

EL MODELO DE McCALLUM. EVIDENCIA EMPÍRICA EN LA ESTRUCTURA TEMPORAL DE LOS TIPOS DE INTERÉS ESPAÑOLA

MARÍA ISABEL MARTÍNEZ-SERNA

Universidad de Murcia

ELISEO NAVARRO-ARRIBAS

Universidad de Castilla-La Mancha

Mankiw y Miron (1986) explican la variedad de resultados de la literatura empírica sobre el poder predictivo del diferencial entre tipos de interés a largo y corto plazo mediante la consideración del efecto de la política monetaria y la existencia de primas de riesgo variables en los tipos a largo. McCallum (1994) formaliza este argumento en un modelo que relaciona la reacción del banco central ante cambios en el diferencial de tipos con los coeficientes de las regresiones tradicionales de la teoría de las expectativas. Este trabajo tiene como objetivo el contraste empírico del modelo de McCallum en España llevando a cabo una generalización de la solución exacta del mismo.

Palabras clave: estructura temporal de los tipos de interés, modelo de McCallum, capacidad predictiva, función de respuesta de política monetaria.

(JEL E43, E52)

1. Introducción

La evidencia empírica sobre la teoría de las expectativas (TE)¹ de la estructura temporal de los tipos de interés (ETTI) es muy extensa y

Queremos mostrar nuestro agradecimiento a Juan Nave Pineda (Universidad de Castilla-La Mancha), así como a dos evaluadores anónimos y al director de la revista por los comentarios y sugerencias aportadas. En todo caso, los errores y omisiones que pudieran existir son únicamente imputables a los autores.

¹En este trabajo se utilizará el término ‘teoría’ por ser el más empleado en la literatura. Sin embargo, algunos autores como Cox, Ingersoll y Ross (1985) se refieren a ella como hipótesis, y no como teoría, ya que realmente “no constituye en modo alguno las conclusiones de un modelo de equilibrio en los mercados financieros” (Freixas, 1992, p. 193).

ofrece resultados distintos dependiendo del país y el período a los que se refiere y según los plazos y formulaciones elegidos².

El contraste tradicional de la TE se realiza en términos de la capacidad del diferencial de tipos largo-corto plazo para predecir la evolución futura de los tipos de interés, ya sea la del tipo a corto o la del tipo a largo plazo.

Mankiw y Miron (1986) explican la diversidad de resultados obtenidos en la literatura a partir de la combinación de dos elementos: por una parte, la posible existencia de primas de riesgo variables en los tipos de interés y, por otra, el efecto de la intervención de la autoridad monetaria con objeto de estabilizarlos. Estas decisiones de política monetaria provocan que los cambios esperados en los tipos de interés a corto plazo tiendan a cero y se hagan impredecibles sobre la base del diferencial de tipos, que sólo explicaría las variaciones en la prima de riesgo³.

Este argumento se ha visto confirmado por numerosos trabajos que han encontrado evidencia en distintos países de que el grado de predecibilidad de los cambios en los tipos de interés a corto plazo (estrechamente relacionado con la acción del banco central del país) puede explicar los diferentes resultados obtenidos por la TE⁴. Además, la hipótesis de Mankiw y Miron ha dado lugar a una línea de investigación que consiste en crear modelos formales que expliquen la relación entre la

²Los trabajos más relevantes sobre el tema son, entre otros, los de Mankiw (1986), Campbell y Shiller (1991) y Hardouvelis (1994). En España, véase Ayuso y de la Torre (1991), Ayuso, Novales y de la Torre (1992), Esteve (1994), Flores de Frutos (1995), Pérez, Sáez y Murillo (1997), Domínguez y Novales (1997) y Prats y Beyaert (1998).

³Mankiw *et al.* (1987) documentan un “cambio sustancial en el proceso estocástico de los tipos de interés a corto plazo” (p. 359) asociado a la fundación de la Reserva Federal. Goodfriend (1991), por su parte, afirma que “la Reserva Federal alteró radicalmente el carácter de los movimientos del tipo de interés a corto plazo cuando empezó sus operaciones en 1914” (p. 22). Con su estudio Mankiw y Miron no hacen sino confirmar la hipótesis previa de Shiller *et al.* (1983) de que “algún tipo de versión de la TE podría aparecer en los datos si la Reserva Federal creara un patrón amplio y predecible de los tipos de interés a corto plazo. Simplemente decimos que la teoría es inútil para interpretar los datos de la historia reciente y que la predicción de los tipos de interés utilizando la pendiente de la estructura temporal sólo tendrá éxito si se produce un cambio en el patrón histórico de los tipos de interés” (p. 215).

⁴Véase Hardouvelis (1988), Simon (1990), Roberds *et al.* (1996), Kugler (1988, 1990), Boero y Torricelli (1997), Engsted y Tanggaard (1995), Engsted (1996) y Gerlach y Smets (1997).

TE y la política monetaria. Todos ellos persiguen una “reconciliación de los datos con la TE basada en la política monetaria” (Fuhrer, 1996, p. 1185).

Dentro de estos modelos, y siguiendo la terminología de Boero y Torricelli (1998)⁵, se puede distinguir entre modelos teóricos y modelos empíricos. El trabajo que abandera la primera vertiente es el de McCallum (1994)⁶. En cuanto a la segunda, la representan los trabajos de Rudebusch (1995), Dotsey y Otrok (1995), Balduzzi, Bertola y Foresi (1997) y Balduzzi, Bertola, Foresi y Klapper (1998)⁷. Este estudio se va a centrar en el modelo de McCallum (1994), el único aplicable al caso de España.

El objetivo de este estudio es contrastar empíricamente el modelo desarrollado por dicho autor. Este modelo permite explicar los resultados de los tests tradicionales de la TE. En particular, mediante el modelo de McCallum puede analizarse bajo qué circunstancias el diferencial largo-corto plazo tiene poder explicativo respecto a la evolución futura de los tipos de interés. Como se verá más adelante, el poder explicativo del diferencial dependerá del valor de los parámetros del modelo (esto es, el coeficiente de autocorrelación del diferencial de tipos largo-corto plazo y el grado de reacción de la autoridad monetaria ante variaciones en dicho diferencial).

Este trabajo presenta una serie de novedades respecto a los estudios previos sobre el modelo de McCallum. En primer lugar, es la primera vez que dicho modelo se contrasta en España. En segundo lugar, se realiza la aportación de generalizar las ecuaciones de la solución exacta

⁵Este trabajo está aún sin publicar. Agradecemos a las autoras que nos hayan facilitado el documento de trabajo.

⁶Malaguti y Torricelli (1998) presentan otro modelo teórico que es un desarrollo del de McCallum (1994) en el sentido de incluir una generalización de la prima de riesgo.

⁷Estos autores abordan la formalización de la hipótesis de Mankiw y Miron centrándose en el caso de Estados Unidos. Se trata de generar, mediante procesos de simulación, datos de tipos de interés a través de modelos representativos del comportamiento de la Reserva Federal en su ejecución de la política monetaria. Al contrastar la TE utilizando esos tipos se comprueba que la consideración de la política monetaria tiene como consecuencia una mayor validez de aquélla. Sin embargo, todos estos modelos infieren las características de la acción de la Reserva Federal a partir de series del tipo de interés a un día que ésta marca como objetivo a alcanzar (*Fed funds target rate*). Por tanto, no son aplicables en países como España donde no se conoce el objetivo marcado para el tipo de interés o en países donde la política monetaria se basa en el control de agregados monetarios.

del mismo para que sea posible su aplicación a cualquier pareja de vencimientos. Finalmente, la disponibilidad de una extensa gama de plazos de la ETTI ha permitido contrastar el modelo de forma más completa.

El resto del estudio se ha estructurado de la siguiente manera: en el próximo epígrafe se expone el modelo de McCallum. En el tercer epígrafe se presentan los datos y la metodología a seguir y en el cuarto los resultados obtenidos al contrastar el modelo para la ETTI española durante el período 1993-1998. El estudio se cierra con las principales conclusiones obtenidas y dos apéndices que recogen la descripción de la TE, por un lado, y la generalización teórica de la solución exacta del modelo de McCallum para cualquier pareja de vencimientos de tipos de interés, por otro.

2. Modelo de McCallum (1994)

El modelo de McCallum (1994) está compuesto por dos ecuaciones estructurales. La primera de ellas hace referencia a la teoría de las expectativas (explicada en ecuaciones en el apéndice A1), si bien se trata de una versión modificada de la misma ya que no se supone una prima constante sino una prima autorregresiva de orden uno. Esta ecuación para el caso de que el tipo a corto sea el de plazo igual a un período ($m=1$), que es el que el autor desarrolla, puede escribirse como⁸:

$$f_{\xi}^{(b)} = \frac{1}{b} \sum_{j=0}^{bD-1} Y_{\xi_{t+j}}^{(1)} + \xi_t$$

$$\xi_t = \rho \xi_{t-1} + \epsilon_t \quad | \quad P \quad 1 \quad [1]$$

donde $f_{\xi}^{(b)}$ es el tipo de interés a largo plazo ($NR1$) y $Y_{\xi_{t+j}}^{(1)}$ es el valor esperado, en el momento actual, del tipo de interés a un período- el tipo a corto plazo- vigente dentro de j períodos. ξ_t es la prima de riesgo que sigue un proceso AR(1), siendo ρ el coeficiente de autorregresión y ϵ_t el término de error del proceso, que se supone ruido blanco.

La ecuación que completa el modelo pretende recoger, de una forma simplificada, el efecto que la acción de la política monetaria llevada

⁸En este trabajo, los superíndices se van a diferenciar de los exponentes por que los primeros irán entre paréntesis.

a cabo por el banco central del país tiene sobre los tipos de interés a corto plazo. Dicha ecuación es⁹:

$$\hat{r}_t^{(1)} - \hat{r}_{t-1}^{(1)} = \alpha (\hat{r}_t^{(b)} - \hat{r}_t^{(1)}) + \varepsilon_t \quad [2]$$

donde $\hat{r}_t^{(b)}$ se describe como en la ecuación [1], $\hat{r}_t^{(1)}$ es el tipo de plazo un período vigente en el momento t y ε_t es el término de error que se supone ruido blanco y que representa movimientos exógenos del tipo a corto plazo¹⁰. Por su parte, α es un coeficiente de respuesta de la política monetaria al diferencial de tipos de interés (β es un indicador del grado de endogeneidad de la política monetaria" (Kugler, 1997, p. 219)).

Esta caracterización de la política monetaria parte de la base de que la misma se ejecuta mediante un control de los tipos de interés. Además, a ese control se le atribuyen dos rasgos: (1) Pretensión de una estabilización de los tipos de interés. Así, la ecuación [2] recoge la idea generalmente aceptada (Goodfriend, 1991) de que los bancos centrales de la mayoría de los países tienen tendencia a procurar que no se produzcan cambios bruscos en el tipo de interés a corto plazo sino que el mismo se mantenga cercano al del período previo; (2) Utilización del diferencial de tipos como indicador por parte del banco central, de forma que éste endurecerá (relaxará) su política monetaria mediante un incremento (descenso) del tipo de interés a corto plazo cuando el diferencial de tipos sea demasiado alto (bajo)¹¹.

Una vez planteado el modelo, McCallum lo resuelve persiguiendo como fin expresar las ecuaciones de regresión tradicionales de la TE en función de los parámetros del modelo (α y β). Para ello, supone expectativas racionales y utiliza el criterio de *Minimal State Variable* (MSV) descrito en McCallum (1983).

