

EVALUACIÓN DE PREDICCIONES MACROECONÓMICAS

Enero 2014

nº 24

**José Vicéns Otero
Eva Medina Moral**

La preocupación que tiene para el ciudadano medio la marcha de la economía ha conducido a una popularización de las predicciones económicas, que han pasado de ser elaboradas por centros especializados a ser múltiples, gratuitas, y de libre acceso, lo que hace cada vez más necesario aportar datos sobre su fiabilidad. El objetivo del estudio ha sido tratar de responder a la pregunta de si existe un sesgo en las predicciones que desde distintos organismos internacionales, la Comisión Europea, la OCDE y el FMI, se hacen para el PIB en España, analizando la metodología planteada por Davies y Lahiri (1995) y posteriormente desarrollada por Clements, Joutz y Stekler (2007).

Se han encontrado algunos fallos en la aplicación de la metodología a nuestro caso de estudio, pero en general se concluye y se demuestra la existencia de un sesgo sistemático y estadísticamente significativo en las predicciones, que cambia de signo cuando se diferencia entre periodos de crecimiento y periodos de crisis. El sesgo tiene una cuantía similar en los tres organismos analizados, aunque la OCDE registra unos resultados ligeramente menos sesgados tanto en periodos de expansión como de crisis, mientras que la Comisión Europea es la que registra el mayor sesgo durante el periodo de expansión, y de cuantía similar al del Fondo Monetario Internacional durante el periodo de crisis.

Edita:

Instituto L.R.Klein – Centro Gauss
Facultad de CC.EE. y EE.
Universidad Autónoma de Madrid
28049 Madrid
Teléfono y Fax: 913974191
Correo Electrónico: klein.gauss@uam.es
Página Web: www.uam.es/klein/gauss

ISSN 1696-5035

Depósito Legal: M-30165-2003

© Todos los derechos reservados. Queda prohibida la reproducción total o parcial de esta publicación sin la previa autorización escrita del editor.

I. INTRODUCCIÓN

Anticipar el futuro es y será un objetivo para la humanidad, siempre preocupada por la incertidumbre del mañana y por querer obtener un provecho de su conocimiento. En el mundo de los negocios y en la economía lo anterior es especialmente cierto y por ello al campo de la previsión económica se le ha dedicado y se le dedicará una gran cantidad de esfuerzos y recursos.

En el campo económico podríamos poner fecha al momento en el que arranca un proceso que pretende aproximar el futuro económico por métodos científicos mediante el uso de los métodos estadísticos y matemáticos, Diciembre de 1930. En esta fecha nace la Econometric Society y el primero de sus artículos establece:

“La Sociedad de Econometría es una Sociedad Internacional para el progreso de la teoría económica en sus relaciones con la estadística y las matemáticas. Su objeto esencial es el favorecer los puntos de vista teórico y empírico en la exploración de los problemas económicos, estando inspirados dichos estudios en el estudio metódico y riguroso semejante al que ha prevalecido en las Ciencias Naturales. Toda actividad susceptible de favorecer mediata o inmediatamente tal unificación en los estudios económicos teóricos y empíricos cae sobre el campo de acción de la Sociedad”.

Durante los años transcurridos desde el nacimiento de la Econometría hasta el momento actual se han producido muchos y grandes avances en los métodos de predicción económica, unos con más éxito que otros, y en general hemos aprendido bastante sobre como modelizar las series económicas y utilizar estos modelos para la previsión. Se han mejorado los procedimientos de estimación e inferencia, gracias al desarrollo de la informática se pueden hacer todos los cálculos complejos que se requieran en un tiempo mínimo y además se ha ganado en calidad y cantidad de la información de base. Sin embargo, todavía nos encontramos lejos de alcanzar el método perfecto, seguramente porque la predicción perfecta es una entelequia inalcanzable dada la imposibilidad de anticipar con exactitud el comportamiento humano.

Pero la sociedad también ha cambiado en las últimas décadas y si hace 20 o 30 años las predicciones de variables macroeconómicas eran coto privado de algunas organizaciones empresariales y gobiernos, hoy se han popularizado de tal forma que constituyen portadas de los periódicos y son comentadas, no ya por especialistas, sino por la sociedad en general. La causa reside en la preocupación que genera y la importancia que tiene para el ciudadano medio la marcha de la economía, y entender que hablar del futuro de la economía es hablar de su futuro personal.

Dada esta popularización de las predicciones y su repercusión mediática, las estimaciones de futuro que hace unos años eran elaboradas por algunas instituciones o centros especializados, con un coste relativamente elevado, han pasado a ser múltiples, gratuitas y de libre acceso. Hoy en día, no hay entidad financiera, gran empresa, universidad o centro de análisis que se precie que no elabore sus propias predicciones económicas y por supuesto que no las anuncie y no intente ganar atención mediática. Y como no podía ser de otra manera, también todos los organismos de carácter internacional elaboran predicciones económicas alternativas. Consecuencia de ello es la confusión a la que asistimos y los vaivenes que se genera en la opinión pública cuando con apenas una diferencia de días o semanas se publican visiones muy diferentes sobre el futuro económico. Un ejemplo, para España hemos contabilizado la existencia de 21 estimaciones diferentes de lo que crecerá el PIB el próximo año y en el momento de escribir estas páginas es posible encontrar estimaciones del PIB para el próximo año que nos indican que el crecimiento del país puede oscilar entre un 1,1% y un 2,2%, es decir una variación del doble.

La publicación de unas previsiones como las del FMI o la Comisión Europea anunciadas a bombo y platillo en los medios de comunicación, hacen subir o bajar la bolsa, cuestionar o defender la política del gobierno o influenciar en el comportamiento económico de los agentes y en consecuencia influir en el propio futuro que anticipan.

Pero curiosamente, y a pesar de su importancia, nadie cuestiona o aporta datos sobre la fiabilidad de las predicciones, lo que evidentemente resulta esencial dada la importancia y repercusiones

que genera. No puede ser que tratemos a todas las previsiones o informes por igual, ya que no todos son igualmente fiables. Es preciso evaluar las predicciones existentes para España, conocer los errores que han cometido en el pasado y darles la importancia debida, en función de sus resultados. Hay que evaluar y calificar las previsiones.

Y este es el objetivo de una línea de investigación existente en el Instituto de Predicción económica de la Universidad Autónoma de Madrid, “Evaluación de las predicciones para España” y que en este trabajo se centra en las realizadas por el FMI, la OCDE y la Comisión Europea. Analizaremos sus errores y sesgos de predicción teniendo en cuenta objetivos u años de predicción y horizontes temporales, estableciendo los niveles de fiabilidad alcanzados por cada una de las fuentes citadas.

II. METODOLOGÍAS ALTERNATIVAS PARA LA EVALUACIÓN DE LA PREDICCIÓN

A lo largo de las últimas décadas se han propuesto diferentes procedimientos para la medición de los errores de predicción y que voy a clasificar en tres grupos diferentes. Un primer grupo formado por medidas directas de los errores cuantitativos que permiten comparar dos o más previsiones y conocer cual se equivoca más para los mismos horizontes, un segundo grupo formado por aquellos métodos que buscan determinar la existencia de sesgo, también cuantitativo, en la previsión y su contraste estadístico, y por último un tercer grupo constituido por los métodos cuyo objetivo es la parte no cuantitativa de la previsión y su interés se centra en determinar los cambios de tendencia.

En el primer grupo se encuentran los muy conocidos y utilizados Error Cuadrático Medio (ECM), o su raíz (RECM), el Error Medio Absoluto (EMA) y la U de Theil entre otros. Así, y siendo A_t el valor real de la variable en el momento t y F_t su previsión, tendremos como expresiones más habituales de estas medidas de error las siguientes:

$$ECM = \frac{1}{n} \sum (F_t - A_t)^2$$

$$\text{RECM} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (F_t - A_t)^2}$$
$$\text{EMA} = \frac{1}{n} \sum |F_t - A_t|$$

$$u = \sqrt{\frac{\sum (F_t - A_t)^2}{\sum A_t}}$$

En el segundo grupo se incluyen los métodos basados en la determinación de la existencia del sesgo en la previsión y su contraste. La idea inicial fue propuesta por Mincer y Zarnowitz (1969), planteando la ecuación

$$A_t = \alpha + \beta F_t + \varepsilon_t \quad [1]$$

y donde la condición para la no existencia de sesgo es que ($\alpha=0$) y ($\beta=1$). Si se rechaza la hipótesis nula conjunta la previsión es sesgada.

