

References

- CHRISTIANO, LAWRENCE J., and MARTIN EICHENBAUM (1987). "Temporal Aggregation and Structural Inference in Macroeconomics". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 26, 63-130.
- DOAN, THOMAS A., and ROBERT B. LITTELMAN (1986). *User's Manual RATS-Version 2.00*. VAR Econometrics.
- DOAN, THOMAS A., ROBERT B. LITTELMAN, and CHRISTOPHER A. SIMS (1984). "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions". *Economic Reviews* 3, 1-100.
- LITTELMAN, ROBERT B. (1986). "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience". *Journal of Business and Economic Statistics* 4, 25-38.
- MANES, STEPHEN K. (1986). "Forecasting Accuracy of Alternative Techniques: A comparison of U.S. Macroeconomic Forecasts". *Journal of Business and Economic Statistics* 4, 5-15.
- RUNKLE, DAVID E. (1987). "Vector Autoregressions and Reality". *Journal of Business and Economic Statistics* 5, 437-42.
- SIMS, CHRISTOPHER A. (1986). "Bayesmith: A Program for Multivariate Bayesian Interpolation". University of Minnesota, Center for Economic Research, Discussion Paper 234 (September).
- SIMS, CHRISTOPHER A. (1987). "A Rational Expectations Framework for Short-Run Policy Analysis". William A. Barnett and Kenneth J. Singleton, eds. (1987), *New Approaches to Monetary Economics*. Cambridge University Press.
- WORKING, HOLBROOK (1960). "Note on the Correlation of First Difference of Averages in a Random Chain". *Econometrica* 28, 916-18.

UN MODELO DE AUTORREGRESION VECTORIAL PARA ANALIZAR LA INFLACION EN MEXICO DE 1970 a 1987*

LUIS G. ARIAS y VICTOR M. GUERRERO

Dirección de Investigación Económica,
Banco de México.

Abstract:

A Vector Autoregressive Model of the Mexican economy was employed to empirically find the transmission channels of price formation. The structural changes affecting the behavior of the inflation rate during 1970-1987, motivated the analysis of the changing influences of the explanatory variables within three different subperiods, namely: 1970-1976, 1978-1982 and 1983-1987. A main finding is that, among the variables considered, the public prices were the most important in explaining the variability of the inflation, irrespective of the subperiod under study. Another finding is that inflationary inertia played a different role in each subperiod.

I. Introducción

En el presente artículo se analizan la características del proceso inflacionario en México a partir de lo años setenta, mediante la técnica de vectores autorregresivos (VAR). El empleo de esta técnica parece especialmente apropiado para el problema en cuestión, pues construir un modelo estructural de la inflación a nivel mensual o trimestral requeriría la imposición de restricciones de identificación, posiblemente carencias de fundamento teórico. Sims (1980) ha criticado la metodología tradicional de construcción de modelos estructurales y en particular la imposición de restricciones a priori, sugiriendo en su lugar el empleo de técnicas econométricas que permitan a los datos "hablar por ellos mismos" respecto a las posibles interrelaciones de las variables. Los modelos VAR están diseñados

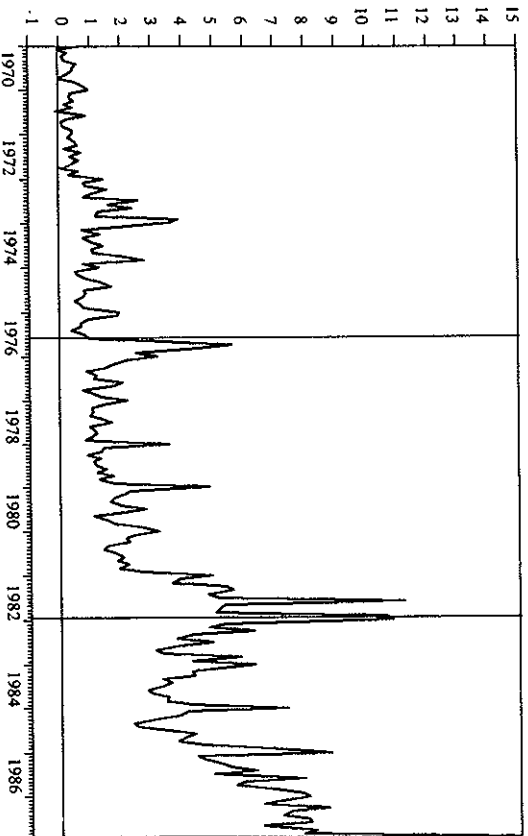
* Una versión preliminar de este artículo fue presentada en la 8ª Reunión Latinoamericana de la Sociedad Económica, celebrada en San José, Costa Rica, 2-5 de agosto de 1988. Los autores agradecen la ayuda computacional prestada por R. Barrientos.

precisamente con tal propósito, pues parten de la estimación de formas reducidas de sistemas sobre los cuales no se impone restricción teórica alguna, excepto en lo que toca a la elección de las variables que los integran.

