

ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS Y ACTIVIDAD ECONÓMICA REAL *

M^a ISABEL MARTÍNEZ SERNA
Universidad de Murcia

Muchos autores han documentado en distintos países y períodos de tiempo la relación positiva existente entre la pendiente de la estructura temporal de los tipos de interés y la actividad económica real futura. Según Harvey (1988), esta relación se debe a que los tipos de interés reflejan las expectativas que los inversores tienen sobre la situación económica futura cuando toman las decisiones relativas a su plan de consumo e inversión. El autor formaliza este argumento, derivando, a partir del modelo de valoración intertemporal de activos basado en el consumo (CCAPM), una ecuación de predicción que relaciona linealmente la pendiente de la estructura temporal real con el crecimiento esperado del consumo. En este trabajo se generaliza el modelo de Harvey para cualquier combinación de plazos y se contrasta para el caso de España su capacidad de predicción tanto dentro como fuera de muestra empleando una amplia variedad de horizontes predictivos y plazos de tipos de interés.

Palabras clave: estructura temporal de los tipos de interés, crecimiento económico, modelo de Harvey.

Clasificación JEL: E43, E32.

Los modelos de equilibrio de valoración de activos financieros intentan explicar de qué manera diversas variables macroeconómicas pueden determinar la forma que adopta la estructura temporal de los tipos de interés. Este trabajo se centra en la línea de investigación inversa, es decir, el estudio de si se puede inferir de la curva de tipos información relevante acerca, en concreto, de la evolución futura de la actividad económica real.

Este campo de estudio que pone en relación la economía financiera con la economía real se ha nutrido, desde finales de los años ochenta, de numerosos tra-

(*) Deseo agradecer la financiación recibida para la realización de este trabajo por parte del Ministerio de Ciencia y Tecnología, proyecto BEC2001-1599, y de la Fundación CajaMurcia. Quisiera también poner de manifiesto la inestimable colaboración en este trabajo de Eliseo Navarro. Además, agradezco a Alfonso Novales, Juan Nave, Dulce Contreras, Gonzalo Lozano, Prosper Lamothe y Arielle Beyaert, así como a los dos evaluadores anónimos y al editor de la revista, sus valiosos comentarios y sugerencias. En todo caso, los errores u omisiones que pudieran existir son únicamente imputables a la autora.

bajos empíricos que han mostrado las cualidades de la pendiente de la curva de tipos de interés como indicador adelantado del crecimiento económico. Stock y Watson (1989), Estrella y Hardouvelis (1991), Hu (1993), Plosser y Rouwenhorst (1994), Estrella y Mishkin (1997), Kozicki (1997), Estrella, Rodrigues y Schich (2000) y McMillan (2002), entre otros, aportan evidencia sobre distintos países; en el caso de España, véase Alonso, Ayuso y Martínez-Pagés (2001). En la mayoría de países analizados se ha comprobado que el diferencial entre un tipo de interés a largo plazo y un tipo a corto plazo tiene capacidad de predicción dentro y/o fuera de muestra acerca de los cambios en un agregado de actividad económica real (PIB, PNB, Índice de Producción Industrial, consumo, etc.)¹.

La existencia de un nexo predictivo entre el diferencial de tipos largo-corto plazo y el crecimiento económico se ha intentado explicar desde distintos puntos de vista sin que se haya alcanzado aún un consenso generalizado. Así, algunos autores [Bernanke y Blinder (1992), Davis y Henry (1994) y Davis y Fagan (1997), entre otros] justifican esta relación empírica a través de la política monetaria, si bien la evidencia empírica no apoya esta explicación. Por otra parte, Harvey (1988) aporta un argumento según el cual la estructura temporal de los tipos de interés contiene información relevante sobre el crecimiento futuro del consumo porque dichos tipos de interés recogen las expectativas que los agentes económicos tienen sobre la evolución del ciclo económico cuando toman sus decisiones en cuanto al plan de inversión y consumo. Harvey (1988) formaliza esta relación de predicción a partir del modelo de valoración intertemporal de activos basado en el consumo (CCAPM).

En este estudio nos centramos en el modelo de este autor para dar un marco teórico al contraste de si, en el caso de España, la estructura temporal de los tipos de interés contiene información útil para predecir el crecimiento económico y, más específicamente, los cambios futuros en el consumo, medido mediante el Índice de Producción Industrial de bienes de consumo.

El objetivo es ampliar la limitada evidencia empírica sobre este tema en nuestro país y llevar a cabo un estudio exhaustivo en el sentido de analizar distintos horizontes de predicción y diferentes combinaciones de tipos de interés. Para ello, previamente, se deriva la generalización del modelo para cualquier par de plazos, ya que Harvey sólo desarrolla el modelo para el caso particular de que el tipo a corto plazo sea el tipo a un período. El contraste empírico del modelo se lleva a cabo analizando tanto la capacidad explicativa del mismo como su capacidad de predicción extramuestral.

La estructura del trabajo es la siguiente: en el próximo epígrafe se expone la literatura previa de esta línea de investigación y se presenta el modelo de Harvey que formaliza la relación entre la estructura temporal de los tipos de interés y el crecimiento del consumo. En el segundo apartado se presentan los datos y metodología empleados para el contraste empírico del modelo. El tercer epígrafe recoge

(1) Estos mismos trabajos y otros como los de Estrella y Mishkin (1998), Dotsey (1998) o Ivanova, Lahiri y Seitz (2000), entre otros, han documentado también la capacidad del diferencial largo-corto plazo para predecir recesiones.

los resultados obtenidos en el estudio y en el cuarto se recopilan las principales conclusiones alcanzadas. El trabajo se cierra con un anexo que recoge la generalización del modelo de Harvey.

1. LITERATURA PREVIA

1.1. Evidencia empírica

Uno de los primeros estudios sobre el contenido informativo de la curva de tipos acerca de la evolución futura del ciclo económico es el de Stock y Watson (1989). Estos autores muestran que el diferencial largo-corto plazo es un componente especialmente potente del índice de indicadores adelantados de la actividad económica futura que ellos construyen. Posteriormente, Estrella y Hardouvelis (1991) aportan evidencia favorable sobre la capacidad del diferencial 10 años-3 meses para explicar los cambios futuros en el PNB estadounidense en distintos horizontes de predicción. Sus resultados han sido confirmados por Chen (1991), Haubrich y Dombrosky (1996) y Dotsey (1998), todos ellos trabajos centrados únicamente en el caso de Estados Unidos.

También se han ofrecido resultados similares relativos a otros países. Así, Harvey (1991a) obtiene evidencia de que el diferencial de plazos contiene información útil para predecir el crecimiento del PNB real en Alemania, Harvey (1991b) en Francia y Cozier y Tkacz (1994) en Canadá. McMillan (2002) estudia el caso del Reino Unido. En otros trabajos se lleva a cabo una comparación a escala internacional. Es el caso del estudio de Davis y Henry (1994), referido al Reino Unido y Alemania, el de Plosser y Rouwenhorst (1994), quienes además analizan Estados Unidos, el de Canova y de Nicoló (2000), que analizan estos tres países y Japón, el de Estrella *et al.* (2000), que se centran en Alemania y Estados Unidos o los de Harvey (1991c) y Hu (1993), en los que se amplía la evidencia a los países del G-7. También se incluyen en este grupo los trabajos de Moersch (1996), Estrella y Mishkin (1997) y Kozicki (1997).

En la mayoría de estos estudios se analiza vía regresión la capacidad de un determinado diferencial de tipos (sobre todo el 10 años-3 meses; en muy pocos trabajos se comparan distintas combinaciones de plazos) para explicar el cambio acumulado futuro en el PNB y PIB, principalmente, o en la producción industrial [Chen (1991), Plosser y Rouwenhorst (1994), Estrella *et al.* (2000)] o el consumo [Cozier y Tkacz (1994)]. En la mayor parte de países se concluye que la pendiente de la curva de tipos contiene información relevante para explicar el crecimiento económico, con datos tanto dentro como fuera de muestra. Además, se ha mostrado que el diferencial aporta información adicional a la contenida en otros posibles indicadores adelantados, como índices bursátiles, inflación o los propios retardos de la variable explicada.

