



# ENSAYOS

sobre política económica

---

## *Modelos de rezagos distribuidos para las series colombianas de precios*

Hugo Oliveros C.,  
Ismael Rodríguez

Revista ESPE, No. 7, Art. 04, Junio de 1985  
Páginas 91-101



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.

# Modelos de rezagos distribuidos para las series colombianas de precios\*

Hugo Oliveros e Ismael Rodríguez

---

## I INTRODUCCION

---

El presente trabajo ha sido motivado en parte por los resultados alcanzados por Herrera en "Tipo de cambio, precios y salarios: la experiencia colombiana con las minidevaluaciones" (1984) y por los adelantos alcanzados en la construcción de modelos de rezagos distribuidos presentados en un reciente artículo por Schwert "Test of Causality: The message in the Innovations" (1983) (1).

La evidencia de independencia estadística entre las series de Índice de Precios al Consumidor, IPC, Índice de Precios al por Mayor según origen Industrial, IPMI, y un indicador de Tasa de Cambio en términos nominales, TC, para el período compren-

dido entre 1970 y 1983, en el caso de Herrera, parece contradecir algunos postulados de la teoría económica, los cuales son ampliamente discutidos en su documento y serán retomados parcialmente en éste.

La independencia se encontró al tratar de estimar funciones de transferencia entre precios (tomando el IPC y el IPMI) y tasa de cambio. Esta estimación implica en primer lugar un proceso de chequeo y establecimiento de causalidad entre las variables y, en segundo lugar, de construcción

---

\* Trabajo presentado en la V Reunión Latinoamericana de Econometría, Econometric Society Capítulo Latinoamericano, por Hugo Oliveros e Ismael Rodríguez, Universidad Nacional de Colombia, junio de 1984. Versión revisada.

(1) Herrera, S., 1984. "Tipo de cambio, precios y salarios: la experiencia colombiana con las minidevaluaciones", MONETARIA, CEMLA.

Schwert, G. 1983 "Test of Causality: The Message in the innovations" Theory Policy and Institutions: Papers from the Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy. Nort Holland.

de los modelos de transferencia. Sin embargo, la hipótesis no pudo ser rechazada a los niveles usuales del 5% y 1%.

Schwert propone, cuando existe independencia entre las variables, formular modelos de rezagos distribuidos. Las correlaciones cruzadas entre los errores estimados a partir de los modelos ARIMA construidos son utilizadas para probar y construir el modelo de rezagos. Esta metodología difiere de la propuesta por Box-Jenkins (2) en sus modelos de transferencia, en que ésta última usa el modelo univariado de la serie "input" para preblanquear el "output", mientras que Schwert propone preblanquear el "output" con su propio modelo (3).

## II MODELOS DE REZAGOS DISTRIBUIDOS

En muchas ocasiones al intentar examinar la relación existente entre dos o más variables se presentan problemas al tratar de especificar la función que entre ellas prevalece. En algunos casos, el supuesto de covarianza contemporánea entre las variables resulta ser apenas una aproximación tangencial al problema, y más aún, cuando se formula sobre la base de la definición de una relación estadística que se hace ex-ante, incluso sin consultar relaciones rezagadas entre las variables.

En términos generales el anterior problema es un típico caso de métodos de regresión sin variables rezagadas, y con relaciones de causalidad definidas ex-ante de acuerdo a un marco teórico específico, pero aún cuando éstas puedan establecerse sin algún impedimento, es probable que

relaciones de causalidad en otro sentido y biunívocas puedan definirse para un mismo fenómeno, lo que implicaría la redefinición de los modelos, el uso de ecuaciones simultáneas y recurrentes para la estimación de los efectos, o el diseño de esquemas de control de feedback.

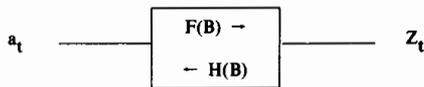
La definición de uno u otro modelo estará entonces supeditada a las pruebas que para tales efectos se han considerado convenientes: test de significancia, y examen de la autocorrelación a diferentes retardos, como también de la introducción en algunos casos partiendo de un marco teórico específico de variables rezagadas ya sean endógenas o exógenas. Sin embargo la postulación ex-ante de una relación específica implica en algunos casos errores, cuya valoración es posible hacerla a partir de una función de riesgo (4).

(2) Véase Box. G. Jenkins, G. 1976. Time Series Analysis Forecasting and control. Holden Day.

