

TIPOS DE REFERENCIA DE LAS IMPOSICIONES A PLAZO FIJO EN LOS MERCADOS INTERBANCARIO Y DE DEUDA PÚBLICA

Carlos Pérez Montes (*)

(*) Carlos Pérez Montes pertenece a la Dirección General de Regulación del Banco de España. El autor agradece los comentarios y consejos de Vicente Salas, Jesús Saurina y Javier Mecía. Este artículo es responsabilidad exclusiva del autor y no refleja necesariamente la opinión del Banco de España.

TIPOS DE REFERENCIA DE LAS IMPOSICIONES A PLAZO FIJO EN LOS MERCADOS INTERBANCARIO Y DE DEUDA PÚBLICA

1 Introducción

Las políticas comerciales seguidas por las entidades financieras, así como la investigación empírica, han demostrado en el pasado que el tipo de interés del mercado interbancario funcionaba como indicador de tipo de mercado a partir del cual las entidades fijan sus tipos de interés de activo y de pasivo. En los últimos años, el tipo de interés del pasivo, y especialmente de las imposiciones a plazo fijo (IPF), se sitúa en general por encima del tipo interbancario. Esta observación es sorprendente si usamos como marco de análisis los modelos típicos de competencia bancaria, en los que las entidades individuales poseen cierto grado de poder de mercado en la concesión de préstamos y captación de depósitos y disponen también de acceso a un mercado interbancario con una amplia disponibilidad de fondos y una oferta perfectamente elástica¹. En estas condiciones, es imposible observar un equilibrio de mercado con un tipo de depósito por encima del tipo interbancario, ya que los bancos tendrían un incentivo para sustituir depósitos por financiación interbancaria. El exceso del tipo interbancario sobre el tipo de las IPF y el escaso volumen de transacciones que tienen lugar en el mercado interbancario sugieren que las entidades financieras podrían estar utilizando un tipo de mercado distinto al interbancario para fijar los tipos de interés de sus IPF.

Este estudio investiga el tipo de interés de referencia para la fijación de la remuneración de las IPF en el mercado de depósitos español. Como se muestra más abajo, el margen entre el euríbor a doce meses y el tipo de interés de las IPF ha alcanzado niveles negativos a partir de 2008, lo que sugiere que las entidades de depósito han visto dificultado su acceso al mercado interbancario y que la captación de fondos a través de IPF para su préstamo en el mercado interbancario no es una estrategia de inversión rentable. Sin embargo, los fondos captados a través de IPF se pueden aplicar de forma rentable tanto a financiar la cartera crediticia, si el tipo de préstamo es suficientemente elevado, como a financiar la compra de deuda pública, si su rendimiento es suficientemente alto. La evolución creciente del rendimiento de la deuda pública y el interés de las entidades de depósito en invertir en este tipo de activo podrían explicar el aumento de la remuneración de las IPF sin usar el mercado interbancario como referencia.

La determinación del tipo de referencia es importante para evaluar el riesgo asociado al empleo de las IPF como fuente de financiación. El diferencial del tipo de interés sobre las IPF y el tipo de referencia afectan a la rentabilidad y a la solvencia de las entidades de depósito. Este estudio examina así la media y la dispersión de los márgenes de la remuneración de IPF sobre el euríbor a doce meses y los rendimientos de deuda pública de distintos vencimientos. El estudio de la dispersión es importante para detectar la posible acumulación de riesgos en un subconjunto de entidades.

La variación en los tipos medios de las IPF podría reflejar también el cambio de las características del contrato típico de IPF, con un aumento de los plazos o una redistribución entre el volumen de fondos captados entre sociedades no financieras y hogares. Se examina la distribución de las nuevas IPF entre estas distintas clases de contratos y

¹ Klein (1971) considera un modelo de monopolio multiproducto en el que el banco fija las cantidades de préstamos y depósitos. Este modelo puede generalizarse fácilmente a un modelo de oligopolio a la Cournot y a modelos de oligopolio y monopolio con fijación de precios.

también se estudian los márgenes y la dispersión separados por clase de contrato para determinar si es un tipo particular de contrato el que determina la evolución creciente de los tipos en IPF.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. La sección 2 examina algunos artículos recientes sobre entidades de depósito y predicción de tipos de interés. La sección 3 presenta el análisis descriptivo de los tipos y volúmenes de las IPF. La sección 4 estudia la relación de causalidad entre los tipos de referencia y la remuneración de las IPF, y examina también la consistencia de los tipos de depósito ofrecidos con estrategias de inversión orientadas al mercado interbancario y deuda pública. La sección 5 presenta las conclusiones.

2 Revisión de estudios recientes sobre la demanda y oferta de IPF

La literatura de organización industrial empírica contiene distintos ejemplos del estudio de la demanda de depósitos que se centran en obtener estimaciones de la elasticidad respecto al tipo de depósito ofrecido y el número de oficinas en la red de entidades de depósito. Por ejemplo, Adams et ál. (2007) ajustan un modelo de distribución extrema generalizada a los datos de cuotas de mercado de instituciones de depósito en Estados Unidos para estimar la elasticidad cruzada entre bancos y cajas de ahorros. Dick (2008) emplea un modelo *logit* multinomial para estimar el impacto en la demanda de depósitos en Estados Unidos de los cambios en la remuneración, comisiones y densidad de oficinas, y así medir las consecuencias en el bienestar del proceso de fusiones iniciado por la ley Riegel-Neal de 1994. Knittel y Stango (2008) también emplean un modelo logístico para estimar la demanda de IPF en Estados Unidos como función de los tipos de depósito y las características de la red de cajeros automáticos².

Ishii (2008) estima la demanda de depósitos en Estados Unidos con un modelo *logit* mixto, con el fin de evaluar el impacto en el bienestar del consumidor de las comisiones cruzadas en las redes de cajeros automáticos y el coste de la inversión de las entidades financieras en estas redes. Ho e Ishii (2011) mejoran la técnica de estimación en Ishii (2008) incorporando una opción externa a los depósitos y datos geográficos detallados para obtener una estimación más precisa del impacto en el bienestar de la expansión geográfica surgida de la ley Riegel-Neal.

El mercado de depósitos y préstamos de España también ha sido objeto de distintos estudios. Carbó et ál. (2005) estiman un modelo lineal de demanda para préstamos y depósitos y lo utilizan para inferir las respuestas estratégicas de bancos y cajas de ahorros a cambios en las estrategias de tipo de interés y publicidad de sus competidores. Martín-Oliver y Salas-Fumás (2008) estiman la función de producción y un modelo de demanda *logit* para préstamos y depósitos, siendo capaces de identificar las contribuciones de las tecnologías de información al proceso productivo, medir el impacto de la publicidad en la demanda y verificar la racionalidad estratégica de las decisiones de interés y publicidad. Martín-Oliver, Salas-Fumás y Saurina (2007) estudian la dispersión de los tipos de depósito y préstamo en el sistema bancario español y encuentran evidencia de una convergencia imperfecta a largo plazo de los tipos ofrecidos a los costes marginales de las entidades. Martín-Oliver (2010) estudia también la evolución de la competencia en el sector bancario en el período 1988-2003 y encuentra un aumento del poder de mercado en préstamos, disminución del poder de mercado en depósitos y un mayor uso de la publicidad y las nuevas tecnologías en los años finales de su muestra. Jiménez, López y Saurina (2007) estudian el efecto de la concentración bancaria en el riesgo de crédito y encuentran evidencia de una relación negativa.

2 Referencias adicionales de estudios internacionales de instituciones de depósito incluyen a Cohen (2004), Cohen y Mazzeo (2007) y Foccarelli y Panetta (2003).

Los estudios considerados son de gran utilidad para analizar los determinantes de la demanda de depósitos, pero no están orientados a precisar el impacto de las oportunidades de inversión en la fijación de los tipos de depósito. Por ejemplo, el completo trabajo de Ishii (2008) considera que las entidades invierten los depósitos captados siempre en préstamos, lo que es una aproximación razonable, pero no nos permitiría inferir la proporción de fondos captados destinados a reducir exposición al interbancario o a invertir en deuda pública. El artículo clásico de Hannah y Berger (1991) estudia el efecto del cambio en los rendimientos financieros de mercado en las decisiones de fondos monetarios americanos sobre tipos de depósito, pero no considera distintas estrategias de inversión para estos fondos.

Los estudios empíricos de la estructura de vencimientos de los tipos de interés también son útiles para el análisis de los determinantes de los tipos de depósito, ya que reúnen un trabajo extenso de predicción de series temporales. Artículos recientes, como los de Ang y Piazzesi (2003) y Diebold, Piazzesi y Rudebusch (2005), consideran los avances en el uso combinado de factores estadísticos y variables macroeconómicas para predecir los rendimientos de los distintos vencimientos de deuda pública. La incorporación de los tipos de interés de los depósitos a plazo de bancos privados constituye una posible variable a añadir a este tipo de análisis.

