



ENSAYOS

sobre política económica

Pronósticos condicionados: método y aplicación al caso de la inflación 1991

Luis Fernando Melo.
Hugo Oliveros C.

Revista ESPE, No. 20, Art. 03, Diciembre de
1991
Páginas 87-105



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Pronósticos condicionados: método y aplicación al caso de la inflación 1991

Luis Fernando Melo
Hugo Oliveros C.*

Resumen

*En este documento se presentan pronósticos condicionados ARIMA de inflación para Colombia utilizando un estimador óptimo** propuesto por Guerrero (1989). Se utiliza la información comprendida entre enero de 1983 y junio de 1991, las metas del gobierno y los pronósticos de un modelo ARIMA construido para el Índice de Precios al Consumidor Total Ponderado, como input del proceso de generación de los pronósticos condicionados para inflación. Adicionalmente, se prueba la compatibilidad de las metas con los pronósticos ARIMA. Los resultados permiten concluir que una meta en tasa de inflación superior al 22.0% de variación anual, sería mucho más compatible con la evolución histórica del indicador hasta junio de 1991. Algunos escenarios alternativos son propuestos a este respecto.*

* División de Procesamiento de Datos. Los autores agradecen los comentarios de A. Carrasquilla y R. Steiner a una versión preliminar de este documento. Las opiniones aquí expresadas son exclusiva responsabilidad de los autores.

** Para cualquier combinación lineal.

I Introducción

Uno de los aspectos que desempeña un papel importante en la toma de decisiones y planeamiento de políticas económicas es el relacionado con la predicción de variables que presentan algún grado de incertidumbre. Es por esta razón que un sinnúmero de métodos de predicción han sido desarrollados a partir de modelos que basan sus pronósticos en el comportamiento histórico y actual de las variables.

De otro lado, es frecuente el establecimiento de metas las cuales en algunos casos se convierten en la trayectoria deseada, que es utilizada a menudo para evaluar las bondades del proceso de ajuste de las variables. Esto último implica, de alguna manera, la necesidad de **incorporar y probar** si la información adicional, la(s) meta(s), es(son) o no compatible(s) con el comportamiento histórico de las variables, o con un escenario que se supone verosímil en la evolución de las variables que determinan el comportamiento de la variable objetivo de la política económica.

En el presente documento se presenta y replica una metodología desarrollada por Guerrero (1989), que permite construir pronósticos condicionados. El método obtiene una proyección condicionada usando los pronósticos provenientes de modelos ARIMA e información adicional sobre el futuro próximo de la variable. Esta información corresponde en algunos casos a restricciones lineales sobre el vector de pronósticos y/o información preliminar sobre la evolución de la variable.

El método propuesto permite generar un pronóstico condicionado y facilita la evaluación de qué tan verosímil es o no el sendero sugerido¹. Las restricciones son introducidas aquí en forma de combinaciones lineales de los valores futuros (las metas) con pronósticos obtenidos de un modelo univariado ARIMA para la serie, y mediante un proceso de minimización se obtienen los pronósticos condicionados óptimos².

Con el propósito de probar esta metodología se decidió construir pronósticos condicionados para la serie del Índice de Precios al Consumidor Total Ponderado (IPC) en 1991. Las restricciones que se utilizaron en este caso corresponden a la meta anunciada por el Gobierno en términos de inflación para 1991, 22% de variación anual al finalizar 1991, y un sendero que fue derivado de Carrasquilla (1991), el cual conduce también al 22% al finalizar el año³.

¹ Permite decidir si existe compatibilidad entre la meta sugerida y la evolución histórica de la variable.

² Para cualquier restricción lineal que se imponga porque tienen error cuadrático mínimo.

³ Se consideraron los meses de junio, septiembre y diciembre de 1991.

El documento ha sido dividido en cuatro partes, en la segunda se presenta la formulación estadística y las soluciones al problema, mientras que en la tercera se muestran los resultados al aplicar este procedimiento a la serie IPC. Finalmente las conclusiones más relevantes son presentadas en la cuarta sección.

II Metodología

Los pronósticos condicionados usan como insumo primario las predicciones univariadas obtenidas al ajustar un modelo ARIMA estacionario⁴ a la serie. Una vez generados los pronósticos como combinación lineal de los residuos del modelo ARIMA, se introduce la condición (restricción) y se obtienen unas predicciones con menor error cuadrático medio, i.e. menor varianza residual, que pueden cumplir exactamente con la restricción⁵, o que tienen unos intervalos de confianza que la contienen.

El procedimiento sugerido por Guerrero (1989) permite desarrollar un test de compatibilidad el cual conduce a la construcción de unos pronósticos condicionados sin y con incertidumbre. La hipótesis nula en este caso implica que el pronóstico condicionado se cumple con probabilidad uno para los puntos con restricciones, en tanto que en la alterna, la condición se cumple pero con algún grado de certidumbre, usualmente de orden $(1-\alpha)$ con $0 < \alpha < 1$.

