

KARDEX

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON
FACULTAD DE ECONOMIA



UN MODELO PARA ANALIZAR
LA DINAMICA DEL AJUSTE DE LA INFLACION
EN MEXICO

TRABAJO

PRESENTADO PARA OBTENER EL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMIA
OPCION "C" POR

FRANCISCO BLANCO CELAYA

29

MONTREY, N. L.

DICIEMBRE DE 1980

UAK

13

C. 1

B5

B5

FG 2

13



1080064050



LIBRARY OF THE
UNIVERSITY OF MICHIGAN
ANN ARBOR, MICHIGAN

223
B638m
e.1

KARDEX



CONSEJO NACIONAL DE ARTES
COMISIÓN DE HISTORIA Y EL
MONUMENTOS DE E

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON
FACULTAD DE ECONOMIA



UN MODELO PARA ANALIZAR
LA DINAMICA DEL AJUSTE DE LA INFLACION
EN MEXICO

TRABAJO

PRESENTADO PARA OBTENER EL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMIA
OPCION "C" POR
FRANCISCO BLANCO CELAYA

MONTERREY, N. L.

DICIEMBRE DE 1980



T
H 2 29
B5



Biblioteca Central
Magna Solidaridad

F. tesis



UANL
FONDO
TESIS LICENCIATURA

a: MARIANELA.
CLAUDIA ISABEL.

RECONOCIMIENTOS

La realización del presente trabajo se debió a la inquietud reciente que sentí para analizar en forma detallada algunos de los aspectos más importantes de la economía mexicana. El aspecto que investigo en este trabajo es "Un Modelo para Analizar la Dinámica del Ajuste de la Inflación en México".

Quiero agradecer la valiosa cooperación y asistencia técnica que recibí de los señores: Lic. Manuel Silos Martínez, Lic. Leoncio Durandean Palma, Dr. Francisco García Hernández, - Lic. Sergio Martínez Martínez; y la también valiosa colaboración del Sr. Rubén Lara Medina para la elaboración del presente trabajo.

Cualquier error que pudiera presentarse en el desarrollo de esta investigación es de la absoluta responsabilidad del sustentante.

I N D I C E

	Pág.
Introducción.	
I. El Marco Teórico.	3
II. Algunos Trabajos sobre Dinámica de la Inflación.	9
III. El Modelo.	17
IV. Resultados y Análisis.	22
Conclusiones.	50
Apéndice Estadístico.	53
Bibliografía.	

INTRODUCCION

La existencia de una amplia gama de opiniones sobre las causas del fenómeno inflacionario en México, así como la relativa escasez de estudios empíricos clarificadores, constituye el mejor justificante para un estudio sobre dinámica de la inflación.

Es pues, propósito del presente trabajo, investigar los efectos que variables tales como las tasas de crecimiento de la oferta monetaria, el ingreso real, los salarios y el tipo de cambio, tienen sobre la tasa de crecimiento del nivel de precios.

De particular importancia son los efectos atribuibles a las variaciones en los salarios, así como los correspondientes a la oferta monetaria, por lo que trataremos de determinar cuál de ellas ha sido, en el caso mexicano, la más poderosa fuente de presiones inflacionarias durante el período estudiado. En este caso, partiremos de la hipótesis de que tanto la oferta monetaria como el ingreso real, son las variables relevantes en la explicación de las variaciones en los precios.

Una segunda hipótesis que intentaremos probar se refiere a los valores esperados de los parámetros del ingreso real y la oferta monetaria, los cuales suponemos sean iguales a la unidad. Por otro lado, la existencia de rezagos en el impacto que los cambios en las variables mencionadas tienen en la tasa de inflación, es una cuestión ampliamente investigada. En este caso, trataremos de determinar (en caso de que exista) la magnitud de este rezago.

La importancia del análisis se deriva de la validez de las conclusiones para propósitos de política económica. Lo que es claro, puesto que la rapidez o lentitud con que han actuado los instrumentos de política monetaria es reflejado por el largo de los rezagos en los efectos.