La evidencia empírica relativa a España es muy reducida. Davis y Fagan (1997), quienes analizan los países de la Unión Europea con datos hasta 1992, no detectan, en el caso de nuestro país, una relación significativa entre el diferencial largo-corto plazo y el crecimiento económico cuatro trimestres en el futuro. Por su parte, Alonso *et al.* (2001), con datos más recientes, de 1987 a 1997, ponen de

manifiesto cierta capacidad de predicción fuera de muestra en un horizonte de doce meses, de los diferenciales 5 años-1 mes y 3 años-1 mes.

En cuanto a las explicaciones teóricas aportadas por la literatura, una de ellas es la relativa a la política monetaria como determinante común del diferencial (a través de sus acciones sobre el tipo a corto plazo), por un lado, y del crecimiento económico futuro, por otro. Al contrastar empíricamente este argumento, algunos estudios han mostrado que al incluir en la regresión, además del diferencial, una variable representativa de la política monetaria, normalmente un tipo de interés a corto plazo, la significación del coeficiente del diferencial se mantiene [véase Estrella y Hardouvelis (1991), Plosser y Rouwenhorst (1994), Moersch (1996), Kozicki (1997), Dotsey (1998) o Ivanova *et al.* (2000)]. Esto se ha interpretado en el sentido de afirmar que el poder predictivo del diferencial sobre el crecimiento económico se deriva de razones distintas a las concernientes a la política monetaria.

Otra explicación es la argumentada por Harvey (1988), que no gira en torno a la política monetaria, y que se expone a continuación.

1.2. *El modelo de Harvey (1988)*

Harvey (1988) explica el nexo entre la estructura temporal y el crecimiento económico futuro basándose en que los precios de los títulos de renta fija recogen las expectativas sobre la evolución del ciclo económico que tienen los agentes cuando toman las decisiones relativas a su plan óptimo de consumo e inversión².

Así, si los inversores esperan una desaceleración económica, debido a su aversión al riesgo desearán cubrirse contra la reducción esperada futura de los ingresos que ésta implica. De esta forma, aumentará la demanda de los bonos con vencimiento en el plazo para el que se espera la recesión. El precio de esos bonos a largo plazo aumentará, con la consiguiente reducción de los tipos a largo. El efecto contrario se producirá con los títulos a corto plazo, provocando que el diferencial disminuya en avance de una recesión.

Para formalizar este argumento, Harvey, a partir del CCAPM, plantea una ecuación que relaciona linealmente el tipo de interés real de un determinado plazo con el crecimiento esperado del consumo hasta dicho horizonte. Por diferencia para dos plazos distintos, obtiene una ecuación de predicción en la que el diferencial entre los dos tipos de interés explica el crecimiento esperado del consumo desde el plazo más corto hasta el más largo.

Harvey se centra sólo en el caso particular de que el plazo del tipo a corto sea de un período. Con el fin de poder llevar a cabo un análisis empírico más completo, en este trabajo se generaliza el modelo de este autor para cualquier plazo del tipo a corto (la derivación se presenta en el anexo).

Así, si denominamos $RR_t^{(N)}$ y $RR_t^{(m)}$ a los tipos de interés reales periodales de plazo N y m períodos ($N > m$), respectivamente, expresados en capitalización compuesta continua, el modelo de Harvey generalizado para cualquier valor de m resulta:

(2) Chapman (1997) y Roma y Torous (1997) obtienen resultados que apoyan el argumento de este autor.

$$E_t \Delta c_{t+m,t+N} = \beta_0 + \beta_1 E_t (RR_t^{(N)} - RR_t^{(m)}) + \beta_2 E_t RR_t^{(m)} \quad [1]$$

donde $E_t \Delta c_{t+m,t+N}$ es la tasa de crecimiento esperada del consumo desde el período $t+m$ hasta el período $t+N$, $E_t \Delta c_{t+m,t+N} = E_t (\ln C_{t+N} - \ln C_{t+m})$, y los coeficientes deberían ser

$$\beta_0 = \theta(N-m) \ln \delta + \theta \frac{(v_N - v_m)}{2}, \quad \beta_1 = \theta N \quad \text{y} \quad \beta_2 = \theta(N-m)$$

siendo θ la inversa del coeficiente de aversión relativa al riesgo, δ el factor de descuento temporal y v_N y v_m las varianzas (condicionales) del crecimiento del consumo en N y en m períodos, respectivamente³.

Como indica la ecuación [1], la variable explicada del modelo de Harvey es el crecimiento esperado del consumo. Sin embargo, al contrastar su modelo en distintos países, este autor emplea como medida de dicha expectativa el crecimiento económico *ex-post*, representado mediante la evolución bien del consumo agregado real o bien, más frecuentemente, del PIB real⁴. En este trabajo se sigue también ese enfoque y se estima el modelo de este autor con datos españoles adoptando una medida de crecimiento *ex-post* como variable explicada, bajo el supuesto de expectativas racionales.

Por otro lado, Harvey, en la mayoría de sus trabajos empíricos de contraste del modelo presentado, no hace coincidir los plazos de los tipos de interés con el horizonte de predicción que analiza⁵. En este estudio, por el contrario, con el fin de contrastar el modelo de la forma más fiable posible, sí nos vamos a ajustar exactamente a la especificación del mismo en ese sentido.

2. DATOS Y METODOLOGÍA

2.1. Datos

Para contrastar el modelo de Harvey, es necesario delimitar, en primer lugar, qué variable emplear como medida del consumo; en segundo lugar, el conjunto de tipos de interés a analizar y, finalmente, la medida de inflación a adoptar para estimar los tipos de interés reales.

En cuanto al primero de los aspectos, como se sabe, los datos de consumo agregado únicamente están disponibles con una periodicidad trimestral. Por ello, su utilización en este tipo de estudio, en el que hay que ponerlos en relación con

(3) Como se muestra en el apéndice, para derivar este modelo Harvey emplea la función de utilidad con aversión relativa al riesgo constante y se basa en los supuestos de que la distribución condicional conjunta de la tasa de crecimiento del consumo y la rentabilidad del activo es lognormal y estacionaria y de que la varianza del crecimiento del consumo es constante.

(4) Véase, además de Harvey (1988), Harvey (1989), Harvey (1991a, b, c), Harvey (1993) y Harvey (1997).

(5) Salvo en Harvey (1988), en sus demás trabajos, este autor especifica la variable explicada como la variación de la actividad económica desde el trimestre $t+1$ hasta $t+5$ trimestres y lo relaciona con el diferencial formado con el tipo de interés a largo de plazo cinco o diez años (el tipo a corto que emplea sí es el de 3 meses, es decir, un trimestre).

tipos de interés, implicaría, en el caso de España, trabajar con series de longitud muy reducida. Esto es debido a que el mercado de Deuda Pública español tiene una vida relativamente corta.

Con el fin de paliar este problema, en este trabajo se emplea otra variable representativa del ciclo económico de la que sí se dispone de observaciones mensuales, esto es, el Índice de Producción Industrial (IPI). Este índice mide la evolución mensual de la actividad productiva de las ramas industriales contenidas en la CNAE 1993, excluida la construcción⁶. En concreto, y como más adecuado para el contraste del modelo de Harvey, se emplean datos del IPI de bienes de consumo (IPIC). Se trata de datos corregidos de efecto calendario obtenidos de la base de datos TEMPUS del Instituto Nacional de Estadística.