Los VAR se han empleado en la práctica con dos fines principales: 1) el de *pronosticar*, ya sea en su forma irrestricta o en forma de VAR Bayesianos, en los cuales se impone algún tipo de restricción mediante alguna distribución a priori sobre los coeficientes (véase Litterman, 1986); y 2) el *explicativo*, para evaluar empíricamente las interrelaciones de las variables. La validez teórica de este segundo uso ha sido cuestionada por Cooley y Leroy (1985), entre otros. Sin embargo, como lo ha señalado Fischer (1982), los VAR resultan una forma muy conveniente de resumir las regularidades empíricas y de sugerir los canales predominantes de transmisión de efectos (véanse al respecto los argumentos de Sims, 1982 y 1986). En el presente caso, la citada metodología se empleó fundamentalmente para apreciar las posibles interrelaciones empíricas de los precios al consumidor en México con algunas variables, comúnmente consideradas como determinantes de su comportamiento. Para tener una idea de dicho comportamiento, la Figura 1 presenta una gráfica de la inflación mensual observada entre enero de 1970 y diciembre de 1987; ella presenta dos cortes en el tiempo, para enfatizar los subperiodos a los cuales se hará mención más adelante.

FIGURA 1

INFLACION EN MEXICO (1970-1987)



Variaciones Porcentuales Mensuales de los Precios al Consumidor

La siguiente sección reporta los resultados de la estimación del VAR; en ella se destaca la necesidad de utilizar el método de estimación de Regresiones Aparentemente

Relacionadas (SUR), pues una de las ecuaciones del sistema fue considerada estrictamente exógena a las demás. En vista de los cambios estructurales detectados en el comportamiento de la inflación, en la sección III se resumen los resultados del modelo para distintos periodos muestrales; aquí se hace uso del *herramiental estadístico asociado propiamente con los VAR*, como son las pruebas de "causalidad" de Granger, la descomposición de varianza del error de pronóstico (DV) y las funciones de impulso-respuesta (FIR). Finalmente, en la sección IV se resumen algunas de las principales conclusiones obtenidas y se indican también posibles rutas de investigación futura.

II. El modelo VAR para el periodo 1978-1987

El modelo VAR utilizado para el análisis de la inflación incluyó, además de los precios al consumidor (P), a las siguientes variables¹, cuya relevancia para explicar el comportamiento de los precios se había evidenciado en estudios preliminares²: 1) Precios externos (PE); 2) Tipo de cambio efectivo (E); 3) Billetes y monedas en poder del público, como proporción del PIB real (B); 4) Precios del sector público (PC), y 5) Salario mínimo promedio nacional (SM).

Todas las citadas variables se midieron como variaciones porcentuales mensuales. Desde un principio se consideró a PE como exógena, razón por la cual se planteó para ella una ecuación ajena al resto del sistema de ecuaciones que formaron el VAR. Sin embargo, como se pretendía conocer la dinámica del sistema incluyendo a PE, se juzgó necesario considerar la posibilidad de que el error de la ecuación correspondiente guardase alguna correlación con los errores de las otras ecuaciones. Con tal propósito se empleó el método SUR de estimación simultánea. El modelar a PE como función de sus propios retrasos (más constante, tendencia y estacionalidad) implica que el modelo deja mucho que desear en cuanto a la explicación de esta variable. No obstante, el principal objetivo del estudio consistía en explicar la evolución de los precios al consumidor en México y se consideró preferible esta alternativa simple a un modelo que incluyera un análisis más exhaustivo de PE. Por otro lado, conviene también señalar que la variable PC apareció en el modelo como una variable adelantada un periodo, a fin de que los precios controlados contemporáneos fueron los relevantes para la ecuación de precios al consumidor. En la Figura 2 se presentan las gráficas de las variables consideradas.

El VAR incluyó 3 retrasos para cada variable³, así como una constante, tendencia, y variables artificiales para capturar los efectos estacionales. El periodo inicial de estimación abarcó datos mensuales de enero de 1978 a noviembre de 1987. La ecuación para PE resultó ser entonces:

$$PE_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 D_{t-10} + \dots + \alpha_{12} D_t + \alpha_{13} PE_{t-1} + \alpha_{14} PE_{t-2} + \alpha_{15} PE_{t-3} + \alpha PE_t$$

y para las demás variables: E_t, B_t, PC_{t+1}, P_t y SM_t , denotadas genéricamente por X_t , se tiene:

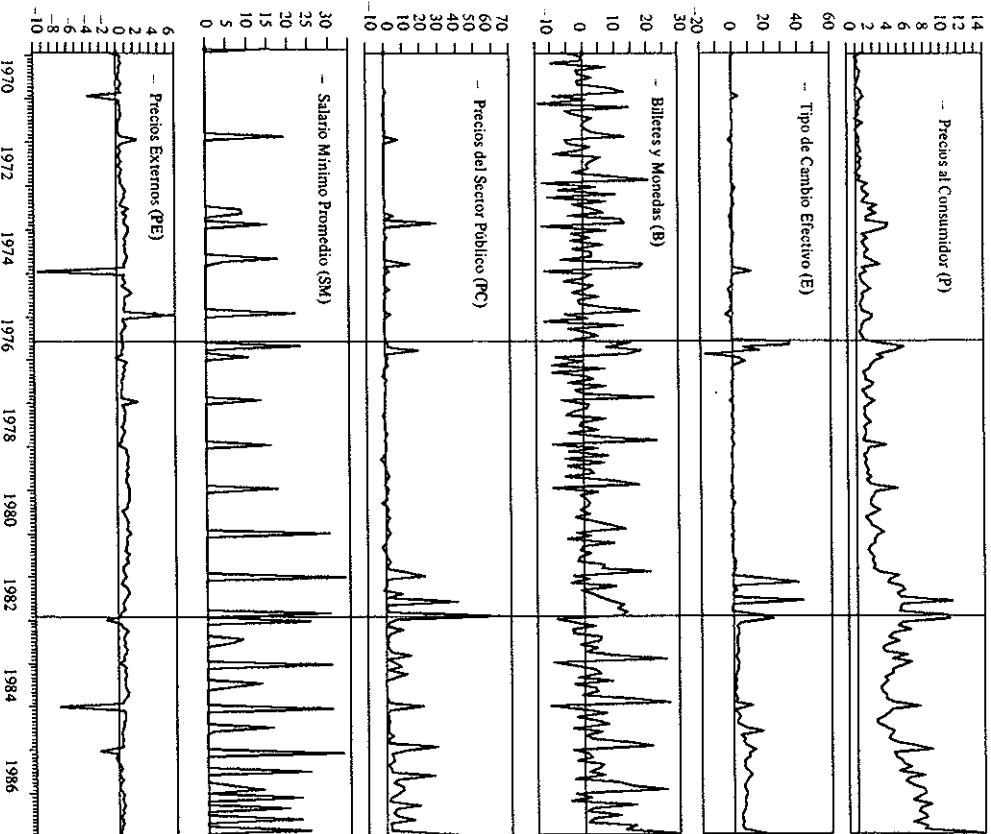
$$X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 D_{t-10} + \dots + \beta_{12} D_t + \beta_{13} PE_{t-1} + \dots + \beta_{15} PE_{t-3} +$$