Últimamente los trabajos sobre sesgo siguen el planteamiento de Davies y Lahiri (1995), máxime si se trata de analizar no ya una previsión aislada sino el conjunto de previsiones ofrecidas por un panel, tales como el Blue Chip Forecaster o Consensus y donde se incorporan las dimensiones de horizontes y de individuos.

Finalmente señalaremos otro grupo de métodos donde no se analiza la parte cuantitativa de la estimación sino la parte cualitativa, es decir si la previsión mantiene o cambia la tendencia que registra la variable en el último periodo. En cierto sentido se trata de determinar la dependencia o independencia de la previsión de una variable y sus valores observados, pues solamente en el caso de dependencia la estimación de futuro tendrá valor para los usuarios de la previsión. Con estos métodos se busca determinar también si la previsión anticipa los cambios en la tendencia y no el valor concreto de la variable. Entre los métodos que podemos encontrar en este grupo estaría el habitual test Chi cuadrado para tablas de contingencia y las pruebas estadísticas de direccionalidad como las Pesaran-Timmermann, binomial y curva ROC¹.

¹ Para la evaluación cualitativa ver Murillo y Sánchez-Romeu (2012).

En las páginas que siguen nos centraremos en los métodos pertenecientes al segundo grupo, aquellos que tratan de establecer la existencia de sesgo en la predicción, para posteriormente realizar una aplicación a las previsiones más relevantes que se realizan para España, es decir FMI, Comisión Europea y OCDE, y analizando hasta qué punto son fiables estas previsiones en base a los sesgos que cometen.

III. ANÁLISIS DEL SESGO EN LA PREVISIÓN.

III.1 MODELO GENERAL

La aproximación tradicional al análisis del sesgo parte de considerar

$$A_t = \alpha + \beta F_{th} + \varepsilon_{th} \quad [2]$$

siendo A_t el valor real de la variable en t , F_{th} la predicción de la variable en t y realizada en $t-h$ y ε_{th} el término de error que sigue un proceso MA (h-1).

De esta forma consideramos dos dimensiones, el objetivo de la predicción, que son los periodos para los que se intenta aproximar el valor futuro de la variable y que denominamos t , y el horizonte, que es el número de periodos previos en que se realiza la previsión de t y que denominamos h . Así en [2] se incorpora la dimensión h en [1] manteniendo similares términos.

Como se ha mencionado, el test del sesgo se realiza sobre la hipótesis nula conjunta, $\alpha = 0$ y $\beta = 1$. Si se rechaza la hipótesis nula la previsión es sesgada y si se acepta es similar a:

$$E(A_t - F_{th}) = 0$$

Holden y Peel (1990) demostraron que la hipótesis nula es suficiente, pero no necesaria, ya que la insesgidez se mantiene con²:

² Holden y Peel (1990) partiendo de la ecuación [2] establecen como condición necesaria (no se considera horizonte)

$$A_t - F_t = \alpha + (\beta - 1)F_t + \varepsilon_t$$

$$E(A_t - F_t) = \alpha + (\beta - 1)E(F_t)$$

con lo que F_t será insesgado si $\alpha = (1 - \beta)E(F_t)$ [1]
tomando esta propiedad y sustituyendo en [2]

$$E(A_t) = (1 - \beta)E(F_t) + \beta E(F_t) = E(F_t)$$

resultará que $E(A_t) = E(F_t)$ solo si se cumple [1] con lo que es suficiente con cumplir esta condición.

$$\alpha = (1 - \beta)F_{th} \quad [3]$$

y en consecuencia es mejor comprobar si $\pi = 0$ en

$$A_t - F_{th} = \pi + V_t \quad [4]$$

La forma habitual es comprobar la hipótesis nula separadamente para cada h , $h=1,2,3,\dots$ pero un test más potente puede obtenerse mezclando todos los horizontes, máxime cuando las previsiones para cada horizonte son pequeñas en número.

Como he descrito, cada vez nos encontramos con más previsiones procedentes de diferentes organismos e instituciones que realizan estimaciones de forma continuada, lo que ha permitido realizar informes periódicos de panel de previsiones tales como Consensus para múltiples países, Blue Chips en Estados Unidos o en el caso de España el informe FUNCAS. Ello lleva a considerar a las previsiones para una determinada variable como un panel de tres dimensiones, individuo, objetivo y horizonte. Los individuos (i) son las diferentes instituciones que intervienen dando sus estimaciones, los objetivos temporales (t) se refieren al periodo para el que se realizan las previsiones y el horizonte (h) es el momento en el que éstas se realizan. Así podríamos tener un panel con 10 instituciones que realizan previsiones para dos años y que éstas se realizan mensualmente, es decir $i= 10$; $t= 1,2$; $h= 24, 23, \dots, 1$.

Palm y Zellner (1991) plantearon inicialmente que en el caso de disponer de diferentes previsiones (individuos) para un objetivo, podría plantearse el modelo general

$$A_t - F_{it} = \phi_i + \varepsilon_{it} + \eta_t$$

donde ϕ_i es el sesgo de la previsión, i , ε_{it} es un error específico de la previsión i y η_t recogía la incertidumbre de la previsión. Entre las causas para la existencia de sesgo citan: 1.) Las previsiones no utilizan funciones de pérdida; 2.) Descuido; 3.) Uso de información pobre y/o defectuosa o modelo incorrecto; 4.) Errores de medida. Y sobre los términos de error ε_{it} y η_t establecen que están incorrelacionados serialmente y con media cero y varianzas constantes σ_i^2 y σ_η^2 . Se puede observar que en este modelo, además del sesgo que es constante

para cada individuo, ya se establecen dos fuentes de error diferentes una debida a la previsión y otra debida a la incertidumbre del futuro, que afectarán a la matriz de varianzas pero con nulidad en sus esperanzas matemáticas.

Sin embargo la generalización del modelo de análisis del sesgo la realizaron tres años después Davies y Lahiri (1995), siguiendo el trabajo inicial de Palm y Zeller, mezclando las previsiones de todos los individuos desde la ecuación

$$A_t - F_{ith} = \phi_i + \lambda_{th} + \varepsilon_{ith} \quad [5]$$

pero añadiendo que

$$\lambda_{th} = \sum_{j=1}^h u_{tj} \quad [6]$$

Así en [5] el error de la predicción es la suma de tres componentes. Un componente (ϕ_i) que es el sesgo del individuo i , un componente (λ) de incertidumbre debido a los shocks macroeconómicos que se producen desde que se hace la predicción hasta el momento de su realización y un tercer componente de error (ε), que denominan error idiosincrático, debido a la predicción.

La expresión (6) indica que el componente de error debido a los shocks macroeconómicos imprevistos es acumulativo y será tanto mayor cuanto más alejados estemos del horizonte de predicción. Ello puede tener como consecuencia las siguientes fuentes de correlación:

- Correlación entre individuos, ya que los shocks afectan a todas las previsiones.
- Correlación entre horizontes ya que al ser acumulativos existen muchos shocks comunes entre ellos.
- Correlación entre objetivos pues si son próximos incluirán los mismos shocks.

Dado que los shocks son impredecibles, la previsión nunca podrá ser exacta, aún cuando las previsiones sean “perfectas”. Por ello Davies y Lahiri establecen que λ_{th} sea una parte de A_t denominándolo error actual específico en h para t . Por otro lado, y suponiendo que no

existan shocks, las previsiones cometen errores y están sesgadas, pero aún en el supuesto de no existencia de sesgo, la previsión tendrá errores debidos a factores tales como información privada ó errores de medida en las variables. Estas pautas de error son para un individuo en un momento dado y se recogen en el componente idiosincrático.