De utilidad adicional es el uso de los coeficientes para propósitos de pronosticar, sobre una base más confiable, los cambios futuros en la tasa de crecimiento del nivel de precios. Este uso, tiene algunas limitaciones: Una de ellas resulta al tratar con ajustes que usan información mensual y trimestral, ya que la información se publica con varios meses de retraso; en tanto que el uso de información anual, a pesar de tener similares problemas, resulta un tanto más útil para estos propósitos. Otro problema consiste en las dificultades que surgen al hacer pronósticos alejados, lo que amplía los márgenes de error en las predicciones.

Cubriré en este estudio, un modelo que utiliza tanto información mensual, como trimestral y anual.

En el Capítulo I estableceré el contexto teórico del estudio, en el Capítulo II haré una revisión de antecedentes empíricos. El Capítulo III se ocupa de la descripción del modelo y finalmente se presentan en el Capítulo IV los resultados y su análisis.

CAPITULO I

El Marco Teórico.

Partiendo de un modelo macroeconómico simple en que:^{1/}

$$(1) \quad \frac{C}{P} = F\left(\frac{Y}{P}, r\right)$$

$$(2) \quad \frac{I}{P} = g(r)$$

$$(3) \quad \frac{Y}{P} = \frac{C}{P} + \frac{I}{P}$$

$$(4) \quad M^d = P \cdot L\left(\frac{Y}{P}, r\right)$$

$$(5) \quad M^s = h(r)$$

$$(6) \quad M^d = M^s$$

donde:

$$\frac{C}{P} = \text{Consumo real}$$

$$\frac{I}{P} = \text{Inversión real}$$

$$\frac{Y}{P} = \text{Ingreso real}$$

$$M^d = \text{Función demanda nominal de saldos monetarios}$$

$$M^s = \text{Función oferta nominal de dinero}$$

$$r = \text{Tasa de interés}$$

^{1/}Friedman, Milton. "A Theoretical Framework for Monetary Analysis", Journal of Political Economy, Vol. 78, #2, 1970, pp. 193-238.

Las tres primeras ecuaciones describen el ajuste en los flujos de ahorro e inversión, y las tres últimas la determinación del stock de dinero demandado y ofrecido así como la condición de equilibrio en el sector monetario.

De donde, sustituyendo 1 y 2 en 3 resulta:

$$y - F(y, r) = g(r), \quad y = \frac{Y}{P}$$

en donde para un valor determinado de $y = y_0$, obtendremos un valor r_0 , lo que a su vez en la ecuación 4 determina un valor M_0 , así:

$$M_0 = P \cdot L(y_0, r_0)$$

si dividimos y multiplicamos por y_0 el lado derecho de la ecuación tenemos:

$$M_0 = P \cdot \frac{L(y_0, r_0)}{y_0} \cdot y_0$$

ecuación que es equivalente a:

$$M = \frac{P \cdot y}{V}, \quad V = \frac{P \cdot y}{M}$$

o

$$P = \frac{M \cdot V}{y}$$

donde si V es una constante, tenemos P como una función de M , y .

En seguida haremos algunas consideraciones adicionales partiendo de las relaciones establecidas.

Podemos definir una economía cerrada, de dos formas: una de ellas se asocia con un país que no participa del comercio internacional; y la otra -

con un país con régimen de tipo de cambio flexible, en cuyo caso los efectos de las políticas monetarias adoptadas son traducidos en efectos internos.

En ambos casos, un aumento exógeno en la oferta monetaria tendrá por consecuencia (en el corto plazo) un desequilibrio entre saldos monetarios actuales y deseados, en donde la mecánica del ajuste vendrá dada por cambios en el nivel de precios.

Un país pequeño, con tipo de cambio fijo, no ejerce un control sobre su oferta monetaria. En este caso, un incremento exógeno en la oferta monetaria (ceteris paribus) genera un proceso de ajuste, en donde los precios domésticos aumentarán por un tiempo a tasas mayores que las existentes en el resto del mundo; y si la tasa de crecimiento de la oferta monetaria permanece constante, la inflación doméstica debe converger en la inflación mundial, siendo drenado el excedente inicial a través del sector externo, resultando en una reducción del nivel de reservas que el banco central mantenía originalmente.

