey Fuller (ADF)					Phillips Perron (PP)				KPSS Conflicto (** indica p<,05)		
		Series	Series del modelo	ni cte. ni tendencia	con cte. sin tendencia	con cte. y tendencia	Orden de integración	ni cte. ni tendencia	con cte. sin tendencia	Cte. Y tendencia	Orden de integración	con cte. sin tendencia	Cte. Y tendencia
NIVELES	Tasa Ahorro %PIB	TS	-0,93	-3,36**	-4,34***		-3,08***	-15,18***	-15,84***	I(0)	0,63*	0,084	I(0)
	Δ Renta Laboral	DLRR	-1,904	-2,17	-2,54	I(1)	-17,51***	-18,09***	-18,85***	I(0)	0,387*	0,067	I(0)
	T. Riqueza %PIB	RISP	0,017	-1,73	-1,89	I(1)	0,51	-1,73	-1,19	I(1)	0,96***	0,12*	I(1)
	Tasa Desempleo	DES	-0,809	-2,45	-2,44	I(1)	-0,61	-1,61	-1,62	I(1)	0,2	0,19**	I(1)
	Tasa Crédito	TC	-1,19	-1,36	-2,08	I(1)	-1,58	-2,53	-3,97*	I(1)	0,65**	0,19**	I(1)
	Tasa dependencia	TDN	0,35	-1,78	0,51	I(1)	-2,49**	-3,17**	3,21	I(0)	1,11***	0,33***	I(1)
	T.Cobertura Jubilación	TCOP	0,13	-2,43	-2,82	I(1)	0,04	-3,86***	-4,87***	I(0)	0,48**	0,11	I(1)
	T. Prestaciones Sociales	TCPT	0,16	-1,84	-2,82	I(1)	-0,644	-1,723	-1,6845	I(1)	0,97***	0,113*	I(1)
	Interés real	IBR	-1,83**	-2,17	-3,37*	I(1)	-1,62*	-2,04	-3,30*	I(1)	0,93***	0,196**	I(1)
	Δ Precios Esperado	DPE	-2,62***	-1,43	-2,64	I(1)	-2,98***	-2,39	-3,27*	I(1)	1,17***	0,15**	I(1)
T.ahorro público	TSP	-1,57	-2,28	-2,31	I(1)	-4,06***	-7,29***	-7,34***	I(0)	0,18	0,16**	I(1)	
1º DIFERENCIA	Ahorro	TS	-5,74***	-5,73***	-5,71***	I(0)	-67,05***	-67,05***	-67,40***	I(0)	0,09	0,08	
	Renta L	DLRR	-11,90***	-11,85***	-11,80***	I(0)	-116,71***	-116,37***	-115,41***	I(0)			
	Riqueza	RISP	-2,88***	-2,92**	-2,99	I(0)	-5,49***	-5,69***	-5,97***	I(0)	0,22	0,12*	
	Desempleo	DES	-4,88***	-4,87***	-4,87***	I(0)	-5,05***	-5,04***	-5,05***	I(0)			
	Crédito	TC	-4,09***	-4,10***	-4,09***	I(0)	-22,78***	-22,82***	-23,31***	I(0)			
	T. dependencia	TDN	-1,24	-0,8	-2,46	I(1)	-1,19	-0,65	-2,46	I(1)	1,15***	0,27***	I(1)
	T.cob.Jub	TCOP	-4,03***	-4,02***	-4,01**	I(0)	-24,79***	-24,75***	-24,66***	I(0)	0,05	0,05	I(0)
	T. Prest.Soc.	TCPT	-3,33***	-3,40**	-3,40*	I(0)	-20,33***	-20,68***	-20,63***	I(0)			
	Interés real	IBR	-10,58***	-7,62***	-7,66***	I(0)	-14,04***	-17,46***	-20,64***	I(0)	1,107***	0,161**	I(1)
	T Precios	DPE	-5,11***	-5,62***	-5,61***	I(0)	-40,05***	-40,20***	-40,21***	I(0)			
T.ahorro público	TSP	-4,59***	-4,58***	-4,55***	I(0)	-33,59***	-33,47***	-33,37***	I(0)				
2º DIF	Tasa dependencia	TDN	-11,07***	-11,13***	-11,10***	I(0)	-11,11***	-11,23***	-11,20***	I(0)	0,09	0,05	I(0)

Casos confirmatorios de cointegración

El test ADF y PP contrasta la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad. Se muestra el valor del estadístico de contraste y el p-valor asociado (*, **, ***)

