ESTUDIOS DE ECONOMÍA APLICADA VOL. 22 - 1, 2004. PÁGS. 1-21

Curva de rendimientos y crecimiento de la producción real en la UEM: eficiencia y estabilidad predictiva

DUARTE, A.(*); VENETIS, I.(**) y PAYÁ, I.(***)
[*]Departamento de Economía Aplicada y Política Económica, Universidad de Alicante, España. [**]Centre of Planning and Economic Research (KEPE), Atenas, Grecia. [***]Departamento de Fundamentos de Análisis Económico, Universidad de Alicante, España.
[*]Universidad de Alicante, España. Teléfono: 965 90 93 03. E-mail: [*] duarte@ua.es

RESUMEN

El presente trabajo tiene por objeto investigar la eficiencia de la curva de rendimientos para predecir la actividad económica real en el área del Euro. Durante los últimos veinte años, diversos estudios han demostrado que la curva de rendimientos es un indicador adelantado, estadísticamente significativo, del futuro de la actividad económica. Sin embargo, estudios recientes han documentado, que la relación entre la curva de rendimientos y el crecimiento económico puede no ser estable a lo largo del tiempo. En este trabajo se utilizan datos agregados para el conjunto de la UEM, durante el período 1970:1 – 2000:4, y demuestra que la curva de rendimientos es un indicador eficiente y estable para predecir el crecimiento de la producción real en la UEM. La metodología econométrica empleada consiste en modelos de regresión lineal y modelos no lineales con umbral. Los contrastes de estabilidad utilizados sugieren, en el modelo lineal, la existencia de un cambio estructural a finales del año 1992. La curva de rendimientos predice linealmente el crecimiento real de la producción con un año de anticipación, y los contrastes estadísticos sobre la capacidad de predicción fuera del período muestral, sugieren que los modelos no lineales son más eficientes, precisos, y estables que los modelos lineales.

Palabras clave: Curva de rendimientos, Actividad económica real, Eficiencia, Predicción.

Yield Curve and Real Output Growth in the EMU: Efficiency and Predictive Stability

ABSTRACT

This paper investigates the efficiency of the yield curve to predict real output growth in the Euro area. During the last twenty years several studies have shown that the yield curve is a significant leading indicator of future real activity. However, recent research has documented that the relationship between the yield curve and future output may not be stable over time. This paper uses aggregate data for the EMU countries over the period 1970:1 – 2000:4, and shows that the yield curve is an efficient and stable leading indicator of real output growth in the EMU. The econometric methodology includes both linear and non-linear threshold regression models. Stability tests point out a structural break in the linear model at the end of 1992. In the linear model the yield curve predicts output growth one-year ahead and statistical tests on out-of-sample forecasts suggest that the non-linear model is more efficient, accurate, and stable than the linear model.

Key Words: Yield curve, Real output, Efficiency, Prediction.

Clasificación JEL: C52, E43, E47.

Artículo recibido en octubre de 2003 y aprobado en febrero de 2004.
La referencia electrónica de este artículo en la página www.revista-eea.net, es e-22104 .

1. INTRODUCCIÓN

Durante las dos últimas décadas, la literatura ha venido acumulando un volumen importante de estudios sobre la información contenida en la curva de rendimiento, es decir, la diferencia entre el rendimiento que ofrecen los tipos de interés a largo y a corto plazo, para predecir el crecimiento de la actividad económica. De un modo intuitivo, la interpretación que se hace de la curva de rendimientos puede resumirse así: cuando la pendiente de la curva de rendimientos es positiva, la teoría predice que la actividad económica real, la tasa de inflación y los tipos de interés a corto plazo van a aumentar. Y por el contrario, cuando la pendiente de dicha curva es negativa, se interpreta como indicador de una futura disminución de los valores de estas variables.[1] El objetivo del presente trabajo es investigar el contenido informativo de la curva de rendimiento para predecir el crecimiento de la producción real en el área de la UEM. Y en lo que respecta al contenido informativo, especial atención prestaremos a dos propiedades: eficiencia predictiva y estabilidad estructural de los parámetros.

El interés despertado por el estudio de la curva de rendimientos reside en las ventajas que la hacen especialmente atractiva como indicador del crecimiento de la actividad económica real. La primera ventaja consiste en que la disponibilidad de los datos sobre la curva de rendimientos es prácticamente instantánea. La segunda es que los datos son definitivos, y por tanto no necesitan revisión. Así se evita el problema de realizar predicciones sobre la base de datos preliminares y que pueden verse modificados de manera significativa tras su revisión definitiva. Finalmente, la tercera ventaja se basa en que los datos sobre tipos de interés a largo plazo permiten hacer predicciones con un horizonte temporal suficientemente largo. Esto es sumamente útil puesto que, en la mayoría de los casos, las predicciones de modelos macroeconómicos suelen limitarse al corto y, a lo sumo, al medio plazo (Bernard y Gerlach, 1996).

La información contenida en la curva de rendimientos, por su poder predictivo, ha sido objeto de innumerables trabajos teóricos y empíricos. Stock y Watson (1989), aunque no fueron los primeros en considerar las implicaciones de la curva de rendimientos, al incluirla entre uno de los componentes básicos de su nuevo índice de indicadores adelantados estimularon el ímpetu de futuras investigaciones.[2] Asimismo, el artículo clásico de Estrella y Hardouvelis (1991), sirvió para documentar la

1. Formalmente, estos resultados se deducen de la combinación de la ecuación de Fisher y la teoría de las expectativas de la curva de rendimientos (Modigliani y Sutch, 1966), o alternativamente del modelo IS-LM standard para una economía cerrada con perfecta movilidad de capital (Dornbusch, 1980, pp. 175-192; Blanchard y Fischer, 1989, p. 536).
2. Entre otros trabajos anteriores cabe mencionar: Modigliani y Sutch (1966); Turnovsky (1989), y Harvey (1989).

estrecha relación que mantiene la curva de rendimientos y el crecimiento de la actividad económica.

Inmediatamente después de la publicación de estos influyentes artículos, la curva de rendimientos muestra uno de sus principales fracasos: no fue capaz de predecir la recesión que tuvo lugar en EE.UU durante 1990-91. A la luz de este hecho, se publican diversos artículos que intentan investigar nuevamente el contenido predictivo de la curva de rendimientos. Entre estos artículos destacan: (Estrella y Mishkin (1997, 1998), Haubrich y Dombrosky (1996), Plosser y Rouwenhorst (1994), y Dueker (1997). La principal conclusión de estos estudios es que la curva de rendimientos continúa manteniendo información significativa sobre las perspectivas de crecimiento de la producción real, pero también se reconoce que la capacidad predictiva de dicha curva ha ido perdiendo fuerza en los últimos años. En particular, Dotsey (1998), demuestra que durante el período 1985–1997, la fiabilidad de las predicciones, medidas en términos del error cuadrático medio, dentro y fuera del período muestral, son menos precisas que las realizadas en períodos anteriores.

A pesar de estas nuevas evidencias, el interés por estudiar el contenido informativo de la curva de rendimientos continúa latente. En esta dirección, recientemente se han aportado razones teóricas y empíricas que ponen en duda la estabilidad y capacidad predictiva de dichas relaciones; dos requisitos esenciales para que una variable determinada aporte información relevante para el diseño de la política económica. Dado que estos requisitos ocupan un lugar central en este trabajo, a continuación serán brevemente analizados.