De esta forma quedará

$$F_{ith} = A_{th}^* - \Phi_i - \varepsilon_{th} \quad [7]$$

donde A_{th}^* es una variable no observable, cuyo significado sería el valor real futuro si no se produjeron shocks macroeconómicos, es decir

$$A_{th}^* = A_{th} + \lambda_{th} \quad [8]$$

El planteamiento de Davies y Lahiri es que los elementos que componen el error $(\varepsilon_{ith}, u_{th})$ son independientes planteando que la covarianza entre dos errores de predicción $(e_{ith} = A_{th} - F_{ith})$ serán

$$\text{Cov}(e_{i_1 t_1 h_1}, e_{i_2 t_2 h_2}) = \begin{cases} \sigma_{\varepsilon_i}^2 + \min(h_1, h_2) \sigma_{u_{th}}^2; & \forall i_1 = i_2, \\ & t_1 = t_2 \\ \min(h_1, h_2) \sigma_{u_{th}}^2; & \forall i_1 \neq i_2, t_1 = t_2 \\ \min(h_1, h_2 - 12) \sigma_{u_{th}}^2; & \forall t_2 = t_1 + \\ & 1, h_1 > 12 \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$

Esto es así bajo el supuesto de que se generen previsiones todos los meses (doce al año), como es el caso de la encuesta Blue Chip. La matriz Σ resultante es de orden $NTH \times NTH$ y admitiendo que $E(\varepsilon_{ith}^2) = \sigma_{\varepsilon(i)}^2$ y $E(u_{th}^2) = \sigma_u^2$ para todo t y h , su estimación requiere la estimación de $N + 1$ parámetros $(\sigma_u^2, \sigma_{\varepsilon(i)}^2, i = 1, 2, \dots, N)$ que se obtienen como sigue:

1. Se calculan los promedios de los errores para cada individuo

$$\frac{1}{TH} \sum_{t=1}^T \sum_{h=1}^H (A_t - F_{itn}) = \hat{\phi}_i$$

2. Se calculan los promedios para cada objetivo y horizonte con las observaciones de todos los individuos y restando el error calculado previamente

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (A_t - F_{ith} - \hat{\phi}_i) = \hat{\lambda}_{th}$$

3. Se estima el error idiosincrático por diferencia

$$A_t - F_{ith} - \hat{\phi}_i - \hat{\lambda}_{th} = \hat{\varepsilon}_{ith}$$

4. La varianza del error idiosincrático $\sigma_{\varepsilon(i)}^2$ se obtiene mediante la regresión de $\hat{\varepsilon}_{ith}^2$ sobre N variables ficticias de individuos. Se puede contrastar si todas las $\sigma_{\varepsilon(i)}^2$ son iguales mediante una χ_{N-1}^2 (NT x R²)
5. Partiendo de que $E(\lambda_{th}^2) = h\sigma_u^2$, la estimación de σ_u^2 se puede obtener mediante la regresión de los TH valores de $\hat{\lambda}_{th}$ sobre los valores de horizontes h, que se repetirán para cada t.

III. 2 . MODELO RESTRINGIDO

Tal y como se ha indicado anteriormente la aproximación tradicional estimaba los sesgos separadamente para cada horizonte de previsión, mientras que el modelo de Davies y Lahiri utiliza todas las previsiones en todos los horizontes para determinar la existencia de sesgo, lo que implica una estimación más fiable de la matriz de varianzas y covarianzas.

El modelo general anterior utiliza tres dimensiones, el individuo, el objetivo y el horizonte, pero en múltiples ocasiones puede no existir la primera dimensión o efecto fijo de los individuos, o simplemente se prefiere hacer análisis separados por fuentes o individuos.

Este es el caso del trabajo realizado por Clemens, Jouts y Stekla (2007) para la Reserva Federal, que ha tenido una amplia repercusión en la literatura especializada. La Reserva Federal de Estados Unidos realiza predicciones periódicas del PIB, la inflación y el desempleo, y el trabajo mencionado tenía por objetivo analizar su sesgo y si se utilizaba eficientemente la información disponible.

El método que se había utilizado con anterioridad para analizar las previsiones de la Reserva Federal era el planteado por Mincer y Zarnowitz (1969), método que comparaba separadamente las previsiones para cada horizonte. Como se ha expuesto, Davis y Lahiri (1995, 1999) desarrollan un nuevo procedimiento que utiliza todas las previsiones de una variable en todos los horizontes para determinar la existencia de un sesgo. Este procedimiento evita la conclusión difícilmente explicable de que una predicción en la etapa h esté sesgada y en $h+1$ sea insesgada, es decir conclusiones distintas para horizontes diferentes.

Con el modelo restringido una previsión realizada por un individuo con objetivo en $t = 1, \dots, T$ y horizonte $h = 1, \dots, H$, se define por

$$A_t - F_{th} = \alpha + \lambda_{th} + \varepsilon_{th} \quad [9]$$

donde ε_{th} son las perturbaciones idiosincráticas y (λ_{th}) son las agregadas o comunes perturbaciones macroeconómicas. Al igual que en el modelo general (λ_{th}) son todas las perturbaciones que ocurren desde que se hace la predicción hasta que se produce el valor real, es decir entre $(t-h)$ y t :

$$\lambda_{th} = \sum_{j=1}^h u_{tj} \quad [10]$$

En [9] se distinguen las dos perturbaciones $(\lambda_{th}, \varepsilon_{th})$. La Var (ε_{th}) es constante para h y t y es un error específico de la predicción, pero Var (λ_{th}) decrecerá según se acorte el horizonte h al producirse menos shocks.

El error de predicción se define:

$$e_{th} = A_t - F_{th} = \alpha + \lambda_{th} + \varepsilon_{th} = \alpha + V_{th} \quad [11]$$

Apilando todas las predicciones para una variable el vector F tendrá dimensión TH .

$$F' = (F_{1H}, F_{1H-1}, \dots, F_{11}, F_{2H}, F_{2H-1}, \dots, F_{21}, \dots, F_{TH}, \dots, F_{TH-1}, \dots, F_{T1})$$

Mientras que el vector de realizaciones será:

$$A^* = (A_1, A_2, \dots, A_T)'$$

Por lo que definiremos:

$$A = A^* \otimes i_H$$

Siendo i_H un vector de 1 dimensión H . Con ello

$$e = A - F$$

y 'e' será un vector columna ($TH \times 1$). La expresión [11] quedará

$$e = i_{TH} \alpha + V \quad [12]$$

dónde V es un vector TH que agrupa o apila los V_{th} de acuerdo con A y F , i_{TH} es un vector unitario ($TH \times 1$), y el parámetro α es fijo.

Ahora el sesgo en [12] es el mismo para todos los horizontes, hipótesis que puede relajarse con:

$$e = (i_T \otimes I_H) \alpha_H + V \quad [13]$$

dónde el vector $\alpha_H = (\alpha_H, \alpha_{H-1}, \dots, \alpha_1)'$ admite un sesgo separado para cada horizonte. Obsérvese I_H es la matriz identidad de orden ($H \times H$).

Los autores señalan que el test de sesgo en [13] se realizará para la hipótesis nula $\alpha_H = 0$ mediante un test F. Si se cumple la hipótesis nula el test es igual en [11] y en [12] pero en caso de rechazarla las consecuencias son diferentes ya que [13] supone diferencias en el sesgo para diferentes horizontes. Así podría ocurrir que H_0 fuera rechazada erróneamente en [12] si existen diferencias en las previsiones para horizontes distintos y por tanto

diferentes sesgos, lo que no ocurriría en [13] que identificaría más claramente los sesgos.

Davies y Lahiri (1995), adoptan un sesgo común sobre horizontes pero sesgos individuales específicos, mientras que aquí se parte de sesgos específicos por horizontes y se comprueba si el sesgo es común.