* denota un nivel de significación al 10%; ** al 5%; *** al 1%. Los valores proceden de MacKinnon (1996)

Tabla II. Pruebas de cointegración de las variables

ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS A LARGO PLAZO													TEST DE COINTEGRACIÓN SOBRE LOS RESIDUOS				
Signo esperado (+/-)																	
LAG/LEAD		RENTA DLRR	RIQUEZA RISP	DESEMP. DES	CRÉDITO TC	A.H.PUB. TSP	T.DEPEND. TDN	COB.PREST.J TCOP	T.PREST.SOC TCPT	I.REAL IABRA	D.PRECIOS DPE	C	Test resid		Test EG		Test H
INICIAL	DOLS (4,4)	TS = [T-STAT]	-0,023 [-0,03]	-0,014 [-0,20]	-0,36 [-1,36]	0,21 [0,49]	0,49 [3,43]	0,12 [0,35]	0,18 [1,20]	0,23 [0,56]	-0,24 [-0,33]	-4,42 [-0,16]	ADF	PP	EG tau	EG Z	0,03
1ª	DOLS (4,4)	TS = [T-STAT]	-0,57 [-0,82]	0,08 [1,11]	-0,63 [-2,31]	0,56 [1,44]	0,71 [1,69]	0,55 [4,18]	0,35 [2,20]	-0,13 [-0,33]	-1,33 [-1,59]	-47,1 [-1,5]	-11,46 [0,0]***	-114,5 [0,0]***	-4,8 0,374	-336 [0,0]***	0,029 p>0,2
2ª	DOLS (4,4)	TS = [T-STAT]	1,42 [1,28]	-0,15 [-1,4]	0,59 [0,56]	-1,56 [-3,86]	-1,38 [-2,73]	-0,04 [-0,13]	-0,54 [-3,86]	0,56 [1,61]	1,31 [1,77]	132,4 [2,91]	-4,97 [0,0]***	-11,5 [0,0]***	-5,56 0,108	-336 [0,0]***	0,029 p>0,2
3ª	DOLS (4,4)	TS = [T-STAT]	-0,05 [-0,05]	-0,09 [-1,48]	0,53 [1,44]	-1,24 [-2,48]	-0,93 [-2,89]	-0,36 [-2,37]	-0,36 [0,80]	0,36 [1,53]	0,82 [1,53]	88,2 [1,53]	-4,17 [0,0]***	-11,49 [0,0]***	-5,54 [0,068]	-325 [0,0]***	0,028 p>0,2
4ª	DOLS (4,4)	TS = [T-STAT]	-1,63 [-3,58]	-0,05 [-0,72]	0,59 [1,66]	-1,07 [-2,23]	-0,75 [-2,68]	-0,45 [-2,92]	0,16 [0,41]			83,5 [4,19]	-5,28 [0,0]***	-12,89 [0,0]***	-5,62 [0,030]	-321,7 [0,0]***	0,03 p>0,2
5ª	FMOLS	TS = [T-STAT]	-0,87 [-10,87]	-0,09 [-2,94]	0,48 [3,49]	-0,24 [-1,43]	-0,56 [-5,06]	-0,21 [-4,25]	0,32 [3,09]			55,4 [6,48]	-4,23 [0,0]***	-12,23 [0,0]***	-5,58 [0,033]	-321,7 [0,011]	1,46 p<0,01
FINAL	DOLS (4,4)	TS = [T-STAT]	-1,49 [-3,46]	-0,08 [-1,51]	0,68 [2,32]	-1,29 [-3,31]	-0,8 [-3,12]	-0,49 [-3,85]				89,27 [4,16]	-5,41 [0,0]***	-11,56 [0,0]***	-5,2 [0,039]	-176,4 [0,011]	0,03 p>0,2
Estadístico t entre corchetes Estimaciones de los parámetros del modelo a largo plazo mediante el procedimiento DOLS (SW) y FMOLS para contrastar signos ADF y PP test prueban la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en los residuos del modelo EG τ y EG z: Engel Granger estadístico tau y z que prueban la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria. P valores obtenidos por MacKinnon (1996) La estimación FMOLS de Phillips-Hansen utiliza los residuos que son filtrados mediante un VAR(2) para corregir la correlación serial El Test H de Hansen de estabilidad de los parámetros contrasta la hipótesis nula de cointegración mediante una prueba de estabilidad de los parámetros aunque el valor del estadístico de contraste p está aproximado para 4 tendencias estocásticas.													Se muestra el estadístico de contraste La probabilidad asociada al estadístico, entre corchetes * nivel de significación al 10%; ** al 5%; *** al 1%. Los p-valor proceden de MacKinnon (1996)				