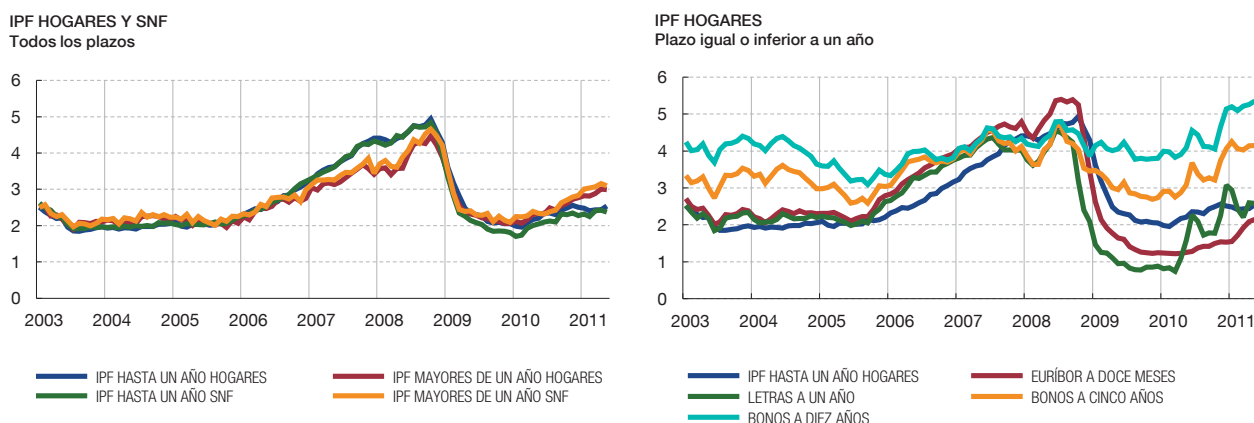
3 Tipos de interés y volumen de IPF en entidades de depósito (2003-2011)

Los datos de tipos de interés y volumen de nuevas IPF utilizados en este estudio provienen de los estados de tipos de interés de las entidades de depósito I.1 e I.2, que son elaborados de acuerdo con los requisitos de información de la Unión Económica y Monetaria (UEM) y recogidos por el Banco de España con una frecuencia mensual. Los datos sobre el euríbor a doce meses y los rendimientos de deuda pública de España provienen del *Boletín Estadístico* del Banco de España.

Las IPF en bancos y cajas de ahorros se pueden dividir de acuerdo con el tipo de depositante [hogares y sociedades no financieras (SNF)] y el plazo de depósito (plazo hasta un año o superior a este plazo). El panel superior del gráfico 1 presenta la evolución para cada una de estas categorías de los tipos marginales medios, esto es, la media entre entidades del tipo de interés al que se ofrecen nuevas IPF. Estos tipos marginales están altamente correlacionados: por ejemplo, el coeficiente de correlación es de 0,96 entre los tipos de las IPF de hogares con plazo de hasta un año y los tipos de IPF de hogares con plazo superior a un año, y el coeficiente de correlación es de 0,99 para los tipos de IPF de hogares y los tipos de IPF de SNF, ambos tipos con vencimientos de hasta un año.

La remuneración de las IPF con plazo no superior al año supera durante el período 2007-2008 los tipos ofrecidos por IPF de mayor plazo, indicando la necesidad de financiación a corto plazo de las entidades en este período y el aplanamiento de la curva de tipos de interés. Desde mediados de 2010 se observa, por el contrario, un despegue de la remuneración de las IPF de plazo superior a un año, lo que podría indicar un intento de consolidar una financiación más estable a través de IPF y también reflejar el retorno a una curva de tipos con una mayor pendiente. No hay diferencias significativas de comportamiento entre los tipos marginales de IPF de hogares y los de SNF.

El segundo panel del gráfico 1 presenta el tipo marginal medio de las IPF a hogares con plazo de hasta un año con respecto al euríbor a doce meses y los tipos de interés de distintos vencimientos de deuda soberana española. El tipo de las IPF se mantiene por debajo del euríbor a doce meses hasta noviembre de 2008 y por encima de este tipo de referencia después de esta fecha; por ejemplo, la diferencia positiva con respecto al euríbor



FUENTE: Banco de España.

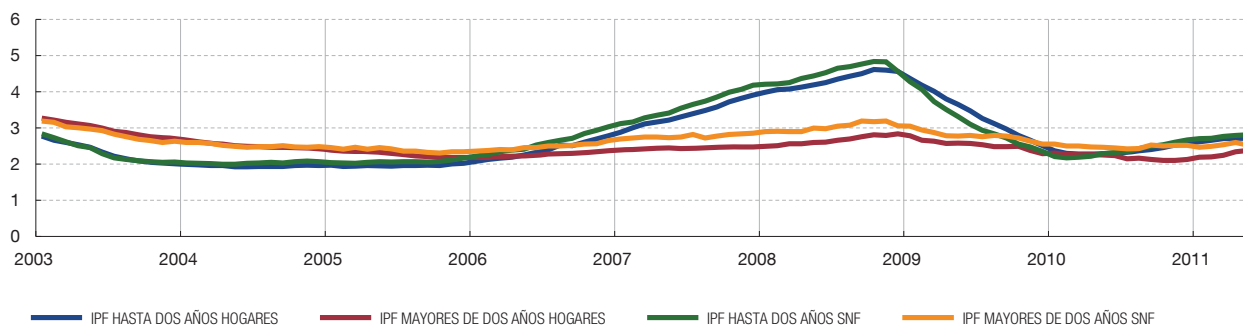
NOTA: IPF indica imposición a plazo fijo y SNF indica sociedad no financiera.

a doce meses se acerca a los 100 puntos básicos (pb) en mayo de 2010. Como se considera más adelante, el volumen de IPF contratadas en este último período no es inferior al de períodos anteriores, y así el diferencial positivo del tipo de las IPF con el euríbor a doce meses no está relacionado con una menor captación de depósitos.

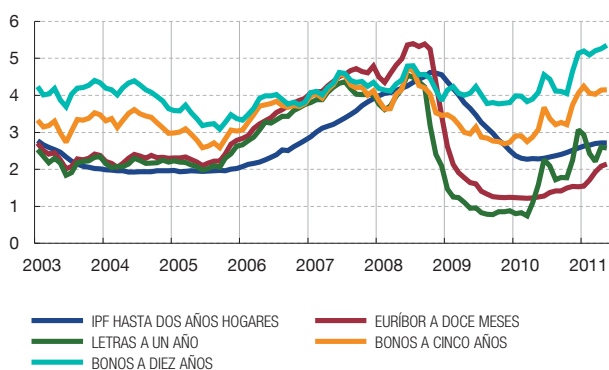
El tipo de interés de las letras del Tesoro a un año se mantiene por debajo del nivel del euríbor a doce meses y del tipo marginal medio de las IPF a hogares con plazo inferior a un año desde finales de 2007 hasta mediados de 2010. Las letras del Tesoro no representan así una inversión atractiva en este período para bancos y cajas de ahorros si es financiada con IPF. A partir de abril de 2010, las letras del Tesoro a un año superan el nivel del euríbor a doce meses y llegan a crecer incluso por encima del tipo marginal medio de las IPF en diciembre de 2010 y enero de 2011, pero no es posible concluir de este hecho puntual que las letras a un año impongan una presión significativa sobre el coste de financiación de bancos y cajas de ahorros. Por el contrario, la estrategia de emitir IPF para invertir en bonos de deuda española a cinco y a diez años es rentable desde enero de 2009, con un tipo marginal medio de las IPF a un año de hogares del 2,4 % y un tipo medio de remuneración del 3,3 % (cinco años) y 4,3 % (diez años) en el mercado secundario de deuda no segregada.

El gráfico 2 presenta la evolución de los tipos de interés medios en IPF. Los datos disponibles sobre tipos medios presentan una segregación temporal distinta a los datos de tipos marginales y así considero ahora las IPF con vencimientos iguales o inferiores a dos años y con vencimiento superior a este plazo. Es destacable que los tipos medios de IPF con plazo superior a dos años se mantienen relativamente estables durante todo el período con un nivel promedio aproximado de 250 pb. Por el contrario, los tipos medios de IPF a más corto plazo se disparan de 2006 a 2008 de un nivel de 200 pb a uno cercano a los 500 pb, para descender luego desde diciembre de 2008 hasta enero de 2010 de nuevo a un nivel cercano a los 200 pb. Desde esta última fecha, los tipos medios de las IPF con plazo hasta dos años han crecido hasta un nivel aproximado de 265 pb. Esta rápida subida y descenso de los tipos medios refleja, por supuesto, el aumento y el descenso de los tipos marginales de IPF con plazo igual o inferior a un año desde el año 2006. La duración de las nuevas IPF está limitada usualmente a un año y esto hace que los cambios en tipos marginales se trasladen rápidamente a tipos medios.