⁹Realmente la ecuación completa es $r_t^{(1)} = \alpha (\hat{r}_t^{(b)} - \hat{r}_t^{(1)}) + \hat{r}_{t-1}^{(1)} + \varepsilon_t$ pero McCallum supone que $\alpha = 1$.

¹⁰McCallum aclara que "el análisis no se vería perjudicado si se permitiera que ε_t tuviera autocorrelación" (p. 5).

¹¹Un posible razonamiento de esta especificación, como apunta el propio McCallum, es la relación positiva, ampliamente documentada, entre el diferencial de tipos y la evolución en el tiempo de variables como la inflación o el producto nacional bruto. Véase, entre otros, Mishkin (1990a, 1990b, 1991), Fama (1990), Jorion y Mishkin (1991), Estrella y Hardouvelis (1991), Hu (1993), Plosser y Rouwenhorst (1994), Estrella y Mishkin (1997, 1998), Harvey (1991, 1997), Tzavalis y Wickens (1996) y Berk y Gerlach (1998). Para una revisión detallada sobre el tema, véase Berk (1998).

McCallum desarrolla la solución del modelo en la versión relativa a la variación del tipo de interés a corto plazo sólo para el caso de $N=2$ períodos. La ecuación reducida que obtiene es¹²:

$$\hat{s}_t^{(1)} \cdot \hat{s}_{t+1}^{(1)} = (f_{SD1}^{(2)} \cdot \hat{s}_t^{(1)}) + \frac{1}{1 + \dots} \cdot \mathcal{Q} \cdot \hat{s}_t + \mathcal{S}_s \quad [3]$$

Por su parte, la ecuación tradicional de la teoría de las expectativas para este caso toma la forma, con una prima de riesgo nula:

$$(1 + \mathcal{Q})(Y_{\hat{s}_{t+1}} \cdot \hat{s}_t^{(1)}) = \tilde{z}_W^{(2\mathcal{Q})} (f_{\hat{s}}^{(2)} \cdot \hat{s}_t^{(1)}) \quad [4]$$

De la ecuación reducida [3] se deriva fácilmente que la variación del tipo de interés a corto plazo puede expresarse en términos de los parámetros del modelo como $Y_{\hat{s}_{t+1}} \cdot \hat{s}_t^{(1)} = (f_{\hat{s}}^{(2)} \cdot \hat{s}_t^{(1)})$. Por tanto, sin más que comparar con la ecuación [4], se tiene que la estimación que proporciona el modelo de McCallum del coeficiente de la teoría de las expectativas para estos plazos y para la versión de la evolución del tipo a corto, al que llamaremos $\tilde{z}_W^{a(2\mathcal{Q})}$, es:

$$\tilde{z}_W^{a(2\mathcal{Q})} = \frac{1}{2} \quad [5]$$

En cuanto a la ecuación relativa a la variación del tipo a largo explicada por el diferencial, McCallum la desarrolla para cualquier N y obtiene la expresión¹³:

$$f_{\hat{s}}^{(b)} \cdot f_{SD1}^{(b)} = (1 + \dots) (f_{SD1}^{(b)} \cdot \hat{s}_t^{(1)}) + \frac{1 + \dots}{1 + (b \cdot 1)(1 + \dots)} \cdot \mathcal{Q} \cdot \hat{s}_t + \mathcal{S}_s \quad [6]$$

La ecuación tradicional de la TE para el caso de la variación del tipo a largo de plazo N durante la vida del tipo de interés a corto de un período, toma la forma, con prima de riesgo nula:

$$(b \cdot 1)(Y_{\hat{s}_{t+1}} \cdot f_{\hat{s}}^{(b)}) = \tilde{z}_W^{(b\mathcal{Q})} (f_{\hat{s}}^{(b)} \cdot \hat{s}_t^{(1)}) \quad [7]$$

¹²Obtiene, además, otra ecuación reducida de autorregresión del diferencial en la que \dots es el coeficiente de autorregresión.

¹³Realmente, McCallum deriva las expresiones asignándole al tipo a largo un plazo igual a $N+1$. En este trabajo, por homogeneidad con el resto de versiones del modelo, adaptamos el desarrollo y las ecuaciones resultantes para el caso de que el plazo del tipo a largo sea N .

De la ecuación reducida [6] se obtiene que dicha variación se puede expresar en función de los parámetros del modelo como $Y_{\xi}^{(b)} - f_{\xi}^{(b)} = (\alpha + \beta - 1)(f_{\xi}^{(b)} - \hat{\xi}^{(1)})$. Por tanto, la estimación que proporciona el modelo de McCallum del coeficiente de la TE en su versión de la variación del tipo a largo para cualquier N , y que llamaremos $\hat{\alpha}^{(b)}$ es:

$$\hat{\alpha}^{(b)} = (\beta - 1)(\alpha + \beta - 1) \quad [8]$$

De esta forma, McCallum demuestra teóricamente que, aun suponiendo que los tipos de interés vengan explicados por la TE modificada por la prima de riesgo variable (ecuación [1]), los coeficientes de la regresión de la TE sólo serán iguales a uno (valor predicho por la teoría) para valores lo suficientemente elevados de α y/o β . Si, por el contrario, alguno de estos parámetros tiende a cero, $\hat{\alpha}^{(b)}$ tenderá a ser nulo (ecuación [5]), mientras que $\hat{\alpha}^{(b)}$ tenderá a ser negativo (ecuación [8])¹⁴. Dado que valores de α y/o β nulos implican que los cambios en los tipos de interés a corto plazo siguen un paseo aleatorio (ecuación [3]), este modelo refleja el argumento de Mankiw y Miron (1986) acerca de que si la política monetaria del país es tal que hace tender a cero los cambios esperados en los tipos a corto plazo, la TE no se cumple¹⁵.

La generalización descrita aportada por McCallum es sólo una aproximación, ya que se sustenta en el supuesto de que $Y_{\xi}^{(b)} = Y_{\xi}^{(b, D1)}$. Además, sólo se refiere al caso de que el tipo de interés sea el de un período (período de observación de datos). A este respecto, Kugler (1997) ofrece la solución exacta del modelo y además la adapta para el caso de que el tipo a corto sea el de cuatro períodos. Boero y Torricelli (1998) completan su aportación con las expresiones de la versión de la evolución del tipo a largo plazo que Kugler no presenta. Estos dos estudios, unidos al de Hsu y Kugler (1997), constituyen la evidencia

¹⁴ Así, McCallum explica la diferente evidencia empírica encontrada sobre el cumplimiento de la TE en sus dos versiones. Véase Hamburger y Platt (1975), Jones y Roley (1983), Fama (1984), Miskin (1988) y Fama y Bliss (1987) que analizan la versión de la variación del tipo a corto plazo; Shiller (1979), Mankiw y Summers (1984), Mankiw (1986), Hardouvelis (1994), quienes analizan la versión del tipo a largo y Shiller *et al.* (1983), Campbell y Shiller (1991) y Evans y Lewis (1994) que contrastan ambas versiones.

¹⁵ “Este resultado demuestra no sólo que la regresión usual de la TE es inapropiada para contrastar dicha teoría, sino también que es erróneo pensar en la TE en términos del ‘contenido predictivo’ del diferencial sobre los cambios futuros en los tipos a corto. Ese contenido predictivo no es una implicación necesaria de la teoría” (McCallum, 1994, p. 7).

empírica disponible sobre la validez del modelo de McCallum que indica que, en todos los países estudiados¹⁶, el modelo de McCallum es capaz de replicar adecuadamente los resultados obtenidos mediante el contraste directo de la TE.

Con el presente trabajo se pretende completar la literatura sobre el modelo de McCallum tanto a escala teórica como empírica. Para ello, se deriva la generalización total de la solución exacta del modelo, que se recoge en el apéndice A2. La misma se utiliza para contrastar el modelo con una mayor variedad de parejas de plazos y con vencimientos más elevados para los tipos a largo (los trabajos citados sólo utilizan como tipo a largo el de tres meses y como tipo a corto el tipo a un mes de los depósitos en eurodivisas). Los datos y metodología a seguir se presentan a continuación.

3. Datos y metodología

3.1. Datos

Para la realización de este estudio se ha dispuesto de la ETTI estimada por Contreras, Ferrer, Navarro y Nave (1996)¹⁷. Estos autores parten de los precios medios de las operaciones de compraventa simple al contado del mercado español de Deuda Pública anotada, que se publican en el Boletín de la Central de Anotaciones en Cuenta del Banco de España. La metodología que siguen está basada en el trabajo de Contreras y Navarro (1993), quienes utilizan *splines* exponenciales para la estimación de la función de descuento (que relaciona los precios de los activos con los tipos de interés al contado), adaptando al mercado español el modelo de Vasicek y Fong (1982)¹⁸.

Dicha adaptación conlleva la utilización del espacio de *splines* más reducido posible, el de un solo nudo, debido al escaso número de datos

¹⁶Hsu y Kugler (1997) analizan únicamente el caso de Estados Unidos entre 1973 y 1995, mientras que los dos trabajos restantes aportan evidencia, además, de otros países. En concreto, Kugler (1997) estudia Estados Unidos, Japón, Alemania y Suiza en el período de 1982 a 1992 y Boero y Torricelli (1998) amplían el análisis tanto en lo que se refiere al número de países -incluyen también a Reino Unido, Francia, Italia y Canadá- como por lo que respecta al período muestral, que abarca los años desde 1985 a 1995.

¹⁷Agradecemos a los autores que hayan puesto a nuestra disposición esa base de datos.

¹⁸Dicho modelo emplea un enfoque no paramétrico para la obtención de una curva que describa satisfactoriamente la totalidad de la ETTI y que cumpla las condiciones de ser lo suficientemente suave y de ajustarse a los datos correctamente.

disponibles para cada estimación. Además, y como consecuencia de que el TIR de algunos títulos se desvía marcadamente del resto de los datos, se eliminan del conjunto de datos disponibles aquellos títulos cuyo volumen de negociación se haya generado en una sola operación y sea inferior a 500 millones de pesetas. Se tiene en cuenta también el diferente tratamiento fiscal a que están sometidos los títulos cuyos precios se utilizan para estimar la ETTI, esto es, las Letras del Tesoro, por un lado, y los Bonos y Obligaciones del Estado, por otro.

Como resultado, y a partir de la función de descuento estimada, se obtienen los tipos de interés al contado de plazos desde un mes a dieciocho meses, mes a mes, el de veintiún meses y desde dos años a diez años, de año en año. Se dispone tanto de observaciones semanales, tomadas el último día de negociación de cada semana, como de observaciones mensuales, referidas al dato de la primera semana del mes, del período comprendido entre enero de 1993 y diciembre de 1998. En total, 313 datos de periodicidad semanal y 72 de periodicidad mensual para cada uno de los plazos comentados.

Los tipos de interés de la base de datos están estimados como tipos anuales equivalentes en capitalización compuesta. Con el fin de utilizarlos en los análisis se han calculado los tipos mensuales equivalentes en capitalización continua.

3.2. Metodología

Comprobar la validez del modelo de McCallum (1994) requiere la realización de tres acciones diferenciadas. En primer lugar, deben obtenerse las estimaciones de los coeficientes de regresión de la TE. En segundo lugar, han de llevarse a cabo las regresiones que permitan obtener los parámetros del modelo, β y γ . Por último, hay que calcular los valores de los coeficientes β según las expresiones generalizadas del modelo, con el fin de compararlos con los obtenidos directamente vía regresión. La metodología seguida para la realización de estos tres pasos se describe a continuación.