Tabla III. Pruebas de cointegración de las variables finales

ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS A LARGO PLAZO									TEST DE COINTEGRACIÓN SOBRE LOS RESIDUOS						
		RENTA DLRR	RIQUEZA RISP	DESEMP. DES	CRÉDITO TC	T.DEPEND. TDN	T.PREST.SOC. TCPT	C	Test resid		Test EG		Test H	Test PO	
									ADF (t)	PP	EG (t)	EG(z)	Test H	PO tau	PO Z
DOLS (4,4)	TS =	-1,49	-0,08	0,68	-1,29	-0,8	-0,49	89,27	-8,31	-12,58	-5,2	-176,5	0,03	-12,47	-123,7
	[T-STA T]	[-3,46]	[-1,51]	[2,32]	[-3,31]	[-3,12]	[-3,85]	[4,16]	[0,0]***	[0,0]***	[0,039]	[0,0]***	p>0,2	[0,0]***	[0,0]***
EG	TS =	-1,06	-0,09	0,34	-0,49	-0,36	-0,21	46,7	-4,32	-11,32	-4,12	-50,5	0,04	-11,95	-186,8
	[T-STA T]	[-13,22]	[-2,56]	[2,65]	[-2,53]	[-3,31]	[-4,24]	[6,14]	[0,0]***	[0,0]***	0,33	0,01	p>0,2	[0,0]***	[0,0]***
FMOLS	TS =	-0,908	-0,08	0,58	-0,29	-0,54	-0,25	55,9	-3,52	-12,83	-5,24	-176,4	1,12	-12,31	-132,2
	[T-STA T]	[-10,71]	[-2,44]	[4,21]	[-1,58]	[-4,69]	[-4,95]	[6,14]	[0,0]***	[0,0]***	[0,039]	[0,0]***	p=0,023	[0,0]***	[0,0]***
ECM (VAR6)	TS =	-2,34	-0,01	0,77	-1,66	-0,90	-0,60	99,63	-11,82	-11,87	-11,66	-127,6	0,3	-11,78	-121,3
	[T-STA T]	[-6,56]	[-0,25]	[3,277]	[-6,24]	[-4,34]	[-6,07]	[5,832]	[0,0]***	[0,0]***	[0,0]***	[0,0]***	p>0,2	[0,0]***	[0,0]***
Estadístico t entre corchetes									Se muestra el estadístico de contraste;						
Estimación de los parámetros del modelo a largo plazo mediante los 4 procedimientos: DOLS, FMOLS, EG y ECM									La probabilidad asociada al estadístico, entre corchetes						
ADF y PP test prueban la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en los residuos del modelo									* denota un nivel de significación al 10%; ** al 5%; *** al 1%.						
EG τ y EG z: Engel Granger estadístico tau y z que prueban la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria.									Los p-valor proceden de MacKinnon (1996)						
El Test H de Hansen de estabilidad de los parámetros contrasta la hipótesis nula de cointegración mediante una prueba de estabilidad de los parámetros aunque el valor del estadístico de contraste p está aproximado para 4 tendencias estocásticas.															

