



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Métodos de combinación de pronósticos: una aplicación a la inflación colombiana

Lecturas de Economía, núm. 52, enero-junio, 2000, pp. 115-122

Universidad de Antioquia

.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155218234005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## **Métodos de combinación de pronósticos: una aplicación a la inflación colombiana\*\*\***

**Introducción. I. Combinación de pronósticos. II. Contraste de inesgamiento, de “encompassing” y de reducción del error cuadrático medio. III. Aplicación a la serie de inflación. IV. Simulaciones. Conclusiones. Anexo. Referencias.**

### **Introducción**

**L**os pronósticos de variables macroeconómicas se constituyen frecuentemente en uno de los objetivos principales en muchos tipos de estudios. Sin embargo, estos pronósticos no son únicos puesto que existen diferentes formas de producirlos, y aún cuando se haya seleccionado un procedimiento en particular, quedan todavía los problemas referentes a la selección de las variables de interés, la forma funcional y la técnica de estimación de los parámetros del modelo usado. Como resultado, el investigador cuenta con varios pronósticos, generalmente diferentes, para la misma variable. La pregunta de interés es si deberíamos escoger un sólo pronóstico o tomar alguna forma de promedio de todos ellos. Esta pregunta ha

---

\*\*\* Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de la República ni a su junta Directiva. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Marha Misas, Hugo Oliveros, Luis E. Arango, Carlos Felipe Jaramillo, Munir Jalil y Carlos Huertas.

recibido mucha atención en la literatura académica en los años recientes, y se ha mostrado que, en general, es mejor usar una mezcla de los pronósticos en lugar de usar uno sólo de ellos.

El objetivo de este documento consiste en realizar una revisión de algunos de los métodos que permiten la combinación óptima de dos o más pronósticos,<sup>1</sup> y obtener un pronóstico mejorado de la inflación en Colombia para datos trimestrales, a partir de la combinación de los pronósticos de diferentes modelos. Con este objetivo se consideraron quince modelos que predicen la inflación, diez de los cuales son modelos econométricos, especificados mediante regresiones simples que son motivadas por la teoría económica, y los cinco restantes son modelos de series de tiempo, cuatro multivariados (VAR) y uno univariado (ARIMA). En Melo, Misas y Oliveros (1997 y 1998) se muestra que los resultados de la evaluación del comportamiento de estos quince modelos depende del horizonte utilizado. Por tanto, para este trabajo se realizan cuatro ejercicios de combinación los cuales emplean los horizontes de uno, dos, tres y cuatro trimestres. Basados en los resultados obtenidos, se puede concluir que en todos los casos analizados el procedimiento de la mezcla de pronósticos genera predicciones más precisas que los pronósticos individuales de los modelos considerados.

El trabajo está organizado de la siguiente forma: en la primera sección se realiza una exposición de las técnicas utilizadas para la combinación de pronósticos. La segunda sección introduce propiedades estadísticas deseables para los pronósticos de cada modelo y pruebas de hipótesis que permiten evaluar las características de los diferentes pronósticos. En la tercera sección se muestran los resultados obtenidos al aplicar las metodologías de combinación de pronósticos a la inflación colombiana, en la sección cuatro se presenta un estudio de simulación que permite comparar pronósticos de diferentes modelos y pronósticos

---

<sup>1</sup> Esta mezcla usualmente equivale a una combinación lineal de los pronósticos de los diferentes modelos. En la sección I se explican diferentes metodologías en las cuales se especifican la forma para estimar las ponderaciones utilizadas para este tipo de combinaciones.

obtenidos por varios métodos de combinación, y por último, se presentan algunas conclusiones.

### **I. Combinación de pronósticos**

La primera referencia sobre el uso de pronósticos combinados se encuentra en Barnard (1963). En su trabajo, Barnard comparó los pronósticos basados en la metodología de Box-Jenkins (1976) con los obtenidos usando procedimientos de suavización exponencial clásicos, y observó que, aunque la técnica propuesta por Box-Jenkins en general producía los mejores pronósticos (en el sentido que minimizaban el error cuadrático medio), un promedio simple de los dos era superior.

Este hallazgo promovió la investigación sobre la existencia de alguna otra combinación de los pronósticos que fuera aún mejor que dicho promedio. Los primeros en explorar esta posibilidad fueron Bates y Granger (1969) quienes encontraron que bajo el supuesto de que cada predictor fuera insesgado, las ponderaciones óptimas para la combinación deberían sumar la unidad. De esta forma se produce un pronóstico combinado insesgado que frecuentemente tiene un error cuadrático medio menor que cualquiera de los pronósticos individuales. La conclusión más importante de los estudios de Granger y su grupo fue la de señalar que en la construcción de un pronóstico se debe emplear toda la evidencia disponible. En la práctica esto implica que sería mejor usar varios modelos y combinarlos, y no seleccionar uno sólo.