En el modelo planteado en [9] al término ε_{th} se le denominaba, ya en el modelo previo de Davies y Lehiri, error idiosincrático debido al error que comete el modelizador por el mal uso de la información, su intervención directa en la previsión, etc. Sin embargo la diferenciación entre los errores λ_{th} y ε_{th} es difícil y cuestionable. Si existe información privada y actualizada, podríamos sustituir el error indiosincrático por

$$\eta_{th} = \sum_{j=1}^H \varepsilon_{tj}$$

con lo cual la varianza de η_{th} disminuirá con h y [9] quedará

$$A_t - F_{th} = \alpha + \lambda_{th} + \eta_{th}$$

siendo independiente la información (η) y los shocks macroeconómicos (λ). El problema está en que λ_{th} no puede diferenciarse de η_{th} , variables no observables y tendremos que

$$A_t - F_{th} = \alpha + \lambda_{th} + \eta_{th} \quad [14]$$

$$A_t - F_{th} = \alpha + V_{th}$$

con

$$V_{th} = \sum_{j=1}^h (u_{tj} + \varepsilon_{tj}) = \sum_{j=1}^h u_{tj}^*$$

En circunstancias normales, la matriz de varianzas de V no es la matriz identidad por las características apuntadas de u_{tj} y ε_{tj} y será preciso su estimación, tanto para el cálculo de los parámetros

al no poder aplicar MCO, como para conocer su distribución. Tendremos que

$$\begin{aligned} E(V) &= 0 \\ E(VV') &= \Sigma \end{aligned}$$

y Σ , debido a las características de λ_{th} y ε_{th} será proporcional a h . Por su parte cuando el componente idiosincrático esté ausente, tendremos $E(\varepsilon_{th}^2) = \sigma_\varepsilon^2 = 0$ con lo que σ_u^2 será la varianza de u_{tj}^* . En caso contrario σ_u^2 solo se referirá a $\text{Var}(u_{tj})$. Si el componente idiosincrático se presenta

$$E(\varepsilon_{th} \varepsilon_{sj}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2, & \text{cuando } s = t, j = h \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}$$

y la matriz de varianzas covarianzas del error será

$$\Sigma = \sigma_\varepsilon^2 I_{TH} + \psi \quad [15]$$

lo que centra el problema de la estimación de Σ en ψ , para lo cual se supondrá que los shocks agregados son homocedásticos por objetivos y ψ dependerá de

$$E(u_t^2) = \sigma_u^2$$

siendo mayor o menor en función de h . La hipótesis de homocedasticidad en los shocks es cuestionable debido a que existen periodos más o menos convulsos, pero los autores encuentran evidencia de lo contrario.

La estimación [12] por MCO será:

$$\hat{\alpha} = (TH)^{-1} \sum_{t=1}^t \sum_{h=1}^H e_{th} \quad [16]$$

o lo que es lo mismo la media de los errores de predicción. Un estimador consistente de su matriz de varianzas y covarianzas vendrá dado por:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\alpha}) &= (x'x)^{-1} x' \sum x(x'x)^{-1} \\ \text{Var}(\hat{\alpha}) &= (TH)^{-2} i'_{TH} \sum i_{TH} \end{aligned} \quad [17]$$

ya que $x = i_{TH}$. Una forma alternativa de plantearlo es desde [13] con

$$x = (i_T \otimes I_{TH})$$

En cualquier caso se precisa una estimación para lo cual necesitaremos estimar σ_ε^2 y σ_u^2 y el procedimiento es el siguiente:

1. Se estima $(\hat{\alpha})$ en [16]
2. Se estima $\hat{V}_{th} = e_{th} - \hat{\alpha}$
3. Partiendo de que $E(V_{th}^2) = \sigma_\varepsilon^2 + h\sigma_u^2$ como los coeficientes en la regresión

$$\hat{V} \odot \hat{V} = \rho_0 i_{TH} + \rho_1 \tau + w$$

siendo \odot el producto de Hadamard, producto elemento por elemento, con

$$\tau = i_T \otimes \tau_H \text{ y } \tau'_H = (H, H_{-1} \dots \dots 1)$$

4. $\hat{\rho}_0$ estimará $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ y $\hat{\rho}_1$ estimará σ_u^2 (homocedástica)
5. Si $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ (idiosincrática), habrá que estimar $\hat{V} \odot \hat{V} = \rho_1^* \tau + W^*$
6. Estimados $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ y $\hat{\sigma}_u^2$ se podrá realizar la estimación de Σ y por tanto de la $\text{Var}(\alpha)$, con lo que se podrán realizar los contrastes de la hipótesis nula sobre el sesgo de la predicción.
7. La estimación de Σ tendrá en cuenta que:
 - a) Los shocks son homocedásticos por objetivos.
 - b) Horizontes alejados tendrán mayor varianza que objetivos próximos.

- c) Existe covariación entre horizontes y objetivos siempre que compartan periodos intermedios de previsión.

V. APLICACIÓN Y RESULTADOS

En este contexto se ha realizado una aplicación que se ha centrado en analizar las previsiones del PIB para España, en el periodo comprendido entre el año 2000 y 2013, y que con periodicidad semestral hacen tres grandes instituciones internacionales, Comisión Europea, OCDE y Fondo Monetario Internacional.

Las características básicas de las previsiones de estos tres organismos son las siguientes:

Comisión Europea. Esta fuente publica habitualmente sus previsiones dos veces al año, los informes de Primavera y Otoño. También publican un Interim al año, pero desde 2009 este informe no tiene regularidad en el mes de realización. Sin embargo en 2013 publicaron el European Economic Forecast en Febrero, Mayo y Noviembre, correspondientes a los periodos de Invierno, Primavera y Otoño.

OCDE. Este organismo publica dos informes anuales al finalizar cada semestre del año; el primero en Junio y el segundo en Diciembre. A partir del año 2009, la publicación de algunos de estos informes se ha adelantado. Así, los informes del primer semestre de los años 2011 y 2013 se publicaron en el mes de Mayo, mientras que los del segundo semestre de los años 2009 y 2013 se publicaron en Noviembre. Todos los informes tienen una cantidad de información y análisis similar, y son clasificados por número de publicación.

FMI. En el periodo 2000-2006 el FMI ha publicado dos informes, uno en Abril y otro en Septiembre, con la excepción de 2001, año en el que se realizó uno adicional en Diciembre. En los años 2007 y 2008 se realizaron tres informes y desde 2009 son cuatro los informes que se publican. En general los informes pertenecen a los meses de Enero, Abril, Julio y Octubre, de los cuales Octubre y

Abril son análisis extensos mientras que Julio y Enero son actualizaciones.

A efectos de poder realizar comparaciones entre las diferentes fuentes consultadas se tomaron de cada institución los informes que corresponderían a primavera y otoño, que son publicados en los meses de mayo y noviembre en el caso de la Comisión Europea, junio y diciembre en el caso de la OCDE, y abril y octubre en el caso del FMI. Con todo, el FMI es la institución que primero publica las predicciones y que, por lo tanto, podría cometer mayores errores debido a la mayor distancia entre la predicción y la realización.

De esta forma para los años objetivos de previsión, correspondientes a los años incluidos en el periodo 2000-2013, hay un total de 14 objetivos. Para cada año objetivo se realizan cuatro previsiones, dos en el año anterior (horizonte 4 y 3) y dos en el año objetivo (horizonte 2 y 1), con lo que en total la base de datos para cada organismo está constituida por 56 previsiones (4 horizontes temporales para cada uno de los 14 años objetivo) .

Las primeras estimaciones del sesgo se realizan por MCO para distintas submuestras definidas para cada horizonte de análisis, desde el más lejano (horizonte 4) hasta el más cercano (horizonte 1), y para la muestra total incluyendo todos los horizontes conjuntamente. Los resultados se recogen en la Tabla 1.