Una situación más frecuente, se refiere a una economía donde los cambios en la oferta monetaria se suceden continuamente en el tiempo. En este caso, las variaciones en la oferta monetaria en el período t , son producidas cuando aún no ha sido asimilada la variación ocurrida en el período $t-1$, lo cual deriva en una situación en la que el sistema se caracteriza por una persistente búsqueda del equilibrio dinámico. Así, las variaciones en los precios domésticos ocurrirán simultáneamente con las reducciones (sistemáticas) en el nivel de reservas del banco central.

Las consideraciones anteriores inducen a suponer que las variaciones

en la oferta monetaria tienen un impacto igualmente proporcional en el nivel de precios, es decir, que un aumento de 1% en la oferta monetaria tiene por consecuencia un incremento de 1% en el nivel de precios. Un efecto similar pero en sentido inverso es producido cuando la oferta agregada aumenta, en este caso un aumento de 1% tendrá por efecto una reducción proporcional en el nivel de precios.

Las variaciones en el tipo de cambio^{2/} forman parte, en este caso, del ajuste de largo plazo. El impacto sobre el nivel de precios tenderá a ser inmediato, al producirse simultáneamente: a) un alza en los precios de los productos importados; b) una reducción de la oferta agregada; y c) un aumento en la demanda agregada. Estos tres efectos causan un reajuste entre los precios relativos de los bienes domésticos y bienes comerciados internacionalmente; razón que hasta ahora había sido alterada artificialmente, al mantener sin variación el tipo de cambio.

El efecto de los aumentos en los salarios resulta menos claro; lo más que podemos establecer, es suponer que los efectos sean menos que proporcionales. Lo cual puede ser atribuido a la naturaleza discontinua de sus variaciones, lo que probablemente ocasiona que el impacto sobre los costos sea parcialmente contrarrestado por incrementos en la productividad, ocurridos en el período en que se mantuvieron fijos.

La naturaleza de las interrelaciones entre las variables económicas en una economía dinámica, es compleja. Bajo una situación en que casi todas las variables cambian simultáneamente, es difícil aislar los efectos atri-

^{2/} Ver el trabajo de Mario I. Blejer "The Short-Run Dynamics of Prices and the Balance of Payments" en The American Economic Review, Junio de 1977.

buides a cada una de ellas. Si por ejemplo la oferta monetaria muestra continuos incrementos, es importante investigar los efectos sobre los precios atribuibles a variaciones contemporáneas y aquellos que son provocados por cambios en períodos anteriores.

Una hipótesis alternativa^{3/} es suponer que los ajustes son realizados instantáneamente, es decir, que la inflación contemporánea es explicada únicamente por cambios contemporáneos en la oferta monetaria. Esta hipótesis es difícil de sostener, principalmente cuando se trabaja con períodos cortos (con información mensual por ejemplo) en los que es más razonable suponer que los efectos se manifiestan con cierto rezago.

En suma, una cuestión ampliamente investigada es que aún en períodos más largos (un año por ejemplo) se manifiesta la existencia de desfases intertemporales en los efectos. Así, resulta importante investigar la magnitud del rezago y el valor de los coeficientes, los cuales son indicativos de la rapidez o lentitud con que actúan los instrumentos de política monetaria.

Definiremos, por último, el fenómeno inflacionario como un alza generalizada y sostenida en el nivel de precios, el cual forma parte de un proceso de ajuste generado por perturbaciones exógenas en el nivel original de equilibrio del mercado monetario.

De esta forma, un análisis más completo debería investigar la natura

^{3/} Si suponemos que la elasticidad de las variaciones en el nivel de precios respecto a cambios en la oferta monetaria, es igual a la unidad, podemos establecer la función de ajuste instantáneo como: $\dot{P}_t = F(\dot{M}_t)$ y alternativamente: $P_t = F(\hat{M}_t, \hat{M}_{t-1}, \dots, \hat{M}_{t-k})$ donde $\hat{M}_{t-1}, \dots, \hat{M}_{t-k}$ representan variaciones pasadas en la oferta monetaria.

leza de la relación existente entre inflación y nivel de actividad económica, empleo, balanza de pagos, distribución del ingreso y crecimiento económico.