Regresiones tradicionales de la teoría de las expectativas

Los parámetros de los modelos que relacionan el diferencial de tipos con la variación de los tipos de interés a corto plazo y con la de los tipos a largo plazo se estiman a partir de las ecuaciones tradicionales de la

TE para cualquier combinación de plazos (derivadas en el apéndice A1). Esto es, respectivamente:

$$\sum_{j=1}^{\infty D1} (1 - \beta)^j \mathbb{E}_t \left[\frac{f_{S+f}^{(f)}}{f_S^{(f)}} \right] = \tilde{z}_W^{(b, G)} + \tilde{z}_W^{(b, G)} (f_S^{(b)} \cdot \hat{f}_S^{(f)}) + Y_{S+f}^{(b, G)} \quad [9]$$

$$(\beta - 1) (f_{S+f}^{(b)} \cdot f_S^{(b)}) = \tilde{z}_W^{(b, G)} + \tilde{z}_W^{(b, G)} (f_S^{(b)} \cdot \hat{f}_S^{(f)}) + Y_{S+f}^{(b, G)} \quad [10]$$

En ambos casos, como tipos de interés a corto plazo se van a utilizar únicamente el tipo a un mes y el tipo a tres meses. La razón radica en que el fin último del estudio es comparar los coeficientes \tilde{z} de la TE con los que implica el modelo de McCallum y para esos plazos inferiores es para los que más sentido tiene la ecuación de reacción de la política monetaria recogida en el mismo.

Por lo que respecta a los plazos del tipo a largo a utilizar hay que distinguir entre las dos formulaciones. Así, en la primera regresión se emplearán los tipos a dos, tres, cuatro, seis, doce, quince y dieciocho meses cuando el tipo a corto sea el tipo a un mes y sólo los últimos cuatro plazos en el caso de que el tipo a corto sea el de tres meses. En la segunda regresión se utilizarán, además de los anteriores, los tipos a dos, tres, cinco y diez años, sea cual sea el plazo del tipo a corto¹⁹.

Con respecto a los datos semanales, siguiendo a Kugler (1997), y por simplicidad, se ha supuesto que las relaciones entre las distintas periodicidades son exactas. Así, se aplica la equivalencia de que el tipo a un mes tendrá un plazo igual a cuatro períodos, el tipo a tres meses un plazo de doce semanas y así sucesivamente. Obviamente, esto implica incurrir en un error de aproximación ya que los meses no contienen exactamente cuatro semanas. Sin embargo, “se supone que dicho error es de poca entidad y se desprecia” (Kugler, 1997, p. 221)²⁰.

Para estimar los coeficientes en estas regresiones se utiliza el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios ya que, bajo el supuesto de expectativas racionales, se cumple que el término de error no está correlacionado con la información en el momento t ni, por tanto, con el regresor, por lo que este método proporciona estimaciones consistentes. Ahora bien, dado que en la estimación de este tipo de modelos surge el problema

¹⁹Se debe tener en cuenta que los plazos del tipo de interés a largo y a corto plazo, N y m , se expresan en la periodicidad de los datos a los que se aplica la regresión. Así, en nuestro caso, en meses o en semanas.

²⁰Otra posibilidad que se puede plantear en el futuro es trabajar con los datos exactos y analizar el error que se comete.

del solapamiento de los datos, los errores de predicción en la regresión de los tipos a corto están serialmente correlacionados siguiendo un $MA(N-m-1)$ y en la de los tipos a largo siguiendo un $MA(m-1)$ cuando el plazo del tipo a corto, m , es mayor que uno. Por tanto, las desviaciones estándar que se derivan de la estimación por MCO no son consistentes y se hace necesario utilizar la corrección de Newey y West (1987).

El motivo de no utilizar en la regresión de la variación del tipo a corto plazos mayores de dieciocho meses está estrechamente relacionado con este tema. Se trata de evitar el problema, puesto de manifiesto por Campbell y Shiller (1991), relativo a que dicha corrección realizada sobre los errores de predicción no funciona bien cuando el grado de solapamiento es alto respecto al tamaño de la muestra y, en ese tipo de regresiones, dicho grado es superior cuanto mayor es N .

Una vez obtenidos los coeficientes $\hat{Z}_W^{(b, \mathcal{G})}$ y $\hat{Z}^{(b, \mathcal{G})}$, su significación estadística indicará si el diferencial de tipos contiene información que pueda servir para predecir los tipos de interés futuros a corto y a largo plazo, respectivamente.

Estimación de los parámetros del modelo de McCallum

La segunda fase del contraste del modelo de McCallum consiste en estimar sus parámetros, α y β , para todos los pares de tipos de interés posibles con los plazos que se van a emplear en el estudio. Para ello se utilizan las ecuaciones obtenidas en el apéndice A2, incluyendo una constante (c) en las mismas (tal como hace Kugler, 1997), esto es:

$$f_{\mathcal{S}}^{(b)} \cdot \hat{r}_{\mathcal{S}}^{(f)} = \alpha + \beta \left(f_{\mathcal{D}1}^{(b)} \cdot \hat{r}_{\mathcal{D}1}^{(f)} \right) + \frac{1}{1 - \frac{1}{\epsilon \cdot \text{ID}}} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot \text{D} \cdot f}{J \cdot \text{D}1} \right] \cdot \xi \tag{11}$$

$$\hat{r}_{\mathcal{S}}^{(f)} \cdot \hat{r}_{\mathcal{D}1}^{(f)} = \alpha + \beta \left(f_{\mathcal{D}1}^{(b)} \cdot \hat{r}_{\mathcal{D}1}^{(f)} \right) + \frac{1}{1 - \frac{1}{\epsilon \cdot \text{ID}}} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot \text{D} \cdot f}{J \cdot \text{D}1} \right] \cdot (\xi + \xi_{\mathcal{S}}) \tag{12}$$

Una vez estimadas las ecuaciones [11] y [12] mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, pueden identificarse los parámetros α y β .

El valor estimado de β y su significación estadística, en cada regresión, indicará el grado en el que la política monetaria del Banco de España reacciona ante movimientos en el diferencial entre los distintos tipos a largo y los tipos a un mes o a tres meses. La comparación por plazos de los β obtenidos permitirá conocer si existen diferencias sustanciales en la respuesta del banco central según cuál sea el diferencial de tipos de interés que se esté utilizando.

Cálculo de las \tilde{z} de McCallum y contraste de la igualdad con las respectivas \hat{z} estimadas directamente

A partir de las estimaciones de β y γ se calculan los coeficientes de las regresiones de la TE que implica el modelo de McCallum, $\tilde{z}_W^{(b, \mathcal{G})}$ y $\tilde{z}^{(b, \mathcal{G})}$, mediante las expresiones generalizadas obtenidas en el apéndice A2. Esto es, respectivamente:

$$\tilde{z}_W^{(b, \mathcal{G})} = \frac{\beta}{\epsilon - 1} \left[(\epsilon - 1) \frac{\beta \cdot f}{f \cdot 1} \right] \quad [13]$$

$$\tilde{z}^{(b, \mathcal{G})} = (\epsilon - 1) \frac{1 \cdot f}{1 \cdot 1} \quad [14]$$

Una vez calculadas, el último paso a dar es contrastar si estas \tilde{z} generalizadas son consistentes con las que se obtienen directamente de las dos regresiones de la TE. Para ello, se lleva a cabo un test de Wald con la hipótesis nula de $\hat{z}_W^{(b, \mathcal{G})} = \tilde{z}_W^{(b, \mathcal{G})}$, en el caso de la variación de los tipos a corto, y $\hat{z}^{(b, \mathcal{G})} = \tilde{z}^{(b, \mathcal{G})}$ para los tipos a largo.

Si no puede rechazarse que esas igualdades sean ciertas se podrá concluir que, como en otros países, en el caso de España el modelo de McCallum es válido para replicar los resultados reales del contraste de la TE y, por tanto, sobre la base del mismo podrán explicarse los distintos resultados que éste arroja.

4. Resultados

A pesar de que todos los análisis descritos se han realizado tanto con observaciones semanales como mensuales, en este epígrafe se recogen únicamente los resultados obtenidos mediante el uso de las primeras. Se pretende así no resultar reiterativos, dado que con ambos tipos de datos las conclusiones que se alcanzan son muy similares.

4.1. Regresiones tradicionales de la teoría de las expectativas

Modelo de variación de los tipos a corto plazo

El panel A del Cuadro 1 presenta los resultados de la regresión [9] con observaciones semanales. En las dos primeras columnas se recogen los valores de N y m , es decir, en este caso, los plazos en semanas de los tipos de interés comentados, suponiendo que un mes contiene cuatro semanas. La tercera columna del panel A del Cuadro 1 muestra el número de observaciones utilizadas en cada regresión, que son los que resultan de restar a los 313 datos totales $N-m$.

Los coeficientes $\hat{\beta}$ estimados en la regresión junto con sus desviaciones estándar corregidas por autocorrelación y heteroscedasticidad se exponen en las columnas cuarta y quinta, respectivamente.

CUADRO 1
Modelo tradicional de la teoría de las expectativas para la variación del tipo a corto plazo. Datos semanales. Período 93-98.

$$\frac{1}{\epsilon} \sum_{j=1}^{\epsilon D} (\epsilon \cdot j) \cdot Y_{S+(f)} = \hat{\beta}_W^{(b \mathcal{G})} + \hat{\beta}_W^{(b \mathcal{G})} (f \cdot S) + Y_{S+b D}^{(b \mathcal{G})}$$

PANEL A

Tipos de interés cupón cero estimados por el método de Vasicek y Fong

$N^{(1)}$	$m^{(1)}$	Número observaciones	$\hat{\beta}_C^{(N,m)(2)}$	Desviación típica	R^2 ajustado	$H_0: \hat{\beta}_C^{(N,m)=1}$ valor p
8	4	309	1,083 ^a	0,238	0,290	0,73
12	4	305	0,922 ^a	0,186	0,449	0,67
16	4	301	0,952 ^a	0,091	0,623	0,60
24	4	293	0,996 ^a	0,062	0,803	0,95
48	4	296	1,049 ^a	0,090	0,842	0,59
60	4	257	1,018 ^a	0,100	0,785	0,86
72	4	245	0,962 ^a	0,105	0,707	0,71
24	12	301	1,052 ^a	0,101	0,666	0,61
48	12	277	1,063 ^a	0,139	0,746	0,65
60	12	265	1,010 ^a	0,150	0,678	0,95
72	12	253	0,933 ^a	0,141	0,588	0,63

PANEL B

Tipos de interés cupón cero observados del mercado de Deuda Pública

$N^{(1)}$	$m^{(1)}$	Número observaciones	$\hat{\beta}_C^{(N,m)(2)}$	Desviación típica	R^2 ajustado	$H_0: \hat{\beta}_C^{(N,m)=1}$ valor p
12	4	300	0,602 ^a	0,060	0,484	0,00
48	4	257	1,032 ^a	0,067	0,895	0,63
48	12	243	1,076 ^a	0,060	0,802	0,21

(1): N y m son los plazos de los tipos de interés a largo y a corto plazo, respectivamente, expresados en semanas, bajo el supuesto de que un mes contiene cuatro semanas. (2): Los errores estándar están corregidos por heteroscedasticidad y autocorrelación del tipo MA ($N-m-1$). (a): Nivel de significación del 1%.