TABLA I.- ESTIMACIÓN PARA LA MUESTRA TOTAL Y MUESTRAS POR HORIZONTES

	Coefficiente	T-Statistic	Prob.	Lim. Inf.	Lim. Sup.
COMISIÓN EUROPEA					
Muestra: Horizonte 4	-0.5239	-0.9508	0.3604	-1.6259	0.5781
Muestra: Horizonte 3	-0.2096	-0.5376	0.6007	-0.9894	0.5702
Muestra: Horizonte 2	0.2475	1.2424	0.2378	-0.1509	0.6460
Muestra: Horizonte 1	0.2118	1.4689	0.1676	-0.0766	0.5002
Muestra: Total	-0.0686	-0.3812	0.7046	-0.4282	0.2911
FONDO MONETARIO INTERNACIONAL					
Muestra: Horizonte 4	-0.6949	-1.3724	0.1950	-1.7075	0.3178
Muestra: Horizonte 3	-0.2365	-0.6004	0.5594	-1.0242	0.5513
Muestra: Horizonte 2	0.2709	1.4738	0.1663	-0.0967	0.6385
Muestra: Horizonte 1	0.2890	1.9526	0.0746	-0.0070	0.5851
Muestra: Total	-0.0929	-0.5307	0.5979	-0.4428	0.2571
OCDE					
Muestra: Horizonte 4	-0.5668	-1.2281	0.2430	-1.4898	0.3562
Muestra: Horizonte 3	-0.1084	-0.3256	0.7504	-0.7744	0.5575
Muestra: Horizonte 2	0.2414	1.5698	0.1424	-0.0662	0.5491
Muestra: Horizonte 1	0.2535	1.4872	0.1628	-0.0874	0.5945
Muestra: Total	-0.0451	-0.2891	0.7737	-0.3567	0.2666

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la CE, FMI y OCDE.

Según los resultados obtenidos no se observa presencia de sesgo, excepto para el horizonte temporal más próximo en el tiempo y sólo en el caso del FMI, al obtenerse un valor estadísticamente significativo, para un nivel de confianza del 90%, del parámetro que cuantifica la existencia de sesgo. Sin embargo, y a pesar de la ausencia de significatividad estadística, si se observa una mayor amplitud en el intervalo del sesgo a medida que el horizonte es más lejano en el tiempo. Así, la diferencia entre el límite superior e inferior del sesgo calculado varía desde algo más de 2 puntos porcentuales para el horizonte más lejano en el tiempo hasta 0,6 puntos para el más cercano. Este patrón se repite de forma similar en todas las instituciones analizadas.

Sin embargo, dado que, tal y como se ha comentado anteriormente, el componente de error debido a los shocks

macroeconómicos imprevistos (λ_{th}), será tanto mayor cuanto más alejados estemos del horizonte de predicción, es necesaria la estimación de Σ , para lo cual se necesita a su vez estimar σ_{ε}^2 y σ_u^2 . En este sentido, y siguiendo el modelo de Davies y Lahiri, la inclusión de todos los horizontes conjuntamente genera una estimación más fiable de la matriz de varianzas y covarianzas por lo que, en lo que sigue, se trabajará únicamente con la muestra total que incluye todos los horizontes a la vez.

Siguiendo el método de Clements, Joutz y Stekler (2007) para realizar las estimaciones de σ_{ε}^2 y σ_u^2 , se obtuvieron los resultados que se muestran en la Tabla 2.

TABLA II.- ESTIMACIÓN DE σ_{ε}^2 Y σ_u^2

	Coefficiente	T-Statistic	Prob.	Lim. Inf.	Lim. Sup.
COMISIÓN EUROPEA					
$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$	-1.4202	-0.9767	0.3331	-4.3283	1.4880
$\hat{\sigma}_u^2$	1.2796	2.4100	0.0194	0.2177	2.3415
FONDO MONETARIO INTERNACIONAL					
$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$	-1.1311	-0.8227	0.4143	-3.8807	1.6185
$\hat{\sigma}_u^2$	1.1259	2.2428	0.0290	0.1219	2.1299
OCDE					
$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2$	-0.8587	-0.7575	0.4521	-3.1260	1.4086
$\hat{\sigma}_u^2$	0.8778	2.1205	0.0386	0.0499	1.7057

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la CE, FMI y OCDE

Los resultados ofrecen valores significativos para el parámetro que permite el cálculo de σ_u^2 y con signo positivo, lo que indica que la variabilidad es mayor a medida que nos alejamos en el tiempo. Sin embargo, las estimaciones de σ_{ε}^2 resultan absurdas con valores negativos y no significativos en todos los casos.

Con todo, la estimación de Σ requiere utilizar la expresión [15] pero sin el componente idiosincrático por su falta de significatividad estadística, con lo cual,

$$\Sigma = \Psi = \sigma_u^2$$

Según las características de los datos con los que estamos trabajando, la matriz Σ es de orden 56x56, y estaría formada por las siguientes matrices:

$$\Sigma = \Psi = \sigma_u^2 \begin{pmatrix} A & B & 0 & \dots & \dots & \dots & 0 \\ B' & A & B & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & B' & A & \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & B' & \dots & \dots & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & A & B \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \dots & B' & A \end{pmatrix}$$

Siendo:

$$A = \begin{pmatrix} 4 & 3 & 2 & 1 \\ 3 & 3 & 2 & 1 \\ 2 & 2 & 2 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} 2 & 1 & 0 & 0 \\ 2 & 1 & 0 & 0 \\ 2 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Recuérdese que las primeras cuatro observaciones de la muestra representan las predicciones hechas para el año 2000 en 1999:1, 1999:2, 2000:1 y 2000:2, mientras que las cuatro siguientes observaciones representan las predicciones hechas para 2001 desde el primer semestre de 2000 hasta el segundo de 2001.

Con esta estructura de datos la diagonal principal de la sub-matriz A representa el valor asignado a cada uno de los cuatro horizontes temporales en los que se realiza la predicción y que, multiplicados por $\hat{\sigma}_u^2$, permiten calcular la varianza de la perturbación aleatoria no constante en cada observación, que tiende a incrementar a medida que el horizonte temporal es más lejano.

El resto de elementos de la sub-matriz A cuantifican el número de periodos, desde la fecha de predicción hasta el objetivo, que comparten dos observaciones en las que se realiza la predicción para la misma fecha objetivo, y en los que ambas predicciones están sometidas a la posible ocurrencia de los mismos shocks macroeconómicos. Es decir, el número de periodos que comparten las observaciones j , $j+1$, $j+2$ y $j+3$.

Así, el elemento que ocupa la primera fila y segunda columna en esta sub-matriz indica, por ejemplo, el número de periodos compartidos por la predicción hecha en 1999:1 y 1999:2 para el año 2000, que es de 3 (1999:2, 2000:1 y 2000:2); mientras que el que ocupa la tercera fila y cuarta columna representa el número de periodos compartidos por la tercera observación (predicción hecha en 2000:1 para el año 2000) y la cuarta (predicción hecha en 2000:2 para el año 2000) que es de 1 (el periodo 2000:2).

Este patrón se repite nuevamente para cualquier conjunto de observaciones en las que se realiza una predicción con la misma fecha objetivo. Así, por ejemplo, las observaciones quinta (predicción hecha en 2000:1 para el año 2000) y sexta (predicción hecha en 2000:2 para el año 2000), comparten nuevamente 3 periodos (2000:2, 2001:1 y 2001:2), mientras que la séptima (predicción hecha en 2001:1 para 2001) y la octava (predicción hecha en 2001:2 para 2001) comparten 1 periodo (2001:2). Este es el motivo por lo que la sub-matriz A se repite sucesivamente a lo largo de la diagonal de la matriz Σ .

Los elementos de la sub-matriz B representan el número de periodos que comparten las cuatro observaciones realizadas para un objetivo con las cuatro realizadas para el objetivo siguiente. Es decir, el número de periodos en los que las observaciones j , $j+1$, $j+2$ y $j+3$ y las observaciones $j+4$, $j+5$, $j+6$ y $j+7$ están sometidas a los mismos shocks macroeconómicos.