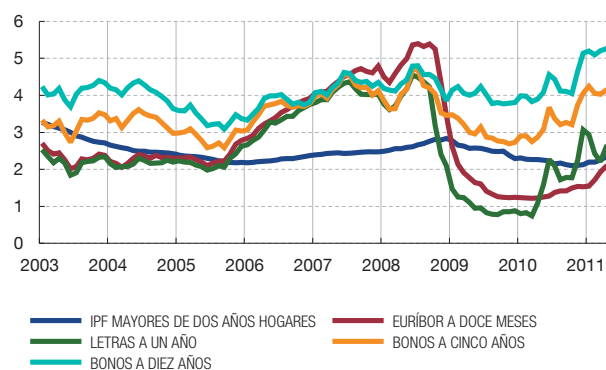
IPF HOGARES Y SNF
Todos los plazos



IPF HOGARES
Plazo igual o inferior a dos años



IPF HOGARES
Plazo superior a dos años



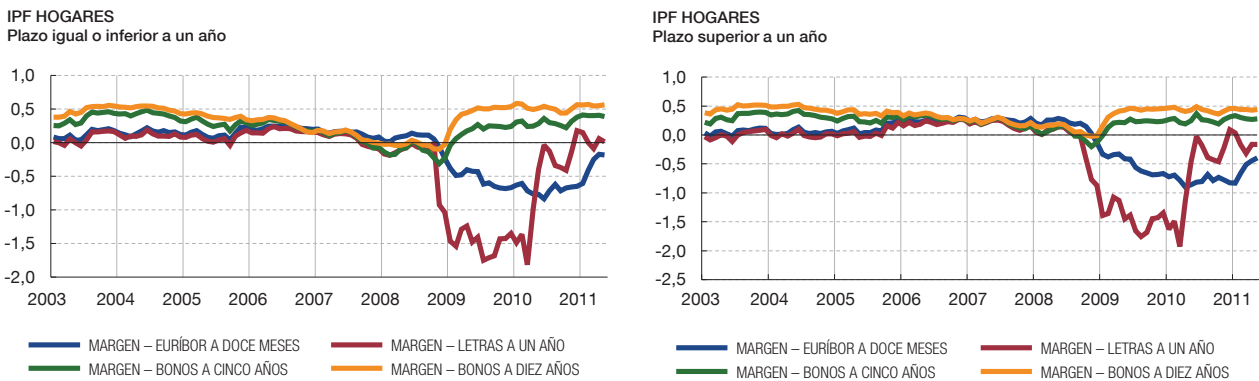
FUENTE: Banco de España.

NOTA: IPF indica imposición a plazo fijo y SNF indica sociedad no financiera.

La comparación de los tipos medios de IPF con plazo inferior a dos años con el euríbor a doce meses revela una diferencia positiva a favor de los tipos de IPF hasta dos años que se mantiene desde enero de 2009, aunque la diferencia se estrecha desde los 180 pb a finales de 2009 hasta los 57 pb en mayo de 2011. El patrón de evolución para el tipo de IPF con plazo superior a dos años es comparable, pero su nivel es menor y por tanto también la diferencia con el euríbor a partir de 2009. La rentabilidad de las letras del Tesoro a un año se mantiene por debajo del tipo de interés de las IPF desde el último período de 2009. Por el contrario, los tipos de interés de los bonos a cinco y a diez años se mantienen por encima del tipo medio de las IPF.

Como se presenta en el gráfico 1, los tipos marginales de SNF y hogares evolucionan a la par, así que para el estudio de los márgenes en el gráfico 3 únicamente se utilizan los márgenes de las IPF de hogares³. El margen relativo del euríbor a doce meses y los rendimientos de deuda pública de distintos vencimientos con respecto al tipo marginal medio de las IPF mantienen una misma tendencia hasta noviembre de 2008, aunque el margen a favor de los bonos a cinco y a diez años es mayor que el de las letras a un año o el euríbor a doce meses. A partir de noviembre de 2008 se produce una desconexión, de forma que el margen del euríbor a doce meses y las letras a un año respecto al tipo marginal de las IPF se torna claramente negativo, mientras que los rendimientos de los bonos a cinco y a diez años

³ Los márgenes medios de las nuevas IPF se calculan como una media simple entre entidades y no como una media ponderada por volumen para evitar que el resultado esté dominado por las entidades de mayor tamaño.



FUENTE: Banco de España.

NOTA: IPF indica imposición a plazo fijo y SNF indica sociedad no financiera.

El margen relativo de las IPF con respecto al activo A (por ejemplo, un préstamo interbancario o una letra a un año) se calcula como $(i_A - i_{IPF} / i_A)$, donde i_A e i_{IPF} corresponden, respectivamente, a los tipos de interés del activo alternativo y de la IPF.

umentan su distancia respecto al tipo marginal medio de las IPF. El margen relativo de las letras a un año llega a alcanzar un nivel de $-1,7$ a mediados de 2009, aunque el incremento del rendimiento a partir de esa fecha hace que alcance un valor próximo a cero en 2011, mientras que el euríbor a doce meses mantiene un margen negativo desde 2009. Este deterioro marcado de los márgenes relativos sugiere una mayor competencia entre las entidades y el alejamiento del mercado de depósitos de un modelo de oligopsonio.

El deterioro de los márgenes de las IPF con respecto a los préstamos interbancarios o las letras a un año no afecta de forma homogénea a todas las entidades. A partir de 2009 se observa un aumento de la volatilidad de los márgenes de IPF en la sección cruzada de entidades. El gráfico 4a presenta la evolución de la desviación estándar de los márgenes relativos de las IPF a hogares hasta un año con respecto al euríbor a doce meses, letras a un año, bonos a cinco años y bonos a diez años. El incremento de la desviación estándar del margen relativo al euríbor a doce meses hasta en un múltiplo de 5 durante el período posterior a 2008 indica que distintas entidades aceptaron IPF a tipos de interés muy distintos durante 2009 y 2010. La evolución de la desviación estándar considerando las IPF de SNF presenta un patrón comparable y se omite por brevedad⁴.

El gráfico 4b examina la dispersión del tipo de remuneración de nuevas IPF con mayor detalle y muestra la evolución temporal de la distribución entre entidades de la distancia del tipo ofrecido en nuevas IPF respecto al euríbor a doce meses. Hasta enero de 2009, aproximadamente el 90 % de las IPF de hogares con plazo igual o inferior al año se contrataban a un tipo inferior al euríbor a doce meses más 50 pb. De hecho, desde diciembre de 2005 a junio de 2007, entre el 70 % y el 80 % de los nuevos depósitos se contratan a un tipo inferior al euríbor a doce meses menos 50 pb. La distribución es mucho más dispersa a partir de 2009, con el porcentaje de IPF contratadas a un tipo de interés igual o superior al euríbor a doce meses más 50 pb por encima del 50 %. Las IPF con un *spread* sobre el euríbor de 100 pb y 200 pb, que prácticamente representaban un porcentaje nulo en períodos anteriores, alcanzan a partir de 2009 un porcentaje de hasta el 70 % de las nuevas IPF de hogares a un año.

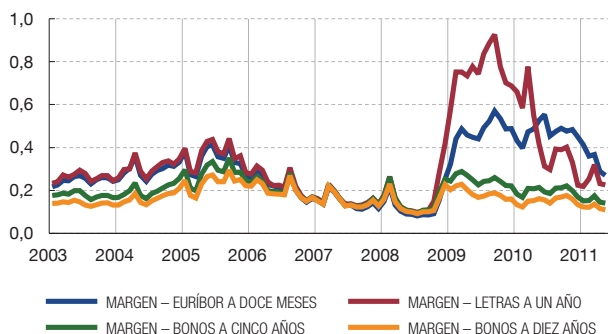
4 La volatilidad del margen respecto a los bonos a cinco y a diez años es menor, debido al mayor nivel medio de este rendimiento. El margen relativo se define como $i_A - i_{IPF} / i_A$, de forma que un mayor nivel de i_A amortigua el impacto en la desviación estándar de la mayor variabilidad del tipo de IPF i_{IPF} en la sección cruzada.

DESVIACIÓN ESTÁNDAR DEL MARGEN DE INTERÉS EN IPF (OPERACIONES NUEVAS)
Bancos y cajas de ahorros (enero 2003-mayo 2011)

GRÁFICO 4a

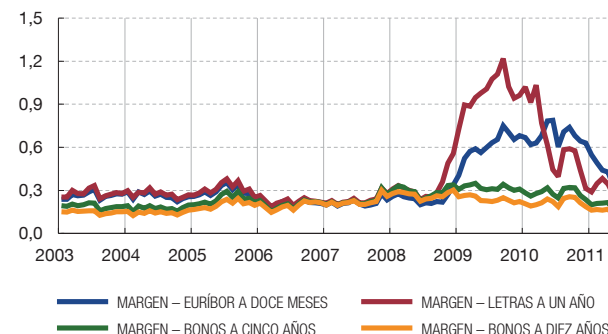
IPF HOGARES

Plazo igual o inferior a un año



IPF HOGARES

Plazo igual o superior a un año



FUENTE: Banco de España.

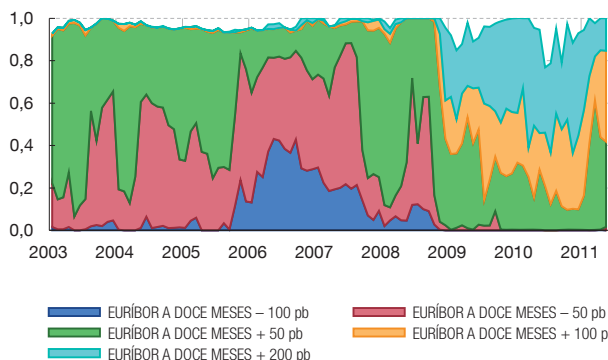
NOTA: El margen relativo de las IPF con respecto al activo A (por ejemplo, un préstamo interbancario o una letra a un año) se calcula como $(i_a - i_{ipf} / i_a)$, donde i_a e i_{ipf} corresponden, respectivamente, a los tipos de interés del activo alternativo y de la IPF.