Como puede observarse, en todos los casos se obtienen valores significativamente distintos de cero al nivel del 1%. Por tanto, los diferenciales entre estos tipos de interés contienen información acerca de la evolución futura del tipo a un mes ($m=4$) y a tres meses ($m=12$). La mayor o menor capacidad de predicción de dichos diferenciales puede medirse mediante el coeficiente de determinación (R^2) ajustado, que aparece en la sexta columna. Se comprueba que el mismo varía según los plazos, siendo el más bajo el de la combinación de dos meses ($N=8$) y un mes, que asciende a 0,29, y el más alto el de doce meses ($N=48$) y un mes, 0,842. Tanto la evolución del tipo a un mes como la del tipo a tres meses vienen explicadas mejor que por ningún otro por sus respectivos diferenciales con el tipo a doce meses.

Las últimas columnas del panel A del Cuadro 1 muestran los resultados del test de Wald para la hipótesis nula de que $\hat{Z}_W^{(b, G)}$ sea igual a uno. Según este test, si atendiésemos al criterio tradicional de contraste de la TE, la misma no podría rechazarse para la ETTI española en su tramo de plazos más cortos.

La divergencia entre los resultados alcanzados en este trabajo y otros previos referidos al caso de España (cuya evidencia es mayoritariamente contraria a la TE) puede radicar en el hecho de que en estos últimos se utilizan fundamentalmente datos del mercado interbancario que pueden contener primas por insolvencia. Por el contrario, los tipos de interés utilizados en este artículo provienen del mercado de Deuda Pública y, por tanto, están libres de este riesgo; así mismo, el hecho de que las estimaciones de tipos cupón-cero hayan sido depuradas del efecto fiscal y del sesgo del cupón presentes en el TIR de bonos y obligaciones, redundará en la calidad de los datos utilizados para el contraste de los modelos.

En cualquier caso, para tratar de analizar el efecto que pudiera tener la utilización de datos estimados en vez de directamente observados en el mercado de Deuda, se ha repetido el análisis utilizando datos de tipos cupón cero obtenidos directamente de la Central de Anotaciones para plazos inferiores al año. En particular, los tipos empleados son los correspondientes a la compraventa simple al contado de las letras a un año y los tipos de las operaciones simultáneas a un mes y a tres meses²¹.

²¹ Debe señalarse que éstos son los únicos datos directamente observables de tipos cupón cero del mercado de Deuda Pública válidos para este estudio, ya que se ha tenido que descartar el uso de tipos de interés de otros plazos intermedios por dos motivos. Por un lado, la información disponible sobre algunos de ellos corresponde

Los resultados alcanzados se presentan en el panel B del Cuadro 1, en cuya tercera columna se detalla el número de observaciones disponibles para el período de estudio²².

Como puede observarse, dichos resultados son prácticamente idénticos a los recogidos en el panel A en los dos casos en los que el plazo del tipo a largo es un año. Sin embargo, las conclusiones difieren cuando el tipo a largo empleado es el de tres meses, aunque en este último caso sigue poniéndose de manifiesto el importante poder predictivo del diferencial entre el tipo a tres meses y el tipo a un mes (R^2 ajustado de 48,4%).

Modelo de variación de los tipos a corto plazo

El Cuadro 2 recoge la estimación de los parámetros del modelo de variación de los tipos a largo plazo (ecuación [10]). De forma similar al cuadro anterior, las columnas primera a tercera presentan los plazos del tipo a largo y del tipo a corto en semanas y el número de observaciones ($313-m$), respectivamente.

En cuanto a los coeficientes $\hat{\alpha}$ estimados, presentados en la cuarta columna seguidos de sus respectivas desviaciones estándar, en la quinta columna, son todos positivos y significativamente distintos de cero al nivel del 5%, a excepción de los de las regresiones en las que interviene el tipo a diez años ($N=480$).

Respecto a los R^2 ajustados de estas regresiones, recogidos en la sexta columna del Cuadro 2, disminuyen considerablemente conforme se incrementa N y, además, son inferiores a los obtenidos en el Cuadro 1. Es decir, los diferenciales contienen menos información sobre la evolución de los tipos de interés a largo plazo que sobre todos tipos a corto plazo, lo cual es consistente con la evidencia empírica de otros países sobre la TE.

a intervalos de tiempo y no a plazos fijos (por ejemplo, los datos sobre tipos de simultáneas de entre seis y doce meses de plazo se presentan de forma agregada). Por otro lado, el volumen de operaciones relativas a esos plazos es mucho menor, por lo que los tipos resultantes pueden presentar primas por liquidez que distorsionarían el análisis.

²²El número de observaciones disponibles es inferior a las utilizadas al trabajar con tipos de interés estimados como consecuencia de que en determinadas fechas no se realizó ninguna operación.

CUADRO 2
Modelo tradicional de la teoría de las expectativas para la variación del tipo a largo plazo. Datos semanales. Período 93-98.

$$(\epsilon_{t+f}^{(b)} - 1)(f_{t+f}^{(b)} - f_t^{(f)}) = \hat{z}_{t+f}^{(b, G)} + \hat{z}_t^{(b, G)}(f_t^{(b)} - f_t^{(f)}) + y_{t+f}^{(b, G)}$$

$N^{(1)}$	$m^{(1)}$	Número observaciones	$\hat{\beta}_t^{(N, m, 2)}$	Desviación típica	R^2 ajustado	$H_0: \hat{\beta}_t^{(N, m)} = 1$ valor p
8	4	309	1,772 ^a	0,464	0,262	0,10
12	4	309	1,640 ^a	0,493	0,241	0,19
16	4	309	1,554 ^a	0,516	0,223	0,28
24	4	309	1,531 ^a	0,558	0,207	0,34
48	4	309	1,813 ^a	0,568	0,197	0,15
60	4	309	1,952 ^a	0,581	0,177	0,10
72	4	309	2,070 ^a	0,614	0,154	0,08
96	4	309	2,269 ^a	0,715	0,117	0,08
144	4	309	2,636 ^a	0,952	0,079	0,09
240	4	309	3,323 ^b	1,437	0,052	0,11
480	4	309	3,702	2,593	0,014	0,30
24	12	301	1,765 ^a	0,230	0,562	0,00
48	12	301	1,939 ^a	0,396	0,408	0,01
60	12	301	1,992 ^a	0,445	0,338	0,03
72	12	301	2,040 ^a	0,518	0,282	0,04
96	12	301	2,114 ^a	0,654	0,207	0,08
144	12	301	2,423 ^a	0,908	0,138	0,12
240	12	301	3,014 ^b	1,407	0,089	0,15
480	12	301	3,030	2,913	0,023	0,49

(1): N y m son los plazos de los tipos de interés a largo y a corto plazo, respectivamente, expresados en semanas, bajo el supuesto de que un mes contiene cuatro semanas.

(2): Los errores estándar están corregidos por heteroscedasticidad y autocorrelación del tipo MA ($m-1$).

(a): Nivel de significación del 1%; (b): Nivel de significación del 5%.

Las últimas columnas del Cuadro 2 muestran los resultados del test de Wald para la hipótesis nula de que $\hat{z}_{t+f}^{(b, G)}$ sea igual a uno, según los cuales no puede rechazarse dicha hipótesis (excepto en la combinación de tipos a seis y a tres meses). Sin embargo, los valores estimados de este parámetro son, en muchos casos, muy superiores a uno, lo que genera serias dudas respecto a la validez de la TE a largo plazo. El no rechazar la hipótesis $\hat{z}_{t+f}^{(b, G)} = 1$ es consecuencia únicamente de las elevadas desviaciones estándar de las estimaciones que provocan una

pérdida de potencia del test utilizado. Por ello, el contraste tradicional de la teoría nos llevaría, en este caso, al rechazo de la misma²³.

4.2. Estimación de los parámetros del modelo de McCallum

El Cuadro 3 presenta los resultados obtenidos al estimar los parámetros de las ecuaciones del modelo de McCallum para todos los posibles pares de tipos de interés, cuyos plazos en semanas se recogen en la primera y segunda columna.

Por lo que respecta a la estimación de β (ecuación [11], denominada A en el Cuadro 3), en todos los casos se obtienen unos coeficientes de signo positivo y significativamente distintos de cero al nivel del 1%, como puede verse en la tercera columna del Cuadro 3. Los valores de β no varían excesivamente por plazos, estando en torno a 0,9 y siendo bastante similares los de los diferenciales con el tipo a un mes y con el tipo a tres meses. Agrupando por el plazo del tipo a corto, puede comprobarse que el valor de β sigue el mismo patrón de comportamiento en los dos casos. Dicho patrón consiste en que, dado el tipo a corto, cuanto mayor es el plazo del tipo a largo, mayor valor toma β , es decir, más persistente es el diferencial en su variación semanal²⁴.

En cuanto al parámetro γ (estimado a partir de la ecuación [12], denominada B en el Cuadro 3), presenta valores estimados positivos y significativos en todos los casos (aunque en la regresión del diferencial entre el tipo a diez años y el tipo a un mes solamente si se acepta un nivel de significación del 10%). Por ello, puede afirmarse que, según el modelo de McCallum, el Banco de España responde al diferencial de tipos a la hora de decidir las acciones a realizar para el control de los tipos de interés a corto plazo. Los datos confirman así algo que se señala específicamente en la presentación de objetivos de 1995, es

²³El rechazo de la TE con tipos de interés a largo plazo puede estar motivado por la hipótesis impuesta de que $Y_{\$f}^{(b)} = Y_{\$f}^{(b D f)}$ (véase apéndice A1), bastante restrictiva para ciertos pares de vencimientos. En cualquier caso, dado que el principal objetivo del estudio es contrastar el modelo de McCallum, se debe estimar el parámetro β de esa forma para que sea comparable con la β de McCallum. Esto es debido a que el modelo de McCallum proporciona la expresión que relaciona el diferencial de tipos largo-corto con la variación del tipo a largo entendida como $f_{\$+f}^{(b)} - D f_{\$}^{(b)}$.

²⁴La excepción la constituye el plazo de diez años cuyo diferencial con el tipo a un mes y con el tipo a tres meses tiene un coeficiente β de 0,969 y de 0,970, respectivamente, ligeramente inferiores a los correspondientes al tipo a tres años.

CUADRO 3
Estimación de los parámetros ρ y λ . Datos semanales. Período 93-98. (312 observaciones)

$$(U) \quad f_{\Sigma}^{(b)} \cdot \hat{\rho}^{(f)} = w + (f_{SD1}^{(b)} \cdot \hat{\rho}^{(f)}) + \frac{1}{1 \cdot \frac{\lambda}{\epsilon \text{IDT}} \cdot [(\epsilon \cdot 1) \cdot \frac{b \cdot D \cdot f}{J \cdot DT}]^{\epsilon \cdot S}}$$

$$(V) \quad \hat{\rho}^{(b)} \cdot \hat{\rho}^{(f)}_{SD1} = w + (f_{SD1}^{(b)} \cdot \hat{\rho}^{(f)}) + \frac{1}{1 \cdot \frac{\lambda}{\epsilon \text{IDT}} \cdot [(\epsilon \cdot 1) \cdot \frac{b \cdot D \cdot f}{J \cdot DT}]^{\epsilon \cdot S} + \S}$$