Por lo que respecta a los tipos de interés, empleamos la estructura temporal de los tipos de interés estimada por Contreras, Ferrer, Navarro y Nave (1996)⁷ y descrita en Martínez y Navarro (2002). Se dispone de observaciones diarias de tipos de interés compuestos continuos de plazos comprendidos entre un mes y diez años. Con el fin de obtener observaciones mensuales de todos los tipos de interés se han calculado las medias aritméticas de los tipos diarios de cada mes, como es usual en este clase de estudios. El período de análisis se extiende desde enero de 1993 a julio de 2004, lo que supone un total de 139 observaciones mensuales.

Finalmente, cabe señalar que a la hora de estimar tipos de interés reales, para medir la inflación se parte del Índice de Precios al Consumo (IPC) general de la economía española.

2.2. Metodología

Como ya se ha indicado, en este trabajo se contrasta la validez del modelo de Harvey tanto en términos de su capacidad explicativa dentro de muestra como en términos de su capacidad de predicción extramuestral. Para ello, se emplea la metodología que a continuación se describe.

Previamente, hay que hacer notar que todas las variables empleadas han sido sometidas a un contraste de raíz unitaria mediante el test de Phillips-Perron⁸. Para determinar el modelo a contrastar, se comienza con la especificación más general (modelo con tendencia y constante) descendiendo hacia especificaciones más restrictivas (con constante, o sin ella) si los coeficientes respectivos no resultan significativos. En cuanto al número de retardos incorporados es el sugerido por Newey-West. Los valores críticos utilizados para el contraste son los de Fuller (1976).

(6) Se calcula a partir de una encuesta continua de periodicidad mensual realizada a más de 9.000 establecimientos. Es un índice de Laspeyres con base 100 en 2000.

(7) Agradecemos a Antonio Díaz (Universidad de Castilla-La Mancha) y a los autores que hayan puesto a nuestra disposición esa base de datos.

(8) Se ha preferido este test frente a otro más común como el de Dickey-Fuller aumentado porque presenta las ventajas de ser robusto ante la presencia de heteroscedasticidad y corregir la autocorrelación mediante un enfoque no paramétrico.

2.2.1. Análisis de la capacidad explicativa del modelo de Harvey

En esta parte del análisis empírico del modelo se ha optado por estimar en primer lugar una versión simplificada del modelo de Harvey, en la que el diferencial de tipos es la única variable explicativa. Posteriormente, en un segundo paso, se estima el modelo completo que, como se describió en el apartado anterior, incorpora también el tipo a corto plazo real.

Hay que indicar que en todos los análisis el diferencial de tipos se va a calcular empleando tipos de interés nominales, tal como hace Harvey en la mayoría de sus trabajos, y como de hecho ocurre en prácticamente todos los estudios descritos en el epígrafe segundo. Así, a partir de la ecuación [1], empleando el cambio en el IPIC como variable explicada y con una constante y dicho diferencial nominal en la parte derecha de la ecuación, el modelo simplificado toma la forma:

$$\Delta \text{pic}_{t+m,t+N} = \beta_0^{(N,m)} + \beta_1^{(N,m)} (\mathbf{R}_t^{(N)} - \mathbf{R}_t^{(m)}) + \mathbf{e}_{t+N-m} \quad [2]$$

donde $\mathbf{R}_t^{(N)}$ es el valor en t del tipo de interés nominal de plazo N períodos y $\mathbf{R}_t^{(m)}$ es el valor en t del tipo de interés nominal de plazo m períodos ($N > m$), ambos expresados en capitalización continua. En cuanto a la variable explicada, se forma como el cambio logarítmico del IPIC para cada horizonte de predicción (igual a $N-m$, expresándose N y m en meses), esto es, $\Delta \text{pic}_{t+m,t+N} = \ln(\text{IPIC}_{t+N}) - \ln(\text{IPIC}_{t+m})^9$.

Por su parte, el modelo de Harvey completo resulta:

$$\Delta \text{pic}_{t+m,t+N} = \beta_0^{(N,m)} + \beta_1^{(N,m)} (\mathbf{R}_t^{(N)} - \mathbf{R}_t^{(m)}) + \beta_2^{(m)} \mathbf{RR}_t^{(m)} + \mathbf{e}_{t+N-m} \quad [3]$$

donde $\mathbf{RR}_t^{(m)}$ es el tipo de interés real a corto plazo calculado como la diferencia entre el tipo de interés nominal y la inflación *ex-post*, bajo el supuesto de expectativas racionales. Esto es, $\mathbf{RR}_t^{(m)} = \mathbf{R}_t^{(m)} - \pi_{t+m}^{(m)} + \mu_{t+m}^{(m)}$, siendo $\pi_{t+m}^{(m)}$ la inflación *ex-post* anualizada calculada a partir del Índice de Precios al Consumo (IPC) como $\pi_{t+m}^{(m)} = (12/m) * ((\text{IPC}_{t+m}/\text{IPC}_t) - 1)^{10}$, y $\mu_{t+m}^{(m)}$ un ruido blanco.

El objetivo de estimar la versión simplificada del modelo es doble. En primer lugar, el contraste de este modelo simplificado permite aportar evidencia comparable con la ofrecida por la mayoría de trabajos de este campo de investigación que, como ha quedado recogido en el epígrafe de revisión de la literatura, se han centrado en el contenido informativo del diferencial sobre el crecimiento económico. En segundo lugar, incorporar en un segundo paso al modelo el tipo a corto plazo real posibilita contrastar la explicación anteriormente comentada relativa a la política monetaria. Así, entendiendo el tipo a corto real como variable represen-

(9) Dichas variaciones logarítmicas se corrigen por estacionalidad mediante media móvil aditiva.

(10) La entrada en vigor del Sistema 2001 en enero de 2002 ha supuesto una ruptura en las series del IPC como consecuencia de la inclusión de los precios rebajados. Debido a que los índices del año 2001 en la nueva base 2001 no son públicos, las tasas de variación relativas a períodos comprendidos entre un mes de 2001 y otro del año 2002 y posteriores se han obtenido directamente de las publicadas por el INE.

tativa de la misma, principalmente para los plazos menores, si se mantiene, de haberla, la significación del coeficiente estimado del diferencial, podrá decirse que la información que el diferencial aporta es adicional a la derivada de las acciones de la política monetaria.

En cuanto a los valores de N y m seleccionados para el análisis, la generalización del modelo que hemos llevado a cabo nos permite examinar una amplia variedad de horizontes de predicción. En concreto, se contrasta el modelo para todos los horizontes que se pueden formar combinando los plazos de 1, 3, 6, 12, 15, 18, 24, 30 y 36 meses. De esta manera, los primeros horizontes de predicción comienzan en $m = 1$ y se extienden hasta $N = 3, 6, 12, \dots, 36$ meses, y los últimos van desde $m = 24$ a $N = 30$ y 36 meses y desde $m = 30$ a $N = 36$ meses. En total, 36 combinaciones de horizontes distintos que se hacen concordar con los plazos de los correspondientes diferenciales y tipos de interés reales a corto plazo.

Por lo que respecta al método de estimación de los modelos planteados, en todas las regresiones el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios proporciona estimaciones consistentes de los coeficientes de las regresiones descritas. Sin embargo, las desviaciones estándar no son válidas. Esto se debe al solapamiento de datos que se produce, en este caso, cuando el horizonte de predicción (de longitud $N-m$) es mayor de un período. La consecuencia de este solapamiento es que el término de error sigue un proceso MA de orden $(N-m-1)$ ¹¹.

Para conseguir errores estándar asintóticamente correctos, empleamos la corrección de Newey y West que los hace robustos ante la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en los residuos. El número de retardos a incluir es el que indique el solapamiento de datos¹².

2.2.2. Análisis de la capacidad de predicción extramuestral del modelo de Harvey

A modo de prueba final sobre la validez del modelo de Harvey, se lleva a cabo un estudio de la capacidad de predicción extramuestral del mismo.