DISTRIBUCIÓN DEL VOLUMEN DE IPF DE ACUERDO CON EL MARGEN SOBRE EL EURÍBOR (OPERACIONES NUEVAS)
Bancos y cajas de ahorros (enero 2003-mayo 2011)

GRÁFICO 4b

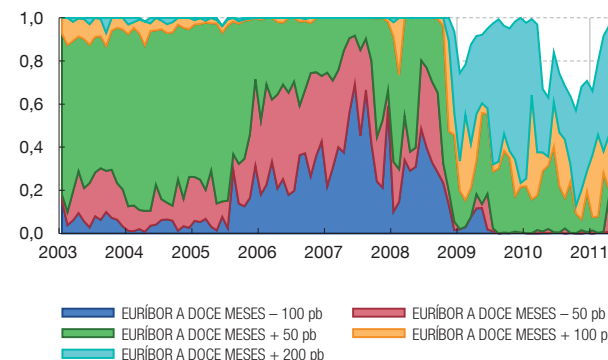
IPF HOGARES

Plazo igual o inferior a un año



IPF HOGARES

Plazo igual o superior a un año



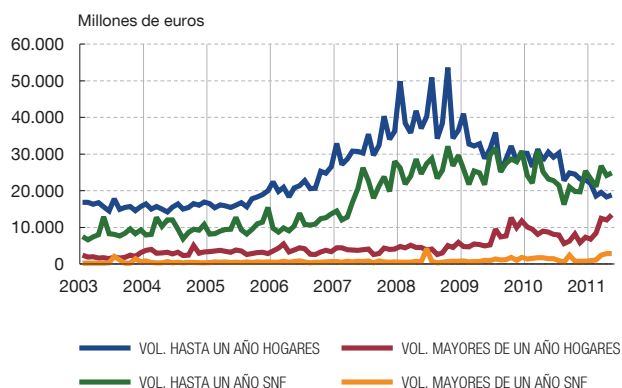
FUENTE: Banco de España.

NOTA: IPF indica imposición a plazo fijo.

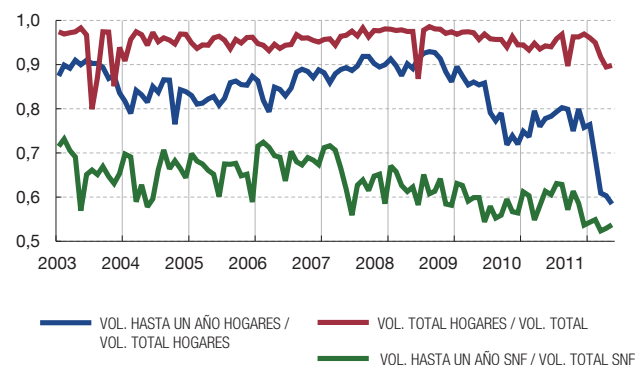
La evolución de la distribución del tipo de interés de las IPF a hogares con plazo superior al año en el segundo panel del gráfico 4b es similar al patrón comentado en el párrafo anterior, y solo es destacable que el porcentaje del volumen de nuevas IPF con una remuneración por encima del euríbor a doce meses domina la distribución desde enero de 2009. Por ejemplo, las nuevas IPF a hogares con plazo superior a un año y con tipo superior al euríbor a doce meses más 100 pb y por debajo del euríbor a doce meses más 200 pb llegan a alcanzar el 70 % a comienzos de enero de 2010.

Las cifras de volumen de nuevas IPF contratadas en cada período son importantes para valorar si la evolución de los tipos se corresponde con un cambio significativo de las condiciones de financiación de bancos y cajas de ahorros o con un cambio marginal permitido por un bajo volumen. El volumen mensual de nuevas IPF de distintas categorías (SNF, hogares, plazo a un año, plazo superior a un año) no ha caído desde los niveles

VOLUMEN DE NUEVAS IPF



RATIO DE NUEVAS IPF



FUENTE: Banco de España.

NOTA: VOL. HOGARES TOTAL se obtiene como la suma del volumen de nuevas IPF de hogares con plazo hasta un año y el volumen de las nuevas IPF de hogares con plazo superior a un año. VOL. SNF TOTAL se obtiene como la suma del volumen de nuevas IPF de SNF con plazo hasta un año y el volumen de las nuevas IPF de SNF con plazo superior a un año. VOL. TOTAL es la suma de VOL. HOGARES TOTAL y VOL. SNF TOTAL.

base de diciembre de 2005, con lo que no es posible atribuir los cambios de tipos a un volumen reducido. El primer panel del gráfico 5 revela cómo el volumen de nuevas IPF a los hogares es significativamente superior en el período de enero de 2007 a diciembre de 2009 que en el período anterior de enero de 2003 a diciembre de 2005. Ya se había comentado antes que el rápido ajuste de los tipos medios a los tipos marginales indicaba una continua rotación del volumen de depósitos y la dominancia de los plazos a un año. Este aumento del volumen indica que los bancos y cajas, además de rotar el volumen existente, logran ampliar su base de depósitos durante el período.

El segundo panel del gráfico 5 compara los volúmenes de las distintas categorías de las nuevas IPF y revela que el porcentaje de IPF concedidas a hogares sobre el total de nuevas IPF cae a un nivel medio del 55 % desde enero de 2008, frente al nivel aproximado medio del 65 % en el período anterior a esta fecha. Esta evolución puede indicar la escasez de oportunidades de inversión para las SNF y su acumulación de reservas de liquidez. Dentro de las IPF de los hogares, el porcentaje de IPF con plazo superior a un año aumenta también de forma significativa, desde el 10 % con anterioridad a 2009 hasta el 30 % en 2010. Este dato ayuda a matizar la interpretación del aumento generalizado de los tipos de IPF, ya que el plazo típico también se ha visto modificado. El plazo de las IPF de SNF no aumenta de forma significativa en los años recientes.

4 Tipos de referencia para la remuneración de nuevas IPF

Los datos recogidos en la sección 3 revelan cambios relevantes en el mercado de las IPF, pero no es posible concluir, sin un análisis más formal, que las distintas variables de tipo de interés estén relacionadas de un modo estadísticamente significativo, ni tampoco valorar completamente la racionalidad de los tipos de IPF ofrecidas en los distintos períodos. La primera sección de esta parte del trabajo introduce un modelo básico de comportamiento bancario que permite estimar los rendimientos implícitos de entidades individuales a partir de su política de captación de IPF y estudia la relación estadística entre estos rendimientos y los posibles tipos de interés de referencia. En una segunda sección, examino la sensibilidad de las relaciones encontradas a la eliminación de los supuestos teóricos y la disponibilidad de datos individuales.

Esta sección asume que las entidades de depósito fijan la remuneración de las IPF para maximizar sus beneficios en conjunción con su estrategia óptima de activo. La combinación de este supuesto con los datos de volumen y tipos de interés de las IPF permite así estimar el rendimiento implícito sobre los fondos captados a través de IPF. Este procedimiento aplica las técnicas de extracción de costes marginales implícitos [véase Berry, Levihnsón y Pakes (1995)] al problema objeto de este artículo.

No es necesario especificar de forma completa la estrategia de activo de las entidades de depósito. El modelo formulado en esta sección para la fijación de la remuneración de IPF es compatible con diferentes grados de poder de mercado sobre el tipo de préstamo bancario y diferentes interacciones de los tipos de préstamos e IPF con los mercados interbancario y de deuda pública. Una vez extraído este rendimiento implícito, se estudia si dicho retorno depende de los rendimientos de deuda soberana o del euríbor a doce meses de forma estadísticamente significativa, tanto para toda la muestra como para el período posterior a 2008. Esta relación entre el rendimiento implícito y los distintos tipos de interés revela información sobre las estrategias de activo y la identidad de los tipos de referencia para la fijación del tipo de IPF.

Una entidad de depósito i captará fondos con el objeto de emplearlos en la inversión en distintos activos. El rendimiento esperado de los activos de la entidad i en el período t , R_{it} dependerá de las exposiciones a las distintas clases de activos (cartera industrial, deuda pública, préstamos interbancarios, hipotecas...) y de su estructura de costes. La estimación de la exposición a un activo puede tomar valores negativos y positivos tanto por la posibilidad de tomar posiciones cortas sobre el activo como por la relación del rendimiento de un determinado activo (por ejemplo, letras a un año) con el rendimiento de activos no observados por el investigador. Por ejemplo, una subida del rendimiento de la deuda pública puede estar correlacionada con una caída de la actividad del sector privado y predecir así caídas en el rendimiento de los préstamos a hogares y SNF. Debido a sus propias preferencias sobre el riesgo o a la regulación, una entidad de depósito no puede acumular una cantidad arbitraria de deuda pública y debe mantener ciertos niveles de préstamos a hogares y SNF. El retorno esperado sobre los fondos de depósitos captados puede así tener una relación negativa con el rendimiento de la deuda pública si no se incluyen los retornos en todos los tipos de activos disponibles a la entidad de depósito. Agrupando el efecto fijo de los rendimientos de todos los activos no vinculados con el interbancario o la deuda pública y de la estructura de costes en $\alpha_{i,o}$ y el efecto variable en el tiempo de estos factores en ε_{it} , se puede formular un modelo estimable del rendimiento implícito R_{it} como:

$$R_{it} = \alpha_{i,o} + \alpha_{t,euribor} * R_{t,euribor} + \alpha_{t,letra} * R_{t,letra} + \alpha_{t,bono5} * R_{t,bono5} + \alpha_{t,bono10} * R_{t,bono10} + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