Así, por ejemplo, la primera observación (predicción hecha en 1999:1 para el año 2000) y la quinta (predicción hecha en 2000:1 para el año 2001) comparte dos periodos (el 2000:1 y el 2000:2). Lo que justifica el valor de 2 que toma el elemento que ocupa la primera fila y primera

columna de la sub-matriz B. De la misma manera, entre la primera observación y la séptima (predicción hecha en 2001:1 para el año 2001) no existe ningún periodo en común, por lo que el valor del elemento que ocupa la primera fila y tercera columna de esta matriz es de 0.

Este patrón se repite nuevamente entre cualquier grupo de observaciones que hace referencia a una fecha objetivo y su posterior. Así, las observaciones quinta (predicción hecha en 2000:1 para el año 2001) y novena (predicción hecha en 2001:1 para el año 2002) nuevamente comparten dos periodos (el 2001:1 y el 2001:2), valor correspondiente al elemento que ocupa la primera fila y primera columna de la sub-matriz B. Este es el motivo por el que dicha sub-matriz se repite sucesivamente por encima de la diagonal de la matriz Σ , mientras que su traspuesta lo hace por debajo de dicha diagonal.

El problema que se genera es que la matriz así definida es no invertible ya que la séptima columna resultante es combinación lineal de la cuarta y la sexta, en concreto es la diferencia entre ambas. De esta forma, a menos de que σ_{ε}^2 pueda sumarse no es posible invertir la matriz y en consecuencia no es posible realizar la aplicación. Este es nuestro caso en el que se obtuvo un valor no significativo estadísticamente para σ_{ε}^2 . Por el contrario si utilizamos la absurda hipótesis de una varianza negativa de σ_{ε}^2 , se obtendrían inversas, ya que el problema existente en las columnas de la matriz desaparece. Este resultado es muy peligroso, ya que si la varianza σ_{ε}^2 fuera positiva pero no significativa puede obtenerse la inversa de Σ pero el resultado no es preciso ya que pequeñas oscilaciones en σ_{ε}^2 generan grandes diferencias en Σ^{-1} .

Este hecho no es mencionado por Clements, Joutz y Stekler (2007) en su artículo, pero invalida las aplicaciones en las que la varianza del componente idiosincrático es nula. De hecho la matriz que los autores recogen en su trabajo toma la forma

$$\Sigma = \Psi = \sigma_u^2 \begin{pmatrix} A & B & C & D & E & 0 & \dots & 0 \\ B' & A & B & C & D & \dots & \dots & 0 \\ C' & B' & A & B & C & \dots & \dots & 0 \\ D' & C' & B' & A & B & \dots & \dots & 0 \\ E' & D' & C' & B' & A & \dots & \dots & 0 \\ 0 & E' & D' & C' & B' & \dots & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & C \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & A & B \\ 0 & \dots & \dots & \dots & D' & C' & B' & A' \end{pmatrix}$$

Donde:

$$A = \begin{pmatrix} 5 & 4 & 3 & 2 & 1 \\ 4 & 4 & 3 & 2 & 1 \\ 3 & 3 & 3 & 2 & 1 \\ 2 & 2 & 2 & 2 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \quad B = \begin{pmatrix} 4 & 3 & 2 & 1 & 0 \\ 4 & 3 & 2 & 1 & 0 \\ 3 & 3 & 2 & 1 & 0 \\ 2 & 2 & 2 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$C = \begin{pmatrix} 3 & 2 & 1 & 0 & 0 \\ 3 & 2 & 1 & 0 & 0 \\ 3 & 2 & 1 & 0 & 0 \\ 2 & 2 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad D = \begin{pmatrix} 2 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 2 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 2 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 2 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$E = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Ellos trabajan con datos de periodicidad trimestral, referidos a predicciones realizadas para un trimestre objetivo teniendo en cuenta cinco horizontes temporales (el propio trimestre objetivo y los cuatro anteriores).

Con esta estructura de datos, la sub-matriz A recoge en su diagonal principal los valores con los que se han identificado cada uno de los horizontes temporales y que, multiplicados por $\hat{\sigma}_u^2$, nos permiten calcular el valor de la varianza de la perturbación aleatoria de cada observación, la cual aumenta a medida que el horizonte temporal es más lejano.

El resto de elemento de dicha sub-matriz A recoge el número de periodos temporales, sujetos a la ocurrencia de shocks macroeconómicos, que desde el momento de la predicción hasta la fecha objetivo comparten cada par de observaciones muestrales en las que se realiza una predicción con la misma fecha objetivo. Es decir, el número de periodos, entre la predicción y el objetivo, que comparten las observaciones $j, j+1, j+2, j+3$ y $j+4$.

Así, la primera observación se corresponde con la predicción que en 73:2 se hace para 74:2, por lo que desde la fecha de predicción hasta la fecha objetivo habrán pasado 5 periodos (73:2, 73:3, 73:4, 74:1 y el 74:2). A su vez, la segunda observación es la predicción realizada en 73:3 para la misma fecha objetivo (74:2), por lo que en este caso el número de periodos desde la predicción hasta la fecha objetivo es de 4 (73:3, 73:4, 74:1 y el 74:2). Estos cuatro periodos, en los que pueden ocurrir shocks macroeconómicos entre el periodo de la predicción y el periodo objetivo, son compartidos por ambas observaciones, por lo que el valor que toma el elemento que ocupa la primera fila y segunda columna de la sub matriz A es de 4. A su vez ese valor coincide también con el número de periodos que comparten la observación sexta (predicción de 73:3 para 74:3) y séptima (predicción de 73:4 para 74:3), por lo que la sub-matriz A se va repitiendo sucesivamente en la diagonal de la matriz Σ .

Los elementos del resto de sub-matrices recogen el número de periodos que comparten cada par de observaciones muestrales en las que se realiza una predicción con distinta fecha objetivo. Así, en la sub-matriz B se recoge el número de periodos que se comparten, entre el periodo de predicción y el objetivo, las observaciones $j, j+1, j+2, j+3$ y $j+4$ con $j+5, j+6, j+7, j+8$ y $j+9$; la sub-matriz C recoge la misma información entre las observaciones $j, j+1, j+2, j+3$ y $j+4$ y las observaciones $j+10, j+11, j+12, j+13$ y $j+14$; la sub-matriz D entre la observación $j, j+1, j+2, j+3$ y $j+4$ y las observaciones $j+15, j+16, j+17, j+18$ y $j+19$; y la sub-matriz E entre la observación $j, j+1, j+2, j+3$ y $j+4$ y las observaciones $j+20, j+21, j+22, j+23$ y $j+24$. Es decir, la matriz B relaciona las cinco predicciones realizadas para un objetivo con las cinco predicciones realizadas para el objetivo siguiente; la matriz C las realizadas para un objetivo con las realizadas para

dos objetivos posteriores; y la D y la E para tres y cuatro objetivos posteriores, respectivamente.

Así, por ejemplo, el elemento que ocupa la fila 1 y columna 1 de la sub-matriz B representa el número de periodos que comparten la primera observación y la sexta, es decir, la predicción hecha en 73:2 para el periodo 74:2 (primera observación) y la hecha en 73:3 para 74:3 (sexta observación). En este caso, el número de periodos temporales que comparten dichas observaciones es de 4 (el 73:3, 73:4, 74:1 y 74:2). Este patrón se repite de la misma manera entre la observación sexta y la onceava, que se corresponderían nuevamente con el elemento que ocupa la posición de la primera fila y primera columna de la sub-matriz B. Por eso, esta sub-matriz se repite por encima de la diagonal de la matriz Σ , mientras que su traspuesta lo hace por debajo de dicha diagonal.

De la misma manera, el elemento que ocupa la primera fila y primera columna de la matriz C representa, por ejemplo, el número de periodos que comparten la primera observación (predicción hecha en 73:2 para el periodo 74:2) y la onceava (predicción hecha en 73:4 para 74:4). En este caso, el número de periodos, entre la predicción y el objetivo, que comparten ambas observaciones es de 3 (73:4, 74:1 y 74:2). Este patrón nuevamente se repite de la misma manera entre las observaciones sexta y dieciseisava.

Sin embargo, en este caso la matriz así construida tampoco se podrá invertir si se multiplica por cualquier valor (σ_u^2) pero no se tiene en cuenta el componente σ_ε^2 , ya que la décima columna es combinación línea de la novena y la quinta al coincidir exactamente con la diferencia de éstas.