N ⁽¹⁾	m ⁽¹⁾	$\rho^{(1)}$	Desviación		λ	Desviación típica		R ² ajustado (A)	R ² ajustado (B)	Q(1)		Q(6)	
			típica	típica		(A)	(B)			(A)	(B)		
8	4	0,831	0,092	0,395	0,919 ^b	0,691	0,119	0,64	20,82 ^a	1,95	12,42		
12	4	0,851	0,089	0,207	0,482 ^b	0,726	0,114	0,64	20,69 ^a	2,30	13,38		
16	4	0,869	0,082	0,143	0,334 ^b	0,757	0,109	0,84	22,07 ^a	2,45	14,49		
24	4	0,899	0,064	0,090	0,210 ^b	0,813	0,095	1,53	23,96 ^a	2,33	17,03 ^a		
48	4	0,943	0,038	0,046	0,103 ^b	0,898	0,067	0,80	17,94 ^a	1,67	22,33 ^a		
60	4	0,953	0,032	0,038	0,085 ^b	0,917	0,060	0,23	14,58	1,51	23,20 ^a		
72	4	0,959	0,028	0,034	0,074 ^b	0,929	0,055	0,95	12,20	1,40	23,84 ^a		
96	4	0,966	0,024	0,028	0,061 ^b	0,942	0,051	0,14	10,10	1,27	24,35 ^a		
144	4	0,971	0,020	0,024	0,052 ^b	0,953	0,048	0,09	9,29	1,17	24,33 ^a		
240	4	0,973	0,020	0,023	0,047 ^b	0,958	0,047	0,19	11,58	1,15	23,80 ^a		
480	4	0,969	0,022	0,024	0,043 ^c	0,949	0,040	0,22	7,12	1,26	23,40 ^a		
24	12	0,918	0,048	0,106	0,289 ^a	0,850	0,092	0,01	10,74	0,18	5,10		
48	12	0,949	0,033	0,041	0,112 ^a	0,912	0,077	2,88	11,06	0,25	6,48		
60	12	0,957	0,028	0,033	0,089 ^a	0,926	0,072	5,74	12,55	0,30	6,96		
72	12	0,961	0,025	0,028	0,075 ^a	0,935	0,068	8,67 ^a	14,47	0,33	7,23		
96	12	0,967	0,022	0,023	0,061 ^a	0,946	0,065	12,07 ^a	17,84 ^a	0,40	7,46		
144	12	0,973	0,018	0,019	0,050 ^a	0,958	0,062	11,16 ^a	17,98 ^a	0,48	7,51		
240	12	0,975	0,017	0,018	0,045 ^b	0,964	0,060	4,98	11,11	0,50	7,31		
480	12	0,970	0,020	0,020	0,042 ^b	0,951	0,053	2,93	6,90	0,36	6,61		

(1): N, y m son los plazos de los tipos de interés a largo y a corto plazo, respectivamente, expresados en semanas, bajo el supuesto de que un mes contiene cuatro semanas. (**): Todos los valores del coeficiente ρ son significativos al 1%. (a): Nivel de significación del 1%; (b): Nivel de significación del 5%; (c): Nivel de significación del 10%.

decir, que la configuración de la curva de tipos debe ser “objeto de un seguimiento cuidadoso” (Banco de España, 1994, p. 17).

Respecto a la relación de β con los distintos plazos utilizados, se puede observar que no existen diferencias significativas en función del plazo del tipo a corto y que, ya sea el tipo a corto el de un mes o el de tres meses, ocurre que el valor de β disminuye progresivamente conforme el plazo del tipo a largo es mayor. Ello implica que son los tipos de plazos más cercanos al tipo a un mes o a tres meses los que marcan más, a través del diferencial con ellos, su evolución en el tiempo. Esto puede interpretarse como que la autoridad monetaria se fija más en la pendiente del extremo corto de la ETTI para corregir el movimiento de los tipos a corto plazo.

En comparación con otros países, el β relativo al diferencial entre el tipo a tres meses y el tipo a un mes (0,482) es semejante a los obtenidos por Boero y Torricelli (1998) para el Reino Unido, Canadá y Estados Unidos en el período de noviembre de 1991 al mismo mes de 1995 (0,446, 0,494 y 0,480, respectivamente) y se puede considerar una reacción moderada al diferencial por parte de la política monetaria, si se compara con el resto de países de dicho estudio.

Por otra parte, de acuerdo con el modelo de McCallum, las perturbaciones aleatorias de ambas ecuaciones deben ser ruido blanco (tanto u_{π} como ξ_{π}). Por ello, se ha analizado la presencia de autocorrelación en las mismas. Así, en las últimas columnas del Cuadro 3, se recoge el estadístico Q de Ljung y Box (1979) para 1 y 6 retardos²⁵. De los resultados obtenidos se deriva que no se puede rechazar la ausencia de autocorrelación al nivel de significación del 1% en la mayoría de los casos. Además, cuando el estadístico sí resulta significativo, el mismo presenta un valor muy cercano al crítico para este nivel de significación, por lo que el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación no es tampoco excesivamente contundente en esos casos.

Finalmente, cabe apuntar que el parámetro β también se ha estimado, siguiendo a Kugler (1997) y a Boero y Torricelli (1998), incorporando un término AR(1) en la ecuación de reacción de la política monetaria (ecuación [2]) y utilizando como instrumentos los valores retardados del diferencial y del cambio del tipo a corto ($\hat{\Delta}_1^{(f)} \cdot \hat{\Delta}_2^{(f)}$). Los valores que se han obtenido son, en todos los casos, muy cercanos a los que

²⁵ Se presenta el estadístico Q correspondiente a 6 retardos, ya que, a partir de este número de retardos, el estadístico toma valores muy similares.

se presentan en el Cuadro 3, por lo que se ha considerado que no vale la pena mostrarlos en la misma. Sin embargo, sí es importante comentar que esto indica que los valores de $\hat{\beta}_c$ empleados presentan la característica de ser robustos ante la inclusión de variables explicativas adicionales.

4.3. Contraste del modelo de McCallum

En este apartado se muestran los resultados obtenidos en el cálculo de las $\hat{\beta}_c$ generalizadas del modelo de McCallum para cada combinación de tipos de interés para las que se han obtenido las estimaciones directas de las $\hat{\beta}_c$ de la TE, y el contraste de la igualdad entre ambas clases de coeficientes por plazos y formulaciones.

Variación de los tipos a corto plazo

En el Cuadro 4 se presentan los resultados relativos al modelo de variación del tipo a corto plazo. En la columna tercera de la misma se exponen de nuevo las $\hat{\beta}_c$ estimadas de la TE para cada pareja de plazos (indicados en las columnas primera y segunda).

CUADRO 4
Contraste del modelo de McCallum (1994) para la variación del tipo a corto plazo. Datos semanales. Período 93-98. (312 observaciones).

$$\hat{\beta}_c^{(N,m)} = \frac{1}{\epsilon} \frac{1}{1 - \epsilon} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot f}{f \cdot 1} \right]$$

$N^{(1)}$	$m^{(1)}$	$\hat{\beta}_c^{(N,m)^{(1)}}$	$\hat{\beta}_c^{GN,m}$	$H_0: \hat{\beta}_c^{(N,m)} = \hat{\beta}_c^{GN,m}$ valor p
8	4	1,083 ^a	1,181	0,68
12	4	0,922 ^a	1,101	0,33
16	4	0,952 ^a	1,060	0,24
24	4	0,996 ^a	1,041	0,47
48	4	1,049 ^a	1,077	0,92
60	4	1,018 ^a	1,105	0,39
72	4	0,962 ^a	1,134	0,10
24	12	1,052 ^a	1,036	0,87
48	12	1,063 ^a	1,058	0,91
60	12	1,010 ^a	1,075	0,66
72	12	1,933 ^a	1,097	0,25

(1): N y m son los plazos de los tipos de interés a largo y a corto plazo, respectivamente, expresados en semanas, bajo el supuesto de que un mes contiene cuatro semanas.

(a): Nivel de significación del 1%.

En la cuarta columna del Cuadro 4 se recogen los valores de las \hat{z} calculadas a partir de los parámetros del modelo y según la expresión generalizada del mismo (que aparece en la parte superior de dicho cuadro). A pesar de la diversidad de valores que toman β y γ en función de los plazos analizados, los mismos dan lugar a unas \hat{z} muy parecidas entre sí. El motivo es que, como se comentó previamente, las combinaciones de plazos que presentan valores de β más altos (las de tipos a largo de doce, quince y dieciocho meses) son los que alcanzan un γ de menor cuantía, y viceversa.

De la comparación de las columnas tercera y cuarta del Cuadro 4 se deriva que las \hat{z} resultantes del modelo presentan valores similares a las estimadas directamente, si bien las primeras son, en la mayoría de los casos, ligeramente superiores a las segundas. Los resultados del test de Wald, recogidos en las últimas columnas del Cuadro 4, indican que no puede rechazarse estadísticamente la igualdad entre ambas \hat{z} al nivel de significación del 1% para ninguna pareja de plazos.

Variación de los tipos a largo plazo

De forma similar al cuadro anterior, en las distintas columnas del Cuadro 5 se recogen, por este orden, los plazos del tipo a largo y a corto en semanas, las \hat{z} estimadas al contrastar la TE en la versión de la variación del tipo a largo plazo, las que se obtienen aplicando la generalización del modelo de McCallum para ese caso y, finalmente, los resultados del contraste de la hipótesis de igualdad entre ambas.

De la observación del Cuadro 5 se deduce que, también cuando se trata de estimar el cambio del tipo a largo plazo en función del diferencial de tipos, ocurre que en ninguna de las combinaciones de plazos puede rechazarse que los dos coeficientes sean iguales al nivel de significación del 1%. Además, en general, la hipótesis se acepta con más fuerza que cuando lo que se pretende es replicar los resultados de la formulación relativa a la variación de los tipos a corto plazo.

CUADRO 5
 Contraste del modelo de McCallum (1994) para la variación del tipo a largo plazo. Datos semanales. Período 93-98. (312 observaciones).

$$\hat{z}_W^{(b)} = (\epsilon - 1) \left(\frac{1}{1 + \epsilon} \right)^{\frac{1}{\epsilon}} \frac{f}{1 + \epsilon}$$

$N^{(1)}$	$m^{(1)}$	$\hat{\beta}_L^{(N,m)^{(1)}}$	$\beta_L^{G(N,m)}$	$H_0: \hat{\beta}_L^{(N,m)} = \beta_L^{G(N,m)}$ valor ρ
8	4	1,772 ^a	1,839	0,89
12	4	1,640 ^a	1,666	0,96
16	4	1,554 ^a	1,557	0,99
24	4	0,531 ^a	1,508	0,97
48	4	1,813 ^a	1,662	0,79
60	4	1,952 ^a	1,777	0,76
72	4	2,070 ^a	1,902	0,78
96	4	2,269 ^a	2,182	0,90
144	4	2,636 ^a	2,836	0,83
240	4	3,323 ^b	4,083	0,60
480	4	3,702	5,169	0,57
24	12	1,765 ^a	1,430	0,15
48	12	1,939 ^a	1,522	0,26
60	12	1,992 ^a	1,581	0,35
72	12	2,040 ^a	1,656	0,46
96	12	2,144 ^a	1,872	0,68
144	12	2,423 ^a	2,499	0,93
240	12	3,014 ^b	3,765	0,59
480	12	3,030	4,143	0,70

(1): N y m son los plazos de los tipos de interés a largo y a corto plazo, respectivamente, expresados en semanas, bajo el supuesto de que un mes contiene cuatro semanas.

(a): Nivel de significación del 1%; (b): Nivel de significación del 5%.

5. Conclusiones

Con el presente trabajo se ha pretendido completar la literatura existente sobre el modelo de McCallum contrastándolo en nuestro país y utilizando, además, una gama más extensa de vencimientos. Esto ha requerido, como paso previo, llevar a cabo la generalización completa del modelo para cualquier combinación posible de tipos de interés.

La principal conclusión obtenida es que el modelo permite replicar adecuadamente, para todas las parejas de vencimientos empleadas, los coeficientes estimados en las regresiones tradicionales de la teoría de las expectativas, tanto en su versión relativa a la variación de los tipos a corto plazo como la de los tipos a largo plazo. Se confirman así, para el caso de España, los resultados previos a favor del modelo obtenidos en otros países y se añade, por primera vez, evidencia relativa a una gran variedad de plazos de la curva de tipos de interés.