2.1 Procedimiento sin incertidumbre

Sea Z_t una serie de tiempo observada durante $t=1, \dots, n$, con una representación ARIMA, la cual puede ser expresada a través de un modelo de media móvil puro⁶ de la forma:

$$(1) \quad Z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j a_{t-j}$$

donde a_t es una serie ruido blanco $a_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ y ψ_j constantes conocidas que se pueden derivar a partir de los filtros del modelo ARIMA.

Las restricciones o metas sobre los pronósticos de la variable Z_t se asumen que están dadas como una combinación lineal de sus valores futuros, así, si se tienen m restricciones sobre un horizonte de pronóstico h , esto puede ser expresado como:

⁴ Lo cual implica que el modelo ARIMA contiene filtro(s) autorregresivo(s) invertible(s).

⁵ Si ésta es altamente verosímil dada la evolución de la serie.

⁶ Véase Wold Decomposition en Granger y Newbold (1986).

$$(2) \quad Y = C Z_F$$

donde:

- Z_F está definido como el vector de pronósticos sobre un horizonte de longitud h , Z_F tiene la forma:
 $Z_F = (Z_{n+1}, Z_{n+2}, \dots, Z_{n+h})'$;
- $z_0 = (z_1, z_2, \dots, z_n)'$ vector que contiene la serie observada;
- Y es el vector de restricciones de dimensión m ;
- C es la matriz de contrastes de dimensión $m \times h$.

La obtención de los pronósticos condicionados puede ser vista como un problema de minimización de la varianza del error de pronóstico sujeto a la restricción: $Y = C Z_F$. Este proceso puede desarrollarse utilizando varias alternativas con similares resultados.

Minimizando el error medio cuadrático y suponiendo insesgamiento del error de pronóstico se obtiene que el estimador del vector de pronósticos condicionados óptimos de Z sobre el horizonte de longitud h es:

$$(3) \quad \hat{Z}_F = E(Z_F/Z = z_0) + \hat{A}[Y - CE(Z_F/Z = z_0)] \text{ con } \hat{A} = \Psi\Psi'C'(C\Psi\Psi'C')^{-1}$$

siendo:

- $E(Z_F/Z = z_0)$ el vector de pronósticos no condicionados sobre un horizonte de longitud h obtenidos del modelo univariado ARIMA para la variable Z .
- Ψ una matriz triangular inferior, cuyos elementos son las ponderaciones ψ_j obtenidas en (1).
- A es una matriz obtenida en el proceso de minimización de la varianza, la cual depende en algún sentido de Y en (2) a través de la matriz C .

Es importante señalar que en la medida en que las restricciones (las metas) se asemejen a las combinaciones lineales de los pronósticos ARIMA, i.e. si se cumple que:

$$[Y - CE(Z_F/Z = z_0)] \rightarrow 0$$

los pronósticos condicionados, \hat{z}_F , convergerán a los pronósticos ARIMA.

2.1.1 Prueba de hipótesis de compatibilidad e intervalos de confianza

Para decidir si Y (la meta) puede ser considerada consistente con los datos históricos, se plantea la siguiente prueba de hipótesis:

$$H_0: Y = CZ_F$$

para la cual se construyen dos estadísticas:

$$(4) \quad K_1 = [W'(C\Psi\Psi'C)^{-1}W]/\sigma_a^2 \text{ con } W = Y - CE(Z_F/Z = z_0)$$

y

$$(5) \quad K_2 = [W'(C\Psi\Psi'C)^{-1}W]/(m\sigma_a^2) \text{ con } W = Y - CE(Z_F/Z = z_0)$$

El valor que tomen las estadísticas K_1 y K_2 dependen básicamente del valor que tome W . Si W es grande, i.e. grandes discrepancias entre las restricciones (las metas) y los pronósticos ARIMA (la historia replicada a través de un modelo o sus combinaciones lineales) K_1 y K_2 tomarán valores altos. Bajo la hipótesis nula se tiene: $K_1 \sim \chi^2_{(m)}$ y $K_2 \sim F_{(m, N-K)}$ donde K es el número de parámetros en el modelo ARIMA y m es el número de restricciones.

Si las estadísticas K_1 o K_2 no son lo suficientemente altas, la hipótesis nula no podrá ser rechazada y, en consecuencia, se pueden derivar intervalos de confianza para z_F , basados en la distribución del error de pronóstico, el cual cumple con las siguientes condiciones:

$$(6) \quad e_F = Z_F - \hat{Z}_F; E(e_F/Z = z_0, Y) = 0 \text{ y } COV(e_F/Z = z_0, Y) = \sigma_a^2\Psi\Psi'(I - \hat{A}C)'$$

así los intervalos de confianza del $100(1-\alpha)\%$ están dados por:

$$(7) \quad \hat{z}_F \pm v_{1-\alpha/2} [V\hat{A}R(e_F/Z = z_0, Y)]^{1/2}$$

donde $v_{1-\alpha/2}$ es el percentil $100(1-\alpha)\%$ de la distribución normal.