La capacidad predictiva de la curva de rendimientos y las condiciones de estabilidad de las mismas han sido analizadas por Estrella (1998), y Hamilton y Kim (2002). Tomando como marco de referencia el modelo de Fuhrer y Moore (1995), Estrella desarrolla un modelo dinámico con expectativas racionales, donde se analizan las circunstancias específicas bajo las cuales la curva de rendimientos tiene cierta capacidad predictiva de variables macroeconómicas tales como la producción real y la inflación.

Entre las conclusiones de este trabajo, dos de ellas cobran especial relevancia para nuestros propósitos específicos. Una de las conclusiones de este modelo es que el coeficiente que vincula la curva de rendimientos con la actividad económica real, también está relacionado con el coeficiente de la función de reacción de la política monetaria. En consecuencia, cuanto mayor sea la aversión de los responsables de política monetaria ante desviaciones de la tasa de inflación con respecto a su objetivo, menor será el coeficiente que vincula la curva de rendimientos con la actividad económica real. Dicho en otras palabras, mientras los responsables de la política monetaria fijen como objetivo prioritario el control de la tasa de inflación, en determinadas circunstancias específicas la curva de rendimientos no tiene capacidad para

predecir la tasa de inflación y tampoco el nivel de actividad económica. Estas circunstancias, se identifican con el tema de la credibilidad de la política monetaria, y muy especialmente se corresponden con la situación donde la tasa actual de inflación es igual a las expectativas de inflación e igual al objetivo de inflación.[3]

La segunda conclusión, también relacionada con la anterior, es que la relación entre la curva de rendimientos y la actividad económica real no es estructuralmente estable sino que puede cambiar en respuesta a los cambios que se puedan introducir en la orientación de la política monetaria. En este aspecto nos encontramos frente a uno de los desafíos más vigorosos al que debió enfrentarse el enfoque convencional de la teoría de la política económica: la llamada crítica de Lucas. Como se sabe, Lucas (1976, 1981), atacó la supuesta estabilidad de los parámetros que vinculan los instrumentos con los objetivos de política económica cuando cambian las reglas de política. Según este argumento, los modelos convencionales no tratan de forma apropiada las expectativas de los agentes y, por tanto, es improbable que puedan ser efectivos para predecir los efectos de los cambios en las medidas de política.[4]

Este aspecto crítico ha sido recogido por el modelo de Estrella. Dicho modelo admite que la curva de rendimientos está determinada tanto por las medidas de política monetaria como por otros factores (por ejemplo, las expectativas de inflación).[5] Sin embargo, a pesar de la influencia de estos otros factores, un resultado significativo de este modelo es que la política monetaria es el determinante fundamental de la relación entre la estructura temporal de los tipos de interés y las variables macroeconómicas. Por este motivo, la capacidad predictiva de la curva de rendimientos depende en gran medida de los cambios que puedan tener lugar en la orientación de la política monetaria, y estos cambios, a su vez, pueden modificar significativamente la relación entre la curva de rendimientos y el nivel de actividad económica.

Los resultados del modelo de Estrella que acabamos de mencionar se ajustan en los últimos años de manera razonable con los hechos y la evolución de la política monetaria en un número importante de economías desarrolladas. La discusión sobre

---

3. En esta situación particular, las expectativas de cambio de la tasa de inflación serán iguales a cero, y en consecuencia, la curva de rendimientos no tendrá poder predictivo de la tasa futura de inflación. Este resultado, a su vez, cuando se traslada a la curva de Phillips, demuestra que la curva de rendimientos tampoco tiene capacidad predictiva de los cambios futuros de la producción real.

4. La crítica hecha por R. Lucas, según la cual los cambios en las reglas de política conllevan cambios en los coeficientes de las ecuaciones de comportamiento, es todavía materia de debate. Blanchard (1984), ha aportado evidencias de que los coeficientes de comportamiento se han ajustado, aunque con lentitud, a los cambios en el diseño de la política monetaria en EE.UU. a comienzos de los años ochenta.

5. En principio existe consenso en que los movimientos de los tipos de interés a corto plazo están determinados fundamentalmente por las actuaciones de política monetaria, mientras que los cambios en los tipos de interés a largo plazo están determinados por otros factores que caen fuera del ámbito de la política monetaria; estos factores pueden responder a las expectativas de los inversores privados con respecto a la tasa futura de inflación, de tipos de cambio, etc.

la efectividad de los indicadores de política monetaria se ha visto motivada por la ruptura de la relación dinero-renta, y en consecuencia por la inestabilidad que últimamente han estado mostrando las estimaciones de la demanda de dinero. El debate ha sido particularmente intenso en los EE.UU, donde la rápida innovación y des-regulación financiera llevada a cabo en la década de los años ochenta, ha contribuido a acelerar el proceso de des-intermediación financiera. En respuesta a la inestabilidad mostrada por la función demanda de dinero en EE.UU, la Reserva Federal se ha visto obligada a restar importancia a los agregados monetarios y buscar otros indicadores más apropiados para predecir los objetivos finales de la política monetaria, esto es, el crecimiento de la producción y la estabilidad de precios.[6] Una de las variables donde se ha centrado la atención, naturalmente, es la curva de rendimientos.

En el ámbito de la Unión Europea, el enfoque y la estrategia de política monetaria son muy distintos al del modelo anglosajón que acabamos de describir. Pero en este nuevo entorno se combinan una serie de aspectos contemplados en el modelo de Estrella que podrían restar contenido informativo a la curva de rendimientos. Estos aspectos tienen que ver, por un lado, con la crítica de Lucas sobre la estabilidad de los parámetros en los modelos predictivos ante situaciones de cambio de régimen; y por otro lado, con los objetivos y el enfoque de política monetaria en la UEM. De todos modos, conviene subrayar que aunque la curva de rendimientos participa entre los indicadores de política monetaria en el área de la UEM, como tal no ocupa un lugar relevante.

El aspecto diferencial, cabe recordar, es que en EE.UU., la actividad económica forma parte de los objetivos de la Reserva Federal, y por tanto, de acuerdo con el modelo de Estrella, en estas circunstancias, la curva de rendimientos puede ser un indicador óptimo de la política monetaria. Pero este planteamiento es muy distinto al modelo de política monetaria en la UEM, donde según los modelos teóricos, concurren dos aspectos singulares que afectan al contenido informativo de la curva de rendimientos.

En primer lugar, la UEM comienza su actividad en enero de 1999, y por tanto, es una institución de reciente creación. Como tal, el inicio de la tercera etapa representa un cambio de régimen, y las proyecciones cuantitativas que puedan hacerse sobre la base de datos anteriores a su creación pueden estar expuestas a la crítica de Lucas (1976). El cambio de régimen y de los parámetros de los modelos puede afectar dramáticamente al poder predictivo y la estabilidad del contenido informativo de la curva de rendimientos. En segundo lugar, el objetivo prioritario del Banco Central Europeo es la estabilidad de precios, y en este contexto el modelo de Estrella sugiere que la curva de rendimientos no tiene ningún poder predictivo.