Con todo, la imposibilidad de calcular la matriz Σ , por los problemas mencionados, no permiten realizar la corrección de los datos aplicada por otros autores, por lo que los resultados que se muestran son los obtenidos a través de la estimación MCO.

En el caso de realizar la estimación del sesgo distinguiendo por horizonte temporal pero considerando todos los datos simultáneamente (ecuación 13), los resultados son los recogidos en la Tabla 3. De nuevo el

sesgo no resulta significativo, excepto en el caso del FMI y la OCDE cuando la estimación se realiza para el horizonte más alejado en el tiempo, aunque con un nivel de confianza inferior al 95%.

TABLA III.- SESGO POR HORIZONTE SIMULTÁNEO

	Coefficiente	T-Statistic	Prob.	Lim. Inf.	Lim. Sup.
COMISIÓN EUROPEA					
Horizonte 1	0.2118	0.5897	0.5580	-0.5066	0.9302
Horizonte 2	0.2475	0.6891	0.4938	-0.4709	0.9659
Horizonte 3	-0.2096	-0.5836	0.5620	-0.9280	0.5088
Horizonte 4	-0.5239	-1.4585	0.1507	-1.2423	0.1945
FONDO MONETARIO INTERNACIONAL					
Horizonte 1	0.2890	0.8458	0.4016	-0.3945	0.9726
Horizonte 2	0.2709	0.7927	0.4316	-0.4126	0.9544
Horizonte 3	-0.2365	-0.6919	0.4921	-0.9200	0.4471
Horizonte 4	-0.6949	-2.0333	0.0471	-1.3784	-0.0114
OCDE					
Horizonte 1	0.2535	0.8263	0.4124	-0.3601	0.8672
Horizonte 2	0.2414	0.7869	0.4349	-0.3722	0.8551
Horizonte 3	-0.1084	-0.3533	0.7253	-0.7221	0.5052
Horizonte 4	-0.5668	-1.8472	0.0704	-1.1804	0.0469

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la CE, FMI y OCDE

A la vista de estos resultados podría llegarse a la conclusión de que las tres instituciones estudiadas no presentan sesgo en sus estimaciones. Sin embargo esta conclusión es difícilmente creíble ya que un simple gráfico del error cometido nos hace sospechar de que el sesgo existe pero de signo diferente para dos periodos de la muestra analizada definidos por el ciclo económico. Así, la Tabla 4 recoge los resultados de las estimaciones realizadas distinguiendo entre el periodo de crecimiento, predicciones para años objetivo comprendidos entre 2000 y 2007, y periodo de crisis, cuando el objetivo de la predicción se refiere al año 2008 o posterior.

TABLA IV.- ESTIMACIÓN DEL SESGO PARA HORIZONTE ÚNICO Y SIMULTÁNEO DISTINGUIENDO ENTRE PERIODO DE CRECIMIENTO Y DE CRISIS

		Coefficiente	T-statistic	Prob.	Lim. Inf.	Lim. Sup.
COMISIÓN EUROPEA						
Sesgo único						
Crecimiento		0.6123	5.9407	0.0000	0.4062	0.8184
Crisis		-0.9763	-3.1084	0.0058	-1.6046	-0.3481
Sesgo por horizonte						
Crecimiento	Horizonte 1	0.5373	2.4881	0.0191	0.1054	0.9692
	Horizonte 2	0.6873	3.1828	0.0036	0.2554	1.1192
	Horizonte 3	0.6248	2.8933	0.0073	0.1929	1.0567
	Horizonte 4	0.5998	2.7776	0.0097	0.1679	1.0317
Crisis	Horizonte 1	-0.2222	-0.3786	0.7090	-1.3959	0.9516
	Horizonte 2	-0.3388	-0.5774	0.5701	-1.5126	0.8349
	Horizonte 3	-1.3222	-2.2530	0.0356	-2.4959	-0.1484
	Horizonte 4	-2.0222	-3.4457	0.0026	-3.1959	-0.8484
FONDO MONETARIO INTERNACIONAL						
Sesgo único						
Crecimiento		0.5803	6.7730	0.0000	0.4090	0.7517
Crisis		-0.9904	-3.1912	0.0048	-1.6111	-0.3697
Sesgo por horizonte						
Crecimiento	Horizonte 1	0.6425	3.6642	0.0010	0.2918	0.9932
	Horizonte 2	0.6813	3.8852	0.0006	0.3306	1.0319
	Horizonte 3	0.6038	3.4432	0.0018	0.2531	0.9544
	Horizonte 4	0.3938	2.2456	0.0328	0.0431	0.7444
Crisis	Horizonte 1	-0.1822	-0.3266	0.7474	-1.2983	0.9338
	Horizonte 2	-0.2762	-0.4950	0.6260	-1.3923	0.8398
	Horizonte 3	-1.3567	-2.4313	0.0246	-2.4728	-0.2407
	Horizonte 4	-2.1464	-3.8465	0.0010	-3.2624	-1.0304
OCDE						
Sesgo único						
Crecimiento		0.5685	6.5965	0.0000	0.3962	0.7409
Crisis		-0.8632	-3.2342	0.0044	-1.3970	-0.3294
Sesgo por horizonte						
Crecimiento	Horizonte 1	0.6373	3.6376	0.0011	0.2869	0.9877
	Horizonte 2	0.5873	3.3522	0.0023	0.2369	0.9377
	Horizonte 3	0.6873	3.9230	0.0005	0.3369	1.0377

	Horizonte 4	0.3623	2.0680	0.0480	0.0119	0.7127
Crisis	Horizonte 1	-0.2582	-0.5275	0.6037	-1.2371	0.7207
	Horizonte 2	-0.2197	-0.4488	0.6584	-1.1986	0.7592
	Horizonte 3	-1.1693	-2.3891	0.0269	-2.1482	-0.1904
	Horizonte 4	-1.8055	-3.6889	0.0015	-2.7844	-0.8266

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la CE, FMI y OCDE

La distinción entre el periodo de crecimiento y de crisis permite identificar la existencia de un sesgo en las tres instituciones analizadas. El signo de dicho sesgo, sin embargo, cambia según el periodo de análisis. Así, durante el periodo de crecimiento el sesgo es de signo positivo, indicando un valor en las predicciones sistemáticamente inferior a los datos reales registrados, mientras que durante el periodo de crisis el signo del sesgo es negativo, lo que revela que las predicciones se equivocaron sistemáticamente en predecir la intensidad de la crisis. En resumen, podríamos decir que ambos signos indican un comportamiento conservador en las predicciones que tienden a alejarse de valores extremos.

La magnitud del sesgo es similar en los tres organismos, aunque la OCDE siempre registra un sesgo ligeramente menor. Por periodos, la cuantía del sesgo es muy superior en el periodo de crisis respecto al de crecimiento. Así, durante el periodo de crecimiento, el sesgo varía entre 0,4 y 0,8 puntos porcentuales en el caso de la CE y del FMI, y entre 0,4 y 0,7 en el caso de la OCDE. Sin embargo, la amplitud del intervalo es muy superior para el periodo de crisis, donde el sesgo cometido se sitúa entre -1,6 y -0,3 puntos porcentuales en el caso de la CE, entre -1,6 y -0,4 para el FMI y entre -1,4 y -0,3 para la OCDE.

Cuando se diferencia el cálculo del sesgo según el horizonte, se observa un patrón distinto en función del momento temporal en que se realiza la predicción, que a su vez es distinto según el periodo del ciclo económico. Mientras que durante el periodo de crecimiento económico se registra un sesgo estadísticamente significativo para todos los horizontes, durante el periodo de crisis sólo resultaron estadísticamente significativos los sesgos calculados para los horizontes más lejanos en el tiempo (3 y 4) siendo en cuantía superior el del horizonte 4 al del horizonte 3. Es decir, durante los periodos de crisis, el sesgo ha mostrado una tendencia a reducirse en el tiempo, llegando incluso a desaparecer cuando la predicción se ha realizado en el propio año objetivo.