En este caso, el análisis se centra en el modelo completo y, para no cargar el estudio de demasiados resultados, se refiere únicamente a los horizontes de predicción de un año de duración, esto es, a partir de $m = 1, 3, 6, 12$, y 18 meses, las combinaciones con $N = 12, 15, 18, 24$ y 30 meses, respectivamente¹³.

La capacidad de predicción fuera de muestra del modelo de Harvey se compara con la de otros dos: por un lado, un modelo ampliado que incorpora, además del diferencial y del tipo real a corto plazo, la rentabilidad mensual del IBEX-35 (calculada como la media de las observaciones diarias), y, por otro lado, un modelo autorregresivo de orden uno.

(11) Véase Hansen y Hodrick (1980).

(12) El hecho de que esta corrección no funcione bien cuando el solapamiento de los datos es elevado respecto a la longitud de la serie hace preciso tomar con cierta precaución los resultados relativos a los horizontes más largos.

(13) Realmente, como se observa, el primer intervalo es sólo de once meses pero se ha preferido mantenerlo así para que el tipo a largo plazo fuera el de un plazo más típico como es el de 12 meses.

Como ya se indicó en el apartado en el que se describe la evidencia empírica previa, la rentabilidad de las acciones y los valores pasados de la serie son variables empleadas típicamente en los trabajos sobre predicción del crecimiento económico como alternativas a los tipos de interés. La literatura ha mostrado que la estructura temporal de los tipos de interés es mejor predictor de la actividad económica que la rentabilidad de las acciones [Harvey (1989), Chen (1991) y Hu (1993)]. Por ello, en este estudio no se compara el modelo de Harvey con un modelo basado únicamente en la rentabilidad del IBEX, sino que ésta se incorpora como una variable adicional, con el fin de conocer si contiene información que no esté recogida ya en los tipos de interés. Estos dos modelos basados en variables financieras se comparan a su vez con un modelo univariante con el fin de determinar cuál tiene mayor poder predictivo.

Para cada modelo se estiman los coeficientes en el período comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 1999 (84 observaciones). Con los coeficientes estimados se genera la predicción de la correspondiente variación del IPIC (de $t+m$ a $t+N$) para cada mes del período de enero de 2000 a julio de 2004. Comparando la predicción con la observación realmente registrada en cada período se generan los errores de predicción de los tres modelos. La medida de precisión de la predicción empleada es el Error Absoluto Medio.

3. RESULTADOS

Tras someter a las distintas variables al test de Phillips-Perron, se obtiene que, en el caso de las variables construidas a partir del IPIC, se rechaza la existencia de una raíz unitaria al nivel del 1%. En cuanto a los distintos diferenciales, pueden considerarse estacionarios al 5%. Las excepciones son: por una parte, los formados con el tipo a largo de 30 meses y los tipos a corto de 18 meses y 24 meses, y los del 36 meses con el 15 y con el 18 meses, que lo son al 10%; por otra parte, los diferenciales de 36 meses-24 meses y 36 meses-30 meses, que resultan no estacionarios, si bien los valores que toma el estadístico en estos casos se acercan mucho al valor crítico a un nivel del 10%, por lo que van a emplearse en las regresiones. En cuanto a los tipos de interés reales, todos son estacionarios, aunque el de 30 meses sólo al 10%.

3.1. Capacidad explicativa del modelo de Harvey

3.1.1. Modelo simplificado con diferencial

En el cuadro 1 se presentan los resultados de la estimación del modelo simplificado. Se trata de un cuadro de doble entrada en el que la fila superior recoge los valores de m (período de comienzo del horizonte de predicción y plazo del tipo a corto) y la primera columna muestra los valores de N (período final del horizonte de predicción y plazo del tipo a largo).

Para cada combinación resultante se presenta en la primera columna el coeficiente estimado del diferencial, acompañado de su desviación estándar entre paréntesis corregida por el método de Newey-West, y en la segunda columna el coeficiente de determinación ajustado de la regresión.

Cuadro 1: ESTIMACIÓN DEL MODELO DE HARVEY (1988) SIMPLIFICADO. PERÍODO 1993.1-2004.7

m	$\Delta \text{pic}_{t+m,t+N} = \beta_0^{(N,m)} + \beta_1^{(N,m)} (\mathbf{R}_t^{(N)} - \mathbf{R}_t^{(m)}) + e_{t+N-m}$										
	1	3	6	12	15	18	24	30			
N	$\beta_1^{(N,m)}$	$\beta_1^{(N,m)}$	$\beta_1^{(N,m)}$	$\beta_1^{(N,m)}$	$\beta_1^{(N,m)}$	$\beta_1^{(N,m)}$	$\beta_1^{(N,m)}$	$\beta_1^{(N,m)}$	\bar{R}^2	\bar{R}^2	\bar{R}^2
3	-1,36 (1,72)										
6	-2,06 ^b (0,98)	-2,41 (1,59)	1,67								
12	-3,12 ^a (0,38)	-3,58 ^a (0,42)	24,32 12,57								
15	-2,88 ^a (0,43)	-3,25 ^a (0,44)	34,38 16,47	-2,13 (3,50)	-0,22						
18	-2,60 ^a (0,39)	-2,76 ^a (0,47)	21,84 17,50	-0,51 (2,13)	-0,75	1,67 (4,46)	-0,60				
24	-1,52 ^a (0,42)	-1,44 ^a (0,50)	7,07 1,45	1,89 (1,17)	3,09	5,80 ^b (2,61)	4,51				
30	-0,34 (0,35)	-0,04 (0,41)	-0,93 0,59	4,23 ^a (0,68)	17,97	6,74 ^a (0,88)	29,17	13,74 ^a (4,15)	13,15		
36	0,11 (0,33)	0,48 (0,37)	0,40 4,78	4,55 ^a (0,71)	28,69	6,73 ^a (0,97)	35,46	10,60 ^a (1,91)	25,49	6,86 (7,20)	0,92

N y m están expresados en meses. Las cifras entre paréntesis son las desviaciones estándar corregidas por heteroscedasticidad y autocorrelación del tipo MA ($N-m-1$). El número de observaciones es 139- N . (a): Nivel de significación del 1%; (b): Nivel de significación del 5%; (c): Nivel de significación del 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede observar, los resultados del cuadro 1 indican que el diferencial de tipos de interés contiene información relevante sobre la variación futura del índice de producción industrial de bienes de consumo. Así, en 23 de los 36 horizontes de predicción analizados se obtienen coeficientes significativos del correspondiente diferencial, tomando los R^2 ajustados valores considerablemente altos.

Ahora bien, sólo para los horizontes de predicción que comienzan a partir de doce meses en adelante ($m = 12, 15, 18, 24$ y 30) se obtienen coeficientes significativos de signo positivo. Por el contrario, para los intervalos que comienzan dentro de 1, 3 y 6 meses (resultados recogidos en las primeras columnas), los únicos coeficientes que tienen significación estadística presentan el signo opuesto al predicho por la teoría (salvo el coeficiente de la combinación de $m = 6$ y $N = 36$ que es positivo y significativo al 5%)¹⁴.

Es decir, en el caso de España, la evidencia empírica muestra que la relación positiva entre el diferencial y el crecimiento económico medido mediante el IPIC se produce con un retardo de al menos un año¹⁵.

En cuanto a los R^2 ajustados, si se analizan por columnas, para cada valor de m los coeficientes de determinación más elevados corresponden, en términos generales, a los horizontes de un año de duración. Así ocurre en el caso de $m = 1, 3, 6$ y 18 (con R^2 de 31,67%, 34,38%, 17,50% y 36,51% correspondientes a las combinaciones con $N = 12, 15, 18$ y 30 , respectivamente). En cambio, para $m = 12$, el mayor contenido explicativo se alcanza para un horizonte de dos años, esto es, $N = 36$. También para este plazo final de 36 meses es para el que se obtienen los mayores valores del R^2 ajustado en los casos de $m = 15$ y 24 meses.