Una característica importante de la matriz de covarianzas de estos errores es que la varianza del error del pronóstico condicionado siempre será menor que la estimada inicialmente con el modelo ARIMA, $\sigma_a^2\Psi\Psi'$. Por lo tanto, los pronósticos condicionados basados en Y y $Z = z_0$ siempre serán más precisos que los obtenidos usando únicamente la información contenida en z_0 . El uso⁷ de la matriz de varianza covarianza definida en (6) es lícito si el test de compatibilidad induce al no rechazo de la hipótesis nula definida en (2).

2.2 Procedimiento con incertidumbre

En el caso en que la hipótesis de compatibilidad sea rechazada se plantea la posibilidad de considerar que la información adicional no sea tan precisa, i.e. las restricciones se cumplen pero con un margen de error, de tal forma que para la obtención de los pronósticos condicionados óptimos se introduce un error,

$$(8) \quad Y = CZ_F + U$$

⁷ Por ejemplo: para construir intervalos de confianza.

donde U es un vector aleatorio de error no observado que sigue una distribución, usualmente simétrica, por ejemplo $U \sim N_m(0, \Sigma_U)$.

Bajo estos supuestos se logran los siguientes resultados:

$$(9) \quad \hat{Z}_{F,U} = E(Z_F/Z = z_0) + \hat{A}_U [Y - CE(Z_F/Z = z_0)]$$

siendo $\hat{Z}_{F,U}$ el pronóstico condicionado con:

$$\hat{A}_U = \Psi\Psi' C'(C\Psi\Psi' C' + \Sigma_U/\sigma_\epsilon^2)^{-1}$$

y

$$e_{F,U} = Z_F - \hat{Z}_{F,U} \quad \text{COV}[e_{F,U}/Z = z_0, Y, U] = \sigma_\epsilon^2 \Psi\Psi'(I - \hat{A}_U) C'$$

por lo tanto los intervalos de confianza del $100(1-\alpha)\%$ están dados por:

$$(10) \quad z_{F,U} \pm v_{1-\alpha/2} [\text{VÁR}(e_{F,U}/Z = z_0, Y, U)]^{1/2}$$

donde $v_{1-\alpha/2}$ es el percentil $100(1-\alpha)\%$ de la distribución normal.

2.2.1 Selección de la matriz U

En el caso anterior, cuando se incorpora variabilidad a las restricciones, es necesario especificar la matriz Σ_U , la cual inicialmente puede ser proporcionada por una fuente externa de información como un modelo econométrico. Sin embargo, si no se cuenta con la información adicional a este respecto, Guerrero (1989) propone un método en el cual, basados en la distribución de la diferencia entre Y y $CE(Z_F/Z = z_0)$, se construye una estadística K_U^α :

$$(11) \quad K_U^\alpha = [W'(C\Psi\Psi' C' + \Sigma_U/\sigma_\epsilon^2)^{-1} W]/\sigma_\epsilon^2 \quad \text{con } W = Y - CE(Z_F/Z = z_0)$$

la cual puede ser usada para especificar la matriz Σ_U , si ocurre que: $K_U < \chi_m^2(\alpha)$ donde $\chi_m^2(\alpha)$ es el percentil α de una variable aleatoria distribuida Chi-cuadrado.

Es importante señalar que el nivel de error en los pronósticos condicionados bajo un régimen de incertidumbre depende del nivel α que se escoja, i.e. para cada valor de α existe una Σ_U diferente. En el caso de más de una restricción se hace necesario involucrar algunos supuestos sobre la matriz de varianzas covarianzas de los errores de pronóstico; por ejemplo: si se asume que estos son homocedásticos y que no están correlacionados se tiene que $\Sigma_U = \sigma_U^2 I(m)$ siendo $I(m)$ una matriz idéntica de tamaño m . De igual manera se puede utilizar una Σ_U especificada mediante un modelo econométrico, con lo cual se pueda involucrar la presencia de autocorrelación entre los elementos del vector U .

III Resultados

En los Anexos 1, 2 y 3 se presentan los resultados de la estimación de los modelos ARIMA para los tres períodos considerados en el proceso de generación de los pronósticos condicionados para la inflación en 1991. Es importante señalar que el modelo ARIMA que incluye los datos de IPC desde enero de 1983 hasta el mes de diciembre de 1990, no cambia significativamente tanto en su estructura, como en los valores estimados de los parámetros al actualizar la información a marzo y junio de 1991.

El valor de test de Ljung-Box⁸ del modelo para los tres períodos involucrados permite concluir que los residuos pueden ser considerados como realizaciones de series ruido blanco para la serie estacionaria que se examina:

$$(1 - B) (1 - B^{12}) \ln(\text{IPC}), \text{ con } t = 1, \dots, n.$$

Los modelos presentados en los anexos 1, 2 y 3 son utilizados para generar los pronósticos ARIMA con que se construyeron los pronósticos condicionados utilizando (3) o (9).