Este rendimiento R_{it} no es observable directamente, pero se puede recuperar gracias al hecho de que la remuneración r_{it} de las IPF de una entidad de depósito con una estrategia de activo resumida en R_{it} y que busque maximizar el rendimiento de los fondos captados con IPF resolverá el siguiente problema:

$$\max_{r_{it}} (R_{it} - r_{it}) D(r_{it}, r_{-it}, \beta, x_{it}, \zeta_{it}) \quad [2]$$

La función $D(r_{it}, r_{-it}, \beta, x_{it}, \zeta_{it})$ representa la demanda de depósitos de la entidad i en el período t , que depende del tipo ofrecido por la entidad i , r_{it} , los tipos ofrecidos por otras entidades, r_{-it} , los parámetros β , variables exógenas x_{it} (número de oficinas, valor de la marca, etc.) y un factor de demanda no observable ζ_{it} . Si la función de beneficio $(R_{it} - r_{it}) D(r_{it}, r_{-it}, \beta, x_{it}, \zeta_{it})$

	MCO	MVI-1	MVI-2
Oficinas	0,0004*** (0,0001)	0,0004*** (0,0001)	0,0004*** (0,0001)
Tipo de depósito	0,2215*** (0,0180)	0,3252*** (0,0437)	0,3326*** (0,0436)
Constante	-9,4121*** (0,0676)	9,6060*** (0,1216)	-9,6239*** (0,1214)
$\mu(\varepsilon)$	0,6093	0,8944	0,9148
$\sigma(\varepsilon)$	0,2470	0,3626	0,3709
Efecto fijo individual	Significativo	Significativo	Significativo
Efecto fijo trimestre	Significativo	Significativo	Significativo
Estadístico de Hansen		0,167 (1)	2,645 (3)
Estadístico Kleibergen-Paap		239,672 (2) ***	256,72 (4) ***
R2	0,89		
Número de observaciones	6.408	5.949	5.949

FUENTE: Banco de España.

NOTAS: La columna MCO corresponde a las estimaciones a través de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y las columnas MVI-1 y MVI-2 utilizan el método de las variables instrumentales usando como instrumentos el sexto retardo del tipo de interés y el sexto retardo del rendimiento del bono a diez años (MVI-1) y el sexto retardo del tipo de interés, el sexto retardo del rendimiento del bono a diez años, el coste laboral medio por trabajador y las comisiones netas (MVI-II).

Para cada variable explicativa, el coeficiente aparece en posición superior y el error estándar en posición inferior y entre paréntesis. Los coeficientes significativos al 1% (5%, 10%) se marcan con notación *** (**, *). Los estadísticos correspondientes al test de Hansen para la validez de los instrumentos, y al test de Kleibergen-Paap de identificación presentan los grados de libertad entre paréntesis y la significación al 1% (5%, 10%) con notación *** (**, *).

Los símbolos $\mu(\varepsilon)$ y $\sigma(\varepsilon)$ denominan la media y la desviación estándar en la muestra de la elasticidad implicada por el modelo de acuerdo con la fórmula de la elasticidad $\varepsilon = \beta$ (tipo depósitos) $\cdot (1 - s_{it}) \cdot r_{it}$.

es diferenciable, podemos escribir la condición de primer orden del problema en [2] y utilizarla para expresar R_{it} como función del resto de las variables del problema:

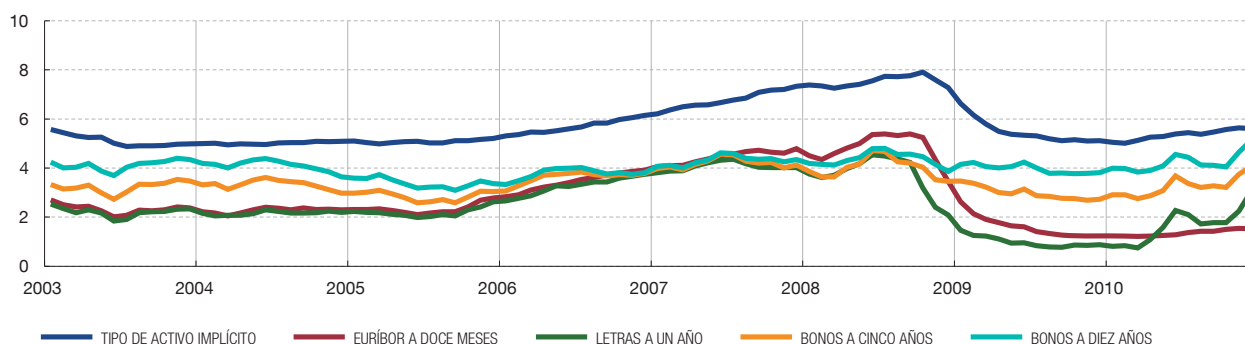
$$\begin{aligned} (R_{it} - r_{it}) [\partial D(r_{it}, r_{-it}, \beta, x_{it}, \zeta_{it}) / \partial r_{it}] - D(r_{it}, r_{-it}, \beta, x_{it}, \zeta_{it}) &= 0 \quad \rightarrow \\ R_{it} = r_{it} + D(r_{it}, r_{-it}, \beta, x_{it}, \zeta_{it}) / [\partial D(r_{it}, r_{-it}, \beta, x_{it}, \zeta_{it}) / \partial r_{it}] & \end{aligned} \quad [3]$$

El problema de la entidad de depósito ha sido simplificado mediante el uso de una única clase de IPF, pero es posible modificar directamente [2] y [3] para permitir una elección más compleja entre distintas formas de financiación. Para implementar el método, es necesario estimar la función de demanda, y para ello se especifica una forma funcional *logit*:

$$\begin{aligned} \delta_{it} = x_{it} \beta - \beta_r r_{it} + \zeta_{it} \\ D(r_{it}, r_{-it}, \beta, x_{it}, \zeta_{it}) = M_t [\exp(\delta_{it}) / (1 + \sum_{s=1...I} \exp(\delta_{st}))] \end{aligned} \quad [4]$$

El término M_t representa el tamaño total del mercado en el período t , y así la demanda se puede descomponer en el producto del tamaño del mercado y la probabilidad de que un depositante representativo elija la entidad i dada por la función exponencial en [5]. Esta especificación implica también que $\delta_{it} = \ln(s_{it}) - \ln(s_{0t})$, donde s_{it} representa la cuota de mercado de la entidad i en el período t .

La estimación de [4] requiere utilizar los datos sobre los activos en el balance de los hogares de las cuentas financieras de la economía española publicadas por el Banco de España y los datos de volumen descritos en la sección 3 para obtener las cuotas de mercado s_{it} .



FUENTE: El tipo de activo implícito es elaborado por el autor a partir de datos del Banco de España.

NOTA: El tipo de activo implícito R_{it} se calcula con la fórmula [3] bajo el supuesto de que la demanda obedece la forma funcional *logit* y utilizando el coeficiente de precios, β (*tipo depósitos*) = 0,3326, del estimador MVI-2 en el cuadro 1, esto es, $R_{it} = r_{it} + 1 / [0,3326 \cdot (1 - s_{it})]$.

Los datos de tipos de interés en las IPF de la sección 3 se utilizan para calcular el tipo de depósito r_{it} y evaluar esta ecuación [4]⁵. Para agregar los tipos de los distintos vencimientos en una sola clase de depósito, se utiliza la media ponderada por volumen de los tipos de depósito. En cuanto a las variables exógenas x_{it} , tomo el número de oficinas de las entidades de la información complementaria anual remitida por las entidades al Banco de España (última observación en diciembre de 2010) y añado efectos fijos para el trimestre y la identidad individual de cada entidad.

Una vez reunidos los datos descritos, es posible recuperar los parámetros mediante mínimos cuadrados (MCO) ordinarios. El uso de esta técnica implica el riesgo de que la posible correlación entre el tipo de depósito r_{it} y el factor de demanda no observado ζ_{it} lleve a una estimación no consistente de β . El uso del método de variables instrumentales (MVI) permite subsanar este defecto de las estimaciones por MCO y obtener una estimación consistente de los parámetros β . El cuadro 1 presenta los resultados de la estimación por MCO y MVI. En el caso del estimador de MVI, se utilizan como instrumentos los retardos de seis meses de la deuda pública a diez años y los propios tipos de depósitos de las entidades en una primera estimación MVI-1 y estos mismos instrumentos justo con el coste laboral medio por empleado y las comisiones netas en una segunda estimación MVI-2. Los errores estándar son robustos a problemas de heterocedasticidad tanto para el estimador MCO como para MVI. Especificaciones alternativas con retardos suficientemente atrasados proporcionan resultados comparables.

El modelo calcula una elasticidad media de la demanda de IPF al tipo de depósitos en el rango [0,61, 0,92]. Este número se corresponde a la media muestral de las elasticidades individuales calculadas de acuerdo con la elasticidad implícita del modelo *logit* $\varepsilon = \beta$ (*tipo depósitos*) $\cdot (1 - s_{it}) \cdot r_{it}$. Esta elasticidad es relativamente baja en comparación con estimaciones existentes, pero entra dentro del rango de valores encontrados en la literatura⁶.