---

6. Las competencias del Sistema de la Reserva Federal en EE.UU., están definidas por la ley de Humphrey – Hawkins, y han sido aprobadas por el Congreso en el año 1978. Lo importante de esta ley es que obliga explícitamente a la Reserva Federal a conseguir una tasa baja de inflación y también a estabilizar la actividad económica.

De lo dicho hasta ahora, debe reconocerse que la mayoría de los trabajos empíricos realizados hasta el momento se han llevado a cabo con un enfoque lineal, sin tener en cuenta la posibilidad de efectos asimétricos y parámetros cambiantes. En efecto, estudios recientes, referidos a EE.UU. y Canadá, han demostrado que la relación curva de rendimientos y crecimiento del PIB, puede ser no lineal y, además, que el contenido predictivo de la curva de rendimientos puede tener un efecto asimétrico, medido en términos de un umbral sobre la expectativa condicional de crecimiento de la producción real (Galbraith y Tkacz, 2000). En el caso de Canadá, Tkacz (2001) demuestra con modelos *neural network* que los modelos no lineales tienen menor error de predicción que los modelos lineales. En línea con estos resultados, Venetis, Payá y Peel (2003), estudian la potencia y estabilidad de la relación curva de rendimientos y crecimiento del PIB mediante modelos no lineales autoregresivos con umbral (TAR). La ventaja de estos modelos es que permiten detectar cambios de régimen en modelos no lineales y realizar predicciones en condiciones de parámetros cambiantes. Uno de los resultados de este último trabajo es que la relación curva de rendimientos y crecimiento de la actividad económica será fuerte si los valores pasados de la curva de rendimientos no exceden un valor positivo o negativo de determinado umbral.

El propósito de este trabajo es aportar nuevas evidencias sobre el contenido informativo de la curva de rendimiento en la UEM. En particular, en este trabajo se perseguirán dos objetivos. Por un lado, contrastar la estabilidad estructural de los parámetros que relacionan la curva de rendimientos con el crecimiento real en la UEM. Y por otro lado, examinaremos la capacidad predictiva de la curva de rendimientos desde la óptica de los errores de predicción para valorar si éstos son insesgados y eficientes. En otras palabras, vamos a comprobar si los errores de predicción son insesgados, o que no tienden a ser consistentemente elevados o bajos con respecto a los datos actuales, y eficientes, es decir, que en el momento de realizar las predicciones no existe ninguna información adicional que pueda mejorar las predicciones. Como se verá, el recurso a técnicas econométricas recientemente desarrolladas permite valorar positivamente la estabilidad estructural y la capacidad predictiva de la relación bajo estudio. Concretamente, las técnicas econométricas no lineales ofrecen mejores resultados que los modelos clásicos de regresión lineal.

Para desarrollar los objetivos propuestos, este trabajo se estructura en cinco apartados. El siguiente apartado se ocupa de explicar brevemente la procedencia y metodología empleada para la elaboración de los datos agregados en la UEM. El apartado tercero centra la atención en la especificación y estimación del modelo lineal y del modelo no lineal. El apartado cuarto presenta el análisis comparativo de la capacidad predictiva prestando especial énfasis en los contrastes de estabilidad, racionalidad, insesgadez y eficiencia. Finalmente, el apartado quinto resume las principales conclusiones.

2. LOS DATOS

La base de datos que utilizaremos a lo largo de este trabajo procede del Banco de Bilbao Vizcaya Argentaria.[7] De esta base de datos hemos extraído las series agregadas para el conjunto de los países que integran la Unión Monetaria Europea (UEM), y que concretamente son el PIB real y el rendimiento de los bonos de gobierno a diez años y a tres meses. Los datos son trimestrales, y abarcan el período 1970:1 –2000:4. La evolución de los tipos de interés a corto y largo plazo puede verse en la Figura 1. La fuente original de estas series procede de la OCDE (*Main Economic Indicators*), y la metodología de agregación se basa en el promedio ponderado de la paridad del poder adquisitivo. En ambas series, es decir, el PIB y los tipos de interés, la ponderación se obtiene tras expresar el PIB real en una moneda común tomando como base el año 1990. Naturalmente, la conversión fija tomando como referencia un año base se hace con la intención de preservar las propiedades dinámicas de las series originales y, al mismo tiempo, evitar la contaminación de los datos por la variabilidad de los tipos de cambio.

3. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

3.1. El modelo de regresión lineal

Como punto de partida, iniciaremos el estudio con la especificación de un modelo de indicadores adelantados mediante la tasa de crecimiento anualizada del PIB real para los próximos *k* trimestres:

$$\Delta y_t^k = 100\left(\frac{4}{k}\right)\left(y_{t+k} - y_t\right)$$

donde y_t es el logaritmo de la serie del PIB real agregado en la UEM, y el horizonte temporal es $k = 1, 2, \ldots, 20$. El horizonte temporal de la variable curva de rendimiento s_t refleja su uso como indicador adelantado. Al igual que en trabajos anteriores, el modelo básico adopta la siguiente especificación:

$$\Delta y_t^k = a_0 + a_1 s_{t-1} + u_t \qquad \textbf{[3.1]}$$

donde u_t representa un término de error con media cero y varianza constante. La pendiente de la curva de rendimientos, es decir el parámetro a_1 dice que cuando la

7. Para una explicación mas detallada acerca de la agregación y uso de los datos nos remitimos a Ballabriga y Castillo (2003).

curva de rendimientos crece un 1%, repercutirá en un crecimiento de la renta futura *k* trimestres hacia adelante igual al valor del parámetro a_1.

El cuadro 1, presenta los resultados del ajuste de la ecuación (3.1), para el conjunto de la UEM. Cuando el horizonte temporal *k* es superior a un período, entonces el término de error posee una estructura MA de orden *k*-1. Por lo tanto las estimaciones se han realizado con la corrección de Newey-West (1987). La segunda columna contiene el valor del parámetro a_1 proyectado para el horizonte temporal antes mencionado. Como puede verse en dicho cuadro, el valor que toma el parámetro es positivo y altamente significativo. Para tener una idea aproximada de su alcance, este coeficiente puede ser comparado con el estimado por Estrella y Mishkin (1997). Este artículo toma como marco de referencia algunos países europeos relevantes y EE.UU., y también utiliza un período muestral muy similar al que utilizamos en este trabajo. Los coeficientes del cuadro 1 son ligeramente más altos que los estimados por Estrella y Mishkin para Francia, Alemania, e Italia. Sin embargo, comparando los coeficientes de EE.UU., y el conjunto de la UEM, vemos que éste último es ligeramente más bajo que el de EE.UU. En términos del coeficiente de determinación R^2, los resultados que obtenemos tienen mayor poder explicativo en un horizonte temporal de corto plazo que el encontrado para los países individuales. De todos modos, el R^2 más alto se corresponde con un horizonte temporal similar al de Estrella y Mishkin, esto es, entre cuatro y seis trimestres adelantados.[8]

3.2. El modelo no lineal

A continuación, abordaremos el modelo con umbral, que más adelante vamos a comparar con el modelo lineal especificado en la ecuación (3.1). La especificación de este modelo es la siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta y_t^k &= a_0 + a_1 s_{t-1} + u_t \quad si\ z_{t-d} \le c \\ \Delta y_t^k &= b_0 + b_1 s_{t-1} + u_t \quad si\ z_{t-d} > c \end{aligned} \qquad \textbf{[3.2]}$$