$$\beta_{16} E_{t-1} + \dots + \beta_{18} E_{t-3} + \beta_{19} B_{t-1} + \beta_{21} B_{t-3} + \beta_{22} PC_t + \dots +$$

$$\beta_{24} PC_{t-2} + \beta_{25} P_{t-1} + \dots + \beta_{27} P_{t-3} + \beta_{29} SM_{t-1} + \dots + \beta_{30} SM_{t-3}$$

$$+ \alpha x \cdot t$$

FIGURA 2
VARIABLES DEL MODELO VAR (1970-1987)
Variaciones Porcentuales Mensuales



donde las α 's y las β 's representan parámetros a ser estimados y D_t es una serie de tiempo artificial que contiene unos en los meses de enero y ceros en los otros meses. Además, al hacer uso de la notación: $4\pi = (4\pi F; 1; 2\pi; 1; \dots; 2\pi M; 1)$ se supuso que $\{4\pi_1, 4\pi_2, \dots\}$ eran vectores aleatorios independientes, con distribución normal multivariada $N_6(0, \Sigma)$, donde Σ es la matriz de varianzas-covarianza a partir de la cual se obtienen las correlaciones contemporáneas entre los residuales de las distintas ecuaciones.

Los resultados de la estimación del modelo se presentan en el Cuadro 1, en donde aparecen también los resultados de las pruebas de exclusión (que proporcionan los niveles de significación estadística para la prueba de que los retrasos de la variable excluida, en conjunto, difieren de cero) y los resultados de las pruebas de suma (que indican los niveles de significación para la prueba de que la suma de los coeficientes de la variable considerada es igual a cero). En particular, dentro del contexto de modelos VAR, las pruebas de exclusión reciben el nombre de Pruebas de Causalidad, en referencia al concepto de "causalidad" econométrica definida por Granger (1969). Dichas pruebas comúnmente se efectúan calculando estadísticos F, los cuales brinda el paquete RATS (véanse Doan y Litterman, 1986) de manera automática al estimar los modelos VAR; sin embargo en el presente caso en que se utilizó el método de estimación SUR las pruebas se efectuaron mediante la instrucción EXCLUDE del paquete RATS, que proporciona estadísticas de prueba cuya distribución es una Ji-cuadrada. Conviene aclarar que los resultados con un otro estadístico (F o Ji-cuadrada) son asintóticamente equivalentes. Para el caso de las pruebas de exclusión la Ji-cuadrada correspondiente tiene tres grados de libertad, mientras que para las pruebas de suma tiene sólo un grado de libertad.

Como puede apreciarse en dicho cuadro, la explicación que se logra de la variable P es razonablemente buena, tanto en lo que toca a los criterios de bondad de ajuste como en lo que concierne a las pruebas de hipótesis, pues aun algunas variables que aparentemente no afectan significativamente de manera directa a P sí lo hacen a través de otras variables del sistema. Así, aunque de acuerdo con las pruebas de exclusión sólo los precios externos, el tipo de cambio y los precios públicos "causan" directamente a la inflación interna, la explicación de ésta requiere tomar en consideración también al salario mínimo y a los billetes y monedas. Estos, por ejemplo, "causan" a los precios controlados y al salario mínimo, y éste a su vez "causa" al tipo de cambio y a los billetes.

III. Análisis de la Ecuación para Inflación

a) Análisis de estabilidad

Con el fin de verificar la estabilidad del modelo, en lo que toca a la ecuación para la inflación en particular, se consideraron los siguientes dos periodos de estimación: enero de 1978 a diciembre de 1982 y enero de 1983 a noviembre de 1987. Los resultados obtenidos para estos y otros periodos se muestran en el Cuadro 2. Aquí se aprecia que la R^2 disminuye entre los periodos 1978-1982 y 1982-1986, para crecer posteriormente en 1983-1987; un comportamiento bastante similar se advierte en la R^2 . En lo que se refiere al periodo de enero 1970 a agosto 1976, se observa que la R^2 es sensiblemente menor que en otros periodos. Sin embargo, al ser más estable la inflación, el error estándar es también más pequeño. En particular el periodo 1970-1976 fue incluido en el estudio por corresponder a una época de tipo de cambio fijo que se rompió en septiembre de 1976 al ocurrir la primera devaluación monetaria desde abril de 1954.