Tabla IV. Pruebas de cointegración de los modelos de corrección de error

ESTIMACIÓN DE LOS PARÁMETROS A LARGO PLAZO (1)									TÉRMINO DE CORRECCIÓN DE ERROR	TEST DE COINTEGRACIÓN SOBRE LOS RESIDUOS (1)						
										Test resid		Test EG (ECM)		Test H	Test PO	
									γ	ADF	PP	EG (ty)	EG Z	Test H	PO tau	PO Z
DOLS (4,4)	TS =	-1,49	-0,08	0,68	-1,29	-0,8	-0,49	89,27	-0,43	-10,81	-11,65	-11,52	-109,7	0,1	-11,85	-108,9
	[T-STAT]	[-3,46]	[-1,51]	[2,32]	[-3,31]	[-3,12]	[-3,85]	[4,16]	[-3,48]	[0,0]***	[0,0]***	[0,0]***	[0,0]***	p>0,2	[0,0]***	[0,0]***
EG OLS	TS =	-1,06	-0,09	0,34	-0,49	-0,36	-0,21	46,7	-0,61	-5,39	-11,32	-10,96	-121,6	0,084	-11,02	-115,2
	[T-STAT]	[-13,22]	[-2,56]	[2,65]	[-2,53]	[-3,31]	[-4,24]	[6,14]	[-8,72]	[0,0]***	[0,0]***	[0,0]***	[0,0]***	p>0,2	[0,0]***	[0,0]***
FMOLS	TS =	-0,908	-0,08	0,58	-0,29	-0,54	-0,25	55,9	-0,57	-2,99	-11,77	-11,66	-128,97	0,07	-11,8	-119,4
	[T-STAT]	[-10,71]	[-2,44]	[4,21]	[-1,58]	[-4,69]	[-4,95]	[6,14]	-8,42	[0,0]***	[0,0]***	[0,0]***	[0,0]***	p>0,2	[0,0]***	[0,0]***
ECM VAR6	TS =	-2,34	-0,01	0,77	-1,66	-0,90	-0,60	99,63	-0,17	-12,06	-12,13	-12,06	-133,5	0,1	-12,2	-125,8
	[T-STAT]	[-6,56]	[-0,25]	[3,27]	[-6,24]	[-4,34]	[-6,07]	[5,83]	[-2,87]	[0,0]***	[0,0]***	[0,0]***	[0,0]***	p>0,2	[0,0]***	[0,0]***

(1) Notas en las tablas anteriores

Anexo 2. Procedencia de las series utilizadas

La fuente principal de datos es la Contabilidad Nacional de los sectores institucionales que publica el Instituto Nacional de Estadística y las cuentas financieras que publica el Banco de España. Dado que estas series con detalle trimestral no tienen la antigüedad requerida, se han complementado con las cuentas anuales de los sectores institucionales. Por un lado, ha sido necesario enlazar ambas series y, en algunos casos, desagregar las series anuales en trimestrales mediante regresión, que mantienen la tasa de crecimiento en términos anuales. El sistema de enlace empleado es aplicar las tasas de crecimiento –normalmente anual– calculadas en la serie a sustituir –las publicadas en base a la CN86 y CN95– a las series más largas y actuales –CN2010–. En algunos casos, se trimestraliza la serie mediante el *software* R –paquete *tempdisagg*, método Denton-Cholette–. Si la variable es flujo, el flujo anual se descompone en 4 trimestrales cuya suma (*conversion sum*) corresponde al flujo anual. Si la variable es fondo, “escala” los valores al valor final (*conversion last*). El método Denton-Cholette desagrega las series minimizando la suma de los cuadrados de las desviaciones entre los niveles de forma similar a un modelo de regresión lineal⁷. Esto mantiene la tasa de crecimiento anual de la serie original en la serie obtenida, aunque carece de la estacionalidad de las series trimestrales.

AHORRO Y RENTA BRUTA DISPONIBLE

- Ahorro (CNE B86) (Código B86): cuentas de los sectores institucionales. s.80 Hogares. Millones de pesetas. Saldo.N.4 Ahorro bruto. Datos anuales de 1985 a 1997. Supondremos que es un flujo acumulado (saldo) a final del año en curso. Desagregamos los datos mediante el método Denton-Cholette y el *software* R. Los datos están en millones de pts. corrientes. Convertimos a €.
- Ahorro (CNE B95): datos anuales de 1995 a 2003. Utilizamos de esta serie únicamente los valores del año 1998. Expresamos en mil. pts. e incorporamos a la serie anterior (1985 a 1997) para desagregar en trimestral de forma coherente.
- Ahorro (CNE B10) (código B.8g): datos trimestrales de 1999 a 2014. SEC 2010. Millones de € corrientes.

RENTA DEL TRABAJO Y RENTA MIXTA

- Contabilidad Nacional Trimestral. SEC95. Rentas. Unidades: Millones Euros (tabla-3158 CN1995). 1981.1 a 2004.4. Datos corregidos de efectos estacionales y de calendario. En esta

⁷ <https://cran.r-project.org/web/packages/tempdisagg/tempdisagg.pdf>
<http://journal.r-project.org/archive/2013-2/sax-steiner.pdf>

serie disponemos de la remuneración de asalariados y el EBE. Se deflacta mediante la serie IPC.

- Contabilidad Nacional Trimestral de España. SEC10. Base 2010. Producto interior bruto precios de mercado. PIB pm Rentas (Precios corrientes) Unidades: Millones Euros. 1996.1 a 2016.4. Datos corregidos de efectos estacionales y de calendario. Se deflacta mediante la serie IPC.