En la expresión (3.2), el número *d* es un retardo, y como no es conocido, hay que estimarlo. Como explicaremos a continuación, el método de regresión por mínimos cuadrados permite estimar *d* junto con los parámetros restantes. Dado que centraremos la atención en la asimetría que contiene la relación entre la curva de rendimientos y la actividad económica real, fijaremos $z_{t-d} = s_{t-d}$. El parámetro *c*, también

8. En las estimaciones realizadas también hemos incluido la curva de rendimientos de EE.UU., para comprobar su poder explicativo junto la de la UEM. No obstante, el parámetro relativo a dicha curva en EE.UU. no resulta significativo y tampoco mejora el R2, como tampoco el error estándar de la regresión. Por estas razones no incluimos los resultados, aunque se encuentran disponibles a petición de los interesados.

llamado umbral, permite distinguir dos regímenes: (i) cuando la variable de transición z_{t-d} se sitúa por debajo del valor de *c* (régimen inferior), y (ii) cuando la variable de transición z_{t-d} se sitúa por encima del valor de *c* (régimen superior). De este modo, los vectores de los parámetros $a = (a_0,a_1)$ y $b = (b_0,b_1)$ determinan la magnitud de respuesta del crecimiento de la producción ante cambios en la curva de rendimientos del período anterior.

Si se conoce el valor que toma *c*, entonces comprobar el comportamiento del umbral se convierte en una tarea relativamente sencilla, consistente en contrastar la siguiente hipótesis nula: H_0: $a = b$. Sin embargo, el valor que toma *c*, es decir, el umbral, normalmente no se conoce, y bajo la hipótesis nula, dicho parámetro no está identificado.[9] La segunda dificultad asociada con los modelos TAR está relacionada con la distribución muestral del umbral estimado. Teniendo en cuenta estos dos problemas, la especificación e inferencia del modelo que vamos a estimar en este trabajo se ajusta en líneas generales a los pasos sugeridos por Hansen (1997, 2000). Dichos pasos pueden resumirse en: (a) utilizar la técnica de *bootstrap* para someter a contraste de hipótesis H_0; (b) desarrollar una aproximación a la distribución muestral del parámetro de umbral libre de ruidos; y (c) desarrollar una técnica estadística que permita construir intervalos de confianza para *c*. En particular, dado el modelo no linear en modo compacto:

$$\Delta y_t^k = x_t(c)'\theta + u_t \qquad \textbf{[3.3]}$$

donde $x_t(c) = (x_t'1\{z_{t-d} \le c\}, x_t'1\{z_{t-d} > c\})'$ con $x_t = (1, s_{t-1})'$, siendo $1\{.\}$ la función indicador, y a su vez, $\theta = (a', b')'$.

La hipótesis H_0: $a = b$, en cuyo caso el modelo resultante es lineal, se contrasta por medio del siguiente estadístico:

$$F(c) = T\left(\frac{\hat{\sigma}_T^2 - \hat{\sigma}_T^2(c)}{\hat{\sigma}_T^2(c)}\right)$$

De esta expresión, la varianza residual $\hat{\sigma}_T^2$, y la varianza residual $\hat{\sigma}_T^2(c)$, se obtienen haciendo la regresión por MCO de una secuencia ruido blanco, esto es, $\{e_t\}_{t=1}^T$, sobre x_t y sobre $x_t(c)$, respectivamente. Una vez obtenidos estos valores se calcula $F = \sup_{c \in C} F(c)$.

Este procedimiento se repite *n* veces (en nuestro caso fijamos *n = 1000*), y hemos obtenido el valor de probabilidad (*p valor*), como el porcentaje de la muestra en que

9. Este problema de identificación resulta porque la serie de datos no aporta ninguna información cuando la hipótesis nula es verdadera.

F excede el valor observado de F_T (estos cálculos se realizan utilizando los datos observados de la muestra). Por último, como ya hemos indicado, Hansen (1997) proporciona los valores críticos y la metodología para construir los intervalos asintóticos de confianza.[10]

Para realizar esta tarea, se estima el modelo utilizando los datos observados para un conjunto de valores de *c* en el rango de *C*, y en cada caso se calcula el estadístico *LR(c)*, (Likelihood ratio) para cada valor de *c* contra el valor de *LR* obtenido mediante la regresión no restringida por MCO.

Con el fin de ahorrar espacio, limitamos la aplicación del modelo no lineal a cuatro trimestres adelantados, lo cual según la ecuación de crecimiento (en el caso lineal), representaba el valor de R^2 más elevado, es decir, 0,29. El intervalo de búsqueda para la variable de transición s_{t-d}, se fijó del siguiente modo:

$$C = [\underline{c}, \bar{c}] = [min\{s_{t-d}\} + 0{,}1\ ,\ max\{s_{t-d}\} - 0{,}1]$$

Vale la pena indicar que para no perder observaciones hemos sumado y restado arbitrariamente 0,1 para construir las bandas inferiores y superiores de *c*, y luego hemos divido *C* en 100 puntos discretos. Mediante este procedimiento, no hemos encontrado problemas para la solución de la ecuación (3.5). Un enfoque alternativo hubiera supuesto perder el 15% de las observaciones en los dos extremos de los datos. En definitiva, la elección final es *d = 4*, y corresponde al valor mínimo de la varianza residual y al valor máximo del estadístico *F*. A continuación indicamos el modelo estimado:

$$\begin{aligned} \Delta y_t^4 &= \underset{(0{,}14)}{180} + \underset{(0{,}11)}{0{,}91}\, s_{t-1} + u_t \qquad si\ s_{t-4} \le 2{,}12 \\ \Delta y_t^4 &= \underset{(0{,}84)}{2{,}41} + \underset{(0{,}42)}{0{,}04}\, s_{t-1} + u_t \qquad si\ s_{t-4} > 2{,}12 \end{aligned} \qquad \textbf{[3.4]}$$

Los números entre paréntesis indican el error estándar de la regresión. El estadístico *F* para comprobar la hipótesis nula H_0: *a = b*, tiene un *p-valor* igual a 0,104, lo cual rechaza el comportamiento de umbral. Este resultado puede obedecer a la igualdad del término constante por debajo y por encima del umbral y a la baja dimensión (dos parámetros) de los vectores *a* y *b*. En efecto, cabe observar que $b_0 = 2{,}41$ con un error estándar relativamente elevado de 0,84, por lo que seguramente el intervalo de confianza de un error estándar podría estar incluyendo el valor estimado del término

10. La metodología de Hansen (1997) es válida siempre y cuando las variables explicativas sean estacionarias (ver Hansen 2000).

constante a_0. Con estos resultado limitaremos el análisis al comportamiento del umbral del parámetro de la pendiente de la curva de rendimientos y comprobaremos la siguiente hipótesis:

$$H_0^r : \quad a_1 = b_1 | a_0 = b_0 \qquad \textbf{[3.5]}$$

en los modelos:

$$\begin{aligned} \Delta y_t^4 &= a_0 + a_1\, s_{t-1} + u_t \quad si\ s_{t-4} \le c \\ \Delta y_t^4 &= b_0 + b_1\, s_{t-1} + u_t \quad si\ s_{t-4} > c \end{aligned} \qquad \textbf{[3.6]}$$