CUADRO 1

RESULTADOS DE LA ESTIMACION DEL MODELO^a
(Enero de 1978 a noviembre de 1987)

Criterio	Ecuación para la variable				
	E	B	PC + I	P	SM
R ²	0,574	0,813	0,557	0,931	0,785
R ²	0,428	0,750	0,406	0,907	0,712
Error Estándar	5,098	3,825	6,933	0,745	4,718
h de Durbin	0,12	1,16	0,73	-1,51b	1,35
Q (33) ^c	48,44	26,73	34,89	29,73	38,29

Pruebas de exclusión:

Variable excluida	PE	E	B	PC _{t-1}	P	SM
	NS	NS	**	NS	NS	**
	NS	NS	**	**	**	**
	NS	NS	***	**	NS	NS
	NS	NS	NS	**	***	***
	NS	NS	*	***	***	NS
	NS	NS	***	NS	NS	***

Pruebas de suma:

Variable	Suma de los coeficientes
PE	1,793***
E	0,247*
B	-0,168
PC _{t-1}	0,996***
P	-1,677***
SM	0,208

Niveles de significación: * = 10%; ** = 5%; *** = 1% y NS = no significativo al 10%.

La h no pudo calcularse y en su lugar aparece la estadística t de los residuos retrasados un período, la cual se obtuvo de la regresión asintóticamente equivalente a la prueba h.

Q (g.l.) es la estadística de Box-Pierce, que debe compararse con valores de tablas de una distribución ji-cuadrada con grados de libertad indicados por g.l.

CUADRO 2

RESULTADOS DE LA ESTIMACION DE LA ECUACION PARA INFLACION
EN DIVERSOS PERIODOS MUESTRALES

Criterio	PERIODO						
	70-76	78-82	79-83	80-84	81-85	82-86	83-87
R ²	0,752	0,955	0,927	0,899	0,915	0,865	0,940
R ²	0,600	0,908	0,851	0,794	0,828	0,724	0,876
Error estándar	0,475	0,632	0,896	0,979	0,852	1,012	0,686
Q (g.l.) ^a	33,91	21,12	33,56	24,23	20,93	18,54	16,77

^a Ver nota c al pie del Cuadro 1. En el período 1970-1976, g.l. = 24; en 1978-1987, g.l. = 30; en 1983-1987, g.l. = 20; y en los restantes períodos, g.l. = 21.

La prueba de Chow para contrastar los períodos 1978-1982 y 1983-1987 arrojó como resultado una F calculada igual a 1,79, que al ser comparada con los valores de tablas de una distribución F con 31 y 57 grados de libertad condujo al rechazo de la hipótesis nula de igualdad de coeficientes de las dos regresiones, al nivel de significación del 5%. De esta manera, la noción intuitiva de la existencia de un cambio estructural en 1982 se vio corroborada por la evidencia empírica. Para examinar la forma de este cambio se realizaron las pruebas de hipótesis de exclusión y suma que se reportan en el Cuadro 3.

CUADRO 3

PRUEBAS DE HIPOTESIS PARA LA ECUACION DE INFLACION
EN DISTINTOS PERIODOS MUESTRALES^a

Variable	PERIODO		
	1970-1976	1978-1982	1983-1987
	Pruebas de exclusión:		
PE	***	*	***
E	**	**	***
B	NS	***	*
PC _{t-1}	***	***	***
P	*	***	***
SM	***	**	NS

Pruebas de suma:
Suma de los coeficientes

PE	0,573***	0,529*	0,236
E	0,357***	0,069**	-0,012
B	-0,011	-0,278***	-0,261***
PC _{t-1}	0,220***	0,178***	0,040
P	0,309***	0,758***	0,794***
SM	-0,112***	0,038	0,043

^a Niveles de significación: * = 10%; ** = 5%; *** = 1% y NS = no significativo al 10%.

Los resultados de las pruebas de exclusión difieren en los citados subperiodos, excepto en P y PC y aun en P durante el período 1970-1976. Por otra parte, las pruebas de suma indican que en 1983-1987 sólo la suma de los coeficientes de la propia inflación y la de los billetes difieren significativamente de cero. En cambio en los períodos 1970-1976 y 1978-1982 las sumas de los coeficientes de otras variables son también significativamente distintas de cero.

Los resultados de las pruebas de suma no implican que PE, E, PC₁ y SM puedan ignorarse en el análisis de la inflación, pues las pruebas pertinentes de "causalidad" son las de exclusión. De acuerdo a éstas, en 1983-1987 todas las variables consideradas, excepto el salario mínimo, "causan" a la inflación de los precios al consumidor, mientras que aun SM "causa" a la inflación en los períodos 1970-1976 y 1978-1982, y son los billetes y monedas los que carecen de importancia estadística durante 1970-1976.

b) Descomposición de varianzas y funciones de impulso-respuesta

Los coeficientes estimados del modelo son difíciles de interpretar directamente, pues el VAR constituye una forma reducida, cuyos coeficientes son funciones complejas de las formas estructurales que propiamente describen el comportamiento de cada variable. Por ello resulta conveniente presentar los resultados del modelo en términos de la DV y de las FIR de la inflación. La DV muestra qué proporción de las desviaciones de las variables respecto de los niveles hacia los cuales tenderían en ausencia de perturbaciones es explicada por sus propias perturbaciones, y qué proporción es explicada por perturbaciones en otras variables. Las FIR muestran, para diferentes horizontes de tiempo, el efecto de un choque no anticipado en una variable sobre el resto de las variables del VAR. En la medida en que las perturbaciones contemporáneas de cada ecuación están correlacionadas, el cálculo de las FIR requiere de la formulación de juicios anticipados respecto al orden de "causalidad" o exogeneidad de las diversas perturbaciones. En general, para resolver esta cuestión en los estudios que emplean VAR, las variables se ordenan de acuerdo a algún juicio teórico razonable respecto a la "causalidad", de manera que a las perturbaciones de las variables más altas en el ordenamiento se les atribuyen las correlaciones entre sí mismas y las perturbaciones de variables inferiores.