De esta forma se demuestra que es un error contrastar la TE en términos del poder de predicción del diferencial sobre la evolución de los tipos de interés; en otras palabras, no es correcto determinar si la TE se cumple o no en función de los valores que toman los coeficientes de las ecuaciones tradicionales de la misma. Esto se debe a que esos coeficientes de regresión vienen determinados por la reacción predecible del banco central al correspondiente diferencial de tipos (medido por el parámetro λ) del modelo de McCallum).

Así, en nuestro país, y en el período estudiado, el resultado que se ha obtenido mediante el contraste tradicional de la TE se puede justificar, según el modelo de McCallum, sobre la base, por un lado, del uso como indicador del diferencial de tipos por parte del Banco de España y, por otro, del alto coeficiente de autorregresión de la prima de riesgo del modelo. Ambos factores son los que provocan realmente que los cambios en los tipos de interés sean predecibles, y no el que la TE se cumpla o no.

De hecho, la conclusión más interesante que se deriva de la validez del modelo de McCallum es que, si se tiene en cuenta la política monetaria del país, la TE modificada por una prima de riesgo variable (de carácter autorregresivo de orden uno) es compatible con un escaso poder de predicción del diferencial de tipos. Así, si la política monetaria es tal que convierte los cambios de los tipos de interés a corto plazo en impredecibles a partir del diferencial largo-corto, aun cumpliéndose la TE, los coeficientes de regresión obtenidos en su contraste tradicional parecerían indicar lo contrario.

Apéndice A1. Teoría de las expectativas

Sea $R_S^{(b)}$ el tipo de interés de un título cupón cero amortizable dentro de N períodos vigente en el momento t y $r_S^{(f)}$ el tipo de interés de un título de iguales características que vence dentro de m períodos, siendo N un múltiplo entero de m . Se trata, por tanto, del tipo a

largo plazo y el tipo a corto plazo, respectivamente. Si ambos tipos de interés están expresados en capitalización continua, la TE puede explicarse matemáticamente mediante la siguiente ecuación:

$$f_{\tilde{s}}^{(b)} = \frac{1}{\tilde{\epsilon}} \sum_{j=0}^{\infty} Y_{\tilde{s}+j}^{(f)} + \&^{(b \mathcal{G})} \quad \epsilon = b \mathcal{Q} \quad [A1.1]$$

donde $Y_{\tilde{s}+j}^{(f)}$ $i=1, 2, \dots, k-1$ son los valores esperados de los tipos de interés a corto plazo para los $k-1$ próximos intervalos, teniendo cada intervalo una duración de m períodos, y $\&^{(b \mathcal{G})}$ es la prima de riesgo constante.

El contraste tradicional de la TE se realiza suponiendo expectativas racionales y rescribiendo la ecuación [A1.1] en términos de la relación entre el diferencial de tipos largo-corto plazo y la evolución de los tipos de interés, ya sea la del tipo a corto o la del tipo a largo plazo. Resultan así dos formulaciones del contraste de la TE diferentes.

Por un lado, restando $\hat{\tilde{s}}^{(f)}$ en ambos lados de la ecuación [A1.1] y reordenando se obtiene la ecuación de regresión del modelo de variación del tipo a corto plazo:

$$\sum_{j=1}^{\infty} (1 - \beta)^j \hat{\tilde{s}}^{(f)} = \tilde{z}_W^{(b \mathcal{G})} + \tilde{z}_W^{(b \mathcal{G})} (f_{\tilde{s}}^{(b)} - \hat{\tilde{s}}^{(f)}) + y_{\tilde{s}+b D}^{(b \mathcal{G})} \quad [A.1.2]$$

donde $\tilde{z}_W^{(b \mathcal{G})} = -\&^{(b \mathcal{G})}$ y $y_{\tilde{s}+b D}^{(b \mathcal{G})} = \sum_{j=1}^{\infty} (1 - \beta)^j \mathcal{G}_{\tilde{s}+j}^{(f)} =$

$\sum_{j=1}^{\infty} (1 - \beta)^j \left(\hat{\tilde{s}}^{(f)} - \hat{\tilde{s}}_{\tilde{s}+j}^{(f)} \right)$, siendo $\hat{\tilde{s}}_{\tilde{s}+j}^{(f)}$ el cambio esperado en el tipo a corto cada m períodos (por ejemplo: $\hat{\tilde{s}}_{\tilde{s}+3f}^{(f)} = Y_{\tilde{s}+3f}^{(f)} - Y_{\tilde{s}+2f}^{(f)}$) y $\mathcal{G}_{\tilde{s}+j}^{(f)}$ el error de predicción de las expectativas racionales que se supone independiente de la información en t . La teoría de las expectativas predice que $\tilde{z}_W^{(b \mathcal{G})}$ es igual a uno.

Por otra parte, si lo que se pretende es obtener la relación entre el diferencial de tipos y la variación en el tipo a largo, debe escribirse

la expresión [A1.1] en su forma equivalente referida a la rentabilidad derivada de la tenencia del título a largo plazo, es decir²⁶:

$$b f_{\xi}^{(b)} \cdot (b \cdot f) Y_{\xi f}^{(b D f)} = f \wedge_{\xi}^{(f)} + b \&^{(b G)} \cdot (b \cdot f) \&^{(b D f G)} \tag{A1.3}$$

Sumando y restando $m f_{\xi}^{(b)}$ en la parte izquierda de la ecuación [A1.3], reordenando y sustituyendo después los valores esperados por su expresión según la hipótesis de expectativas racionales, se obtiene la siguiente ecuación de regresión (haciéndose el supuesto, usual en la literatura sobre la TE, de que $Y_{\xi f}^{(b D f)} = Y_{\xi f}^{(b)}$), de forma que la parte izquierda de la ecuación sí refleje el cambio del tipo a largo durante la vida del título a corto, aunque se trate entonces de una aproximación a la expresión real):

$$(\epsilon \cdot 1)(f_{\xi+f}^{(b)} \cdot f_{\xi}^{(b)}) = \tilde{Z}^{(b G)} + \tilde{z}^{(N G n)}(f_{\xi}^{(b)} \cdot \wedge_{\xi}^{(f)}) + y_{\xi+f}^{(b G)} \tag{A1.4}$$

donde $\tilde{Z}^{(b G)} = \epsilon \&^{(b G)} + (\epsilon \cdot 1) \&^{(b D f G)}$ y $y_{\xi+f}^{(b G)} = (\epsilon \cdot 1) 4_{\xi+f} = (\epsilon \cdot 1)(f_{\xi+f}^{(b)} \cdot Y_{\xi f}^{(b)})$, siendo $4_{\xi+f}$ el error de predicción de la hipótesis de expectativas racionales. La teoría de las expectativas predice que $\tilde{z}^{(b G)}$ es igual a uno.

Apéndice A2. Generalización del modelo de McCallum.

Para realizar la generalización completa de la solución exacta del modelo de McCallum, las ecuaciones estructurales del modelo deben escribirse con el nuevo tipo a corto plazo, $r_{\xi}^{(f)}$, de forma que la ecuación relativa a la TE con prima de riesgo autorregresiva y la función de reacción de la política monetaria (reordenada) quedan:

$$f_{\xi}^{(b)} = \frac{1}{\epsilon} \sum_{j=0}^{\infty} Y_{\xi+j}^{(f)} + , \xi \quad \epsilon = b Q f \tag{A2.1}$$

$$, \xi = . , \xi_{D1} + \langle \xi \quad | \cdot | P 1 \tag{A2.2}$$

$$(1 +) \wedge_{\xi}^{(f)} = \wedge_{\xi_{D1} + }^{(f)} f_{\xi}^{(b)} + S_{\xi} \quad) \geq 0 \tag{A2.3}$$

²⁶ Aunque desde una óptica teórica ambas versiones son incompatibles, desde un punto de vista empírico las diferencias (derivadas de la desigualdad de Jensen) son despreciables, por lo que en este trabajo se utilizarán como si fueran equivalentes. Por esta razón, a pesar de que realmente las dos primas de riesgo no son de igual magnitud se ha utilizado la misma notación para referirse a ellas.

Resolución para la variación del tipo a corto plazo

El primer paso para obtener la solución del modelo en su forma relativa a la variación del tipo de interés a corto plazo consiste en sustituir el valor del tipo de interés a largo, $f_{\xi}^{(b)}$, según la TE modificada (expresión [A2.1]), en la ecuación [A2.3] de la política monetaria. De esta manera, y obviando los superíndices por simplicidad en la notación, se obtiene:

$$(1 + r_{\xi}) \hat{s}_{\xi} = \hat{s}_{D1} + \frac{1}{\epsilon} \sum_{j=0}^{\infty} Y_{\xi} \hat{s}_{\xi+j}^{(f)} + \xi + S_{\xi} \quad [A2.4]$$

En este caso, la solución del modelo viene dada por:

$$\hat{s}_{\xi} = Z_1 \hat{s}_{D1} + Z_2 \xi + Z_3 S_{\xi} \quad [A2.5]$$

Para el caso de $k=2$, $Z_1=1$ (McCallum, 1994), para $k=3$ también (Kugler, 1997). Tal como hace este último, se puede suponer que Z_1 es igual a uno también para k mayores. Así, imponiendo que $Z_1 = 1$, la expresión [A2.5] puede escribirse como:

$$\hat{s}_{\xi} = \hat{s}_{D1} + Z_2 \xi + Z_3 S_{\xi} \quad [A2.6]$$

A partir de esta última, por sustituciones recurrentes y teniendo en cuenta la expresión [A2.2], se obtienen los valores esperados del tipo a corto plazo cada intervalo de m períodos:

$$Y_{\xi} \hat{s}_{\xi+j}^{(f)} = \hat{s}_{D1} + Z_2 \sum_{i=0}^j \xi + Z_3 S_{\xi} \quad \forall j = 0, 1, 2, \dots \quad [A2.7]$$

Sustituyendo las expresiones de r_{ξ} y $Y_{\xi} \hat{s}_{\xi+j}^{(f)}$ en [A2.4] y reordenando queda:

$$(1 + r_{\xi}) (\hat{s}_{D1} + Z_2 \xi + Z_3 S_{\xi}) = \hat{s}_{D1} + \frac{1}{\epsilon} \left[H \hat{s}_{D1} + Z_2 T \xi + \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{i=(D1)j+1}^j (\epsilon \cdot \xi) \right] + \xi + \epsilon Z_3 S_{\xi} \quad [A2.8]$$

Si se agrupan los términos semejantes en las dos partes de la ecuación se obtienen las siguientes igualdades:

$$(1 + r_{\xi}) \hat{s}_{D1} = \hat{s}_{D1} + \frac{1}{\epsilon} \hat{s}_{D1} \quad [A2.9]$$

$$\{\tilde{s}\} : (1 + \alpha) Z_2 = \left(1 + \frac{1}{\epsilon} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot f}{f \cdot 1} \right] \right) + \tag{A2.10}$$

$$\{\tilde{s}\} : (1 + \alpha) Z_3 = Z_3 + 1 \tag{A2.11}$$

a partir de las cuales se pueden despejar los valores de los coeficientes que, resultan:

$$Z_2 = \frac{1}{1 + \frac{1}{\epsilon} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot f}{f \cdot 1} \right]} \tag{A2.12}$$

$$Z_3 = 1 \tag{A2.13}$$

Por tanto, la solución del modelo, sin más que sustituir Z_2 y Z_3 en la expresión general [A2.6], es:

$$\hat{s} = \hat{s}_D + \frac{1}{1 + \frac{1}{\epsilon} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot f}{f \cdot 1} \right]} \cdot \tilde{s} + \tilde{s}_S \tag{A2.14}$$