(3) En general un modelo ARIMA puede ser expresado como el resultado y del filtrado de una serie "white noise". Tomando la forma:

$$Z_t = F(B) a_t \quad \text{o} \quad a_t = H(B)Z_t$$

donde Z es una serie estacionaria: i. e. mantiene sus propiedades estadísticas independientemente del período de tiempo en que se mire: a es una serie "white noise":  $E(a) = 0$  y  $V(a) = \sigma^2$ . lo cual se cumple para todo t: F(B) es el filtro, en este caso es de media móvil, sin embargo dada la característica de invertibilidad del filtro es posible especificar el modelo de la siguiente manera:



siendo  $H(B) = F(B)$ .

(4) La función de riesgo puede construirse a partir de la definición de un "target value", (tv), y de un error cuadrático.

$$E \left[ \left( Y_{t+k} - Y_{tv} \right)^2 \right] \rightarrow 0; \text{ con } E(Y) = E(Y/X) \text{ y } V(Y) \geq V(Y/X)$$

En general, la propuesta metodológica hecha por los analistas de series de tiempo aparece como una alternativa razonable para iniciar la construcción de modelos en los cuales es necesario ante todo establecer si existe o no un proceso de feedback o de causalidad en un solo sentido. En muchas oportunidades a pesar de que existe una relación funcional entre las variables, movimientos en t de una, inducen cambios, que a su vez generan nuevas expectativas y por lo tanto un nuevo "target value" para los siguientes períodos (5).

Algunas veces la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula i. e. estar en una zona de indecisión, quita la validez a la construcción de modelos (6) o los resultados que se obtienen entran en pugna con el marco teórico. El análisis de esta situación ha conducido a estimar una relación rezagada entre variables en el primer caso, en tanto que la construcción de modelos vector ARMA (7) aparecería como una opción más viable en el segundo.

Schwert, (8) desarrolla y presenta algunos ejemplos relacionados con la metodología de construcción de modelos de rezagos distribuidos. LDM utilizando una estadística similar a la sugerida por Pierce y Haugh en la construcción de modelos dinámicos.

Considérese entonces el LDM para la serie  $Y_t$  como:

$$Y_t = \lambda(B) X_t + \eta_t \quad (9)$$

donde:

— Y no causa a X, pero X causa a Y

—  $\lambda(B)$  es un polinomio en B, operador de desplazamiento hacia atrás, el cual define los pesos y el impacto a diferentes rezagos.

—  $\eta_t$  es una serie de perturbaciones estacionaria que puede estar autocorrelacionada.

Introduciendo filtros de media móvil para las series  $Y_t$  y  $X_t$ ,  $F(B)$  y  $G(B)$  respectivamente, y suponiendo la existencia de un modelo para la serie  $\eta_t$ , es posible expresar al LDM de la siguiente manera (10):

$$F(B)v_t = \{ \lambda(B) G(B) \} u_t + L(B)e_t \quad (2)$$

$$v_t = \{ \lambda(B) * F^{-1}(B) * G(B) \} u_t + \{ L(B) * F^{-1}(B) \} e_t \quad (3)$$

o sea:

$$v_t = \alpha(B)u_t + W(B)e_t \quad (4)$$

Los  $\alpha_i$  implícitos en el polinomio definido por  $\alpha(B)$ , pueden ser estimados de la misma forma que los pesos de impulso respuesta de los modelos de función de transferencia y ruido. TFMN:

$$\alpha_i = \frac{\rho v(i) \varphi v}{\varphi u} \quad (5)$$

(5) El número de períodos i se podría determinar en estos casos utilizando modelos de esquemas de control de feedback desde el punto de vista metodológico, y haciendo un examen y chequeo del diseño de la política económica de tal forma que se establezcan los nexos entre los instrumentos, los objetivos, las variables sin y bajo control de la autoridad, etc. Véase Board of Governors of the Federal Reserve System 1981. "Seasonal Adjustment of the Monetary Aggregates" y Herrera op. cit. pág 1.

(6) Véase Pierce D. Haugh L. 1977. "Causality in temporal system: Characterizations and survey". Special Studies Paper. Federal Reserve Board: o Schwert op. cit.

(7) Véase Box, G. Tiao, G., 1981. "Modelling Multiple Time Series with Applications". JASA Vol. 76.

(8) Op. cit.