Para completar el análisis, los gráficos 1 y 2 muestran las series de crecimiento del IPIC y sus correspondientes diferenciales de las combinaciones en las que se obtiene mayor poder explicativo, que corresponden a $N = 36$ y $m = 15$ y $N = 30$ y $m = 18$ (coeficientes de determinación ajustados de 35,46% y 36,51%, respectivamente), en los que la relación entre el diferencial y el crecimiento económico es positiva.

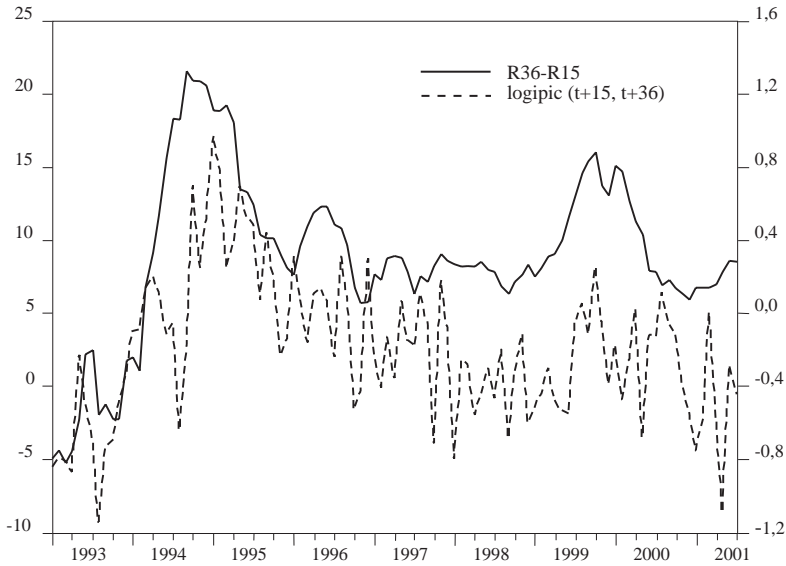
3.1.2. Modelo completo con diferencial y tipo a corto real

El cuadro 2 recoge los resultados de la estimación del modelo [3], esto es, el modelo de Harvey completo. Este cuadro tiene la misma estructura que el cuadro 1. En este caso, para cada combinación de plazos los resultados se presentan en tres columnas, correspondiendo las dos primeras a los coeficientes estimados del diferencial y del tipo de interés a corto plazo real, junto con sus desviaciones estándar corregidas entre paréntesis, y la tercera al R^2 ajustado del modelo.

(14) A este respecto, Alonso *et al.* (2000) obtienen coeficientes negativos de los diferenciales para predecir la inflación en España, lo que es contrario a la teoría. Aportan como posible justificación el reducido tamaño de la muestra y el elevado solapamiento de las observaciones.

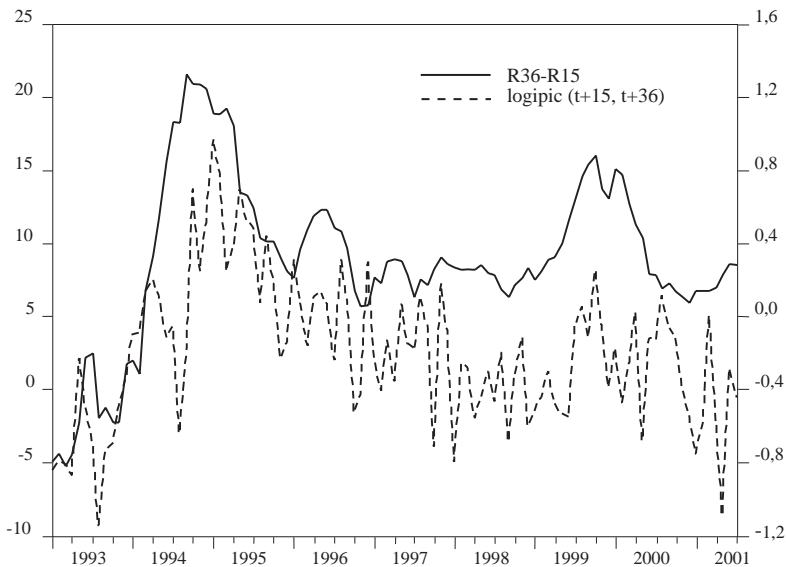
(15) Así, por ejemplo, $\beta_1^{(30,18)}$ toma un valor positivo de 8,76. Esto significa que si el diferencial entre el tipo a 30 meses y el tipo a 18 meses se incrementa en un 1%, la tasa de variación anual del IPIC de dentro de un año y medio se incrementaría en un 8,76%.

Gráfico 1: DIFERENCIAL Y CRECIMIENTO DEL IPIC PARA $N = 36$ Y $m = 15$



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2: DIFERENCIAL Y CRECIMIENTO DEL IPIC PARA $N = 30$ Y $m = 18$



Fuente: Elaboración propia.

Por lo que respecta a los coeficientes estimados de cada diferencial ($\hat{\beta}_1$), si se comparan con los del cuadro 1, se observa que la incorporación al modelo del tipo a corto real no les hace perder significación estadística. Es decir, el poder explicativo del diferencial de tipos es adicional a la información contenida en el tipo a corto plazo real, lo que contradice la explicación de que sea la política monetaria la responsable del contenido informativo del diferencial de tipos acerca del crecimiento económico futuro¹⁶.

En cuanto a la validez del modelo de Harvey propiamente dicho, los resultados ofrecidos en el cuadro 2 aportan una importante evidencia favorable al mismo. Así, el cumplimiento del modelo pasa por que los coeficientes $\hat{\beta}_1$ y $\hat{\beta}_2$ (coeficientes estimados del diferencial y del tipo a corto plazo real, respectivamente) tomen el mismo signo (véase la ecuación [1] y el anexo en que ésta se deriva). Pues bien, como se puede observar, prácticamente en todas las combinaciones en las que los dos coeficientes son significativos, ambos presentan el mismo signo positivo¹⁷.

Se trata de los horizontes de predicción que se concentran en las últimas filas de la tabla. En concreto, son los formados, por un lado, por las combinaciones de $m = 1, 3$ y 6 con $N = 36$ el primero y $N = 30$ y 36 los otros dos y, por otros lado, los de $m = 12, 15, 18$ y 24 combinados con $N = 24, 30$ y 36 . Por tanto, la evidencia obtenida muestra que en nuestro país el modelo de Harvey es válido para explicar la relación entre la estructura temporal de los tipos de interés y el crecimiento económico en horizontes de larga duración que comienzan en un período cercano en el tiempo (hasta $m = 6$ meses) o en horizontes de menor duración que comienzan a partir de 12 meses.

En todos estos casos, los R^2 ajustados del modelo completo mejoran sustancialmente respecto al modelo que incluye únicamente el diferencial. Para cada valor de m , se alcanzan los mayores valores para las mismas combinaciones que en el modelo simplificado, salvo en el caso de $m = 6$, donde la incorporación al modelo del tipo real a seis meses hace que el mayor poder explicativo se alcance para el horizonte de predicción que se extiende hasta $N = 36$ meses.

De nuevo las combinaciones con los coeficientes de determinación ajustados más elevados son las de los plazos de $N = 36$ y $m = 15$ y $N = 30$ y $m = 18$, que alcanzan ahora valores que rondan el 50%, en concreto del 47,27% y 48,18%, respectivamente. También por encima del 40% se sitúan los R^2 ajustados de los modelos relativos a los horizontes de predicción de $t+12$ a $t+36$, $t+15$ a $t+30$ y $t+18$ a $t+36$ (45,79%, 47,27% y 42,53%, respectivamente).