5 Los balances financieros de los hogares se publican en las cuentas financieras de España con una periodicidad trimestral, mientras que los datos de tipo de interés están disponibles con una periodicidad mensual. Utilizo la cantidad de activos de un trimestre para calcular cada una de las cuotas de mercado de este, lo que implica asumir que la posición de los activos de los hogares es aproximadamente constante en un trimestre.

6 Para el caso de España en el período 1993-2002, Carbó et ál. (2005) encuentran una elasticidad de 0,46, mientras que Martín-Oliver et ál. (2008) estiman una elasticidad de 2,27 en el período 1988-2003. Para el caso de Estados Unidos, también hay variación entre artículos; por ejemplo, Adams et ál. (2007) encuentran una elasticidad media de 3,47, mientras que la especificación más completa en Dick (2008) encuentra una elasticidad de 1,77 y Ho e Ishii (2011) encuentran una elasticidad de 1,19.

	(1)	(2)	(3)
Euríbor a doce meses	1,0167*** (0,0209)	0,4579*** (0,0585)	0,7667*** (0,1347)
Letras a un año	-5,5575*** (0,0307)	0,0878 (0,0782)	0,0470 (0,1334)
Bonos a cinco años	0,0480 (0,0669)	0,0475 (0,1240)	-0,4534** (0,2151)
Bonos a diez años	0,5036*** (0,0481)	-0,1876 (0,1340)	0,1417 (0,2077)
Euríbor a doce meses *I (período posterior a 2008)			-0,3320** (0,1495)
Letras a un año *I (período posterior a 2008)			-0,0796 (0,1888)
Bonos a cinco años *I (período posterior a 2008)			0,7021*** (0,2640)
Bonos a diez años *I (período posterior a 2008)			-0,3218 (0,2850)
Constante	1,9136*** (0,0899)	4,6151*** (0,2567)	4,1916*** (0,3769)
Efecto fijo individual	Significativo	Significativo	Significativo
Efecto fijo trimestre	No incluido	Significativo	Significativo
R2	0,73	0,82	0,82
Número de observaciones	6.408	6.408	6.408

FUENTE: Banco de España.

NOTA: La especificación (1) no permite variación en los coeficientes en el período posterior a 2008 ni efectos temporales. La especificación (2) añade efectos temporales y la especificación (3) añade efectos temporales y permite variación en los coeficientes en el período que comienza a partir de 2008 para probar la estabilidad de la relación entre tipos de interés y del rendimiento implícito de los depósitos.

Para cada variable explicativa, el coeficiente aparece en posición superior y el error estándar en posición inferior entre paréntesis.

Los coeficientes significativos al 1 % (5 %, 10 %) se marcan con notación *** (**, *).

Al ser el precio considerado un tipo de interés, hay que tener en cuenta que cambios relativos elevados del precio (por ejemplo, doblar el tipo de depósito ofrecido del 1,5 % al 3 % supone un incremento del 100 %) son posibles y una elasticidad mayor predeciría cambios extremos del volumen de depósitos ante estas variaciones de los tipos de interés. La elasticidad con respecto al número de oficinas, $\varepsilon = \beta (\text{oficinas}) \cdot (1 - s_{it}) \cdot \text{Oficinas}_{it}$, para una entidad con un número medio de oficinas (550) es de 0,247, que es inferior a los resultados en Carbó et ál. (2005) $-0,782$ y en Martín-Oliver (2010) $-0,318$; y, dado que se estudia en el presente trabajo un período posterior a estos artículos, el resultado apunta a una importancia decreciente de la red de oficinas en la determinación de la demanda de depósitos.

Los parámetros estimados se utilizan para evaluar [3] y recuperar $R_{it} = r_{it} + 1 / \beta (\text{tipo depósitos}) \cdot (1 - s_{it})$. Se toma entonces la media de estos rendimientos R_{it} entre todas las entidades en cada período para obtener la media agregada R_t , que es posible comparar con los posibles tipos de referencia, tal como se presenta en el gráfico 6. Esta remuneración implícita oscila entre el 5 % y el 8 % en la muestra, con una variación positiva y nivel claramente altos durante 2008. Se observa en el gráfico 6 cómo el nivel de la deuda pública a cinco

y a diez años es más cercano al rendimiento implícito de los activos que el tipo interbancario durante 2009 y 2010, pero su evolución no está claramente conectada. Es la serie del euríbor a doce meses la que sigue una evolución paralela al rendimiento implícito en este período y a lo largo de toda la muestra. Dados los niveles de los distintos tipos de interés, no es rentable captar IPF para aumentar una posición larga en el mercado interbancario, pero el tipo interbancario proporciona información sobre el rendimiento que esperan obtener las entidades de depósito de los fondos captados mediante IPF. El nivel absoluto del rendimiento implícito se justificaría no solo por el rendimiento de inversiones en activos de mercados como la deuda pública, sino también con los retornos de la actividad de préstamo del banco y el beneficio dinámico de superar una crisis de liquidez.

El cuadro 2 presenta los resultados de la regresión por MCO del rendimiento implícito del activo R_{it} sobre el euríbor a doce meses y los rendimientos de deuda pública para examinar de forma más detallada la relación entre estas variables. Los errores estándar de todas las especificaciones son robustos a problemas de heterocedasticidad. La especificación (1) en el cuadro 2 muestra que todas las series, excepto el tipo de deuda a cinco años, están correlacionadas con el tipo de depósitos, ya que sus coeficientes son significativos de forma tanto individual como conjunta. El rechazo de la hipótesis de un coeficiente del euríbor a doce meses igual a cero es el más fuerte de acuerdo con el test de Student. Es posible que estos coeficientes se vean afectados por la correlación entre alguno de los tipos utilizados como variable explicativa y activos no incluidos (por ejemplo, rendimiento medio de préstamos hipotecarios). Para controlar este efecto de forma parcial, se incluyen efectos fijos para el trimestre en la especificación (2) y se observa cómo los rendimientos de deuda pública a uno y a diez años pierden su capacidad explicativa. Debido a la posibilidad de un cambio en la estrategia de inversión de las entidades a raíz de la crisis, la especificación (3) incorpora interacciones de todas las variables con un indicador para fechas posteriores a 2008. La correlación entre el tipo de depósito y los rendimientos de deuda pública a cinco años se torna significativa cuando se controla por esta posible diferencia y no es estable durante toda la muestra, sino que varía a partir de 2008. El modelo también encuentra un cambio en la relación entre el euríbor a doce meses y el tipo de depósitos después de 2007. Este conjunto de regresiones por MCO es una forma reducida y solo tiene como objeto comprobar la existencia de correlación y no separar las causas estructurales de los cambios de relación entre variables. Sin embargo, este simple modelo proporciona evidencia estadística de que estas relaciones han cambiado después de 2007.

4.2 ANÁLISIS DEL VECTOR AUTORREGRESIVO

En esta sección se estudia la capacidad de los tipos de interés de la deuda soberana con distintos vencimientos y del euríbor a doce meses para predecir el comportamiento de los tipos de interés ofrecidos sobre IPF. La premisa que subyace detrás de este análisis es que los tipos de interés del mercado de referencia para la fijación de la remuneración de las IPF deberían ayudar a su predicción, mientras que un activo no relacionado no tendrá esta habilidad predictiva.

La especificación empírica considerada en esta subsección busca una descripción estadística de los datos y no utiliza los supuestos de comportamiento y funcionales en las ecuaciones [2], [3] y [4] de la subsección 4.1, pero no es incompatible con ellos. La metodología VAR tiene la ventaja de proporcionar una estimación más robusta a errores de especificación, pero a cambio se pierde información sobre los parámetros de la función de demanda y no es posible comparar las series de datos con las predicciones de comportamiento de la estimación de un modelo estructural. En esta sección se utilizan además datos agregados, lo que permite comprobar también la robustez de los resultados a la disponibilidad de datos individuales, una cuestión de interés para investigadores externos a las entidades supervisoras.

El sistema lineal considerado toma la especificación básica:

$$\begin{aligned}
 I_{IPF,t} &= \beta_{1,0} + \beta_{1,1} I_{IPF,t-1} + \beta_{1,2} \text{euríbor}_{t-1} + \beta_{1,3} \text{letra}_{t-1} + \beta_{1,4} \text{bono5}_{t-1} + \beta_{1,5} \text{bono10}_{t-1} \\
 &\quad + \beta_{1,6} I_{IPF,t-3} + \beta_{1,7} \text{euríbor}_{t-3} + \beta_{1,8} \text{letra}_{t-3} + \beta_{1,9} \text{bono5}_{t-3} + \beta_{1,10} \text{bono10}_{t-3} + e_{IPF,t} \\
 \text{euríbor}_t &= \beta_{2,0} + \beta_{2,1} I_{IPF,t-1} + \beta_{2,2} \text{euríbor}_{t-1} + \beta_{2,3} \text{letra}_{t-1} + \beta_{2,4} \text{bono5}_{t-1} + \beta_{2,5} \text{bono10}_{t-1} \\
 &\quad + \beta_{2,6} I_{IPF,t-3} + \beta_{2,7} \text{euríbor}_{t-3} + \beta_{2,8} \text{letra}_{t-3} + \beta_{2,9} \text{bono5}_{t-3} + \beta_{2,10} \text{bono10}_{t-3} + e_{EUR,t} \\
 \text{letra}_t &= \beta_{3,0} + \beta_{3,1} I_{IPF,t-1} + \beta_{3,2} \text{euríbor}_{t-1} + \beta_{3,3} \text{letra}_{t-1} + \beta_{3,4} \text{bono5}_{t-1} + \beta_{3,5} \text{bono10}_{t-1} \\
 &\quad + \beta_{3,6} I_{IPF,t-3} + \beta_{3,7} \text{euríbor}_{t-3} + \beta_{3,8} \text{letra}_{t-3} + \beta_{3,9} \text{bono5}_{t-3} + \beta_{3,10} \text{bono10}_{t-3} + e_{LET,t} \\
 \text{bono5}_t &= \beta_{4,0} + \beta_{4,1} I_{IPF,t-1} + \beta_{4,2} \text{euríbor}_{t-1} + \beta_{4,3} \text{letra}_{t-1} + \beta_{4,4} \text{bono5}_{t-1} + \beta_{4,5} \text{bono10}_{t-1} \\
 &\quad + \beta_{4,6} I_{IPF,t-3} + \beta_{4,7} \text{euríbor}_{t-3} + \beta_{4,8} \text{letra}_{t-3} + \beta_{4,9} \text{bono5}_{t-3} + \beta_{4,10} \text{bono10}_{t-3} + e_{B5,t} \\
 \text{bono10}_t &= \beta_{5,0} + \beta_{5,1} I_{IPF,t-1} + \beta_{5,2} \text{euríbor}_{t-1} + \beta_{5,3} \text{letra}_{t-1} + \beta_{5,4} \text{bono5}_{t-1} + \beta_{5,5} \text{bono10}_{t-1} \\
 &\quad + \beta_{5,6} I_{IPF,t-3} + \beta_{5,7} \text{euríbor}_{t-3} + \beta_{5,8} \text{letra}_{t-3} + \beta_{5,9} \text{bono5}_{t-3} + \beta_{5,10} \text{bono10}_{t-3} + e_{B10,t}
 \end{aligned} \tag{5}$$

Para la estimación de este sistema lineal, se utiliza la media ponderada entre entidades del tipo de interés de las IPF de hogares con plazo hasta un año como $I_{IPF,t}$, porque es la forma de depósito más común y el análisis de la sección 3 muestra que los distintos tipos de IPF están altamente correlacionados. Este tipo agregado de remuneración de las IPF se combina con el euríbor a doce meses, euríbor_t , y los tipos de interés sobre deuda pública con vencimientos de uno, cinco y diez años, letra_t , bono5_t y bono10_t para formar el sistema en [5]. La información en estas series de tipos de interés se combina también en diversas extensiones del sistema [5] con los datos de producto interior bruto e inflación en el *Boletín Estadístico* del Banco de España.

Si una variable X_1 no ayuda predecir a otra variable Y , el error cuadrático medio (ECM) de la predicción de Y basada en una regresión sobre las variables $X_1, X_2, \dots, X_{P-1}, X_P$ es idéntico al de la regresión sobre las variables X_2, \dots, X_{P-1}, X_P . Esta observación es la base para el test de causalidad de Granger utilizado para probar la capacidad predictiva de una variable. La estimación de los parámetros β del modelo en [5] y sus distintas variaciones se utiliza así para completar estos test de causalidad.

En primer lugar, se considera una simplificación de [5] para llevar a cabo una regresión de $I_{IPF,t}$ en sus retardos $I_{IPF,t-1}$ e $I_{IPF,t-3}$, y los retardos euríbor_{t-1} y euríbor_{t-3} del euríbor a doce meses con los datos disponibles para la muestra completa de enero de 2003 a mayo de 2011. El estadístico en la primera columna del cuadro 3 rechaza la hipótesis nula de que los retardos del euríbor no sean útiles para predecir el comportamiento de los tipos de depósito. Este rechazo también se mantiene si solo consideramos el período de enero de 2008 a mayo de 2011, aunque el valor del estadístico es menor, tal como aparece en la primera columna del cuadro 4. La sustitución de los retardos del euríbor a doce meses por retardos de los rendimientos de deuda pública a cinco y a diez años, segunda columna de los cuadros 3 y 4, no permite rechazar que el rendimiento a diez años no predice cambios en los tipos de IPF cuando utilizamos toda la muestra. Este rendimiento sí tiene capacidad predictiva si se limita la muestra al período posterior a enero de 2008, lo que indica el cambio de la relación entre tipos de interés en este período. Los valores de los estadísticos son mucho menores que en el caso del euríbor a doce meses.

Los test de causalidad correspondientes a [5] se presentan en la tercera columna de los cuadros 3 y 4 y confirman los resultados en los modelos simplificados. Los test rechazan la

TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER
Bancos y cajas de ahorros (enero 2003-mayo 2011)

CUADRO 3

IPF hogares hasta un año, enero 2003-mayo 2011

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	chi-2	p-valor	chi-2	p-valor	chi-2	p-valor	chi-2	p-valor	chi-2	p-valor	chi-2	p-valor
Euríbor a doce meses	50,92	0,00			45,94	0,00	30,19	0,00	45,49	0,00	37,89	0,00
Letras a un año					9,67	0,01	13,94	0,01	11,48	0,00	18,48	0,00
Bonos a cinco años			7,71	0,02	8,74	0,01	14,19	0,01	7,85	0,02	13,60	0,01
Bonos a diez años			3,66	0,16	3,96	0,13	8,59	0,07	2,89	0,24	14,08	0,01
IPC									22,85	0,00	42,98	0,00
PIB (tasa de variación)									3,86	0,15	19,68	0,00
Lags	1, 3		1, 3		1, 3		1, 3, 6, 12		1, 3		1, 3, 6, 12	
Número de períodos	98		98		98		89		98		89	

FUENTE: Banco de España.

NOTA: La primera columna de cada especificación proporciona el estadístico del test de causalidad de Granger, cuya distribución es Chi cuadrado (chi-2), y la segunda columna, el p-valor correspondiente a ese valor del estadístico. La penúltima fila indica los retardos (*lags*) utilizados como variable explicativa en cada especificación.

TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER
Bancos y cajas de ahorros (enero 2008-mayo 2011)

CUADRO 4

IPF hogares hasta un año, enero 2008-mayo 2011

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	chi-2	p-valor	chi-2	p-valor	chi-2	p-valor	chi-2	p-valor
Euríbor a doce meses	40,77	0,00			32,96	0,00	33,07	0,00
Letras a un año					17,95	0,01	16,47	0,00
Bonos a cinco años			11,89	0,003	0,61	0,74	0,36	0,83
Bonos a diez años			10,17	0,006	4,66	0,09	9,3	0,01
IPC							10,94	0,00
PIB (tasa de variación)							2,98	0,22
Lags	1, 3		1, 3		1, 3		1, 3	
Número de períodos	41		41		41		41	

FUENTE: Banco de España.

NOTA: La primera columna de cada especificación proporciona el estadístico del test de causalidad de Granger, cuya distribución es Chi cuadrado (chi-2), y la segunda columna, el p-valor correspondiente a ese valor del estadístico. La penúltima fila indica los retardos (*lags*) utilizados como variable explicativa en cada especificación.

ausencia de capacidad predictiva del euríbor a doce meses de forma clara y los rendimientos de deuda también mejoran la predicción aún con la información sobre el euríbor a doce meses ya incorporada en el modelo estimado [5]. Los gráficos 7a y 7b presentan el efecto impulso-respuesta del tipo $I_{IPF,t}$ a *shocks* al euríbor a doce meses y las letras a un año para la muestra completa y para el período de enero de 2008 a mayo de 2011. El patrón es similar, aunque la respuesta estimada a cambios en el euríbor a doce meses y las letras a un año es, respectivamente, menor y mayor si se considera solo la muestra restringida posterior a enero de 2008.

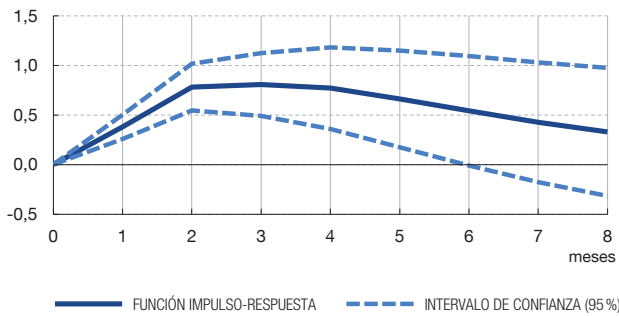
Los resultados de los test son robustos a la incorporación de retardos adicionales de seis y doce meses para los tipos de interés y variables macroeconómicas como producto interior bruto e índice de precios de consumo. Los correspondientes estadísticos se presentan en las columnas cuatro, cinco y seis del cuadro 3, y en la columna cuatro del cuadro 4⁷.

⁷ No utilizo retardos de seis y doce meses con la muestra restringida, debido al reducido número de observaciones.