TABLA 1 *
Estadísticas y niveles críticos de significancia de la hipótesis de compatibilidad

Actualizado a:	Número de Restricciones			Pronóstico Arima Ver. Anual***
	Una	Dos**	Tres	
Diciembre-1990	K1: 1.4445 (0.2325)	K1: 1.4888 (0.4750)	K1: 1.5158 (0.6786)	27.7
	K2: 1.4445 (0.2325)	K2: 0.7444 (0.4778)	K2: 0.5053 (0.6796)	
Marzo-1991	K1: 2.1179 (0.1489)	K1: 2.3665 (0.3063)	K1: 2.4993 (0.4754)	27.7
	K2: 2.1179 (0.1489)	K2: 1.1833 (0.3107)	K2: 0.8331 (0.4789)	
Junio-1991	K1: 3.8883 (0.0514)	K1: 6.0804 (0.0478)	—	28.1
	K2: 3.8883 (0.0514)	K2: 3.0402 (0.0523)	—	

* Los números entre paréntesis corresponden a los niveles críticos de significancia (P-Value) asociados con la hipótesis de compatibilidad.

** crecimiento anual del 24% a septiembre/91 y 22% a diciembre/91 en IPC.

*** a diciembre de 1991.

⁸ Autocorrelation Check of Residuals en los anexos 1 a 3.

Dos tipos de restricciones fueron evaluadas para los meses mencionados anteriormente de resultados del IPC. La primera está relacionada con un solo punto, 22% de tasa anual de inflación a diciembre de 1991, una restricción, en tanto que la segunda corresponde a una trayectoria deseada de tasa anual de inflación construida por Carrasquilla (1991) de la cual se utilizan solamente las tasas anuales implícitas de los meses de junio, septiembre y diciembre (27.7%, 24.0% y 22%, respectivamente), tres restricciones.

De los resultados de los test de compatibilidad presentados en la Tabla 1 es conveniente comentar lo siguiente:

- Al finalizar 1990 la meta del 22% en inflación resultaba un tanto compatible con su evolución histórica⁹, al actualizar los datos a junio de 1991 la compatibilidad desaparece, con $\alpha > 0.0514$ se rechaza la hipótesis de compatibilidad. El pronóstico ARIMA para las variaciones anuales de IPC a diciembre de 1991 no aumenta sustancialmente, situándose en 28.1%.
- Se nota una clara disminución del máximo error tipo I al introducir los datos de marzo y junio de 1991. En el caso de una restricción el p-value¹⁰ pasa de 0.23 en diciembre a 0.14 en marzo y 0.05 en junio. Un patrón similar se presenta con dos y tres restricciones.
- Es evidente que bajo régimen de certidumbre una meta en tasa de inflación más compatible con la historia hasta junio de 1991, debe ser superior al 22%.
- El mayor nivel del p-value para el caso de dos y tres restricciones es debido a que las restricciones adicionales fueron diseñadas de tal forma que se llegara a un 22% de variación anual en diciembre de 1991, teniendo en cuenta una trayectoria basada en el comportamiento histórico de la variable (que es a su vez recogido correctamente también por el modelo ARIMA), permitiendo así acercarse al 22% de una manera menos abrupta.
- Los pronósticos condicionados con más de una restricción generan una trayectoria para la tasa de inflación más acentuada a la baja desde el comienzo¹¹ que hace que el resultado del test de compatibilidad descrito en 2.1.1 sea mayor al observado con una restricción, dada la gradualidad de la trayectoria de Carrasquilla (1991), y el incremento en el número de restricciones.

⁹ Puesto que el p-value del test en diciembre de 1990 era 0.23, la inclusión de metas intermedias favorece el proceso; es decir, los p-values se incrementan en la medida en que se aumenta el número de restricciones.

¹⁰ El p-value es equivalente al máximo error tipo I que reporta el test.

¹¹ Véanse anexos 4 y 5 en lo que se refiere a variaciones mensuales y anuales implícitas en los pronósticos condicionados bajo régimen de certidumbre.

En la Tabla 2 y Gráficas 1 y 2 son presentados los valores de los p-values asociados con diferentes escenarios de inflación para diciembre de 1991. Estos son encontrados al introducir uno a uno los valores de la primera columna de la tabla y calcular el valor de la estadística k_1^{12} . De los resultados encontrados se puede señalar lo siguiente:

TABLA 2
Potencia de la prueba de compatibilidad para IPC¹³

Variación anual	Potencia con datos actualizados a:		
	Diciembre/1990	Marzo/1991	Junio/1991
16	0.013	0.003	0.000
17	0.023	0.006	0.000
18	0.039	0.013	0.001
19	0.065	0.027	0.004
20	0.104	0.050	0.010
21	0.159	0.089	0.023
22	0.232	0.149	0.051
23	0.329	0.237	0.105
24	0.448	0.354	0.194
25	0.583	0.502	0.330
26	0.736	0.680	0.514
27	0.900	0.870	0.739
28	0.934	0.931	0.988
29	0.772	0.737	0.763
30	0.620	0.560	0.539
31	0.485	0.409	0.355
32	0.368	0.286	0.219
33	0.271	0.191	0.126
34	0.195	0.123	0.067
35	0.136	0.076	0.034
36	0.092	0.045	0.016
37	0.061	0.026	0.007
38	0.039	0.014	0.003
39	0.025	0.008	0.001
40	0.015	0.004	0.000

¹² Con k_2 se hubiese obtenido el mismo resultado pues sólo se cuenta con una restricción.