A pesar de que el método propuesto era fácil de usar, su aceptación fue bastante lenta al principio. Entre otras cosas se argumentaba que si se necesitaba mezclar un modelo con otro para mejorar el pronóstico entonces probablemente el modelo no había sido correctamente especificado.

Afortunadamente, la creciente aceptación de la metodología Bayesiana de usar varios expertos y diferentes fuentes de evidencia para generar predicciones, reforzó la idea de usar múltiples modelos



para construir pronósticos combinados. Morris (1974), señala que si los resultados de diferentes modelos pueden ser tratados formalmente como pronósticos de diferentes expertos, entonces su combinación no debería generar ninguna controversia, pues equivaldría a combinar en la predicción distintos aspectos y fuentes de información.

Además, los fuertes resultados estadísticos obtenidos han permitido dejar atrás las críticas. Bajo el criterio de *minimizar la varianza del error del predictor, la combinación de pronósticos individuales, ya sea con errores independientes o correlacionados, es óptima, y nunca peor, en teoría, al pronóstico del mejor modelo individual* (Bunn, 1989). Además, los estudios empíricos generalmente reivindican la robustez en la práctica de la combinación.

Las aplicaciones de la combinación de pronósticos en macroeconomía han sido numerosas. Reid (1968) la usó para predecir el Producto Interno Bruto. En inflación la usaron Engel, Granger y Kraft (1984); Hafer y Hein (1985); de Menezes y Bunn (1993); Deutsch, Granger y Teräsvirta (1994); Volkov y Gladkov (1995). En demanda de dinero lo hicieron Figlewski y Urich (1983); Mills y Stephenson (1987). Para la tasa de cambio fue empleada por Bilson (1983); Blake y Beenstock (1986); Guerard (1989); Guerard y Clemen (1989); MacDonald y Marsh (1994). Para la tasa de crecimiento fue usada por Min y Zellner (1993). En los precios de las acciones la usaron Virtanen y Yli-Olli (1987); Staël y Von Holstein (1972); Donalson y Kamstra (1996). En ganancias de corporaciones lo hicieron Cragg y Malkiel (1968); Elton, Gruber y Gultekin (1981); Conroy y Harris (1987), Guerard y Beidleman (1987); y Newbold, Zumwalt y Kannan (1987). En ventas fue usada entre otros por Doyle y Fenwick (1976); Moriarty y Adams (1984); Sewall (1981); y Schnaars (1986a, b); en empleo la usó West (1996). Holt y Brandt (1985) y Guerard y Beidleman (1987) estiman los beneficios económicos que se derivan del uso de los pronósticos combinados. Castaño (1994) la usó para mejorar el pronóstico de un modelo econométrico cuando las variables predictoras contienen errores. Clemen (1989), presenta un extenso compendio bibliográfico sobre combinación de pronósticos.

### A. Algunos métodos de combinación de pronósticos

A continuación presentaremos algunos de los métodos más empleados para realizar la combinación de pronósticos. Dado que el cálculo de las ponderaciones de los pronósticos que intervienen en la combinación, puede ser realizado por medio de un modelo de regresión, las diferentes técnicas presentadas surgen como alternativas ante problemas muestrales de los pronósticos empleados o ante las violaciones de los diferentes supuestos del modelo de regresión lineal clásico.

#### 1. Procedimientos de combinación

Si se supone que una serie estacionaria  $y_t$  va a ser pronosticada usando una combinación de los pronósticos un paso adelante, de  $k$  modelos,  $f_t^j$ , para  $j=0,1,\dots,k$ , una pregunta relevante es ¿cómo se deberían escoger las ponderaciones de los  $k$  pronósticos para que se minimice la suma de los errores cuadráticos de la predicción?

Bates y Granger (1969) sugieren que si los  $k$  pronósticos son *insesgados* (es decir su error medio de predicción es cero), entonces la combinación:

$$y_t = \beta_1 f_t^1 + \beta_2 f_t^2 + \dots + \beta_k f_t^k$$

donde  $\beta_k = 1 - \beta_1 - \beta_2 - \dots - \beta_{k-1}$  (es decir, las ponderaciones suman la unidad) a menudo produce un pronóstico insesgado  $f_{t,c}$ , con error cuadrático menor que cualquiera de ellos. En la práctica las ponderaciones  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ , son obtenidas usando mínimos cuadrados restringidos. Ahora bien, en general, no hay razones para asegurar el insesgamiento de todos los pronósticos individuales.

Ante esta dificultad, Granger y Ramanathan (1984) muestran que la combinación

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 f_t^1 + \beta_2 f_t^2 + \dots + \beta_k f_t^k$$

donde las ponderaciones  $\beta_j$  son obtenidas por mínimos cuadrados ordinarios proporciona frecuentemente un pronóstico combinado

insesgado con error cuadrático medio menor que cualquiera de los pronósticos individuales  $f_i^j$ . Es de notar que en este procedimiento las ponderaciones ya no tienen que sumar la unidad y los pronósticos individuales no tienen que ser insesgados.