(16) Hay que indicar que también se han estimado dos versiones ampliadas del modelo de Harvey, en las que se añaden como variables explicativas, en una, la rentabilidad del IBEX-35 y, en la otra, varios retardos de la variable explicada (el número de retardos es aquél que permite eliminar la autocorrelación en los residuos siguiendo el criterio del test Q de Ljung y Box). Aunque no se muestran los resultados por falta de espacio, los mismos indican que el contenido informativo de los tipos de interés resulta ser robusto ante la inclusión de estas variables adicionales.

(17) La excepción la constituyen los modelos de $m=1$ y $N=24$ y $m=6$ y $N=15$ y 18 en las que mientras que $\hat{\beta}_1$ es negativo, $\hat{\beta}_2$ es positivo, si bien en todos los casos el coeficiente del tipo a corto plazo es significativo sólo al 10%.

Cuadro 2: ESTIMACIÓN DEL MODELO DE HARVEY (1988) COMPLETO, PERÍODO 1993.1-2004.7

		$\Delta \text{pic}_{t+m,t+N} = \beta_0^{(N,m)} + \beta_1^{(N,m)} (R_t^{(N)} - R_t^{(m)}) + \beta_2^{(m)} \text{RR}_t^{(m)} + \epsilon_{t+N-m}$									
<i>m</i>	1	3	6	12	15	18	24	30			
<i>N</i>	$\hat{\beta}_1^{(N,m)}$ $\hat{\beta}_2^{(N,m)}$ \bar{R}^2	$\hat{\beta}_1^{(N,m)}$ $\hat{\beta}_2^{(N,m)}$ \bar{R}^2	$\hat{\beta}_1^{(N,m)}$ $\hat{\beta}_2^{(N,m)}$ \bar{R}^2	$\hat{\beta}_1^{(N,m)}$ $\hat{\beta}_2^{(N,m)}$ \bar{R}^2	$\hat{\beta}_1^{(N,m)}$ $\hat{\beta}_2^{(N,m)}$ \bar{R}^2	$\hat{\beta}_1^{(N,m)}$ $\hat{\beta}_2^{(N,m)}$ \bar{R}^2	$\hat{\beta}_1^{(N,m)}$ $\hat{\beta}_2^{(N,m)}$ \bar{R}^2	$\hat{\beta}_1^{(N,m)}$ $\hat{\beta}_2^{(N,m)}$ \bar{R}^2	$\hat{\beta}_1^{(N,m)}$ $\hat{\beta}_2^{(N,m)}$ \bar{R}^2		
3	-0,97 0,05 -0,70 (1,90) (0,07)										
6	-2,51 ^b -0,11 4,05 (1,03) (0,09)	-3,43 ^c -0,15 2,57 (1,94) (0,14)									
12	-3,09 ^a 0,01 31,13 (0,43) (0,07)	-3,58 ^a 0,00 23,71 (0,52) (0,12)	-3,84 ^a 0,12 12,38 (1,26) (0,18)								
15	-2,76 ^a 0,06 27,41 (0,45) (0,09)	-2,97 ^a 0,13 34,81 (0,47) (0,10)	-2,83 ^a 0,32 ^c 19,51 (0,96) (0,17)	-1,40 0,14 0,00 (3,86) (0,16)							
18	-2,65 ^a -0,03 25,34 (0,35) (0,08)	-2,64 ^a 0,06 21,33 (0,60) (0,21)	-2,08 ^b 0,38 ^c 22,75 (1,02) (0,20)	0,26 0,30 1,91 (2,45) (0,19)	2,08 0,10 -0,89 (4,61) (0,16)						
24	-1,19 ^a 0,22 ^c 13,56 (0,34) (0,13)	-0,67 0,52 ^b 14,92 (0,49) (0,20)	0,33 0,91 ^a 21,55 (0,78) (0,21)	2,91 ^b 0,74 ^a 26,69 (1,43) (0,16)	4,63 ^b 0,54 ^a 16,73 (1,80) (0,13)	6,32 ^a 0,37 ^b 10,35 (2,17) (0,16)					
30	0,17 0,41 ^a 6,36 (0,20) (0,13)	0,81 ^a 0,68 ^a 11,35 (0,30) (0,17)	1,69 ^a 0,83 ^a 18,07 (0,47) (0,21)	5,02 ^a 0,86 ^a 36,45 (0,98) (0,16)	7,18 ^a 0,63 ^a 41,34 (0,99) (0,14)	8,99 ^a 0,50 ^a 48,18 (0,66) (0,09)	13,54 ^a 0,12 12,99 (4,07) (0,19)				
36	0,64 ^a 0,45 ^b 6,71 (0,21) (0,18)	1,44 ^a 0,86 ^a 20,94 (0,31) (0,22)	2,43 ^a 1,12 ^a 32,19 (0,43) (0,18)	5,16 ^a 0,85 ^a 45,79 (0,75) (0,20)	7,11 ^a 0,70 ^a 47,27 (0,94) (0,15)	8,63 ^a 0,55 ^a 42,53 (1,08) (0,14)	10,39 ^a 0,20 ^c 26,64 (2,00) (0,11)	6,59 0,08 0,28 (7,48) (0,18)			

N y *m* están expresados en meses. Las cifras entre paréntesis son las desviaciones estándar corregidas por heteroscedasticidad y autocorrelación del tipo MA (*N-m*-1). El número de observaciones es 139-*N*. (a): Nivel de significación del 1%; (b): Nivel de significación del 5%; (c): Nivel de significación del 10%.
Fuente: Elaboración propia.

Estos resultados ponen de manifiesto que la estructura temporal de los tipos de interés es capaz de explicar una parte muy importante del crecimiento económico futuro y que esta relación se explica adecuadamente mediante el modelo de Harvey (1988) en los horizontes de predicción antes comentados.

3.2. Capacidad de predicción extramuestral del modelo de Harvey

El cuadro 3 recoge los resultados del ejercicio de predicción extramuestral realizado. Las dos primeras columnas presentan los valores de N y m de las combinaciones seleccionadas para este análisis que, como ya se ha indicado, son las que forman los horizontes de predicción de un año (salvo el primero que es de 11 meses). En la tercera columna se indica el número de observaciones empleadas, resultantes de restar el valor correspondiente de N a las 55 observaciones disponibles del período de predicción que, como ya se ha dicho, abarca desde enero de 2000 hasta julio de 2004.

La cuarta columna recoge los tres modelos a comparar y en la quinta columna se muestra el error absoluto medio de predicción generado por cada modelo.

Como puede observarse, el modelo de Harvey obtiene menores errores que el modelo ampliado con la rentabilidad del IBEX para todas las combinaciones de

Cuadro 3: COMPARACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PREDICCIÓN EXTRAMUESTRAL DEL MODELO DE HARVEY (1988) CON DOS MODELOS ALTERNATIVOS. PERÍODO DE ESTIMACIÓN 1993.1-1999.12. PERÍODO DE PREDICCIÓN 2000.1-2004.7

N	m	Número de observaciones	Modelo*	Error Absoluto Medio
12	1	43	Harvey	3.225
			Harvey ampliado	3.333
			AR(1)	3.004
15	3	40	Harvey	1.651
			Harvey ampliado	1.706
			AR(1)	1.882
18	6	37	Harvey	1.545
			Harvey ampliado	1.571
			AR(1)	1.869
24	12	31	Harvey	1.967
			Harvey ampliado	2.279
			AR(1)	1.692
30	18	25	Harvey	1.404
			Harvey ampliado	1.541
			AR(1)	1.648

N y m están expresados en meses. *El modelo de Harvey ampliado incluye como variable explicativa, además del diferencial y el tipo a corto real, la rentabilidad mensual media del IBEX-35.

Fuente: Elaboración propia.

plazos analizadas. Por tanto, la rentabilidad de las acciones no aporta información adicional a la contenida en los tipos de interés que sea útil para predecir la variación del IPIC fuera de muestra.