(9) La diferencia entre este modelo y los modelos clásicos de Koyck y de Altmon, no está solamente en la introducción de los operadores B, sino en la posible formulación de un modelo para la serie de residuales  $\eta_t$ .

(10)  $Y_t = F(B)v_t$ ;  $X_t = G(B)u_t$ ;  $\eta_t = L(B)e_t$

De tal forma que  $\lambda(B)$  puede ser aproximado por la expresión:

$$\lambda(B) = \{ \alpha(B) * F(B) * G^{-1}(B) \} \quad (6)$$

definiendo un sistema recurrente que permite estimar los  $\lambda$ , que son los coeficientes del LDM. Los  $\alpha_i$  son los coeficientes del LDM definido para  $v_t, u_t$ : la ganancia en el estado de equilibrio entre  $v$  y  $u$ ; i.e. entre  $Y$  y  $X$  series estacionarias, puede evaluarse a través de la asignación de  $B = 1$  para el polinomio en  $B$  definido en (3).

## III RESULTADOS

Dentro de esta sección se presentan los resultados del examen entre el IPMI vs TC y IPC vs TC. El cálculo de la estadística  $S$  sugerida por Pierce y Haugh (11) para probar el tipo y el sentido de las relaciones se muestra en la tabla 1. En tanto que los modelos y las correlaciones cruzadas se presentan dentro de los anexos 1 a 4.

TABLA 1

### PRUEBA DE HIPOTESIS DE CAUSALIDAD (12)

	Rezago		GL	S		Pr. error Tipo I	
	L	M		TC-IPC	TC-IPMI	IPC	IPMI
Feedback	-12	12	25	32.5	36.3	.144	.067
	-18	18	37	45.9	50.1	.149	.073
	-24	24	49	48.7	58.4	.485	.168
TC causa	1	12	12	16.9	13.7	.153	.320
	1	18	18	19.4	20.9	.367	.284
	1	24	24	21.6	23.1	.603	.513

Es conocido que bajo la hipótesis de no relación entre las variables la estadística  $S$  sigue una distribución  $X^2$  con  $(M-L+1)$  (13) grados de libertad. Los resultados presentados en la tabla 1 no permiten rechazar la hipótesis a los niveles usuales del 5% o menos, sugiriendo así la especificación de una relación rezagada. En la tabla 2 se presentan a continuación las estimaciones de los efectos  $\lambda_i$  y  $\alpha_i$  que facilitan la estimación de los impactos de TC a IPC y IPMI, como de sus respectivas innovaciones.

(11) Op. cit.

(12) La prueba  $X^2$  puede ser calculada a partir de la siguiente expresión:

$$S = X^2 = n * \sum_{i=L}^M r(i)_{uv}$$

siendo  $r$  el coeficiente de correlación cruzada muestral.

(13) El número de grados de libertad, GL, es  $(M-L+1)$  cuando se pasa por el rezago 0, y  $M$  partiendo del rezago 1.

TABLA 2

ESTIMACION DE LOS IMPACTOS DE TC  
A IPC Y IPMI BAJO LDM

Rezago	Utilizando innovaciones		Utilizando variables originales IPC
	IPC	IPMI	
0	.1132	.0317	.1132
1	-.1330	.0051	-.1269
2	-.0495	-.0480	-.0481
3	.0417	.0654	.0374
4	-.0688	-.0675	-.0683
5	.1920	.1452	.1885
6	-.1168	.0838	-.1079
7	-.0371	-.0613	-.0396
8	.0362	.1452	.0330
9	.0380	-.0603	.0386
10	.0063	.0859	.0086
11	-.0715	-.0726	-.0700
12	.0070	-.0777	-.0001
18	.0880	.0910	.0547
Efecto Acumulado	.0177	.4202	.8150

Se observa que un cambio de un punto en el indicador de tasa de cambio, TC, producirá .815 puntos de cambio en el nivel de IPC, dentro de dieciocho meses, las restantes variaciones en el IPC son atribuibles a su propia dinámica y a otras variables. El análisis se ha presentado de esta forma para facilitar la interpretación dado que las innovaciones presentan una referencia temporal diferente, y se requiere el mantenimiento de estacionaridad, el cual es alcanzado para la TC a partir de variaciones mensuales, en tanto que el de IPC en términos de cambios de nivel en la variación anual.