¹³ Para una definición de potencia, véanse Bickel y Doksum (1977).

GRAFICO 1
Datos actualizados a diciembre de 1990
POTENCIA DE LA PRUEBA DE COMPATIBILIDAD PARA IPC

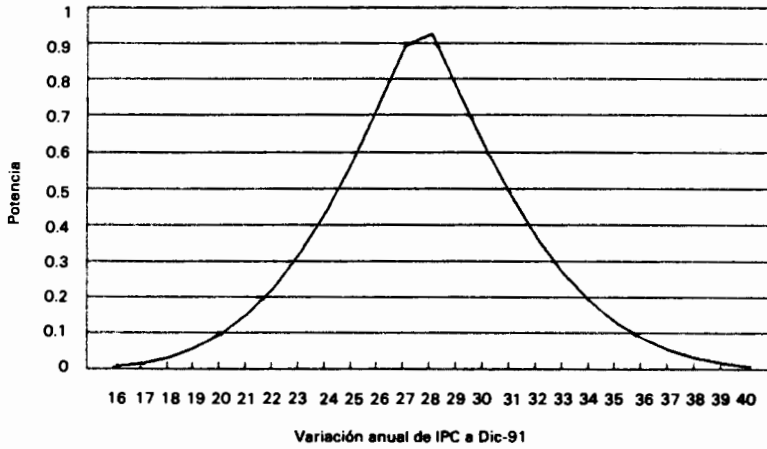
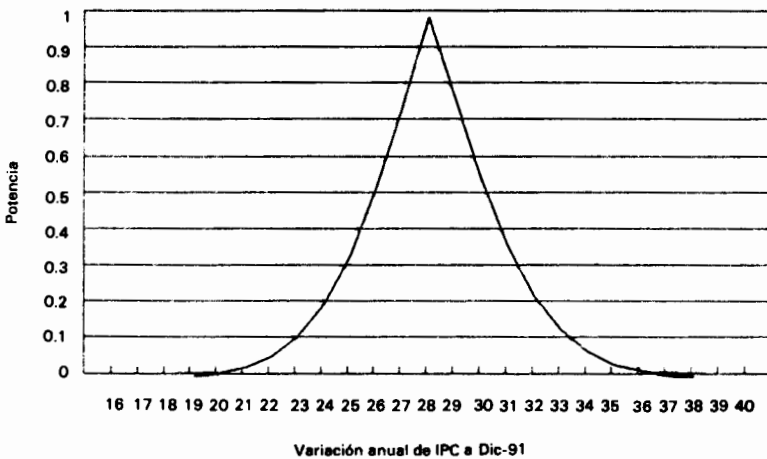


GRAFICO 2
Datos actualizados a junio de 1991
POTENCIA DE LA PRUEBA DE COMPATIBILIDAD PARA IPC



- Se observa claramente que en la medida en que se actualizan los datos involucrados en el proceso de estimación de los pronósticos condicionados, los p-values se disminuyen considerablemente en escenarios de inflación alta y baja.
- El mantenimiento de niveles de inflación por encima de 32% (el nivel de inflación alcanzado en 1990) está asociado con p-values que decrecen; sin embargo, es importante anotar que las tasas de inflación más verosímiles a diciembre de 1991, no cambian significativamente de un proceso de actualización a otro. Entre el 27% y 28% con a datos diciembre de 1990 y marzo de 1991, y 28% con datos a junio de 1991.
- Un escenario de inflación al finalizar 1991 que podría considerarse como altamente verosímil es aquel que esté entre 26% y 29% (p-values por encima de .75, con datos actualizados a junio 1991).

Dada la baja compatibilidad entre la meta y los pronósticos ARIMA en el modelo con datos actualizados a junio de 1991, se presentan adicionalmente los pronósticos condicionados bajo régimen de incertidumbre. Estos resultados son obtenidos utilizando la ecuación (9) y (11) con tan solo una restricción (22% de inflación anual a diciembre de 1991) y son presentados en las Tablas 3 y 4¹⁴. Bajo este esquema es pertinente realizar los siguientes comentarios:

- Los pronósticos condicionados se sitúan por encima de los presentados bajo régimen de certidumbre, tal como era de esperarse¹⁵.
- Los pronósticos condicionados bajo este régimen dependen básicamente de \hat{A}_U y de la diferencia entre la meta propuesta y la combinación lineal del pronóstico ARIMA $[Y - CE(Z_F/Z = z_0)]$ definido en (9). El valor de \hat{A}_U depende inversamente de la estimación de Σ_U ($\Sigma_U = \sigma_U$ puesto que en este caso $m = 1$), la cual a su vez depende directamente del valor α con que se construya el K_U^α en (11). Por lo tanto si la diferencia entre Y y $CE(Z_F/Z = z_0)$ es mayor que cero se tiene que $\hat{Z}_{F,U}^{\alpha_1} < \hat{Z}_{F,U}^{\alpha_2}$ con $\alpha_1 > \alpha_2$. En este caso debido a que la meta se encuentra por debajo de los pronósticos ARIMA, el aumento en α se traduce en unos pronósticos condicionados más altos.
- Los intervalos de confianza reflejan correctamente el esquema de construcción de los pronósticos. Si el nivel de α se aumenta, se incrementa $\hat{\sigma}_U$ y en consecuencia los intervalos de confianza son más amplios que los iniciales.