Las matrices de correlaciones contemporáneas de los residuales, estimadas para los distintos períodos considerados, se muestran en el Cuadro 4. Nótese en particular las altas correlaciones de los residuales de PE con los de las otras variables; dichos valores son confiables debido a que se utilizó el método SUR. Este cuadro permite anticipar que diferentes ordenamientos produzcan distintos resultados de la DV y de la FIR, debido a que hay algunos valores relativamente altos en cada una de las matrices.

Para seleccionar el ordenamiento de las perturbaciones de las ecuaciones incluidas en el modelo se empleó el criterio sugerido en Doan y Litterman (1986, p. 12-35). Este consiste en elegir aquella jerarquización de variables para la cual se cumpla que mayor exogeneidad de la variable x respecto a la variable y significa una mayor participación de x en la descomposición de varianzas de y, que a la inversa. Los ordenamientos resultantes de la aplicación del citado criterio fueron los siguientes (de mayor a menor exogeneidad):

1970-1976: PE-E-SM-B-PC-P
 1978-1982: PE-PC-SM-P-B-E
 1983-1987: PE-PC-E-P-B-SM

desde luego, PE fue en los tres casos considerada como exógena, sin que se haya aplicado el citado criterio.

CUADRO 4
 MATRICES DE CORRELACIONES CONTEMPORANEAS ENTRE LOS RESIDUALES
 DE LAS DIVERSAS ECUACIONES DEL MODELO^a

Período	Residuales de la variable	Residuales de la variable				
		PE	E	B	PC ₁	P
1970-1976	PE	1,00	-0,93	-0,01	0,10	0,12
	E		1,00	0,09	-0,10	-0,11
	B			1,00	-0,14	0,03
	PC ₁				1,00	0,41
	P					1,00
1978-1982	PE	1,00	-0,26	-0,15	-0,19	-0,32
	E		1,00	-0,21	0,30	0,66
	B			1,00	-0,08	-0,27
	PC ₁				1,00	0,17
	P					1,00
1983-1987	PE	1,00	-0,50	-0,05	-0,13	-0,04
	E		1,00	0,04	0,24	0,16
	B			1,00	-0,07	0,16
	PC ₁				1,00	-0,25
	P					1,00

^a Por simetría se presenta sólo la triangular superior de las matrices.

CUADRO 5

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL PRONOSTICO DE LA
 INFLACION, VARIOS MESES HACIA ADELANTE
 (orden: PE-E-SM-B-PC-P)

Período de estimación	Mes de adelanto	Desviación estándar de P	Porcentaje de varianzas atribuible a:				
			PE	E	SM	B	PC ₁
1970-1976	3	0,56	7,85	1,43	2,51	0,83	50,36
	6	0,61	6,74	1,92	3,27	3,10	49,62
	12	0,63	6,53	1,99	3,88	3,31	50,20
	24	0,63	6,51	1,99	3,89	3,33	50,23
	36	0,63	6,51	1,99	3,89	3,33	50,23
	1978-1982	3	0,80	4,46	26,83	5,01	12,97
6	1,10	3,92	21,90	8,47	11,30	38,39	
12	1,88	4,33	14,99	13,15	8,93	47,05	
24	7,71	4,98	4,19	21,63	2,62	63,45	
36	38,44	5,56	2,61	23,89	1,28	65,95	
1983-1987	3	0,75	0,96	10,80	8,98	5,50	24,73
	6	0,93	7,62	10,24	9,93	8,61	19,44
	12	1,02	7,54	14,18	9,32	10,16	16,91
	24	1,03	7,53	15,30	9,13	10,23	16,68
	36	1,03	7,53	15,30	9,12	10,23	16,68
							41,13

CUADRO 6

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL PRONOSTICO DE LA INFLACION, VARIOS MESES HACIA ADELANTE
(orden: PE-PC-SM-P-B-E)

Período de estimación	Mes de adelanto	Desviación estándar de P	Porcentaje de varianza atribuible a:					
			PE	PC ₁	SM	P	B	E
1970-1976	3	0,56	7,85	48,35	3,84	37,48	0,43	2,05
	6	0,61	6,74	47,70	3,51	36,32	3,20	2,53
	12	0,63	6,53	46,96	4,98	35,15	3,81	2,57
	24	0,63	6,51	46,92	5,04	35,12	3,84	2,57
	36	0,63	6,51	46,92	5,04	35,12	3,84	2,57
1978-1982	3	0,80	4,46	48,90	8,69	27,10	10,35	0,50
	6	1,10	3,92	51,89	7,29	26,75	9,27	0,87
	12	1,88	4,33	60,34	7,06	19,65	7,42	1,19
	24	7,71	4,98	78,65	9,42	4,39	2,25	0,31
	36	38,44	5,56	82,16	10,35	0,77	0,99	0,16
1983-1987	3	0,75	0,96	32,48	5,15	52,50	7,32	1,59
	6	0,93	7,62	25,40	6,18	48,11	10,25	2,44
	12	1,02	7,54	22,56	6,27	46,79	12,01	4,82
	24	1,03	7,53	22,37	6,20	46,13	12,10	5,67
	36	1,03	7,53	22,37	6,20	46,12	12,10	5,67