Para el caso de TC—IPMI los resultados se presentan para el caso de las innovaciones ya que el modelo de IPMI fue construido con base en la misma referencia temporal. Como se aprecia en la tabla 2, el

impacto de un cambio del 1% en la variación mensual de TC hoy, se manifiesta en un .42% dentro de dieciocho meses en el cambio de la variación mensual en el IPMI.

## IV CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que se produce sólo un leve movimiento en los precios atribuible a movimientos en la tasa de cambio. Vale la pena señalar que es más alto el efecto en lo relacionado con el IPMI que al IPC, como era de esperarse, pues los bienes importados tienen una mayor participación en la canasta del IPMI que en la canasta del IPC, ya sea como bienes finales, o como insumo para la producción.

El pequeño impacto que sobre los precios producen los movimientos en la tasa de cambio puede estar asociado con lo siguiente:

— Los agentes económicos se anticipan e involucran sus expectativas con respecto a los movimientos de la tasa de cambio, de tal forma que estos no pueden ser captados a través del modelo, debido a que el ordenamiento temporal sobre el cual se construye, es subvertido por la manera en que los agentes hacen uso de la información del sistema.

En general los agentes han hecho acopio de la información existente del sistema, de tal forma que solo modifican su conducta cuando el valor esperado de la diferencia entre niveles observados y sus expectativas comienza a discrepar significativamente.

Y, es esta estrategia la que hace que la información que provee la evolución del indicador de tasa de cambio, sea mínima en lo que se refiere a explicar el comportamiento de los indicadores de precios, permitiendo concluir que:

$$\varphi^2(Y_t / Y_{t-1}, Y_{t-2} \dots X_t, X_{t-1}, X_{t-2} \dots) \rightarrow \varphi^2(Y_t / Y_{t-1}, Y_{t-2} \dots)$$

Siendo este un evento con probabilidad que tiende a 1.

Lo anterior corrobora en parte lo expresado por Herrera en el sentido de que la política cambiaria que se observó en la década setenta, y principios del ochenta, estuvo vinculada con el mantenimiento y mejoramiento en el largo plazo de los términos de intercambio, permitiendo de esta forma, dada su característica de política de estabilización no prioritaria, de un lado la anticipación e integración de expectativas, racionalmente, y de otro, una evolución no errática y coyuntural de los precios en lo que se refiere a tasa de cambio.

— Asumiendo que un incremento en los costos ha de reflejarse en un mayor precio de los bienes producidos, y si este hecho no se manifiesta es porque, o la participación que tiene la componente que se ha incrementado dentro del costo por unidad, es baja, este puede ser el caso del IPC—TC, o por la transferencia a otro tipo de costos. Esta última alternativa podría considerarse verosímil, en aquellos casos en que el sistema de información es deficiente y sobre todo no predecible en lo que se refiere a la implementación de la política de ajuste que ejerce la autoridad, o por efecto de una política de control y vigilancia de precios.

El caso colombiano reúne ciertas condiciones particulares que hacen que de un lado se compensen, expectativas y control de precios, y de otro se mantenga una

dinámica de precios en la que no se presenten presiones adicionales por movimientos en la tasa de cambio, al menos en lo que respecta al período comprendido entre 1970 y 1983.

Antes de concluir es necesario señalar la existencia de nexos entre el modelo univariado ARIMA construido para la serie IPMI, y el efecto de mediano plazo estimado para TC—IPMI. En el modelo ARIMA de IPMI el parámetro de tendencia, el cual puede considerarse como la estimación de un efecto de largo plazo, y además como aquel que define un nivel a partir del cual la serie de cambios relativos mensuales del IPMI tendería a situarse si los factores AR y MA (14) se compensaran y que alcanza el valor de .0049 ó .49%, es bastante similar al efecto estimado en LDM para TC—IPMI. .42%.

Si se entiende un modelo ARIMA como aquel que a partir de una serie diferenciada y transformada, (15) permite ponderar correctamente tanto el pasado, AR, como el error que se comete al asumir que esa historia que se pondera es la única que permite describir de un el proceso, MA, la componente de tendencia reflejará entonces el nivel del proceso atribuible quizás a variables exógenas, por ejemplo: tasa de cambio y salarios en el caso de precios (16).

(14) AR Autoregressive factors; MA Moving Average factors.

(15) Las transformaciones y diferenciaciones se hacen a través de la composición de funciones de tal forma que son no singulares.