Asimismo, el modelo de Harvey bate a la predicción del modelo AR(1) en tres de las cinco combinaciones de plazos analizadas (las correspondientes a los horizontes que comienzan en $m = 3, 6$ y 18 meses). Dicho de otra manera, para predecir el crecimiento del IPIC para el próximo año es más útil la información contenida en el diferencial y el tipo a corto real de hace 3, 6, o 18 meses que el valor de la variación anual del IPIC del mes anterior.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se estudia la relación entre la estructura temporal de los tipos de interés y el crecimiento económico futuro en España bajo el marco teórico del modelo de Harvey (1988). Para ello, se generaliza este modelo para cualquier plazo del tipo de interés a corto plazo y se contrasta con datos correspondientes al período comprendido entre enero de 1993 y julio de 2004.

La variable explicada del modelo de Harvey (1988) es el crecimiento esperado del consumo, si bien, se ha estimado el modelo usando como *proxy* el crecimiento *ex-post*, siguiendo el enfoque que el propio autor emplea en sus trabajos empíricos posteriores. En concreto, se emplea la variación del Índice de Producción Industrial de bienes de consumo, por tratarse de un dato disponible con periodicidad mensual.

En el estudio se han especificado dos versiones del modelo de Harvey, una simplificada en la que la única variable explicativa, junto con la constante, es el diferencial de tipos largo-corto plazo, y una versión completa que también contiene al tipo a corto plazo real. De la primera se ha analizado únicamente su capacidad explicativa dentro de muestra, mientras que del modelo completo se ha contrastado tanto su poder explicativo como su capacidad de predicción fuera de muestra.

Los análisis dentro de muestra se han realizado para una amplia variedad de tipos de interés, cuyos plazos se han hecho coincidir con los del horizonte de predicción a explicar, tal como indica el modelo de Harvey. En concreto, se han analizado todos los horizontes y diferenciales que se pueden formar combinando los plazos de uno, tres, seis, doce, quince, dieciocho, veinticuatro, treinta y treinta y seis meses.

Los resultados han puesto de manifiesto que la pendiente de la estructura temporal de los tipos de interés española contiene información muy relevante para explicar la evolución futura del crecimiento económico (aunque el coeficiente estimado del diferencial no es positivo en todas las combinaciones de plazos analizadas, como indicaría el razonamiento teórico). Además, se ha mostrado que dicha información es adicional a la que recoge el correspondiente tipo a corto plazo real que, para los plazos menores, puede considerarse como representante de las acciones de política monetaria.

También cabe decir que ambas variables representativas de los tipos de interés contienen información adicional a la rentabilidad de las acciones, medida por la rentabilidad mensual del IBEX35, y al propio pasado de la serie a explicar.

En cuanto al contraste del modelo de Harvey, los resultados obtenidos suponen una importante evidencia a favor del mismo. La validez del modelo de Harvey pasa por que los coeficientes del diferencial y del tipo a corto plazo sean, además de significativos, del mismo signo. Pues bien, así ocurre en prácticamente todos los horizontes para los que se obtiene un signo positivo en el coeficiente del diferencial. Por el contrario, como cabe esperar, el modelo no sirve para explicar los resultados de los horizontes en los que el diferencial de tipos guarda una relación negativa con el crecimiento económico (el coeficiente del tipo a corto siempre toma valores significativos positivos).

Los horizontes de predicción para los que la relación entre estructura temporal de tipos de interés y crecimiento económico se ajusta al modelo de Harvey son básicamente los que comienzan a partir de dentro de un año, aunque también se cumple para los que empiezan en un período cercano en el tiempo (hasta 6 meses) y se extienden hasta treinta o treinta y seis meses en el futuro.

El hecho de que estas combinaciones se correspondan con plazos alejados en el tiempo podría explicarse por que el IPIC no sea una buena aproximación de las expectativas de los agentes económicos (verdadera variable explicada del modelo, como se ha dicho anteriormente) si no es con un retardo temporal importante. Así, es posible que el IPIC genere las expectativas futuras de los agentes poco a poco. Es decir que éstos formen sus expectativas de mejora o empeoramiento de la situación económica después de varios períodos de crecimiento o decrecimiento de dicho índice de producción, respectivamente.

Finalmente, en cuanto a la capacidad de predicción extramuestral del modelo de Harvey, contrastada para horizontes de predicción de un año a comenzar dentro de uno, tres, seis, doce y dieciocho meses en el futuro, los resultados indican que las predicciones basadas en este modelo superan a las del modelo autorregresivo de orden uno en tres de los cinco casos y al modelo que incluye además la rentabilidad del IBEX en todos los casos.

ANEXO: GENERALIZACIÓN DEL MODELO DE HARVEY (1988)

Las condiciones de primer orden del problema de determinación del plan óptimo de inversión y consumo de un agente representativo o ecuaciones de Euler (generalizando las del problema típico de dos períodos al caso multiperíodo) pueden escribirse como:

$$E_t \left[\delta^N \frac{U'(C_{t+N})}{U'(C_t)} \tilde{R}_t^{(N)} \right] = 1 \quad [A.1]$$

donde δ es el factor de descuento temporal que mide la impaciencia del inversor representativo (refleja la importancia del consumo futuro respecto al actual) y $\tilde{R}_t^{(N)}$ representa la rentabilidad bruta de un bono cupón cero libre de riesgo de plazo N períodos.

Harvey emplea la función de utilidad potencial con coeficiente aversión relativa al riesgo (γ) constante, esto es:

$$U(C_t) = \begin{cases} \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} & \text{si } \gamma > 0, \gamma \neq 1 \\ \ln(C) & \text{si } \gamma = 1 \end{cases} \quad [A.2]$$

Sustituyendo esta función de utilidad, la ecuación [A.1] puede escribirse como:

$$E_t \left[\delta^N \left(\frac{C_t}{C_{t+N}} \right)^\gamma \tilde{R}_t^{(N)} \right] = 1 \quad [A.3]$$

Siguiendo a Hansen y Singleton (1983), suponemos que la distribución condicional conjunta de la tasa de crecimiento del consumo y la rentabilidad del activo es lognormal y estacionaria, de forma que, tomando logaritmos en las dos partes de la ecuación [A.3], resulta:

$$\begin{aligned} \ln E_t \left[\delta^N \left(\frac{C_t}{C_{t+N}} \right)^\gamma \tilde{R}_t^{(N)} \right] &= \\ E_t \left[\ln \left(\delta^N \left(\frac{C_t}{C_{t+N}} \right)^\gamma \tilde{R}_t^{(N)} \right) \right] + \frac{1}{2} \text{Var}_t \left[\ln \left(\delta^N \left(\frac{C_t}{C_{t+N}} \right)^\gamma \tilde{R}_t^{(N)} \right) \right] &= 0 \end{aligned} \quad [A.4]$$

Resolviendo la ecuación [A.4] se obtiene la siguiente expresión:

$$\gamma E_t \ln \left(\frac{C_{t+N}}{C_t} \right) = N \ln \delta + E_t \ln \tilde{R}_t^{(N)} + \frac{1}{2} \text{Var}_t \left[\ln \tilde{R}_t^{(N)} - \gamma \ln \left(\frac{C_{t+N}}{C_t} \right) \right] \quad [A.5]$$

que se puede reescribir como:

$$E_t \Delta c_{t,t+N} = N\theta\rho + N\theta E_t RR_t^{(N)} + \frac{\theta v_N}{2} \quad [A.6]$$

donde $E_t \Delta c_{t,t+N}$ es la tasa esperada de crecimiento del consumo ($E_t \Delta c_{t,t+N} = E_t \ln C_{t+N} - \ln C_t$); $\theta = 1/\gamma$, es decir, es la inversa del coeficiente de aversión relativa al riesgo; $\rho = \ln \delta$, $RR_t^{(N)}$, es el tipo de interés real compuesto continuo periodal de plazo N períodos

$$(RR_t^{(N)} = \frac{\ln \tilde{R}_t^{(N)}}{N});$$

y v_N es la varianza (condicional) del crecimiento del consumo en N períodos.