CUADRO 7

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA DEL PRONOSTICO DE LA INFLACION, VARIOS MESES HACIA ADELANTE
(orden: PE-PC-E-P-B-SM)

Período de estimación	Mes de adelanto	Desviación estándar de P	Porcentaje de varianza atribuible a:					
			PE	PC ₁	E	P	B	SM
1970-1976	3	0,56	7,85	48,35	1,54	37,44	0,15	4,67
	6	0,61	6,74	47,70	2,04	36,25	3,01	4,26
	12	0,63	6,53	46,96	2,11	35,07	3,37	5,96
	24	0,63	6,51	46,92	2,11	35,04	3,39	6,02
	36	0,63	6,51	46,92	2,11	35,04	3,39	6,02
1978-1982	3	0,80	4,46	48,90	16,19	19,15	9,81	1,50
	6	1,10	3,92	51,89	12,63	15,77	9,20	6,59
	12	1,88	4,33	60,34	9,80	10,71	7,78	7,04
	24	7,71	4,98	78,65	2,52	3,57	2,98	7,30
	36	38,44	5,56	82,16	1,00	2,05	1,73	7,50
1983-1987	3	0,75	0,96	32,48	6,31	50,51	7,48	2,26
	6	0,93	7,62	25,40	7,87	44,40	11,63	3,08
	12	1,02	7,54	22,56	11,53	42,08	12,96	3,34
	24	1,03	7,53	22,37	12,50	41,31	12,92	3,36
	36	1,03	7,53	22,37	12,51	41,31	12,92	3,36

UN MODELO DE AUTOREGRESION VECTORIAL

En el Cuadro 5 se aprecia la DV para los tres períodos, de acuerdo con el ordenamiento detectado para 1970-1976. Mientras que los Cuadros 6 y 7 presentan las DV observadas según los ordenamientos apropiados para los períodos 1978-1982 y 1983-1987, respectivamente. En estos cuadros se advierten los siguientes resultados:

i) durante el período 1978-1982 se da un enorme crecimiento en la desviación estándar del pronóstico de la tasa de inflación, en horizontes de dos a tres años. Lo cual es reflejo simplemente del desequilibrio que se originó en la inflación durante ese período.

ii) mientras que en 1970-1976 y 1978-1982 los precios controlados explican la mayor parte de la varianza de P para prácticamente todos los horizontes de pronóstico, en el período 1983-1987 la mayor contribución es atribuible a P y luego a PC.

iii) la contribución atribuible a la misma P cambia notoriamente de un período a otro y es de notar en particular cómo en 1978-1982 prácticamente desaparece en el largo plazo. En contraste, en 1983-1987 la contribución de P no baja del 41%, aun en el largo plazo, lo cual podría asociarse con un efecto inercial que tiende a mantener en crecimiento continuo a los precios. El caso de la inercia observada en 1970-1976, por el contrario, tendía a mantener fijos los precios y, por lo tanto, la inflación era baja.

iv) la poca participación de B en la DV de la inflación en 1970-1976 se incrementa ligeramente para plazos cortos en 1978-1982, mientras que en 1983-1987 resulta más importante, sobre todo en el largo plazo.

v) por lo que toca a los precios externos, no se advierte una contribución importante en ningún horizonte de pronóstico. Este resultado es notable, porque al ser PE la primera variable en el ordenamiento debería existir una tendencia a atribuirle una proporción relativamente alta de la varianza del pronóstico, lo cual no sucede así.

vi) las contribuciones de las variables E y SM sí se ven afectadas por el ordenamiento que se use (como era de esperarse por los resultados del Cuadro 4). Por este motivo, conviene hacer el análisis para 1970-1976 según los resultados del Cuadro 5; para 1978-1982, según el Cuadro 6, y para 1983-1987 según el Cuadro 7. Así, se observa que E sólo adquiere relevancia durante el período 1983-1987, en donde su contribución relativa prácticamente se duplica al pasar de 3 a 36 meses. Por otro lado, SM adquiere importancia sólo durante el período 1978-1982.

Para apreciar la magnitud de la respuesta de P a choques inesperados en las variables del sistema, la Figura 3 presenta las gráficas de las FIR para los períodos 1970-1976 y 1983-1987. Las FIR correspondientes al período 1978-1982 no se presentan debido a que el desequilibrio de la inflación de ese período, evidenciado en la creciente desviación estándar de los pronósticos de P (véase el Cuadro 5,6 ó 7), provoca respuestas explosivas de P a choques inesperados en cualesquiera de las variables consideradas.