En relación a la cuantía, nuevamente el sesgo durante el periodo de crisis es superior al registrado en periodos de crecimiento. Mientras que en

este segundo periodo las predicciones tienden a distanciarse sistemáticamente entre 0,3 y 1 punto porcentual del valor real, en los periodos de crisis el error sistemático se sitúa entre -3 y -1 punto porcentual para el horizonte 4 y entre -2,5 y -0,2 para el horizonte 3. La OCDE es nuevamente el organismo que registra valores ligeramente inferiores en la cuantía del sesgo, siendo los datos más similares en el caso de la Comisión Europea y del Fondo Monetario Internacional.

IV. CONCLUSIONES

La preocupación que tiene para el ciudadano medio la marcha de la economía ha conducido a una popularización de las predicciones económicas, cada vez más presentes en los medios de comunicación, que han pasado de ser elaboradas por centros especializados a ser múltiples, gratuitas, y de libre acceso.

Todo ello hace que cada vez sea más necesario aportar datos sobre la fiabilidad de las predicciones dada la importancia y repercusión social y mediática que éstas tienen. Así, la publicación de las previsiones de los organismos internacionales en los medios de comunicación termina influyendo en el propio futuro que anticipan, en la medida en que hacen subir o bajar la bolsa, cuestionar o defender la política del gobierno o influir en el comportamiento económico de los agentes.

En la literatura empírica se han propuesto diferentes procedimientos para la medición de los errores de predicción: medidas directas de los errores cuantitativos a través del cálculo del Error Cuadrático Medio (ECM), o su raíz (RECM), el Error Medio Absoluto (EMA) y la U de Theil entre otros; métodos cuantitativos que buscan determinar, y cuantificar, la existencia de sesgo a través de un contraste estadístico; y, por último, métodos cuyo objetivo es la parte no cuantitativa de la previsión y su interés se centra en determinar si la previsión anticipa los cambios en la tendencia y no el valor concreto de la variable, a través del test Chi cuadrado para tablas de contingencia y las pruebas estadísticas de direccionalidad como las Pesaran-Timmermann, binomial y curva ROC.

El objetivo del estudio que presentamos ha sido tratar de responder a la pregunta de si existe un sesgo en las predicciones que desde distintos organismos internacionales, la Comisión Europea, la OCDE y el FMI, se hacen para el PIB en España. Se ha aplicado la metodología inicialmente planteada por Mincer y Zarnowitz (1969), y posteriormente ampliada por Davies y Lahiri (1995) y Clements, Joutz y Stekler (2007), según la cual

obtener un parámetro estadísticamente significativo, en la regresión del error de predicción en función de una variable constante, será indicativo de existencia de sesgo. Este sesgo no se calcula de forma separada para cada horizonte, sino utilizando todas las previsiones en todos los horizontes de forma mezclada y simultánea, lo que permite aumentar los grados de libertad y potenciar la estimación.

Esta línea de investigación establece que la estimación directa a través del método MCO no es adecuada, dado que el error se incrementa a medida que la predicción se aleja del objetivo por la existencia de shocks macroeconómicos imprevistos desde la predicción hasta la realización, implicando ausencia de homocedasticidad y presencia de autocorrelación en la perturbación aleatoria. La estimación alternativa por Mínimos Cuadrados Generalizados o la realización de contrastes adecuados de los parámetros de MCO requieren la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación aleatoria (Σ) y para ello, siguiendo la propuesta de Clements, Joutz y Stekler (2007), se precisa realizar las estimaciones de la varianza del error idiosincrático (σ_{ε}^2) y del error debido a los shocks macroeconómicos (σ_u^2). Sin embargo, y en ocasiones, la varianza del error idiosincrático resulta nula y el método propuesto no es operativo, tal y como se demuestra en el trabajo presentado. En tal situación no es posible estimar la matriz Σ y el método de estimación de MCO y sus contrastes habituales es la única solución. Esta conclusión invalida la línea de investigación planteada anteriormente y aplicada en diferentes trabajos de investigación internacionales, por lo que dada su importancia deberá ser contrastada en el futuro.

Para la aplicación se han analizado un total de 56 predicciones, para cada organismo, que abarcan el periodo de predicción desde el año 2000 al 2013. Para cada año objetivo se han analizado 4 horizontes temporales que hacen referencia a la predicción realizada por el organismo en primavera y otoño del año anterior y el del año objetivo. Los resultados del estudio demuestran la existencia de un sesgo sistemático y estadísticamente significativo que cambia de signo cuando se diferencia entre periodos de crecimiento y periodos de crisis, indicando que las predicciones tienden a ser conservadoras alejándose de valores extremos. Mientras que durante el periodo de crecimiento económico las predicciones tienden a infravalorar los datos reales, durante el periodo de crisis se observa un sesgo al alza en los datos predichos.

Los errores cometidos en las predicciones son mayores durante el periodo de crisis, siendo la cuantía del sesgo casi el doble en este caso que durante un ciclo expansivo. Así, si bien durante el periodo de expansión las

predicciones se sitúan en torno a 0,6 puntos porcentuales por debajo de los valores reales, durante el periodo de crisis se sitúan 1 punto porcentual por encima.

Para el periodo de crisis, a su vez, la cuantía del sesgo varía según el horizonte temporal analizado, siendo éste mayor a medida que la predicción es más lejana en el tiempo. En concreto, para los dos horizontes temporales más próximos en el tiempo el sesgo no resultó estadísticamente significativo; sin embargo, las dos predicciones realizadas el año anterior al objetivo sobrevaloraron el dato real en una media de 2 puntos porcentuales las de primavera, y en 1,3 puntos porcentuales las de otoño.

En líneas generales se podría decir que el sesgo tiene una cuantía similar en los tres organismos analizados, aunque la OCDE registra unos resultados ligeramente menos sesgados tanto en periodos de expansión como de crisis, mientras que la Comisión Europea es la que registra el mayor sesgo durante el periodo de expansión, y de cuantía similar al del Fondo Monetario Internacional durante el periodo de crisis.

BIBLIOGRAFÍA

Clements, Michael P., Joutz, Fred y Stekler, Herman O. (2007), “An evaluation of the forecasts of the Federal Reserve: a pooled approach”, *Journal of Applied Econometrics* 22 (1), 121-136.

Comisión Europea -CE (2014), Economic Forecast, accesible en http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/european_economy/forecasts_en.htm

Davies, Anthony y Lahiri, Kajal (1999), “Re-examining the rational expectations hypothesis using panel data on multi-period forecasts”, en *Analysis of Panels and Limited Dependent Variable Models*, eds. C. Hsiao, K. Lahiri, L. Lee, y M.H. Pesaran, Cambridge University Press, 226-254.

Davies, Anthony y Lahiri, Kajal (1995), “A new framework for analyzing survey forecasts using three-dimensional panel data”, *Journal of Econometrics* 68, 205-227.

Fondo Monetario Internacional -FMI (2014), World Economic Outlook Database, accesible en <http://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=28>

Holden, K. y Peel, D.A. (1990) “On testing for unbiasedness and efficiency of forecasts.” *Manchester School* 48, 120–127.
<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-9957.1990.tb00413.x/abstract>

Mincer, Jacob y Zarnowitz Victor (1969) “The Evaluation of Economic Forecasts” en Jacob Mincer, ed., *Economic Forecasts and Expectations*, National Bureau of Economic Research and Columbia University Press.

Murillo, José Antonio y Sánchez-Romeu Paula (2012), “Evaluación del Poder de Predicción de las Expectativas de Inflación de los Consumidores en México”, Working Paper Banco de México N° 2012-13.

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico - OCDE (2014), *Economic Outlook*, accesible en <http://www.oecd.org/eco/outlook/oecdeconomicoutlookspecialchapters.htm>

Palm, F. y Zellner, A. (1991), "To combine or not to combine? issues of combining forecasts," CORE Discussion Papers 1991022, Université catholique de Louvain, Center for Operations Research and Econometrics (CORE).