A continuación indicamos los resultados tras la estimación del modelo, junto con el estadístico F para H^r_0:

$$\underset{(0,14)\ \ (0,11)}{\Delta y_t^4 = 1{,}82 + 0{,}91\, s_{t-1} + u_t} \quad si\ s_{t-4} \le 2{,}12 \qquad \textbf{[3.7]}$$

$$\underset{(0,14)\ \ (0,16)}{\Delta y_t^4 = 1{,}82 + 0{,}31 s_{t-1} + u_t} \quad si\ s_{t-4} > 2{,}12 \qquad \textbf{[3.8]}$$

$$F = 11{,}89\,(0{,}026) \quad \sup LM = 8{,}702$$

El *p-valor* del estadístico F es 0,026, lo cual rechaza la hipótesis de igualdad de los coeficientes que miden la pendiente de la relación curva de rendimientos crecimiento de la producción. El parámetro estimado es 2,12, y fue calculado teniendo en cuenta cien observaciones, lo que significa que el 83,33% de las observaciones se sitúan en el "régimen inferior". Además, el intervalo de confianza asintótico no es continuo, debido seguramente al escaso número de observaciones que se han situado en el "régimen superior". El intervalo dominante, es decir, el que contiene el mayor número de observaciones, varía entre 1,54 y 2,36.

4. ANÁLISIS COMPARATIVO DE LA CAPACIDAD PREDICTIVA

En esta sección realizaremos el siguiente experimento sobre la capacidad predictiva de los dos modelos que venimos analizando, es decir, del modelo lineal y del modelo no lineal con un horizonte temporal de cuatro trimestres adelantados (crecimiento anualizado).[11] El objetivo que perseguiremos es comparar la capacidad predictiva de

11. Diversos estudios han investigado la capacidad predictiva del modelo lineal con respecto al modelo no lineal TAR (véase Clements y Smith, 1997; y Clements et al, 2003). Según estos autores, la diferencia en la precesión de las predicciones entre el modelo no lineal y el modelo lineal dependen del horizonte termporal y del método aplicado para compararlos.

los dos modelos, fuera del período muestral. Para ello, partiendo de las 64 primeras observaciones, se incorporan los datos progresivamente y se recalculan las predicciones en cada paso, una observación adelantada (*one step ahead*), a partir del período 1986:01. Con el fin de reducir incertidumbre en los parámetros y adoptar una visión de política económica, ambos modelos, es decir el lineal y el no lineal se estiman totalmente cada vez que aparece una nueva observación. De este modo, la predicción está basada en parámetros actualizados de manera continua.

La predicción puede ser evaluada en base a dos criterios ampliamente conocidos: el error cuadrático medio (MSPE) y el error medio absoluto (MAPE). Sin embargo, aunque estas medidas pueden darnos una primera impresión sobre cuál es el modelo que en promedio predice mejor (en términos de la función de pérdida mínima), tienen la dificultad de que no proporcionan estadísticos de significatividad sobre los resultados de las predicciones alternativas. Para solucionar este problema aplicaremos otros métodos distintos, donde podamos comprobar mediante contraste de hipótesis la igualdad de las predicciones. Con este objetivo, en este trabajo utilizaremos dos contrastes alternativos que explicamos brevemente. Definimos $\{d_j\}_1^m$ a la evolución que muestra una serie diferencial. Dicho en otras palabras, d_j es una función de la diferencia entre los errores de predicción que producen dos modelos distintos. En la aplicación práctica elegimos la siguiente función cuadrática:

$$d_j = \left[\left(\hat{y}_{T_0+j|T_0+j-1,NL} - y_{T_0+j}\right) - \left(\hat{y}_{T_0+j|T_0+j-1,L} - y_{T_0+j}\right)\right]^2 \qquad \textbf{[4.1]}$$

De acuerdo con Diebold y Mariano (1995), el contraste de signo, es decir, la versión para grandes muestras, puede expresarse del siguiente modo:

$$S = \frac{2}{\sqrt{m}} \sum_{j=1}^{m} \left(1\{d_j > 0\} - 0{,}5\right) \sim N(0,1) \qquad \textbf{[4.2]}$$

Este contraste compara las magnitudes relativas de los errores de predicción entre dos modelos alternativos pero también hay que decir que por los supuestos utilizados en su construcción, el contraste no es aplicable al caso donde la serie diferencial muestra problemas de correlación serial. Para solventar esta deficiencia, Diebold y Mariano (1995) proponen el uso de un estadístico asintótico que comprueba si en promedio, la pérdida diferencial es significativamente distinta de cero. Este contraste consiste en la siguiente operación:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{\hat{\omega}}{m}}} \xrightarrow{d} N(0,1) \qquad \textbf{[4.3]}$$

donde $\hat{\omega}$ es un estimador de la matriz de covarianza a largo plazo de d_j. Si las predicciones lineal y no lineal no fuesen significativamente diferentes, los estadísticos S y DM no serían significativamente distinto de cero. En el caso de que fuesen negativos y significativamente distintos de cero implicaría que las predicciones del modelo no lineal son estadísticamente más precisas que las del modelo lineal.

En el caso de predicciones elaboradas mediante modelos ARMA(p,q), es común encontrarse con el problema de que el error de predicción *h* pasos hacia delante puede estar serialmente correlacionado hasta el momento *h-1*. Como resultado de esta situación, $\hat{\omega} = \gamma_0(d)$, cuando se aplica el contraste DM a predicciones un paso hacia delante. Este hecho es con el que nos encontramos en el modelo no lineal, donde aunque $h = 1$, d_j contiene correlación de primer orden, con $\gamma_1(d) = 0{,}486$ (la correlación serial de segundo orden no es significativa, siendo $\gamma_2(d) = 0{,}07$). Ante estas evidencias, para corregir esta situación hemos adoptado el criterio de fijar $\hat{\omega}$ igual a la matriz de covarianzas a largo plazo de d_j y aplicamos el estimador sugerido por Newey-West (1987). El retardo *q* correspondiente a la estructura de correlación d_j que obtuvimos es $q = 1$.

Los resultados obtenidos se muestran en el cuadro 2A. La interpretación de estos resultados nos dice que los criterios MSPE y MAPE son sustancialmente más bajos en el modelo no lineal que en el modelo lineal. Además, el contraste DM de igual fiabilidad predictiva es rechazado. Estos resultados pueden verse gráficamente en la Figura 2, donde se representa el valor actual y las predicciones de los modelos lineal y no lineal respectivamente.

4.1. Contrastes de estabilidad

En este apartado intentamos contrastar la estabilidad de la relación curva de rendimientos y crecimiento del PIB real en la UEM. Para ello, empleamos el estadístico conocido con el nombre de *supremum multiplicador de Lagrange* (sup LM), desarrollado por Andrews (1993). Este estadístico tiene por objeto comprobar la estabilidad de los parámetros estimados en las relaciones econométricas o detectar la existencia de cambios estructurales, cuando se desconoce el momento en que estos últimos han tenido lugar. Cabe destacar también que, por construcción, el estadístico *sup LM*, tiene la capacidad de sugerir posibles puntos de ruptura por motivos de cambio estructural. A efectos de este trabajo, la elección del estadístico de Andrews (1993), en lugar del estadístico desarrollado por Bai (1999), para cambios estructurales múltiples se basa en el reducido tamaño muestral (124 observaciones), y en razones de parsimoneidad.