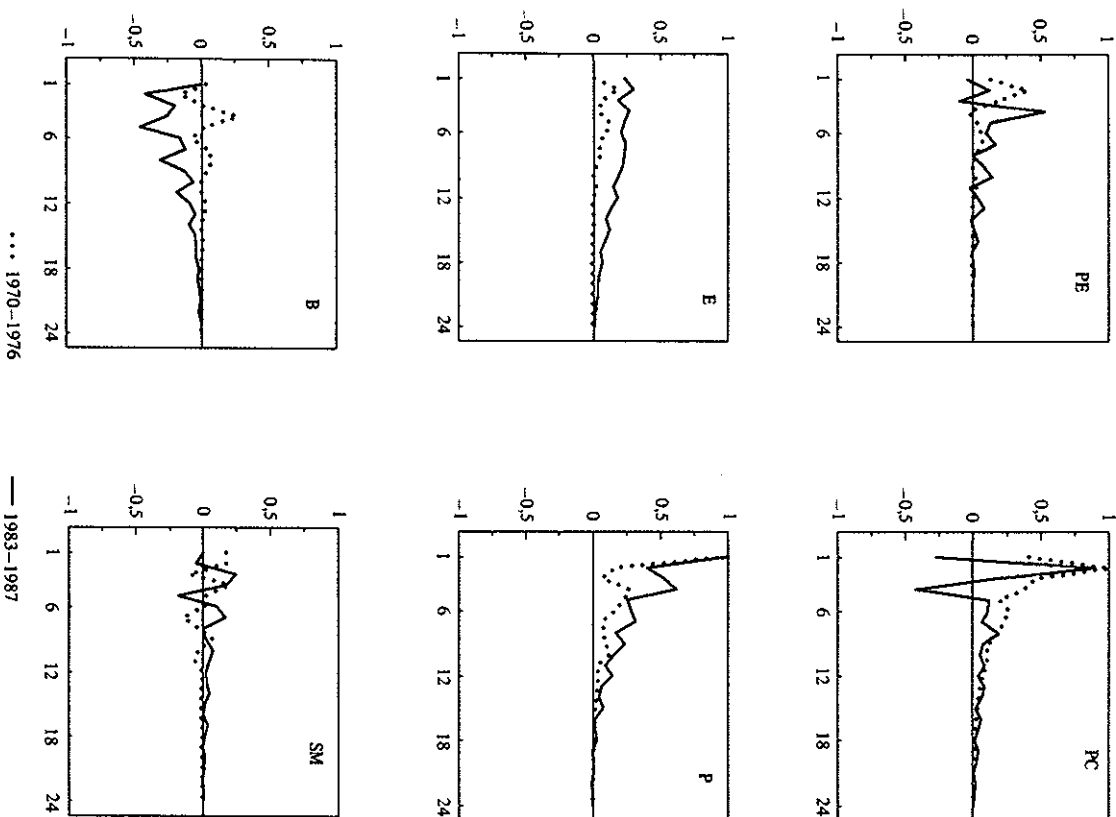
En estas gráficas, cuya escala en el eje vertical está en unidades de desviación estándar de P, se observa que:

i) en 1970-1976, un choque inesperado en precios externos ejercía su mayor influencia de incremento en la tasa de inflación interna en los primeros tres meses; mientras que en 1983-1987 los efectos en el primer trimestre eran un tanto compensatorios entre alzas y bajas, pero a partir del cuarto mes se deja sentir un efecto inflacionario que se sostiene por cerca de un año.

ii) el efecto de una innovación en PC durante 1970-1976 comienza con una magnitud relativamente grande y alcanza su máximo a los dos meses; de ahí en adelante se aprecia un decaimiento lento que hace desaparecer los efectos del choque en alrededor de 18 meses. El comportamiento en 1983-1987 es distinto, en tanto que los efectos del

FIGURA 3

FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA DE LA VARIABLE P



UN MODELO DE AUTOREGRESION VECTORIAL

91

choque en este período alternan signos en los primeros cuatro meses y a partir del quinto se observa el alza esperada en la tasa de inflación, similar a lo ocurrido en 1970-1976.

iii) un choque inesperado en el tipo de cambio tiene un efecto inflacionario de poca magnitud y que desaparece en menos de un año en 1970-1976; en cambio en 1983-1987 dicho efecto es mayor y tarda cerca de dos años en desaparecer por completo. Es de notar también que en ambos períodos el mayor efecto se da a los dos meses de haber ocurrido el choque inesperado.

iv) la inercia inflacionaria puede apreciarse en la FIR correspondiente a una innovación en P, la cual es más notoria en 1983-1987 que en 1970-1976, las distintas magnitudes de los efectos observados en uno y otro período podrían ser atribuibles a la diferente clase de inercia asociada con dichos períodos (véase al respecto el comentario (iii) que se hizo a la DV).

v) en 1970-1976 un choque inesperado en B influye ligeramente sobre P, pero sus efectos tienden a compensarse a los seis meses. Para 1983-1987 sorprende observar un efecto antinflacionario de la innovación en B. Esto es explicable porque, aun cuando en este período se contrajo la emisión de billetes y monedas, la inflación siguió creciendo debido a que las demás variables que la determinan anulaban los efectos de la contracción.

vi) durante los dos períodos considerados, los efectos de un choque inesperado en SM tienden a compensarse entre sí en menos de un año.

IV. Conclusiones

Una de las primeras conclusiones que surgen del presente estudio es que el fenómeno inflacionario en México se ha visto afectado por variables cuya participación explicativa depende fundamentalmente del período muestral que se analice, ya que se han dado cambios estructurales en el comportamiento de la inflación.

El modelo VAR utilizado registró un cambio estructural en 1982, pero se apreció que las mismas variables consideradas para el período 1978-1987 según siendo relevantes para explicar a la inflación en el período reducido a 1983-1987. Un reflejo de dicho cambio estructural está en el hecho de que se acentuó la explicación de la inflación a través de sus propios retrasos (lo cual está asociado con lo que se ha dado en llamar la "inercia inflacionaria") al pasar de 1978-1982 a 1983-1987. Además se observó que: el tipo de cambio aumenta su participación en la descomposición de varianza del pronóstico, los precios controlados la disminuyen notablemente y, en mucho menor escala, los billetes y monedas y los precios externos aumentan sus respectivas contribuciones.