(16) Una reciente estimación con datos a junio de 1985 del IPC ha dado como resultado la inclusión de un parámetro de tendencia el cual en términos porcentuales está levemente por encima del nivel estimado para la relación TC—IPC, el valor del parámetro de tendencia es de .000185 ó .0185%, en tanto que el efecto estimado para la relación TC—IPC utilizando LDM fue de .0177%. Véase Anexo 5 y tabla 2 en lo relacionado con las innovaciones.

## ANEXO 1

## MODELO UNIVARIADO TC

## SUMMARY OF MODEL 1

DATA — Z — TASA DE CAMBIO PROMEDIO PONDERADO GEOMETRICA (INPUT) 01730 168 OBSERVATIONS  
 DIFFERENCING ON Z — 1) 1 OF ORDER 1  
 MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = LOG ( Z(T)+0.00000E+003

## UNIVARIATE MODEL PARAMETERS

PARAMETER NUMBER	PARAMETER TYPE	PARAMETER ORDER	ESTIMATED VALUE	95 PERCENT	
				LOWER LIMIT	UPPER LIMIT
1	AUTOREGRESSIVE 1	1	0.36445E+00	0.21941E+00	0.50949E+00
2	TREND CONSTANT		0.57455E-02	0.38500E-02	0.76411E-02

## OTHER INFORMATION AND RESULTS

RESIDUAL SUM OF SQUARES	0.12838E-01	165 D.F.	RESIDUAL MEAN SQUARE	0.77809E-04
NUMBER OF RESIDUALS	168		RESIDUAL STANDARD ERROR	0.88209E-02

## AUTOCORRELATION FUNCTION

DATA — THE ESTIMATED RESIDUALS — MODEL 1 168 OBSERVATIONS

## ORIGINAL SERIES

MEAN OF THE SERIES = 0.33573E-05  
 ST. DEV. OF SERIES = 0.87418E-02  
 NUMBER OF OBSERVATIONS = 168

1-12	0.01	-0.03	0.02	-0.05	-0.03	-0.14	-0.03	-0.01	-0.06	-0.09	-0.09	0.02
ST.E.	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08
13-24	-0.01	-0.02	0.09	0.03	-0.09	0.01	0.03	0.08	0.02	0.05	0.11	-0.05
ST.E.	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08

MEAN DIVIDED BY ST. ERROR = 0.49778E-02

TO TEST WHETHER THIS SERIES IS WHITE NOISE. THE VALUE 0.15957E+02  
 SHOULD BE COMPARED WITH A CHI-SQUARE VARIABLE WITH 22 DEGREES OF FREEDOM

ANEXO 2

MODELO UNIVARIADO IPMI

SUMMARY OF MODEL 2

DATA — Z = INDICE DE PRECIOS AL POR MAYOR SEGUN ORIGEN INDUSTRIAL (OUTPUT 1) 01730 168 OBSERVATIONS  
 DIFFERENCING ON Z — 1) 1 OF ORDER 1  
 MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = LOG ( Z(T)+0.00000E+00)

UNIVARIATE MODEL PARAMETERS

PARAMETER NUMBER	PARAMETER TYPE	PARAMETER ORDER	ESTIMATED VALUE	95 PERCENT LOWER LIMIT	95 PERCENT UPPER LIMIT
1	AUTOREGRESSIVE 1	1	0.46371E+00	0.32340E+00	0.60402E+00
2	AUTOREGRESSIVE 2	12	0.29179E+00	0.14257E+00	0.44101E+00
3	AUTOREGRESSIVE 3	21	0.17501E+00	0.18653E-01	0.33136E+00
4	MOVING AVERAGE 1	9	-.24572E+00	-.39900E+00	-.92448E-01
5	TREND CONSTANT		0.49092E-02	0.23467E-02	0.74716E-02

OTHER INFORMATION AND RESULTS

RESIDUAL SUM OF SQUARES 0.13421E-01 162 D.F. RESIDUAL MEAN SQUARE 0.82847E-04  
 NUMBER OF RESIDUALS 168 RESIDUAL STANDARD ERROR 0.91020E-02

AUTOCORRELATION FUNCTION

DATA — THE ESTIMATED RESIDUALS — MODEL 2 168 OBSERVATIONS

ORIGINAL SERIES

MEAN OF THE SERIES = 0.14426E-03  
 ST. DEV. OF SERIES = 0.89368E-02  
 NUMBER OF OBSERVATIONS = 168

1-12	-0.04	0.07	0.03	-0.02	0.08	-0.05	0.06	0.02	-0.02	0.05	-0.11	-0.03
ST.E.	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08
13-24	-0.07	-0.09	0.12	-0.12	-0.12	-0.00	0.03	-0.03	-0.01	-0.10	-0.05	-0.01
ST.E.	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08