¹⁴ Se utiliza un valor $\alpha > 0.1$ sólo para ilustrar la bondad del procedimiento.

¹⁵ Basta con tan sólo comparar \hat{A} y \hat{A}_U definidas en la Sección 2.

TABLA 3

Variaciones anuales para IPC
Modelo con una restricción - Actualizado a junio de 1991
Pronósticos condicionados bajo régimen de incertidumbre

Fecha	Pronóstico arima			Pronóstico condicionado Alfa(U): 0.10*			Pronóstico condicionado Alfa(U): 0.20*		
	Prono.	L95**	UP95++	Prono.	L95**	UP95++	Prono.	L95**	UP95++
Jul. 91	31.0	29.1	32.9	30.4	28.7	32.2	30.7	28.9	32.5
Ago. 91	30.3	27.1	33.6	29.0	26.2	31.8	29.5	26.5	32.5
Sep. 91	29.2	25.0	33.4	27.1	23.8	30.4	27.9	24.3	31.6
Oct. 91	28.9	24.0	33.9	26.0	22.6	29.5	27.1	23.1	31.2
Nov. 91	26.8	23.3	34.5	25.1	21.8	28.5	26.6	22.3	31.0
Dic. 91	26.1	22.1	34.4	23.8	20.6	27.2	25.5	21.0	30.2

* Nivel de Significancia Asociado a la hipótesis utilizada para la selección de σ_u .

** Límite inferior del intervalo de confianza del 95%.

++ Límite superior del intervalo de confianza del 95%.

TABLA 4

Variaciones mensuales para IPC
Modelo con una restricción - Actualizado a junio de 1991
Pronósticos condicionados bajo régimen de incertidumbre

Fecha	Pronóstico arima			Pronóstico condicionado Alfa(U): 0.10*			Pronóstico condicionado Alfa(U): 0.20*		
	Prono.	L95**	UP95++	Prono.	L95**	UP95++	Prono.	L95**	UP95++
Jul. 91	1.35	-0.09	2.81	0.92	-0.43	2.28	1.09	-0.30	2.49
Ago. 91	1.06	-1.44	3.63	0.44	-1.72	2.86	0.69	-1.62	3.04
Sep. 91	1.47	-1.76	4.82	0.85	-1.71	3.49	1.10	-1.75	4.02
Oct. 91	1.69	-2.14	5.67	1.07	-1.66	3.66	1.31	-1.89	4.61
Nov. 91	1.97	-2.37	6.51	1.35	-1.34	4.11	1.59	-1.84	5.14
Dic. 91	1.96	-2.83	6.99	1.46	-1.22	4.22	1.66	-2.00	5.45

* Nivel de Significancia Asociado a la hipótesis utilizada para la selección de σ_u .

** Límite inferior del intervalo de confianza del 95%.

++ Límite superior del intervalo de confianza del 95%.

IV Conclusiones

La leve disminución de la tendencia de la tasa anual de inflación, 32.4% a diciembre de 1990 y 31.0% en junio de 1991, hace que la meta del 22% para fin de año sea inalcanzable. La significancia del test de compatibilidad es apenas de $\alpha = .051$ ó $\alpha = .052$ con una y dos restricciones, respectivamente.

Una meta de variación anual a diciembre de 1991 más compatible con la evolución histórica pueden derivarse usando la función de potencia del test de compatibilidad (Tabla 2 y Gráfica 2). Se observa que la tasa de inflación más verosímil¹⁶ se encuentra alrededor de 28.1% y corresponde la tasa de inflación anual implícita en el pronóstico ARIMA. Si la tendencia es a la baja, entre el 25% y el 27% se encontrarían valores alternativos para la tasa de inflación con un alta probabilidad de ser compatibles con los valores observados de la serie hasta junio de 1991.

Es evidente que resulta bastante útil el poder comprobar si las metas impuestas ex-ante son y continúan siendo compatibles con la evolución histórica de la variable. Sin embargo, resultaría mucho más adecuada la construcción de pronósticos condicionados en un contexto mucho más general. Guerrero (1991) ya inició un ejercicio en el marco de modelos de transferencia, el cual podría ser utilizado como punto de partida en la discusión de pronósticos condicionados involucrando relaciones de causalidad entre variables. De otro lado, los pronósticos podrían derivarse a partir de una especificación de carácter mucho más general utilizando modelos VARMA o VAR y esgrimiendo los mismos argumentos empleados por Guerrero (1989).

¹⁶ Donde la función de potencia toma aproximadamente el valor de uno.

Referencias

Bickel, P.J., and Doksum, K.A., *Mathematical Statistics*, Okland, California: Holden-Day (1977).

Carrasquilla, A. "Una propuesta sobre el manejo monetario en Colombia", *Documento Interno Departamento de Investigaciones Económicas* (1991).

Granger, W., and Newbold, P. *Forecasting Economic Time Series*, New York: Academic Press (1986).