Los resultados del contraste de estabilidad *sup LM* aparecen en las dos últimas filas del Cuadro 1. Dicho contraste indica, como era de esperar, la presencia de un cambio estructural a finales del año 1992, para horizontes temporales de $k = 2, 3, 4,$

y 5.[12] Por tanto, se rechaza la hipótesis nula de constancia de los parámetros estimados con un nivel de confianza del 10%. Sin embargo, cuando avanzamos en el horizonte temporal, la hipótesis de estabilidad no puede rechazarse, puesto que la serie de crecimiento se suaviza cada vez más y ello hace más difícil identificar un posible cambio estructural.

En cuanto al contraste de estabilidad aplicado al modelo predictivo curva de rendimientos y crecimiento económico, el estadístico *sup LM* es 8,702, con valores críticos[13] asintóticos del 10%, 5% y 1%, de 11,80, 13,69 y 17,28 respectivamente. *Estos resultados sugieren que no hay indicios de inestabilidad en el modelo no lineal estimado.*

La conclusión que podemos aportar a partir de los resultados antes mencionados, es que el modelo no lineal resulta ser más robusto que el modelo lineal en términos de estabilidad de los parámetros. De este análisis también se deduce que la inestabilidad del modelo lineal puede deberse a la ineficiencia de los elevados valores que predice la curva de rendimientos sobre expansiones significativas de la actividad económica. En este sentido, cabe recordar que desde el año 1994, la curva de rendimientos aumenta considerablemente al tiempo que el crecimiento de la producción en la zona del Euro ha sido moderada.

4.2. Contrastes de racionalidad, insesgadez y eficiencia

Ahora examinaremos la capacidad predictiva de la curva de rendimientos teniendo en cuenta el supuesto de expectativas racionales asociado a Muth, (1961). Según este supuesto, los agentes que participan en los mercados utilizan de manera eficiente todo el conocimiento disponible para hacer predicciones eficientes e insesgadas de variables económicas. Las predicciones serán insesgadas cuando el error de predicción, en promedio, es igual a cero; y por eficiente se entiende que las predicciones se realizan teniendo en cuenta toda la información disponible en el momento de realizar las respectivas estimaciones. De otro modo, la capacidad predictiva podría mejorarse teniendo en cuenta la información adicional no utilizada (Wallis, 1989; Ash, et al., 1998).

El método para contrastar el posible sesgo en las estimaciones consiste en realizar la siguiente regresión propuesta inicialmente por Mincer y Zarnowitz (1969):

---

12. Conviene recordar que el cambio estructural es el resultado de los ataques especulativos que padeció el Sistema Monetario Europeo (SME) y su efecto sobre las decisiones de política monetaria. Así, mientras el modelo lineal se ve afectado por dicho cambio, es evidente que está expuesto a la conocida crítica de Lucas. Sin embargo, en el modelo no-lineal no se perciben cambios estructurales y por tanto puede ser utilizado en materia de política económica.
13. Estos valores críticos han sido recogidos de Andrews (1993, Tabla 1, p. 840), con *p0 = 0,20* (es decir, la proporción utilizada de la muestra en los cálculos), y *p = 3* (número de regresores).
14 La variable Pt, es la predicción fuera del período de estimación (out-of-sample) proveniente del modelo lineal (3.1) o del modelo no-lineal (3.2) para el caso de cuatro trimestres en adelante.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \varepsilon_t, \qquad \textbf{[4.2]}$$

Donde Y_t es la serie de crecimiento agregado del PIB real en la UEM, P_t es la predicción[14] y e_t es un término de error. Si la predicción es insesgada, entonces β_0 y β_1 tienen que ser iguales a cero y la unidad respectivamente, al tiempo que el término de error es ruido blanco. En este trabajo, dada la controversia suscitada en torno al cumplimiento de condiciones necesarias y suficientes, emplearemos la metodología propuesta por Holden y Peel (1990), consistente en regresar los errores de predicción sobre una constante y contrastar si ésta última es significativamente distinta de cero,

$$\varepsilon_t = \mu + u_t, \qquad \textbf{[4.3]}$$

Donde $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ (o sea, $Y_t - P_t$), es el error de predicción, μ es la constante y u_t, es el término aleatorio de error. El Cuadro 2B contiene el p-valor de la constante, y como puede comprobarse, tanto la predicción lineal como la predicción no lineal son insesgadas. Este contraste, ecuación (4.5), se corresponde con la versión de eficiencia débil de Nordhaus (1987).

Las predicciones serán eficientes cuando utilizan toda la información disponible en el momento en que se realizan las predicciones. La idea general es que para que un estadístico sea eficiente y compatible con la hipótesis de que los agentes utilizan expectativas racionales los errores de predicción no deben de estar correlacionados con ningún elemento del conjunto de información disponible para el agente económico. Realizamos esta comprobación regresando el error de predicción sobre el error de predicción más cercano disponible en el conjunto de información del agente.

$$Y_t - P_t = \alpha + \beta(Y_{t-4} - P_{t-4}) + u_t \qquad \textbf{[4.4]}$$

Con expectativas racionales, $\alpha = \beta = 0$. El estadístico F-Racionalidad en el Cuadro 2B muestra el p-valor del estadistico F de la restricción conjunta $\alpha = \beta = 0$. Ambas proyecciones son consistentes con la hipótesis de racionalidad.

Por ultimo comprobamos si las proyecciones son estadísticamente eficientes. Predicciones de k periodos en adelante (k=4 en nuestro caso) deberían tener errores con autocorrelacionados de orden k y cero desde k+1 en adelante. De no ser así, las predicciones podrían ser mejoradas (Granger y Newbold, 1977). Por lo tanto, siguiendo la sugerencia hecha por Ash et al. (1998), hemos contrastado la propiedad de eficiencia calculando los estadísticos de Ljung-Box de los residuos de orden cuatro en adelante, tanto para la predicción lineal, como en la no-lineal. Estos estadísticos demuestran que la predicción no-lineal es eficiente para cualquier nivel de significatividad convencional mientras que la predicción lineal lo es únicamente al nivel del siete por ciento.

Otro contraste de eficiencia fuerte de acuerdo con Nordhaus (1987) consiste en incluir en la regresión (4.6) otras variables que pudiesen contener valor predictivo. En nuestro caso, incluimos tasas de crecimiento anual pasado (de cinco a ocho tri-

mestres anteriores). El estadístico F, como muestra el Cuadro 2B, indica la no significatividad de dichas variables en ambos casos, aunque de manera más determinante en el caso no lineal.

En resumen, estos resultados demuestran que la predicción de la tasa agregada de crecimiento del PIB real en la UEM utilizando la curva de rendimientos es más precisa y eficiente cuando empleamos la técnica no-lineal que con la lineal. Esto viene a reforzar la utilidad de la curva de rendimientos como indicador del futuro crecimiento real.

5. CONCLUSIONES

A lo largo de este trabajo, hemos comprobado la relevancia del contenido informativo de la curva de rendimientos para realizar predicciones sobre el crecimiento de la actividad económica real en el área de la UEM.