El siguiente paso consiste en calcular la expresión del diferencial entre el tipo a largo, explicado según la TE con prima autorregresiva ([A2.1]), y el tipo a corto resultante del modelo (expresión [A2.14]). Para ello, hay que tener en cuenta que, por diferencia entre [A2.7] y [A2.6], se tiene que:

$$Y_{\tilde{s}+f} - Y_{\tilde{s}} = Z_2 \sum_{t=1}^f \tilde{s}_t = 1 \tag{A2.15}$$

por lo que la expresión del diferencial puede escribirse como:

$$f \cdot \hat{s} = \frac{1}{\epsilon} \sum_{t=1}^f Y_{\tilde{s}+f} + \tilde{s} = \left(\frac{1}{\epsilon} Z_2 \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot f}{f \cdot 1} \right] + 1 \right) \cdot \tilde{s} \tag{A2.16}$$

que, sustituyendo el valor de Z_2 , resulta:

$$f \cdot \hat{s} = \frac{1}{\epsilon} \frac{1}{1 + \frac{1}{\epsilon} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot f}{f \cdot 1} \right]} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot f}{f \cdot 1} \right] + 1 \cdot \tilde{s} =$$

$$= \frac{1}{1 + \frac{1}{\epsilon} \frac{D}{ID} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot D \cdot f}{f \cdot DI} \right]}, \quad \text{[A2.17]}$$

Retardando esta última expresión un período queda:

$$f_{SD1} \cdot \hat{SD1} = \frac{1}{1 + \frac{1}{\epsilon} \frac{D}{ID} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot D \cdot f}{f \cdot DI} \right]}, \quad \text{[A2.18]}$$

que, combinada con el valor actual del diferencial (ecuación [A2.17]), lleva a obtener fácilmente la ecuación autorregresiva del diferencial sin más que tener en cuenta la expresión [A2.2] de la prima de riesgo. Dicha ecuación, recuperando los superíndices, es:

$$f_{\hat{S}}^{(b)} \cdot \hat{S}^{(f)} = (f_{SD1}^{(b)} \cdot \hat{SD1}^{(f)}) + \frac{1}{1 + \frac{1}{\epsilon} \frac{D}{ID} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot D \cdot f}{f \cdot DI} \right]} \cdot \hat{S} \quad \text{[A2.19]}$$

En cuanto a la relación entre la variación del tipo a corto plazo y el diferencial, es decir, la expresión equivalente a la de la TE, se obtiene despejando el valor de la prima en [A2.17], sustituyéndola en [A2.14] y operando. El resultado es:

$$\hat{S}^{(f)} \cdot \hat{SD1}^{(f)} = (f_{SD1}^{(b)} \cdot \hat{SD1}^{(f)}) + \frac{1}{1 + \frac{1}{\epsilon} \frac{D}{ID} \left[(\epsilon - 1) \cdot \frac{b \cdot D \cdot f}{f \cdot DI} \right]} \cdot (\hat{S} + \hat{S}_S) \quad \text{[A2.20]}$$

Por lo que respecta a la regresión típica de la TE, bajo esta teoría, con prima de riesgo nula, el diferencial de tipos puede escribirse como una media ponderada de los cambios futuros en el tipo de interés a corto plazo, de manera que:

$$\frac{1}{\epsilon} \sum_{j=1}^{\infty} (\epsilon - 1)^j \cdot f_{Y_{\hat{S}_{+j}f}} \hat{S}_{+j}^{(f)} = \hat{z}_W^{(b \cdot G)} (f_{\hat{S}}^{(b)} \cdot \hat{S}^{(f)}) \quad \text{[A2.21]}$$

Se trata ahora de encontrar la equivalencia de ese coeficiente \hat{z} en términos de los parámetros del modelo descrito. Tomando como base las ecuaciones reducidas [A2.19] y [A2.20], puede deducirse que:

$$Y_{\hat{S}_{+j}f} \hat{S}_{+j}^{(f)} = \hat{S} + \sum_{j=1}^j (f_{\hat{S}}^{(b)} \cdot \hat{S}^{(f)}) \quad \} = 1 \cdot \frac{1}{\epsilon} \cdot 1 \quad \text{[A2.22]}$$

Por lo tanto:

$$f_{Y_{\hat{S}_{+j}f}} \hat{S}_{+j}^{(f)} = \sum_{j=(D1)f+1}^j (f_{\hat{S}}^{(b)} \cdot \hat{S}^{(f)}) \quad \} = 1 \cdot \frac{1}{\epsilon} \cdot 1 \quad \text{[A2.23]}$$

De esa manera, la expresión alternativa de la TE en el marco del modelo estructural descrito es:

$$\frac{1}{\epsilon} \sum_{j=1}^{\infty} (\epsilon \cdot \beta)^j Y_{\hat{s}_{+j}^{(f)}} = \frac{1}{\epsilon} \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{k=j+1}^{\infty} (\epsilon \cdot \beta)^k \cdot \hat{s}_{+k}^{(f)} \quad [A2.24]$$

De la comparación de [A2.21] y [A2.24] se deduce que la \hat{z} que implica el modelo para la variación de los tipos a corto y para los plazos N y m de los tipos a largo y a corto, respectivamente, a la que se denominará $\hat{z}_W^{(b, G)}$, es²⁷:

$$\hat{z}_W^{(b, G)} = \frac{1}{\epsilon \cdot \beta} \left[(\epsilon \cdot \beta - 1) \cdot \frac{\beta \cdot f}{f \cdot 1} \right] \quad [A2.25]$$

Resolución para la variación del tipo a largo plazo

Para obtener la expresión que relaciona la variación del tipo a largo con el diferencial de tipos, hay que restarle al valor de este último en función de la prima de riesgo su valor retardado un período (expresiones [A2.17] y [A2.18]). Teniendo en cuenta la expresión autorregresiva de dicha prima se llega a:

$$f \hat{s} - f \hat{s}_{D1} = \hat{s} - \hat{s}_{D1} + \frac{1}{1 - \frac{1}{\epsilon \cdot \beta}} \left[(\epsilon \cdot \beta - 1) \cdot \frac{\beta \cdot D \cdot f}{f \cdot D1} \right] (\cdot - 1) \cdot \hat{s}_{D1} + \frac{1}{1 - \frac{1}{\epsilon \cdot \beta}} \left[(\epsilon \cdot \beta - 1) \cdot \frac{\beta \cdot D \cdot f}{f \cdot D1} \right] \hat{s} \quad [A2.26]$$

Sustituyendo, por un lado, la variación del tipo a corto por su expresión en función del diferencial retardado (ecuación [A2.20]) y, por otro, el valor retardado de la prima de riesgo (ecuación [A2.18]), se obtiene:

$$f \hat{s} - f \hat{s}_{D1} = (\hat{s} - \hat{s}_{D1}) + \frac{1}{1 - \frac{1}{\epsilon \cdot \beta}} \left[(\epsilon \cdot \beta - 1) \cdot \frac{\beta \cdot D \cdot f}{f \cdot D1} \right] \hat{s} + \hat{s}_{\hat{s}} + (\cdot - 1) (\hat{s} - \hat{s}_{D1}) \frac{1}{1 - \frac{1}{\epsilon \cdot \beta}} \left[(\epsilon \cdot \beta - 1) \cdot \frac{\beta \cdot D \cdot f}{f \cdot D1} \right] \hat{s} \quad [A2.27]$$

²⁷Puede comprobarse que dando valor $m=1$ en las expresiones [A2.19], [A2.20] y [A2.25], se obtienen las desarrolladas por Kugler (1997), teniendo en cuenta que entonces resulta $k=N$. Lo mismo ocurre con el caso de $N=12$ y $m=4$ ($k=3$), presentadas en el mismo trabajo.

que, reagrupando términos, permite obtener la expresión final, la cual resulta, recuperando los superíndices, de la siguiente forma

$$f_{\xi}^{(b)} \cdot f_{\mathcal{D}1}^{(b)} = (\cdot + \cdot - 1)(f_{\mathcal{D}1}^{(b)} \cdot \hat{\xi}^{(f)}) + \frac{1 + \cdot}{1 \cdot \frac{\cdot}{\epsilon \cdot \mathcal{D}1}} \left[(\epsilon \cdot - 1) \cdot \frac{b \cdot \mathcal{D} \cdot f}{\cdot \mathcal{D}1} \right] \cdot \xi + \xi_{\xi} \quad [\text{A2.28}]$$

En cuanto al valor equivalente en el modelo a la \hat{z} de la regresión de la TE, se parte de la expresión de esta última, con prima nula:

$$(\epsilon \cdot - 1)(Y_{\xi f} \cdot f_{\xi}^{(b)}) = \hat{z}^{(b \mathcal{G})} (f_{\xi}^{(b)} \cdot \hat{\xi}^{(f)}) \quad [\text{A2.29}]$$

A partir de [A2.28], por sustituciones repetidas y teniendo en cuenta la ecuación [A2.19] de autorregresión del diferencial, se llega a la siguiente expresión:

$$Y_{\xi f} \cdot f_{\xi}^{(b)} = (\cdot + \cdot - 1) \sum_{j=0}^{f \cdot \mathcal{D}1} \cdot \hat{\xi}^{(f)} (f_{\xi}^{(b)} \cdot \hat{\xi}^{(f)}) \quad [\text{A2.30}]$$

Por comparación entre las igualdades [A2.29] y [A2.30] se obtiene la estimación implicada por el modelo del coeficiente de la TE referente a la variación del tipo a largo plazo de N períodos, siendo el plazo del tipo a corto m períodos, la cual denominaremos $\hat{z}^{(b \mathcal{G})28}$:

$$\hat{z}^{(b \mathcal{G})} = (\epsilon \cdot - 1)(\cdot + \cdot - 1) \frac{1 \cdot \cdot f}{1 \cdot \cdot} \quad [\text{A2.31}]$$

Referencias

- Ayuso, J. y M.L. de la Torre (1991): "Riesgo y volatilidad en el mercado interbancario", *Investigaciones Económicas* 15, pp. 89-119.
- Ayuso, J., A. Novales y M.L. de la Torre (1992): "Incorporan los tipos del interbancario una evaluación del riesgo", *Revista Española de Economía* 9, pp. 343-379.
- Balduzzi, P., G. Bertola y S. Foresi (1997): "A model of target changes and the term structure of interest rates", *Journal of Monetary Economics* 39, pp. 223-249.

²⁸De nuevo, puede comprobarse que, sin más que dar el valor $m=1$ en las expresiones [A2.28] y [A2.31], se obtienen las expresiones desarrolladas por Boero y Torricelli (1998). Lo mismo ocurre con los valores de $N=12$ y $m=4$ para los que las autoras presentan la expresión de la \hat{z} .