Guerrero, V. M., "Optimal Conditional ARIMA Forecasts", *Journal of Forecasting*, V 8 pp. 215-229 (1989).

Guerrero, V.M., "Pronósticos restringidos con modelos de función de transferencia", Instituto Tecnológico Autónomo de México, ITAM, mimeo (1991).

ANEXO 1

**Modelo Arima para IPC
actualizado a diciembre de 1990**

ARIMA PROCEDURE

Model for variable: Ln(IPC)
Periodos de diferenciación = 1,12.

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Approx. Std. Error	T Ratio	Lag
MA1,1	-0.43621	0.09422	-4.63	1
MA2,1	0.81060	0.17143	4.73	12
AR1,1	0.27453	0.10398	2.64	11

Variance Estimate = 0.00005706
Std. Error Estimate = 0.00755388
AIC = -559.07155
SBC = -551.81503
Number of Residuals = 83

Correlations of the Estimates

Parameter	MA1,1	MA2,1	AR1,1
MA1,1	1.000	0.018	-0.070
MA2,1	0.018	1.000	0.049
AR1,1	-0.070	0.049	1.000

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi Square	DF	Prob	Autocorrelations					
6	4.43	3	0.219	0.091	0.167	-0.037	-0.001	-0.059	0.096
12	7.98	9	0.536	-0.040	0.044	0.062	0.054	0.021	-0.159
18	9.56	15	0.847	-0.039	-0.047	0.027	-0.011	-0.025	0.098
24	16.64	21	0.733	0.145	0.078	-0.123	0.017	-0.086	0.110

ANEXO 2

**Modelo Arima para IPC
actualizado a marzo de 1991**

ARIMA PROCEDURE

Model for variable: Ln(IPC)

Periodos de diferenciación = 1,12.

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Approx. Std. Error	T Ratio	Lag
MA1,1	-0.43296	0.09348	-4.63	1
MA2,1	0.79683	0.14794	5.39	12
AR1,1	0.27462	0.10277	2.67	11

Variance Estimate = 0.00005579
 Std. Error Estimate = 0.00746956
 AIC = -582.41055
 SBC = -575.04751
 Number of Residuals = 86

Correlations of the Estimates

Parameter	MA1,1	MA2,1	AR1,1
MA1,1	1.000	0.027	-0.070
MA2,1	0.027	1.000	0.065
AR1,1	-0.070	0.065	1.000

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi Square	DF	Prob	Autocorrelations					
6	4.49	3	0.213	0.087	0.166	-0.034	-0.009	-0.057	0.09
12	8.33	9	0.501	-0.049	0.046	0.062	0.050	0.019	-0.16
18	10.12	15	0.812	-0.037	-0.056	0.027	-0.010	-0.030	0.10
24	17.97	21	0.651	0.147	0.074	-0.127	0.020	-0.095	0.11

ANEXO 3

**Modelo Arima para IPC
actualizado a junio de 1991**

ARIMA PROCEDURE

Model for variable: Ln(IPC)
Periodos de diferenciación = 1,12.

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Estimate	Approx. Std. Error	T Ratio	Lag
MA1,1	-0.43342	0.09152	-4.74	1
MA2,1	0.80785	0.14447	5.59	12
AR1,1	0.27844	0.10044	2.77	11

Variance Estimate = 0.00005355
 Std. Error Estimate = 0.00731761
 AIC = -606.35512
 SBC = -598.88921
 Number of Residuals = 89

Correlations of the Estimates

Parameter	MA1,1	MA2,1	AR1,1
MA1,1	1.000	0.042	-0.066
MA2,1	0.042	1.000	0.058
AR1,1	-0.066	0.058	1.000

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi Square	DF	Prob	Autocorrelations					
6	4.73	3	0.192	0.088	0.168	-0.034	-0.007	-0.054	0.102
12	8.53	9	0.481	-0.047	0.052	0.064	0.053	0.018	-0.157
18	10.38	15	0.795	-0.037	-0.052	0.029	-0.007	-0.032	0.102
24	18.40	21	0.624	0.147	0.077	-0.124	0.024	-0.095	0.121

ANEXO 4

Variaciones anuales para IPC
Pronósticos condicionados bajo régimen de certidumbre

Datos actualizados a diciembre de 1991

Fecha	Promedio histórico			Pronósti- co Arima	Pronóstico condicionado		
	81-90	86-90	88-90		Número de restricciones		
					Una	Doce	Tres
Ene. 91	23,4	24,6	26,1	32,2	31,8	31,8	31,9
Feb. 91	23,7	24,8	26,8	31,5	30,5	30,5	30,8
Mar. 91	23,8	24,7	26,8	31,1	29,6	29,5	29,7
Abr. 91	23,7	24,7	27,1	31,1	29,2	29,0	29,2
May. 91	23,6	24,1	27,2	31,2	28,7	28,5	28,8
Jun. 91	23,7	24,2	27,6	30,6	27,7	27,4	27,7
Jul. 91	23,7	24,7	27,6	30,6	27,2	26,8	27,0
Ago. 91	23,6	25,2	28,1	29,9	26,0	25,6	25,7
Sep. 91	23,9	25,5	28,6	28,7	24,4	24,0	24,0
Oct. 91	23,8	25,8	28,6	28,4	23,6	23,4	23,3
Nov. 91	23,6	26,0	28,6	28,3	23,1	23,0	23,0
Dic. 91	23,9	26,3	28,9	27,7	22,0	22,0	22,0