La revisión de la literatura ha servido para documentar la utilidad de la curva de rendimientos como indicador adelantado de los futuros cambios en la actividad económica. Sin embargo, también hemos observado que algunos estudios recientes han demostrado que la curva de rendimientos ha perdido cierta capacidad predictiva tras los cambios de orientación en la estrategia de política monetaria en un número importante de países, entre los que destacan EE.UU., Canadá y el Reino Unido. De igual manera, a través de dicha revisión hemos podido detectar dos cuestiones de especial relevancia para los objetivos de este trabajo. En primer lugar, la mayoría de los estudios han centrado la atención en los países industrializados, analizando cada uno de ellos de forma individual. Y en segundo lugar, la metodología econométrica utilizada se ha limitado a modelos lineales, que no incorporan efectos asimétricos medidos en términos de un umbral de variación de la pendiente de la curva de rendimientos.

La contribución de este trabajo, precisamente, ha consistido en abordar estas dos cuestiones desde otro punto de vista. Por una parte, estudiando la relación curva de rendimientos y crecimiento esperado del PIB real para el conjunto de países participantes en el área del Euro; y por otra parte, empleando nuevos desarrollos en el campo de los métodos cuantitativos para investigar la capacidad predictiva, medida en términos de eficiencia y estabilidad, de la relación objeto de estudio.

La principal conclusión de este trabajo ha consistido en identificar la curva de rendimientos como un indicador sumamente útil para predecir el crecimiento de la actividad económica en el área de la UEM. Tanto el modelo lineal como el modelo no lineal predicen razonablemente bien el crecimiento de la producción con cuatro trimestres de anticipación. Sin embargo, el modelo con umbral aporta mejores resultados que el modelo lineal básico. Estos resultados se concretan en términos de contrastes tales como: estabilidad, insesgadez, y eficiencia predictiva fuera del período

muestral. En efecto, mientras en el modelo lineal el contraste *sup LM* sugiere la presencia de cambios estructurales a finales del año 1992, el modelo no lineal no revela indicios de inestabilidad. Y en lo que respecta a la predicción fuera del período muestral, el modelo no lineal predice con mayor fiabilidad las expectativas de crecimiento de la producción real en el área de la UEM según todos los criterios de valoración predictiva utilizados en este trabajo, es decir, el error cuadrático medio (MSPE), el error absoluto medio (MAPE), los criterios propuestos por Diebold y Mariano y los contrastes de eficiencia e insesgadez predictiva.

ANEXO

Cuadro 1. Predicción del Crecimiento del PIB Real en la UEM utilizando la Curva de Rendimientos (1970:1 – 2000:4)

Predicción[1]	a_1	R^2	*S.E.*	*Sup LM*	*Fecha*
1	0,85*	0,15	2,34	9,291	1994:2
	(0,26)				
2	0,86*	0,24	1,76	10,144[c]	1994:2
	(0,26)				
3	0,80*	0,28	1,50	10,680[c]	1992:4
	(0,24)				
4	0,74*	0,29	1,35	10,962[c]	1992:4
	(0,23)				
5	0,68*	0,28	1,27	9,823[c]	1992:4
	(0,21)				
6	0,62*	0,26	1,21	9,101	1992:4
	(0,19)				
8	0,46*	0,20	1,08	7,506	1992:3
	(0,15)				
12	0,33*	0,16	0,89	5,181	1993:2
	(0,10)				
16	0,30*	0,19	0,73	5,556	1993:2
	(0,08)				
20	0,23*	0,14	0,65	2,480	1975:2
	(0,07)				

[1] *Predicción* k *trimestres hacia delante.*

Notas: *Números en paréntesis son los errores estándar estimados utilizando Newey-West (1987). Un asterisco (*) indica significatividad al 5%.* S.E. *indica el error estándar de los residuos. El estadístico* sup LM *de Andrews (1993), se calculó utilizando* $\pi_0 = 0.20$, *siendo* π_0 *la primera parte de la muestra de tamaño* $T\pi_0$, *y la última parte de la muestra de tamaño* $T(1-\pi_0)$. *Dado que el número de regresores es* $\pi = 2$, *los valores críticos asintóticos proporcionados por Andrews (1993, p. 840, Tabla 1), al 10%, 5%, y 1% son 9,59, 11,26 y 15,09 respectivamente. Por tanto, un superíndice (a)(b)(c) indica estadísticamente significativo al nivel del 1%(5%)(10%). La columna con el nombre de "fecha", proporciona las fechas de la muestra para la cual el estadístico LM estimado se hace máximo.*

Cuadro 2A

Contraste	*Predicción lineal*	*Predicción no lineal*
MSPE	2.44	1.80
MAPE	1.29	1.01
S		0.010
DM		0.015

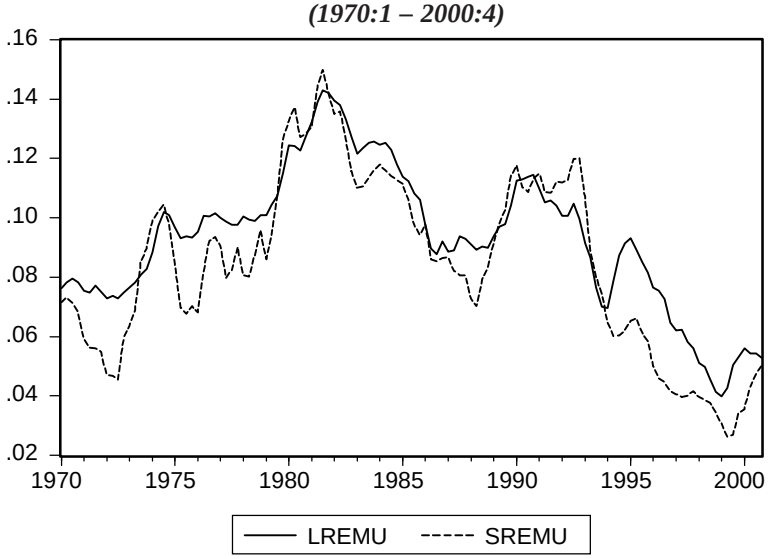
Nota: Los coeficientes de los estadísticos S y DM expresan P-valor

Cuadro 2B. Contrastes de Racionalidad, Insesgadez y Eficiencia

Contraste	*Predicción lineal*	*Predicción no lineal*
T-INSESGADEZ	0.87	0.57
F-RACIONALIDAD	0.37	0.81
F-EFICIENCIA (Q4)	0.07	0.19
F-EFICIENCIA (Q5)	0.20	0.32
F-EFICIENCIA (Q6)	0.21	0.35
F-EFICIENCIA FUERTE	0.095	0.19

Nota: Los coeficientes expresan P-valor.