La estimación eficiente de las ponderaciones dependerá del cumplimiento de los supuestos del modelo lineal de regresión. De la violación de algunos de los supuestos o la presencia de problemas muestrales en el modelo, se derivan una serie de técnicas que permiten mejorar la estimación de las ponderaciones. A continuación veremos algunas de ellas.

#### **a. Relaciones de colinealidad entre los pronósticos**

Otros métodos para mejorar la combinación surgen ante el problema frecuente de la dependencia que existe entre los pronósticos individuales. Esta dependencia puede producir una sobrestimación de los errores estándar de los coeficientes de regresión (y por tanto valores  $t$  bajos) e inestabilidad en dichos coeficientes. La presencia de la multicolinealidad conduce al empleo de técnicas alternativas de estimación para el modelo de regresión.

Guerard y Clemen (1989), y Guerard (1989) discuten el uso de la regresión de Raíces Latentes (Webster et al, 1974, Gunst et al, 1976), de las Componentes Principales y la Regresión Ridge (Vinod y Ullah, 1981, y Hoerl, Kennard y Baldwin, 1975), para obtener una estimación más eficiente de las ponderaciones.

La regresión de Raíces Latentes y la regresión de Componentes Principales buscan identificar singularidades cercanas de las variables independientes (es decir, de los pronósticos individuales) y determinar su valor predictivo. Su objetivo es eliminar las singularidades cercanas no predictivas de las variables dependientes e independientes estandarizadas.

La Regresión Ridge busca un estimador al cual se le agrega un sesgo. Si este sesgo es pequeño y de forma tal que el coeficiente sesgado tiene error cuadrático medio menor que el del coeficiente insesgado, entonces la varianza del estimador Ridge es menor que la varianza del estimador



de mínimos cuadrados ordinarios. El parámetro que induce el sesgo, generalmente denotado por  $k$ , puede ser encontrado por inspección (Traza del Ridge, Hoerl y Kennard, 1970) o estimado (Hoerl, Kennard y Baldwin, 1975).

#### **b. Errores autocorrelacionados**

Otro aspecto que es considerado en la combinación de pronósticos aparece cuando surgen errores correlacionados en la regresión que combina los pronósticos. En general puede ser una buena idea permitir que la correlación serial en las regresiones combinantes capture la dinámica en la variable que va ser pronosticada no explicada capturada por los distintos pronósticos. Diebold (1985) muestra que si los pronósticos individuales se encuentran correlacionados, una combinación dinámica de ellos puede generar pronósticos mejorados.

Coulson y Robins (1993), siguiendo a Hendry y Mizon (1978), señalan que una regresión combinante con errores serialmente correlacionados es un caso especial de una regresión de combinación la cual incluye rezagos de la variable dependiente y rezagos de los pronósticos. En efecto, Hendry y Mizon (1978) observaron que el proceso de "blanquear" los residuales, a través de procedimientos como los de Cochran-Orcutt o similares, es equivalente a la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de regresiones dinámicas con restricciones no lineales sobre los parámetros. Por ejemplo, en el caso de primer orden, donde el error  $e_t$  sigue el esquema  $e_t = \rho e_{t-1} + v_t$ , con  $v_t$  ruido blanco, la ecuación de combinación propuesta por Granger y Ramanathan (1984), para el caso de dos pronósticos:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 f_t^1 + \beta_2 f_t^2 + e_t$$

puede ser escrita como:

$$y_t = \beta_0(1-\rho) + \beta_1 f_t^1 - \beta_1 \rho f_{t-1}^1 + \beta_2 f_t^2 - \beta_2 \rho f_{t-1}^2 + \rho y_{t-1} + v_t$$

Sin embargo, la ecuación anterior es una versión restringida de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos de primer orden:



$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 f_t^1 + \gamma_2 f_{t-1}^1 + \gamma_3 f_t^2 + \gamma_4 f_{t-1}^2 + \gamma_5 y_{t-1} + v_t$$

Hendry y Mizon (1978) aconsejan que primero se estime la ecuación anterior y luego se contrasten las restricciones  $\gamma_2 = -\gamma_1\gamma_5$  y  $\gamma_4 = -\gamma_3\gamma_5$ . Si no pueden ser rechazadas entonces se dice que la ecuación anterior obedece a una restricción de factor común (en los polinomios de rezagos) y se concluye que la restricción AR(1) es válida. Por tanto, en la práctica se debería comenzar con la estimación de la ecuación sin restricciones, luego realizar los contrastes de factores comunes, y si la restricción no es rechazada, el modelo:

$$y_t = \beta_0(1-\rho) + \beta_1 f_t^1 - \beta_1 \rho f_{t-1}^1 + \beta_2 f_t^2 - \beta_2 \rho f_{t-1}^2 + \rho y_{t-1} + v_t$$

es adecuado.