RENTA NACIONAL BRUTA DISPONIBLE

- RNBD (CNE B86): datos anuales de 1985 a 1997. (SEC-79). Supondremos que es un flujo acumulado (saldo) a final del año en curso. Desagregamos los datos mediante el método Denton-Chollette y el *software* R. Los datos están en millones de pts. corrientes. Convertimos a €.
- RNBD (CNE B95): datos anuales de 1995 a 2003. Comparamos con los resultados anteriores. Utilizamos de esta serie únicamente los valores del año 1998. Expresamos en mil pts. e incorporamos a la serie anterior (1985 a 1997) para desagregar en trimestral de forma coherente con la anterior.
- RNBD (CNE B10): datos trimestrales de 1999 a 2014. SEC 2010. Millones de € corrientes.

INFLACIÓN IPC

Los datos proceden de los tres años base:

IPC Base 92: datos mensuales años 1984.12 a 2001.12.

Índice de Precios de Consumo (IPC) Base 2010 (2011=100): obtenemos IPC recalculando los valores de la serie base 92 enlazándolos con la base 2011 manteniendo las variaciones mensuales de la serie original. Reducción serie IPC mensual a IPC trimestral: media de los 3 meses.

Serie DPE: obtenemos la serie expectativas de inflación como la media ponderada de 8 trimestres; la ponderación es una serie exponencial decreciente en el tiempo.

DESEMPLEO

Datos EPA (Encuesta de Población Activa) INE.

Datos disponibles desde 2002T1. Datos mensuales trimestralizados mediante media móvil MM3. Obtenidos en mayo de 2015.

(http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176918&menu=ultiDatos&idp=1254735976595)

Obtenemos la serie anterior a 2002 continuando la serie de 2014 con las tasas de crecimiento de las series anteriores. Somos conscientes de que se producen cambios en la metodología en 2001, en 2005 y 2014 derivados de la nueva estructura de la población obtenida en los censos por lo que los resultados se consideran provisionales.

RIQUEZA

DESCRIPCIÓN: Riqueza inmobiliaria de los hogares. Estimación basada en la evolución estimada del parque de viviendas, de la superficie media de las mismas y del precio medio del m². Éste último se calcula a partir de diversas fuentes.

CÓDIGO SERIE: D_TKB070C0_ESTI.

CÓDIGO UNIDAD: Euros.

EXPONENTE: 6.

UNIDAD: Millones de euros.

FRECUENCIA: Trimestral.

SERIE: 1T.1980 a 4T.2016.

Fuente: Banco de España.

Obtención en: mayo de 2017 (http://app.bde.es/bie_www/?Idioma=es).

CRÉDITO:

Construimos la tasa de crecimiento del préstamo concedido (TCP) como tasa de crecimiento trimestral del saldo de crédito bancario concedido a los hogares. Obtenemos TCP de las cuentas financieras del Banco de España como el cociente entre el flujo trimestral de crédito y el saldo dos trimestres antes ($TCP = \text{pasivos netos contraídos} / \text{Pasivos. Hogares. Préstamos}$). Como afirma Ayuso (2013)⁸, esperamos que “los cambios en el saldo no asociados a operaciones de crédito o amortizaciones (como, por ejemplo, los préstamos fallidos que se dan de baja del balance de las entidades o las transferencias a la Sareb) no afectan a este indicador”. A partir de los saldos de préstamos –balance– y los pasivos contraídos, obtenemos el ratio tasa de crecimiento del saldo del crédito como cociente (pasivos contraídos –flujo– / saldo de crédito). Los datos para obtener el indicador proceden de dos fuentes diferentes:

- El ratio trimestral se obtiene de la forma mencionada desde 1990.1T hasta 2014.T4.
- Desde 1985.1T hasta 1989.4T, los datos proceden de la serie anual de las cuentas financieras de la economía española del Banco de España (CF_2_20A.27 serie DM_Z#ES8000H95); se

⁸ Ayuso, J. (2013): “Un análisis de la situación del crédito en España”. *Boletín Económico del Banco de España*, 20/2013, 81–99.

descomponen en serie trimestral mediante el paquete R *tempdissag*. El ratio se calcula como cociente entre la variación habida en el trimestre y el saldo dos trimestres anteriores.

CF_2_20A.27. (DM_Z#ES8000H95). Pasivos. Hogares e instituciones sin fines de lucro. Préstamos. Miles de Euros. Serie anual desde 1980; cuatrimestral desde diciembre de 1989. Fuente: Banco de España. Cuentas financieras Hogares. Desagregamos los datos en cuatrimestrales mediante R *tempdissag*. Calculamos las operaciones financieras –pasivos contratados– como diferencia entre los datos cuatrimestrales obtenidos.