MEAN DIVIDED BY ST. ERROR = 0.20922E+00

TD TEST WHETHER THIS SERIES IS WHITE NOISE. THE VALUE 0.20007E+02 SHOULD BE COMPARED WITH A CHI-SQUARE VARIABLE WITH 19 DEGREES OF FREEDOM

## ANEXO 3

## MODELO UNIVARIADO IPC

## SUMMARY OF MODEL 3

DATA -- Z = INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR TOTAL PONDERADO (OUTPUT 2) 01730 168 OBSERVATIONS

DIFFERENCING ON Z - 1) 1 OF ORDER 1 2) 1 OF ORDER 12

MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = LOG ( Z(T)+0.00000E+00)

## UNIVARIATE MODEL PARAMETERS

PARAMETER NUMBER	PARAMETER TYPE	PARAMETER ORDER	ESTIMATED VALUE	95 PERCENT	
				LOWER LIMIT	UPPER LIMIT
1	AUTOREGRESSIVE 1	1	0.41827E+00	0.28402E+00	0.55251E+00
2	MOVING AVERAGE 1	12	0.97732E+00	0.90917E+00	0.10455E+01

## OTHER INFORMATION AND RESULTS

RESIDUAL SUM OF SQUARES	0.10544E-01	153 D.F.	RESIDUAL MEAN SQUARE	0.68918E-04
NUMBER OF RESIDUALS	168		RESIDUAL STANDARD ERROR	0.83017E-02

## AUTOCORRELATION FUNCTION

DATA -- THE ESTIMATED RESIDUALS -- MODEL 3

168 OBSERVATIONS

## ORIGINAL SERIES

MEAN OF THE SERIES = 0.30527E-03

ST. DEV. OF SERIES = 0.79165E-02

NUMBER OF OBSERVATIONS = 168

1-12	-0.07	0.12	0.16	-0.11	0.11	-0.01	-0.01	0.12	0.03	0.16	-0.01	-0.06
ST.E.	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08	0.09	0.09

13-24	0.05	-0.02	0.01	-0.03	-0.09	0.05	0.06	-0.02	0.11	-0.01	0.10	-0.12
ST.E.	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09	0.09

MEAN DIVIDED BY ST. ERROR = 0.49981E+00

TO TEST WHETHER THIS SERIES IS WHITE NOISE. THE VALUE 0.30509E+02  
SHOULD BE COMPARED WITH A CHI-SQUARE VARIABLE WITH 22 DEGREES OF FREEDOM

ANEXO 4

**CORRELACIONES CRUZADAS DE LAS INNOVACIONES**

CROSS CORRELATIONS

SERIES 1 — PREWHITENED TASA DE CAMBIO PROMEDIO PONDERADA GEOMETRICA (INPUT)  
 SERIES 2 — PREWHITENED INDICE DE PRECIOS AL POR MAYOR SEGUN ORIGEN INDUSTRIAL (OUTPUT)

MEAN OF SERIES 1 = 0.49278E-04 \*  
 ST. DEV. OF SERIES 1 = 0.87418E-02  
 MEAN OF SERIES 2 = 0.15179E-03  
 ST. DEV. OF SERIES 2 = 0.89367E-02

NUMBER OF LAGS ON SERIES 1	CROSS CORRELATION	NUMBER OF LAGS ON SERIES 2	CROSS CORRELATION
0	0.031	0	0.031
1	0.005	1	-0.113
2	-0.047	2	0.129
3	0.064	3	-0.039
4	-0.066	4	-0.240
5	0.142	5	0.060
6	0.082	6	-0.116
7	-0.060	7	-0.041
8	0.142	8	0.028
9	-0.051	9	0.026
10	0.084	10	0.061
11	-0.071	11	0.130
12	-0.076	12	0.044
13	0.132	13	0.077
14	-0.086	14	0.013
15	0.089	15	-0.094
16	0.037	16	-0.001
17	-0.029	17	0.055
18	0.089	18	0.148
19	0.009	19	-0.130
20	0.031	20	0.037
21	-0.058	21	0.028
22	-0.078	22	-0.074
23	-0.010	23	-0.056
24	-0.050	24	-0.118