- Balduzzi, P., G. Bertola, S. Foresi y L. Klapper (1998): "Interest rate targeting and the dynamics of short-term rates", *Journal of Money, Credit, and Banking* 30, pp. 26-50.
- Banco de España (1994): "Objetivos e instrumentación de la política monetaria en 1995", *Boletín Económico del Banco de España*, diciembre, pp. 15-17.
- Berk, J.M. (1998): "The information content of the yield curve for monetary policy: A survey", *De Economist* 146, pp. 303-320.
- Bernard, H. y S. Gerlach (1998): "Does the term structure predict recessions? The international evidence", *International Journal of Finance and Economics* 3, pp. 195-215.
- Boero, G. y C. Torricelli (1997): "The expectations hypothesis of the term structure of interest rates: Evidence for Germany", Documento de trabajo 170, Departamento de Economía Política, Universidad de Módena.
- Boero, G. y C. Torricelli (1998): "Tests of the expectations hypothesis and policy reaction to the term spread: Some comparative evidence", *Warwick Economic Research Paper* 512, pp. 1-28.
- Campbell, J. Y. (1986): "A defense of traditional hypotheses about the term structure of interest rates", *Journal of Finance* 41, pp. 183-193.
- Campbell, J. Y. y R. J. Shiller (1991): "Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view", *Review of Economic Studies* 58, pp. 495-514.
- 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* 25, pp. 139-160.
- Contreras, D. y E. Navarro (1993): "The use of exponential splines for the estimation of the intertemporal structure of the interest rates in the Spanish market", *Asset Meeting*, Barcelona.
- Cox, J.C., J.E. Ingersoll Jr. y S.A. Ross (1985): "A theory of the term structure of interest rates", *Econometrica* 53, pp. 385-407.
- Culbertson, J. M. (1957): "The term structure of interest rates", *Quarterly Journal of Economics* 71, pp. 485-517.
- Domínguez, E. y A. Novales (1997): "Testing the expectations hypothesis in eurodeposits", Documento de trabajo 9806, Instituto Complutense de Análisis Económico.
- Dotsey, M. y C. Otrok (1995): "The rational expectations hypothesis of the term structure, monetary policy and time-varying term premia", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 81, pp. 65-81.
- Engsted, T. (1996): "The predictive power of the money market term structure", *International Journal of Forecasting* 12, pp. 289-295.
- Engsted, T. y C. Tanggaard (1995): "The predictive power of yield spreads for future interest rates: Evidence from the Danish term structure", *Scandinavian Journal of Economics* 97, pp. 145-159.
- Esteve, V. (1994): "La estructura temporal de los tipos de interés españoles bajo la hipótesis de expectativas racionales", *Información Comercial Española* 725, pp. 181-192.

- Estrella, A. y G. Hardouvelis (1991): "The term structure as a predictor of real economic activity", *Journal of Finance* 46, pp. 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* 41, pp. 1375-1401.
- Estrella, A. y F.S. Mishkin (1998): "Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators", *Review of Economics and Statistics* 80, pp. 45-61.
- Evans, M.D.D. y K.K. Lewis (1994): "Do stationary risk premia explain it all?", *Journal of Monetary Economics* 33, pp. 285-318.
- Fama, E.F. (1984): "The information in the term structure", *Journal of Financial Economics* 13, pp. 509-528.
- Fama, E.F. (1990): "Term-structure forecasts of interest rates, inflation, and real returns", *Journal of Monetary Economics* 25, pp. 59-76.
- Fama, E.F. y R. Bliss (1987): "The information in long-maturity forward rates", *American Economic Review* 77, pp. 681-692.
- Fisher, I. (1930): "The theory of interest", MacMillan, New York.
- Flores de Frutos, R. (1995): "A VARMA approach to estimating term premia: The case of the Spanish interbank money market", *Applied Financial Economics* 5, pp. 409-418.
- Freixas, X. (1992): "Estructura temporal de los tipos de interés: Hipótesis teóricas y resultados empíricos", *Investigaciones Económicas* 16, pp. 187-203.
- Froot, K.A. (1989): "New hope for the expectations hypothesis of the term structure of interest rates", *Journal of Finance* 44, pp. 283-305.
- Fuhrer, J.C. (1996): "Monetary policy shifts and long-term interest rates", *Quarterly Journal of Economics* 111, pp. 1183-1209.
- Gerlach, S. (1996): "Monetary policy and the behaviour of interest rates: Are long rates excessively volatile?", Working Paper, 34, BIS, Basle.
- Gerlach, S. y F. Smets (1997): "The term structure of euro-rates: Some evidence in support of the expectations theory", *Journal of International Money and Finance* 16, pp. 305-321.
- Goodfriend, M. (1991): "Interest rates and the conduct of monetary policy", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 34, pp. 7-30.
- Hamburger, M.J. y E.N. Platt (1975): "The expectations hypothesis and the efficiency of the Treasury bill market", *Review of Economics and Statistics* 57, pp. 190-198.
- 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* 88, pp. 829-853.
- Hardouvelis, G.A. (1988): "The predictive power of the term structure during recent monetary regimes", *Journal of Finance* 43, pp. 339-356.
- Hardouvelis, G.A. (1994): "The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries. Is there a puzzle?", *Journal of Monetary Economics* 33, pp. 255-283.

- Harvey, C.R. (1991): "Interest rate based forecasts of German economic growth", *Weltwirtschaftliches Archiv* 127, pp. 701-719.
- Harvey, C.R. (1997): "The relation between the term structure of interest rates and Canadian economic growth", *Canadian Journal of Economics* 30, pp. 169-193.
- Hicks, J. R. (1946): "Value and capital", 2ª edición, *Oxford University Press*, Oxford.
- Hsu, C. y P. Kugler (1997): "The revival of the expectations hypothesis of the US term structure of interest rates", *Economic Letters* 55, pp. 115-120.
- Hu, Z. (1993): "The yield curve and real activity", *IMF Staff Papers* 40, pp. 781-806.
- Hurn, A.S., T. Moody y V.A. Muscatelli (1995): "The term structure of interest rates in the London interbank market", *Oxford Economic Papers* 47, pp. 419-436.
- Jones, D.S. y V.V. Roley (1983): "Rational expectations and the expectations model of the term structure. A test using weekly data", *Journal of Monetary Economics* 12, pp. 453-465.
- Jorion, P. y F. Mishkin (1991): "A multicountry comparison of term-structure forecasts at long horizons", *Journal of Financial Economics* 29, pp. 59-80.
- Kugler, P. (1988): "An empirical note on the term structure and interest rate stabilization policies", *Quarterly Journal of Economics* 103, pp. 789-792.
- Kugler, P. (1990): "The term structure of euro interest rates and rational expectations", *Journal of International Money and Finance* 9, pp. 234-244.
- Kugler, P. (1997): "Central bank policy reaction and the expectation hypothesis of term structure", *International Journal of Finance and Economics* 2, pp. 217-224.
- Ljung, G. and G. Box (1979): "On a measure of lack of fit in time series models", *Biometrika* 66, pp. 265-270.
- Macaulay, F.R. (1938): "Some theoretical problems suggested by the movements of interest rates, bond yields, and stock prices in the United States since 1856", *NBER New York*.
- MacDonald, R. y A.E.H. Speight (1988): "The term structure of interest rates in the UK", *Bulletin of Economic Research* 40, pp. 287-299.
- MacDonald, R. y A.E.H. Speight (1991): "The term structure of interest rates under rational expectations: Some international evidence", *Applied Financial Economics* 1, pp. 211-221.
- Malaguti, L. y C. Torricelli (1998): "Monetary policy and the expectations hypothesis of the term structure with a time-varying term premium", Mimeo, Departamento de Economía Política, Universidad de Módena.
- Mankiw, N.G. (1986): "The term structure of interest rates revisited", *Quarterly Journal of Economics* 101, pp. 61-96.
- Mankiw, N.G. y A.J. Miron (1986): "The changing behavior of the term structure of interest rates", *Quarterly Journal of Economics* 101, pp. 211-228.

- Mankiw, N.G., A.J. Miron y D.N. Weil (1987): "The adjustment of expectations to a change in regime: A study of the founding of the Federal Reserve", *American Economic Review* 77, pp. 358-374.
- Mankiw, N.G. y L.H. Summers (1984): "Do long-term interest rates overreact to short-term interest rates?", *Brooking Papers on Economic Activity* 1, pp. 223-242.
- McCallum, B.T. (1983): "On non-uniqueness in rational expectations models: An attempt at perspective", *Journal of Monetary Economics* 11, pp. 139-168.
- McCallum, B.T. (1994): "Monetary policy and the term structure of interest rates", Working Paper 4938, NBER.
- Meneu, V., E. Navarro y M.T. Barreira (1992), *Análisis y gestión del riesgo de interés*, 1ª edición, Ariel, Barcelona.
- Mills, T.C. (1991): "The term structure of UK interest rates: Tests of the expectations hypothesis", *Applied Economics* 23, pp. 599-606.
- Mishkin, F.S. (1988): "The information in the term structure: Some further results", *Journal of Applied Econometrics* 3, pp. 307-314.
- Mishkin, F.S. (1990a): "What does the term structure tell us about future inflation?", *Journal of Monetary Economics* 25, pp. 77-95.
- Mishkin, F.S. (1990b): "The information in the longer maturity term structure about future inflation", *Quarterly Journal of Economics* 105, pp. 815-828.
- Mishkin, F.S. (1991): "A multi-country study of the information in the term structure about future inflation", *Journal of International Money and Finance* 19, pp. 2-22.
- Modigliani, F. y R. Sutch (1966): "Innovations in interest rate policy", *American Economic Review* 56, pp. 178-197.
- Newey, W. y K. West (1987): "A simple, positive semi-definite, heterokedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica* 55, pp. 703-708.
- Pérez, J.V., M. Sáez y C. Murillo (1997): "Expectativas y volatilidad condicionada. Los tipos de interés en el mercado interbancario", *Revista de Economía Aplicada* 5, pp. 83-107.
- Plosser, C.I. y K.G. Rouwenhorst (1994): "International term structures and real economic growth", *Journal of Monetary Economics* 33, pp. 133-155.2.
- Prats, M.A. y A. Beyaert (1998): "Testing the expectations theory in a market of short-term financial assets", *Applied Financial Economics* 8, pp. 101-109.
- Roberds, W., D. Runkle y C.H. Whiteman (1996): "A daily view of yield spreads and short-term interest rate movements", *Journal of Money, Credit, and Banking* 28, pp. 34-53.
- Rudebusch, G.D. (1995): "Federal Reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure", *Journal of Monetary Economics* 35, pp. 245-274.

- Shiller, R.J. (1979): "The volatility of long-term interest rates and expectations models of the term structure", *Journal of Political Economy* 87, pp. 1190-1219.
- Shiller, R.J. (1990): "The term structure of interest rates", en B.M. Friedman y F.H. Hahn (Editores): *Handbook of Monetary Economics*, Volumen 1, North Holland, Amsterdam, pp. 627-715.
- Shiller, R.J., J.Y. Campbell y K.L. Schoenholtz (1983): "Forward rates and future policy: Interpreting the term structure of interest rates", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 173-217.
- Simon, D.P. (1990): "Expectations and the Treasury bill-federal funds rate spread over recent monetary policy regimes", *Journal of Finance* 45, pp. 567-577.
- Tzavalis, E. y M.R. Wickens (1996): "Forecasting inflation from the term structure", *Journal of Empirical Finance* 3, pp. 103-122.
- Vasicek, O.A. y H.G. Fong (1982): "Term structure modeling using exponential splines", *Journal of Finance* 37, pp. 339-341.

Abstract

Mankiw and Miron (1986) explain the disparate results from the empirical literature about the predictive power of the term spread between long and short interest rates. They argue that this is due to the effect of monetary policy combined with the presence of a time-varying term premium. McCallum (1994) formalises this argument in a model linking the central bank reaction to changes in the spread to the regression estimates in tests of the expectations theory. The main goal of this paper is to test the model in Spain and provide a general exact solution of McCallum's model.

Keywords: Term structure of interest rates, McCallum model, predictive power, policy response function.

*Recepción del original, enero de 2000
Versión final, octubre de 2001*