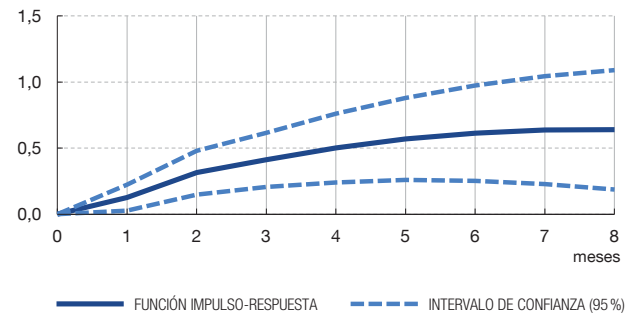
RESPUESTA DE LOS TIPOS DE IPF DE HOGARES HASTA UN AÑO
Bancos y cajas de ahorros (enero 2003-mayo 2011)

GRÁFICO 7a

IMPACTO EURÍBOR A DOCE MESES



IMPACTO LETRAS A UN AÑO

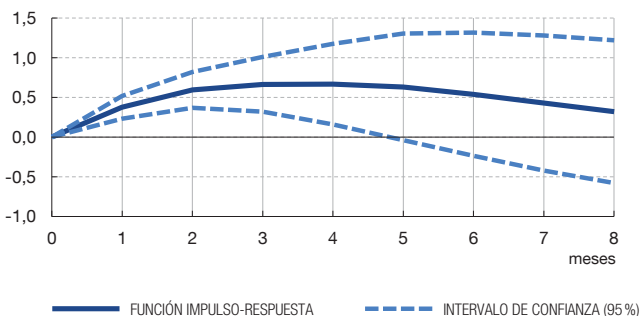


FUENTE: Banco de España.

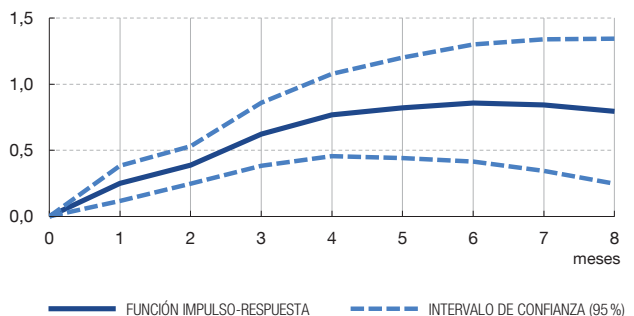
RESPUESTA DE LOS TIPOS DE IPF DE HOGARES HASTA UN AÑO
Bancos y cajas de ahorros (enero 2008-mayo 2011)

GRÁFICO 7b

IMPACTO EURÍBOR A DOCE MESES



IMPACTO LETRAS A UN AÑO



FUENTE: Banco de España.

5 Conclusión

El análisis descriptivo y econométrico de este artículo revela que las condiciones para la captación de fondos a través de IPF han variado de forma sustancial a lo largo del período de enero de 2003 a mayo de 2011. Los tipos ofrecidos a las nuevas IPF aumentaron de forma muy significativa desde enero de 2006 hasta el último trimestre de 2008. Posteriormente, los tipos de nuevas IPF descendieron de forma abrupta durante 2009 y han mantenido una evolución al alza más moderada desde enero de 2010. Esta evolución afecta a las IPF tanto de hogares como de SNF, y a los plazos inferiores y superiores al año.

El euríbor a doce meses ha sido históricamente el tipo de referencia usado por las entidades para explicar sus tipos de activo y pasivo, y los modelos teóricos típicos de competencia bancaria predicen que el tipo interbancario actúa como cota superior de los tipos de IPF. Sin embargo, los tipos de las nuevas IPF se han mantenido de forma sistemática por encima del euríbor a doce meses desde noviembre de 2008, y este margen medio negativo ($\text{euríbor}_{t} - \text{IPF}_{t} < 0$) cuestiona su papel como tipo de referencia. El margen respecto a la deuda a cinco y a diez años se mantiene positivo en el período de estudio, sugiriendo una posible estrategia de inversión en este tipo de activos que sería financiada mediante la rotación de IPF. El margen de las letras del Tesoro a un año con respecto al tipo de las IPF se mantiene negativo desde noviembre de 2008 hasta mediados de 2010, con lo que no tiene ventaja sobre el euríbor a doce meses como tipo de referencia para los depósitos. La dispersión de los márgenes entre entidades aumenta también durante

este período, pero no es posible atribuir los márgenes medios negativos a observaciones extremas, ya que la proporción de nuevas IPF con un tipo por encima del euríbor a doce meses es significativa desde al menos noviembre de 2008.

El uso de técnicas VAR permite probar la capacidad de predecir los movimientos de los tipos de las IPF de los hogares a un año de los distintos candidatos como tipo de referencia. Rechazo de manera sistemática que el euríbor a doce meses no tenga capacidad para predecir el movimiento de los tipos de interés de las IPF cuando utilizo tanto toda la muestra como solo el subperíodo que comienza en 2008. Los tipos de deuda pública tienen menor poder explicativo sobre los tipos de IPF, pero este poder crece desde 2008, indicando un cambio en la relación entre estas variables después de dicha fecha. El análisis del rendimiento implícito en las políticas de captación de IPF de las entidades de depósito ofrece conclusiones similares, ya que este rendimiento aparece claramente correlacionado con el euríbor a doce meses y, de forma más débil, con la deuda pública. Los coeficientes que controlan esta relación no son estables en el tiempo, sino que varían significativamente después de 2007. Esta relación estadística no implica que el euríbor a doce meses refleje el coste de financiación de las entidades, ya que esta serie se emplea también para fijar los tipos de productos de activo y así puede informar del rendimiento esperado de los fondos captados a través de IPF, lo que estará relacionado con el tipo de estas IPF. Si se desvinculara la fijación de los tipos de préstamo del euríbor a doce meses y se mantuviera un acceso reducido al mercado interbancario, se podría esperar una menor capacidad del euríbor a doce meses para explicar los movimientos de los tipos de IPF.

En suma, la evolución del euríbor a doce meses y los tipos ofrecidos por las nuevas IPF indican una participación limitada de las entidades de depósito en el mercado interbancario a partir de 2008 con objeto de evitar rendimientos negativos. Sin embargo, hay también evidencia de que el euríbor a doce meses mantiene su poder predictivo de la evolución de los tipos de las IPF. La serie del euríbor a doce meses refleja las operaciones de las entidades que sí participan en el mercado interbancario y ofrece información útil para explicar la evolución de los tipos de IPF tanto en toda la muestra como en el subperíodo 2008-2011. Los rendimientos de deuda pública aparecen más claramente relacionados con los tipos de IPF en este período de 2008-2011.

BIBLIOGRAFÍA

- ADAMS, R., K. BREVOORT y E. KISER (2007). «Who competes with whom? The case of depository institutions», *Journal of Industrial Economics*, 55, pp. 141-167.
- ANG, A., y M. PIAZZESI (2003). «A no-arbitrage vector auto regression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables», *Journal of Monetary Economics*, 50, pp. 745-787.
- BERRY, S., J. LEVINSOHN y A. PAKES (1995). «Automobile Prices in Equilibrium», *Econometrica*, 63, pp. 841-890.
- CARBÓ, S., J. FERNÁNDEZ DE GUEVARA, D. HUMPHREY y J. MAUDOS (2005). *Estimating the intensity of price and non-price competition in banking: an application to the Spanish case*, Documento de Trabajo 0205, Fundación BBVA.
- COHEN, A. (2004). «Market Structure and Market Definition: The Case of Small Market Banks and Thrifts», *Economic Letters*, 85, pp. 77-83.
- COHEN, A., y M. MAZZEO (2007). «Market Structure and Competition among Retail Depository Institutions», *The Review of Economics and Statistics*, 89, pp. 60-74.
- DICK, A. A. (2008). «Demand Estimation and Consumer Welfare in the Banking Industry», *Journal of Banking and Finance*, 32, pp. 1661-1676.
- DIEBOLD, F. X., M. PIAZZESI y G. D. RUDEBUSCH (2005). «Modeling Bond Yields in Finance and Macroeconomics», *American Economic Review*, 95, pp. 415-420.
- FOCARELLI, D., y F. PANETTA (2003). «Are Mergers Beneficial to Consumers? Evidence from the Market for Bank Deposits», *American Economic Review*, 93, pp. 1152-1172.
- HANNAH, T., y A. BERGER (1991). «The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry», *American Economic Review*, 81, pp. 938-945.
- HO, K., y J. ISHII (2011). «Location and Competition in Retail Banking», *International Journal of Industrial Organization*, vol. 29, n.º 5, septiembre, pp. 537-546.

- ISHII, J. (2008). *Compatibility, competition and investment in network industries: ATM networks in the banking industry*, Stanford GSB Working Paper.
- JIMÉNEZ, G., J. A. LÓPEZ y J. SAURINA (2007). *How Does Competition Impact Bank Risk-Taking?*, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series, 2007-23.
- KLEIN, M. (1971). «A theory of the banking firm», *Journal of Money, Credit and Banking*, 3, pp. 205-218.
- KNITTEL, C. R., y V. STANGO (2008). «Incompatibility, Product Attributes and Consumer Welfare: Evidence from ATMs», *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 8, n.º 1 (Advances), artículo 1.
- MARTÍN-OLIVER, A. (2010). *From Proximity to Distant Banking: Spanish Banks in the EMU*, Documentos de Trabajo, n.º 1008, Banco de España.
- MARTÍN-OLIVER, A., y V. SALAS-FUMÁS (2008). «The Output and Profit Contribution of Information Technology and Advertising Investments in Banks», *Journal of Financial Intermediation*, 17, pp. 229-255.
- MARTÍN-OLIVER, A., V. SALAS-FUMÁS y J. SAURINA (2007). «A Test of the Law of One Price in Retail Banking», *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, pp. 2021-2040.