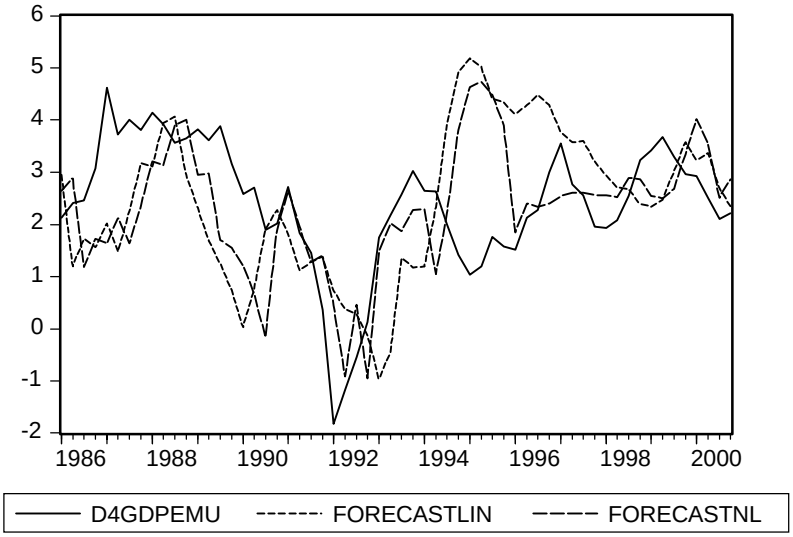
Figura 1. Estructura Temporal de los Tipos de Interés en la UEM (1970:1 – 2000:4)



Variable	Definición
LREMU	Rendimiento de los bonos de gobierno a diez años
SREMU	Tasa de interés de los depósitos interbancarios

Fuente: Base de datos BBVA

Figura 2. Predicción del Crecimiento de la Actividad Económica Real en la UEM con el Modelo Lineal y con el Modelo No Lineal



Variable	Definición
D4GDPEMU	Es la tasa anualizada del PIB real en la UEM, con cuatro trimestres de anticipación: (log (GDPEMU(+4)) – log (GDPEMU))*100
FORECASTLIN	Predicción con el modelo lineal
FORECASTNL	Predicción con el modelo no lineal

Fuente: Base de datos BBVA y elaboración propia

BIBLIOGRAFÍA

ANDREWS, D.W.K. (1993): "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica,* Vol. 61, Nº. 4, 821-56.

ASH, J.C.K., SMYTH, D.J., y HERAVI, S.M. (1998): "Are OECD Forecasts Rational and Useful? A Directional Analysis", *International Journal of Forecasting*, Vol. 14, pp. 381-91.

BAI, J. (1999): "Likelihood Ratio Tests for Multiple Structural Changes", *Journal of Econometrics*, Vol. 91, 299-323.

BALLABRIGA, F. y CASTILLO, S. (2003): "BBVA-ARIES: a forecasting and simulation model for EMU", Journal of Forecasting Vol. 22, 411-426.

BERNARD, H. y GERLACH, S. (1996): *Does the term structure predict recessions? The international evidence*, Working Paper Nº. 37, BIS, Basle.

BLANCHARD, O.J. (1984): "The Lucas Critique and the Volcker Deflation", *American Economic Review, Papers and Proceeding,* Vol. 79, 655-73.

BLANCHARD, O.J. y FISCHER, S. (1989): *Lectures on Macroeconomics,* MIT Press, Cambridge (MA).

CLEMENTS, M, Y SMITH, J. (1997): "The performance of alternative forecasting methods for SETAR models" *International Journal of Forecasting* Vol. 13, 463-475.

CLEMENTS, M. FRANSES, P.H., SMITH, J. Y VAN DIJK, D. (2003) "On SETAR nonlinearity and forecasting", *Journal of Forecasting* Vol. 22, 359-375.

DIEBOLD, F.X. y MARIANO, S. (1995): "Comparing predictive accuracy". *Journal of Business and Economics Statistics.* Vol. 13, pp. 253-63.

DORNBUSCH, R. (1980): *Open Economy Macroeconomics*, Basic Books, New York.

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, 31-51.

DUARTE, A., VENETIS, I. Y PAYA, I., (2002) "Analysis of the spread in the EMU and its predictive ability over the Euro-land real activity ", Working Paper Cardiff Business School.

DUEKER, M.J. (1997): "Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of US Recessions", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, 41-51.

ESTRELLA, A. (1998): "Monetary policy and the Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates", *Federal Reserve Bank of New York*. Nov.

ESTRELLA, A. y HARDOUVELIS, G.A. (1991): "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity", *Journal of Finance*, Vol. 46, 555-76.

ESTRELLA, A. y MISHKIN, F.S. (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, 1375-1401.

ESTRELLA, A. y MISHKIN, F.S. (1998): "Predicting US Recessions: Financial Variables as Leading Indicators", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, 45-61

FUHRER, J.C. y MOORE, G.R. (1995): "Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output", *American Economic Review,* Vol. 85, 219-39.

GALBRAITH, J.W. y TKACZ, G. (2000): "Testing for Asymmetry in the Link Between the Yield Spread and Output in the G-7 Countries", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, 657-72.

GRANGER, C.W.J., y NEWBOLD, P. (1977): *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, New York.

HAMILTON, J.D. y KIM, D.H. (2002): "A re-examination of the Predictability of Economic Activity Using the Yield Curve Spread", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, 340-60.

HANSEN, B.E. (1997): "Inference in TAR Models", *Studies in Non-linear Dynamics and Econometrics,* Vol. 2, 1-14.

HANSEN, B. E. (2000): "Testing for structural change in conditional models", *Journal of Econometrics*, Vol. 97, 93-115.

HARVEY, C.R. (1989): "Forecast of Economic Growth from the Bond and Stock Markets", *Financial Analyst Journal*, Vol 45, Nº 5, 38-45.

HAUBRICH, J.G. y DOMBROSKY, A.M. (1996): "Predicting Real Growth Using the Yield Curve", *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review,* Vol. 32, Nº 1,. 26-34.

HOLDEN, K Y PEEL, D.A. (1990): "On testing for unbiasedness and Efficiency of forecasts", *Manchester School of Economic and Social Studies*, Vol. 58, June, pp. 120-27.

LUCAS, R.E. (1976): "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy,* Nº. 1.

LUCAS, R.E. (1981): *Studies in Business Cycle Theory,* MIT Press, Cambridge (MA).

MODIGLIANI, F. y SUTCH, R., (1996): "Innovation in interest rate policy", *American Economic Review, Papers and Proceeding*, Vol. 56, 178-197.

MINCER, J. Y ZARNOWITZ (1969): "The evaluation of Economic Forecasts", en *Economic Forecasts and Expectations: Analyses of Forecasting Behaviour,* National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles No. 19, ed. Por Jacob Mincer, NBER. New York.

MUTH, J.F. (1961): "Rational expectations and the Theory of Price movements", *Econometrica*, Vol. 21, pp. 315-355.

NEWEY, W. y WEST, K. (1987): "A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica,* Vol. 55, 703-8.

PLOSSER, C.I. y ROUWENHORST, K.G. (1994): "International Term Structure and Real Economic Growth", *Journal of Monetary Economics,* Vol. 33, 133-55.

STOCK, J. y WATSON, M. (1989): "New Indices of Coincident and Leading Indicators", en BLANCHARD, O.J. y FISHER, S. (eds.): *NBER Macroeconomic Annual*, MIT Press, Cambridge.

TKACS, G., (2001): "Neural Network Forecasting of Canadian GDP Growth". *International Journal of Forecasting.* Vol. 17, 57-69.

TURNOVSKY, S. J. (1989): "The Term Structure of Interest Rates and the Effects of Macroeconomic Policy", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 21, Nº. 3, 321-47.

VENETIS, I.A.; PAYA, I. y PEEL, D.A., (2003): "Re-examination of the predictability of economic activity using the yield spread: A non-linear approach", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 12 (2), 187-206.

WALLIS, K.F. (1989): "Macroeconomic Forecasting: A Survey", *Economic Journal*, Vol. 99, March, pp. 48-81.