En referencia a posibles rutas futuras de investigación, conviene hacer pruebas de especificación del modelo; respecto a otras variables potencialmente explicativas, en este sentido debería tenerse en cuenta alguna variable de política fiscal (quizá el déficit del gobierno) y alguna otra asociada con el sector real de la economía.

Notas

- 1 En el apéndice se citan las fuentes de información y la forma en que fueron construidas estas series.
- 2 Por ejemplo, Guerrero (1986) presenta un modelo de análisis de intervención para la inflación, que en esencia incluye a las variables 2, 4 y 5 mencionadas.
- 3 Inicialmente se intentó incluir 6 retrasos, pero se presentaron problemas de multicolinealidad en la estimación. Sin embargo, 3 retrasos se consideraron apropiados porque se encontraron 2 raíces complejas en la ecuación característica de la autorregresión para P, lo cual refleja el carácter oscilatorio de la serie, y la tercera raíz está asociada con la tendencia intrínseca de la inflación. De hecho, las raíces resultaron ser: $X_1 = 0.7121 - 2.0039i$, $X_2 = 0.7121 + 2.0039i$ y $X_3 = 1.5006$.

Apéndice

Definición de variables y fuentes de información

Precios externos: Se construyó un índice mundial de precios al consumidor (base 1980=100), en términos de una canasta de monedas de los 22 principales socios comerciales de México, ponderados por su participación en el comercio internacional de nuestro país (con dichos socios comerciales México realiza más del 90% de su comercio internacional). Fuente: Estadísticas del Fondo Monetario Internacional.

Tipo de cambio efectivo: Se construyó como la relación del peso respecto a una canasta compuesta por las monedas de los 22 países citados en el párrafo anterior. Fuente: Estadísticas del Fondo Monetario Internacional.

Billetes y monedas como proporción del PIB real: Saldos mensuales de billetes y monedas en poder del público. El PIB real mensual se construyó desagregando el PIB real anual utilizando el índice de volumen de la producción industrial como variable auxiliar. Fuente: Indicadores Económicos, Banco de México.

Precios del sector público: Índice (base 1980=100) de los precios y tarifas públicos controlados por la Secretaría de Hacienda y Crédito Público. Fuente: Subgerencia de Precios, Banco de México.

Precios: Índice Nacional de Precios al Consumidor. Fuente: Indicadores Económicos, Banco de México.

Salario mínimo: Salario mínimo general promedio publicado en el Boletín de la Comisión Nacional de los Salarios Mínimos.

Referencias

- COOLEY, T.F. y S.F. LEROY (1985). "Atheoretical Macroeconometrics: A Critique", *Journal of Monetary Economics* 16, 283-308.
- DOAN, T.A. y R.B. LITTELMAN (1986). "User's Manual, RATS, version 2.00". VAR Econometrics, FISCHER, S. (1982). "Relative price variability and inflation in the United States and Germany", *European Economic Review* 18, 171-196.
- GRANGER, C.W. I. (1969). "Investigating causal relations by econometric models an cross-spectral methods", *Econometrica* 37, 424-438.
- GUERRERO, V.M. (1986). "Un modelo estadístico útil para pronosticar y evaluar la inflación durante el año de 1985", *Investigación y Desarrollo Aplicados I, Centro Científico de IBM, México*, 1973-1985.
- LITTELMAN, R.B. (1979). "Techniques of forecasting using vector autoregressions", working paper No 115, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- LITTELMAN, R.B. (1986). "Forecasting with bayesian vector autoregressions. Five year of experience", *Journal of Business and Economic Statistics* 4, 25-38.
- SIMS, C.A. (1980). "Macroeconomics and Reality", *Economica* 48, 1-48.
- SIMS, C.A. (1982). "Policy analysis with econometric models", *Brookings Papers on Economic Activity*, No 1, 107-154.
- SIMS, C.A. (1986). "Are forecasting models usable for policy analysis?", *Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis* 10, 2-15.

TIME SERIES MODELS FOR EXCHANGE RATE AND AGRICULTURAL PRICE FORECASTS*

GIRARD W. BRADSHAW and DAVID ORDEN

Department of Agricultural Economics
Virginia Polytechnic Institute and State University

Abstract:

In this study, we focus on the role of the exchange rate in explaining variations in agricultural commodity prices. Particular attention is paid to stationarity and models in levels versus differences and we find differencing useful in making agricultural prices forecasts.

I. Introduction

The times series approach to forecasting

There has been an historical dichotomy in the econometrics of forecasting literature that has admitted two approaches to the building of forecasting models. These two approaches are: (1) Structural econometric/causal forecasting models, and (2) Time series models (Kennedy, 1985; Granger and Newbold, 1986). Recently, some authors have highlighted the compatibility and complementarity of these two approaches, but to a large degree the two literatures remain separate¹.

Structural econometric models are specified, as is well known, by appeal to prevailing economic theory. They consist of a set of dependent variables (the variables to be forecasted) and a set of independent variables which are used to "explain" or account for the

* This paper was presented at the S-180 research project conference on agricultural risk management in Savannah, GA on March 21-23, 1988, and will appear in the proceedings of that conference. The authors wish to thank Rick Ashley, Doug Mc Taggart, and John Robertson for helpful comments, and Ed Allen, Crops Section, ERS/USDA and David Stallings, Leader, Demand and Trade Section, ERS/USDA for providing all of the price and exchange rate data. Funding for this research was provided by the Agriculture and Rural Economics Division of the Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture, under Cooperative Agreement 58-319S-5-00402.