Datos actualizados a marzo de 1991

Fecha	Promedio histórico			Pronósti- co Arima	Pronóstico condicionado		
	81-90	86-90	88-90		Número de restricciones		
					Una	Doce	Tres
Abr. 91	23,7	24,7	27,1	31,1	30,6	30,5	30,3
May. 91	23,6	24,1	27,2	31,1	30,0	29,7	29,2
Jun. 91	23,7	24,2	27,6	30,6	28,7	28,2	27,7
Jul. 91	23,7	24,7	27,6	30,6	28,0	27,4	26,9
Ago. 91	23,8	25,2	28,1	29,9	26,7	25,8	25,7
Sep. 91	23,9	25,5	28,6	28,6	24,9	24,0	24,0
Oct. 91	23,8	25,8	28,6	28,5	23,9	23,3	23,3
Nov. 91	23,6	26,0	28,6	28,4	23,2	22,9	22,9
Dic. 91	23,9	26,3	28,9	27,7	22,0	22,0	22,0

Datos actualizados a junio de 1991

Fecha	Promedio histórico			Pronóstico Arima	Pronóstico condicionado	
	81-90	86-90	88-90		Número de restricciones	
					Una	Doce
Jul. 91	23,7	24,7	27,6	31,0	30,2	29,5
Ago. 91	23,8	25,2	28,1	30,3	28,4	26,8
Sep. 91	23,9	25,5	28,6	29,2	26,1	24,0
Oct. 91	23,8	25,8	28,6	28,9	24,7	23,1
Nov. 91	23,8	26,0	28,6	28,8	23,5	22,6
Dic. 91	23,9	26,3	28,9	28,1	22,0	22,0

ANEXO 5

Variaciones mensuales para IPC
Pronósticos condicionados bajo régimen de certidumbre

Datos actualizados a diciembre de 1991

Fecha	Promedio histórico			Pronóstico Arima	Pronóstico condicionado		
	81-90	86-90	88-90		Número de restricciones		
					Una	Doce	Tres
Ene. 91	2,42	3,11	3,04	3,20	2,88	2,87	2,90
Feb. 91	2,68	3,24	3,68	3,05	2,63	2,60	2,64
Mar. 91	2,54	2,64	2,76	2,60	2,21	2,16	2,21
Abr. 91	2,71	2,84	3,08	2,83	2,44	2,39	2,44
May. 91	2,01	1,29	1,81	2,02	1,63	1,58	1,63
Jun. 91	1,50	1,19	1,91	1,50	1,12	1,07	1,09
Jul. 91	1,04	1,16	1,45	1,34	0,95	0,91	0,85
Ago. 91	0,69	0,69	0,93	1,05	0,66	0,62	0,53
Sep. 91	1,22	1,42	1,49	1,47	1,08	1,07	1,00
Oct. 91	1,52	1,81	1,70	1,69	1,29	1,39	1,37
Nov. 91	1,63	1,89	1,73	1,97	1,57	1,71	1,71
Dic. 91	1,67	2,11	2,07	2,01	1,81	1,71	1,72

Datos actualizados a marzo de 1991

Fecha	Promedio histórico			Pronóstico Arima	Pronóstico condicionado		
	81-90	86-90	88-90		Número de restricciones		
					Una	Doce	Tres
Abr. 91	2,71	2,84	3,08	2,71	2,33	2,23	2,10
May. 91	2,01	1,29	1,81	2,01	1,47	1,33	1,14
Jun. 91	1,50	1,19	1,91	1,51	0,97	0,83	0,72
Jul. 91	1,04	1,16	1,45	1,35	0,81	0,67	0,76
Ago. 91	0,69	0,69	0,93	1,07	0,53	0,39	0,57
Sep. 91	1,22	1,42	1,49	1,48	0,94	0,69	1,03
Oct. 91	1,52	1,81	1,70	1,70	1,15	1,34	1,37
Nov. 91	1,63	1,89	1,73	1,97	1,42	1,71	1,69
Dic. 91	1,67	2,11	2,07	1,97	1,53	1,75	1,74

Datos actualizados a junio de 1991

Fecha	Promedio histórico			Pronóstico Arima	Pronóstico condicionado	
	81-90	86-90	88-90		Número de restricciones	
					Una	Doce
Jul. 91	1,04	1,16	1,45	1,35	0,73	0,21
Ago. 91	0,69	0,69	0,93	1,06	0,17	-0,56
Sep. 91	1,22	1,42	1,49	1,47	0,58	0,14
Oct. 91	1,52	1,81	1,70	1,69	0,79	1,20
Nov. 91	1,63	1,89	1,73	1,97	1,07	1,79
Dic. 91	1,67	2,11	2,07	1,96	1,24	1,81