Por diferencia de la ecuación [A.6] con la expresión equivalente para un horizonte temporal de m períodos ($m < N$), se obtiene la ecuación de predicción del crecimiento del consumo a partir de $t+m$ períodos y hasta el momento $t+N$, que resulta:

$$E_t \Delta c_{t+m,t+N} = \theta \rho (N-m) + N\theta E_t (RR_t^{(N)} - RR_t^{(m)}) + \theta (N-m) E_t RR_t^{(m)} + \frac{\theta(v_N - v_m)}{2} \quad [A.7]$$

Suponiendo constante la varianza del crecimiento del consumo y expectativas racionales se obtiene el siguiente modelo:

$$\Delta c_{t+m,t+N} = \beta_0 + \beta_1 E_t (RR_t^{(N)} - RR_t^{(m)}) + \beta_2 E_t RR_t^{(m)} + u_{t+N-m} \quad [A.8]$$

donde el término de error es ruido blanco y los coeficientes deberían ser

$$\beta_0 = \theta(N-m) \ln \delta + \theta \frac{(v_N - v_m)}{2}, \beta_1 = N\theta, \beta_2 = \theta(N-m)$$



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alonso, F., J. Ayuso y J. Martínez-Pagés (2000): “El contenido informativo de los tipos de interés sobre la tasa de inflación española”, *Investigaciones Económicas*, vol. 24, nº 2, págs. 455-471.
- Alonso, F., J. Ayuso y J. Martínez-Pagés (2001): “How informative are financial asset prices in Spain?”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 9, nº 25, págs. 5-38.
- Bernanke, B.S. y A.S. Blinder (1992): “The Federal funds rate and the channels of monetary transmission”, *American Economic Review*, vol. 82, nº 4, págs. 901-921.
- Canova, F. y G. De Nicoló (2000): “Stock returns, term structure, inflation and real activity: An international perspective”, *Macroeconomic Dynamics*, vol. 4, nº 3, págs. 343-372.
- Chapman, D.A. (1997): “The cyclical properties of consumption growth and the real term structure”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, nº 2, págs. 145-172.
- Chen, N. (1991): “Financial investment opportunities and the macroeconomy”, *Journal of Finance*, vol. 46, nº 2, junio, págs. 529-554.
- Contreras, D., R. Ferrer, E. Navarro y J.M. Nave (1996): “Análisis factorial de la estructura temporal de los tipos de interés en España”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 25, nº 86, págs. 139-160.
- Cozier, B. y G. Tkacz (1994): “The term structure and real activity in Canada”, Bank of Canada, Working Paper, nº 94-3, págs. 1-64.
- Davis, E.P. y G. Fagan (1997): “Are financial spreads useful indicators of future inflation and output growth in EU countries?”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12, nº 6, págs. 701-714.
- Davis, E.P. y S.G.B. Henry (1994): “The use of financial spreads as indicators variables: Evidence for the United Kingdom and Germany”, *IMF Staff Papers*, vol. 41, nº 3, págs. 517-525.
- Dotsey, M. (1998): “The predictive content of the interest rate term spread for future economic growth”, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 84/3, págs. 31-51.
- Estrella, A. y G.A. Hardouvelis (1991): “The term structure as a predictor of real economic activity”, *Journal of Finance*, vol. 46, nº 2, págs. 555-576.

- Estrella, A. y F.S. Mishkin (1997): "The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank", *European Economic Review*, vol. 41, n° 7, julio, págs. 1375-1401.
- Estrella, A. y F.S. Mishkin (1998): "Predicting U.S. recessions: Financial variables as leading indicators", *Review of Economics and Statistics*, vol. 80, n° 1, págs. 45-61.
- Estrella, A., A.P. Rodrigues y S. Schich (2000): "How stable is the predictive power of the yield curve? Evidence from Germany and the United States", *Federal Reserve Bank of New York, Research Paper*.
- Fuller, W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*, Wiley, Nueva York.
- Hansen, L.P. y R.J. Hodrick (1980): "Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 5, págs. 829-853.
- Hansen, L.P. y K.J. Singleton (1983): "Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns", *Journal of Political Economy*, vol. 91, n° 2, págs. 249-265.
- Harvey, C.R. (1988): "The real term structure and consumption growth", *Journal of Financial Economics*, vol. 22, n° 2, págs. 305-333.
- Harvey, C.R. (1989): "Forecasts of economic growth from the bond and stock markets", *Financial Analysts Journal*, vol. 45, n° 5, págs. 38-45.
- Harvey, C.R. (1991a): "Interest rate based forecasts of German economic growth", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 127, n° 4, págs. 701-719.
- Harvey, C.R. (1991b): "Les taux d'intérêt et la croissance économique en France", *Analyse Financière*, 3^{er} trimestre, págs. 97-103.
- Harvey, C.R. (1991c): "The term structure and world economic growth", *Journal of Fixed Income*, vol. 1, n° 3, págs. 7-19.
- Harvey, C.R. (1993): "Term structure forecasts economic growth", *Financial Analysts Journal*, vol. 49, n° 3, págs. 6-8.
- Harvey, C.R. (1997): "The relation between the term structure of interest rates and Canadian economic growth", *Canadian Journal of Economics*, vol. 30, n° 1, págs. 169-193.
- Haubrich, J.G. y A.M. Dombrosky (1996): "Predicting real growth using the yield curve", *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, vol. 32, n° 1, págs. 26-35.
- Hu, Z. (1993): "The yield curve and real activity", *IMF Staff Papers*, vol. 40, n° 4, págs. 781-806.
- Ivanova, D., K. Lahiri, y F. Seitz (2000): "Interest rate spreads as predictors of German inflation and business cycles", *International Journal of Forecasting*, vol. 16, págs. 39-50.
- Kozicki, S. (1997): "Predicting real growth and inflation with the yield spread", *Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review*, 4th quarter, págs. 39-57.
- Martínez, M.I. y E. Navarro (2002): "El modelo de McCallum. Evidencia empírica en la estructura temporal de los tipos de interés española", *Investigaciones Económicas*, vol. 26, n° 2, págs. 323-357.
- McMillan, D.G. (2002): "Interest rate spread and real activity: Evidence for the UK", *Applied Economics Letters*, vol. 9, págs. 191-194.
- Moersch, M. (1996): "Interest rates or spreads as predictors of real economic activity", *Konjunkturpolitik*, vol. 42, n° 1, págs. 40-52.
- Plosser, C.I. y K. Rouwenhorst (1994): "International term structures and real economic growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, n° 1, págs. 133-155.
- Roma A. y W. Torous (1997): "The cyclical behavior of interest rates", *Journal of Finance*, vol. 52, n° 4, págs. 1519-1542.

Stock, J. H. y M. W. Watson (1989): "New indexes of coincident and leading economic indicators", en *O. J. Blanchard y S. Fischer (eds.), NBER Macroeconomics Annual 1989*. Cambridge, Mass.: MIT Press, págs. 351-393.

Fecha de recepción del original: febrero, 2003

Versión final: enero, 2005

ABSTRACT

Many papers have documented, in different countries and in different time periods, the positive relationship between the slope of the term structure and future real economic activity. According to Harvey (1988), this relationship is due to the fact that interest rates reflect the investors' expectations about the future economic situation when deciding about their plans for consumption and investment. Harvey (1988), using the Consumption-Based Asset Pricing Model (CCAPM), formalises this argument in a forecasting equation that relates the slope of the real term structure to expected consumption growth. This paper provides the generalization of the model for any combination of maturities and complements the evidence on Harvey's model by testing it for the case of Spain using in sample and out of sample analysis and a wide range of predictive horizons and terms to maturity of interest rates.

Key words: term structure of interest rates, economic growth, Harvey model.

JEL classification: E43, E32.