CROSS CORRELATIONS

SERIES 1 — PREWHITENED TASA DE CAMBIO PROMEDIO PONDERADA GEOMETRICA (INPUT)  
 SERIES 2 — PREWHITENED INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR TOTAL PONDERADO (OUTPUT 2)

MEAN OF SERIES 1 = 0.49278E-04 \*  
 ST. DEV. OF SERIES 1 = 0.87418E-02  
 MEAN OF SERIES 2 = 0.30485E-03  
 ST. DEV. OF SERIES 2 = 0.79166E-02

NUMBER OF LAGS ON SERIES 1	CROSS CORRELATION	NUMBER OF LAGS ON SERIES 2	CROSS CORRELATION
0	0.125	0	0.125
1	-0.147	1	-0.035
2	-0.048	2	0.038
3	0.046	3	-0.073
4	-0.076	4	0.054
5	0.212	5	0.102
6	-0.129	6	-0.174
7	-0.041	7	0.042
8	0.040	8	0.028
9	0.042	9	-0.083
10	0.007	10	0.075
11	-0.079	11	0.036
12	-0.008	12	-0.075
13	0.039	13	-0.038
14	-0.044	14	-0.017
15	0.028	15	-0.123
16	-0.013	16	0.096
17	-0.033	17	-0.033
18	0.098	18	0.192
19	0.018	19	0.012
20	0.060	20	0.000
21	-0.014	21	-0.054
22	0.010	22	0.002
23	0.086	23	0.014
24	-0.035	24	0.013

\* Las diferencias entre las medidas y desviaciones standar de los errores dentro de este anexo, con respecto a los anteriores, obedece única y exclusivamente a las aproximaciones utilizadas debido al uso de un subterfugio dentro de AFS (Automatics Forecasting Sistem) para el cálculo de los coeficientes de correlación cruzados.

ANEXO 5

MODELO UNIVARIADO IPC 8506

SUMMARY OF MODEL 1

DATA — Z = CONSUMER PRICES — ESTIMATION — MULTIPLICATIVE SEASONAL ARIMA MODELS \*\*r02870 282 OBSERVATIONS  
 DIFFERENCING ON Z — 1) 1 OF ORDER 1 2) 1 OF ORDER 12  
 MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = LOG ( Z(T)+0.00000E+00)

UNIVARIATE MODEL PARAMETERS

PARAMETER NUMBER	PARAMETER TYPE	PARAMETER ORDER	ESTIMATED VALUE	95 PERCENT LOWER LIMIT	95 PERCENT UPPER LIMIT
1	AUTOREGRESSIVE 1	1	0.52509E+00	0.42154E+00	0.62863E+00
2	AUTOREGRESSIVE 2	24	-.16824E+00	-.29672E+00	-.39761E-01
3	MOVING AVERAGE 1	12	0.87583E+00	0.80727E+00	0.94440E+00
4	TREND CONSTANT		0.18500E-03	0.32937E-05	0.36671E-03

OTHER INFORMATION AND RESULTS

RESIDUAL SUM OF SQUARES 0.19323E-01 265 D.F. RESIDUAL MEAN SQUARE 0.72916E-04  
 NUMBER OF RESIDUALS 282 RESIDUAL STANDARD ERROR 0.85391E-02

AUTOCORRELATION FUNCTION

DATA — THE ESTIMATED RESIDUALS — MODEL 1 282 OBSERVATIONS

ORIGINAL SERIES

MEAN OF THE SERIES = 0.63797E-03  
 ST. DEV. OF SERIES = 0.82531E-02  
 NUMBER OF OBSERVATIONS = 282

1-12	-0.09	0.10	0.07	-0.06	0.09	0.01	0.00	0.07	0.03	0.05	0.02	-0.07
ST.E.	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
13-24	0.06	0.02	0.03	0.00	-0.09	-0.04	0.06	-0.08	0.09	-0.01	0.07	0.08
ST.E.	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
25-36	-0.03	0.05	-0.00	0.15	-0.04	0.05	0.05	0.03	0.05	-0.13	0.03	0.06
ST.E.	0.06	0.06	0.06	0.06	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07

MEAN DIVIDED BY ST. ERROR = 0.12981E+01

TO TEST WHETHER THIS SERIES IS WHITE NOISE. THE VALUE 0.45585E+02 SHOULD BE COMPARED WITH A CHI-SQUARE VARIABLE WITH 32 DEGREES OF FREEDOM