CF_2_20I.11. (DM_Z#ES8000O95). Pasivos. Hogares. Préstamos. Miles de Euros. Serie cuatrimestral desde diciembre de 1989. Fuente. Banco de España. Cuentas financieras Hogares.

TASA DE DEPENDENCIA

Cociente: población dependiente sobre población activa.

Población dependiente: de 0 a 19 años más la población de más de 65 años.

Población potencialmente activa: población entre 20 y 64 años.

Instituto Nacional de Estadística. Principales series desde 1971. Población residente.

Unidad: nº de personas.

http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/categoria.htm?c=Estadistica_P&cid=1254735572981.

Consulta: julio de 2016.

AHORRO PÚBLICO

Contabilidad Nacional de España Base 86. Cuentas de los sectores institucionales. S.60 Administraciones públicas. Unidades: Millones de pesetas.

Saldo.N.5 Capacidad (+) o necesidad (-) de financiación. Datos anuales de 1985 a 1997.

Convertidos a euros y trimestralizados mediante el sistema habitual.

Datos de 1998.1 a 1998.4 Obtenidos mediante medias móviles de orden 4 de los 4 trimestres anteriores.

Contabilidad Nacional de España. Base 2010. Cuentas no financieras trimestrales por sector institucional. Administraciones públicas (S.13): operaciones y saldos contables.

1999 T I - 2016 T IV. Unidad: millones de euros.

B.9. Capacidad(+)/Necesidad(-) de financiación.

Obtenemos la Tasa de ahorro público como: Capacidad Necesidad de financiación / PIB trimestral nominal.

RENTABILIDAD-INTERÉS

DESCRIPCIÓN: Mercado de valores. Mercado primario de renta fija. Deuda negociable del Estado. Bonos a 3 años. Tipo de interés medio a la emisión.

NOMBRE SERIE: D_1G1ABIS0.

CÓDIGO UNIDAD: Porcentaje.

EXPONENTE: 2.

UNIDAD: Porcentaje.

FRECUENCIA: Mensual.

Obtenemos la rentabilidad real deflactando la serie con el índice de precios mencionado.

TASA DE REEMPLAZO DE LAS PENSIONES (TCOP)

DESCRIPCIÓN: Contabilidad Nacional de España.

METODOLOGÍA: Metodología del año SEC2010. Año base 2010.

VALORACIÓN: Precios corrientes. Operaciones y otros Flujos: Prestaciones sociales distintas de las transferencias sociales en especie. Sector de Destino: Recursos. Hogares e instituciones sin fines de lucro al servicio de los hogares.

NOMBRE SERIE: DSPC102010CD62000_RS14A.T.

CÓDIGO UNIDAD: Euros.

EXPONENTE: 6.

UNIDAD: Millones de Euros.

FRECUENCIA: Trimestral. Datos trimestrales de 1999.1 a 2016.4.

Obtenemos los datos de 1985.1 a 1998.4 enlazando la serie anterior mediante las tasas de crecimiento trimestrales de la serie:

DESCRIPCIÓN: SEC2010.Administraciones Públicas. Administraciones de Seguridad Social. Operaciones no financieras. Empleos. Prestaciones sociales. Pensiones contributivas. Acumulada. Tasa variación interanual.

NOMBRE SERIE: DPU DMNSEC2010_D62110_EF_ASG_TAC.

CÓDIGO UNIDAD: Porcentaje.

EXPONENTE: -2.

UNIDAD: Porcentaje.

FRECUENCIA: Mensual.

TCOP

Deflactamos la serie obtenida mediante IPC. Calculamos la tasa de reemplazo mediante la fórmula: $(\text{prestaciones de jubilación} / \text{población de } +65) / ((\text{renta disponible} - \text{prestaciones}) / \text{población entre 15 y 65})$. Estimamos las prestaciones de jubilación como la proporción de prestaciones de jubilación sobre las prestaciones totales durante el período.

TCPT

$(\text{Prestaciones totales} / \text{población de 0 a 15 y } +65) / ((\text{renta disponible} - \text{prestaciones}) / \text{población entre 15 y 65})$.

Las series de población proceden de:

Instituto Nacional de Estadística: Censo de Población.

Principales series desde 1971.

Resultados Nacionales.

TABLA 10258.

Población residente por fecha, sexo y grupo de edad.

Unidades: Personas.