Algunos trabajos sobre Dinámica de la Inflación.

Esta sección tiene como propósito una breve descripción de algunos estudios empíricos sobre la dinámica de la inflación, que sirvieron como punto de partida para el presente trabajo. Todos ellos tienen como común denominador el uso (así sólo sea implícitamente) de la noción de rezago distribuido.

En su trabajo sobre la inflación Chilena, Harberger^{4/} usó un modelo que incluye implícitamente el supuesto de distribución rezagada con ponderaciones declinantes para la oferta monetaria. El trabajo es un intento de explicar las variaciones anuales y trimestrales del nivel de precios en Chile para un período de 20 años, comprendido entre 1939 y 1958. Los objetivos del estudio, como los establece el mismo autor, "tratar de descubrir el proceso dinámico por el cual la cantidad de dinero actúa sobre el nivel de precios, descubrir la forma en que la aceleración de la tasa de inflación en el período anterior actúa sobre la tasa de inflación de un período dado, y aclarar en algo el papel que han desempeñado los reajustes de remuneraciones en la inflación Chilena."^{5/}

El modelo consiste en tres ecuaciones básicas:

$$P_t = a + B_1 Y_t + B_2 M_t + B_3 M_{t-1}$$

$$P_t = a + B_1 Y_t + B_2 M_t + B_3 M_{t-1} + B_y A_t$$

$$P_t = a + B_1 Y_1 + B_2 M_{t-1} + B_y A_t + B_5 W_t$$

^{4/} Harberger, Arnold C. "La Dinámica de la Inflación Chilena", Cuadernos de Economía, Universidad Católica de Chile, Agosto de 1965.

^{5/} Op. cit., p.8.

donde:

P_t = Cambio porcentual en el nivel de precios de diciembre del año t-1 a diciembre de año t.

Y_t = Cambio porcentual anual en el ingreso real, de fines de t-1 a fin de t.

M_t = Cambio porcentual en la oferta de dinero (diciembre-diciembre).

A_t = Cambio porcentual en el nivel de precios durante el año t-1 menos el cambio porcentual en el nivel de precios durante el año t-2. Es la tasa de variación en el costo esperado de mantener dinero.

W_t = Cambio porcentual en el sueldo vital de primer trimestre del año t-1 al primer trimestre del año t.

Por otro lado, Harberger utiliza para ajustes trimestrales una variable artificial (Dtx), con la que espera reducir los problemas de multicolinealidad que podrían surgir al intentar usar como variables independientes varias versiones en forma rezagada de una misma variable. La construcción de Dtx , es realizada en forma parcialmente arbitraria. Como él mismo establece, "Construí una variable $D'T=0.59 M_{t-2} + 0.28 M'_{t-4} + 0.13 M_{t-6}$ que es un promedio ponderado de variaciones semestrales en la cantidad de dinero y en que la ponderación aplicable a la variación de un período dado es ligeramente inferior a la mitad de la ponderación aplicable a la observación del período que le antecede. De esta manera, escogí una solución intermedia entre los dos extremos que serían la estimación de un coeficiente para cada una de las variables monetarias, por un lado, y la determinación a priori de la influencia de las variaciones en la cantidad de dinero con rezagos por el otro".^{5/} Una justificación adicional que utiliza el autor, consiste en

^{5/} Op. cit., p.12.

el difícil acceso a los medios de computación adecuados para el uso de su modelo.

Sus resultados con información anual son los siguientes:^{7/}

$$P_t = -1.05 - 1.05Y_t + 0.80M_t + 0.3YM_{t-1} \quad (R^2 = 0.84)$$

(7.13) (0.31) (0.17) (0.16)

$$P_t = -0.32 - 0.91Y_t + 0.74M_t + 0.34M_{t-1} + 0.20A_t \quad (R^2 = 0.87)$$

(9.23) (0.31) (0.16) (0.15) (0.12)

$$P_t = -11.15 - 0.89Y_t + 0.70M_t + 0.29M_{t-1} + 0.16A_t + 0.133W_t$$

(9.56) (0.32) (0.18) (0.18) (0.14) (0.22)

(R² = 0.87)

Para el modelo trimestral:

$$P'_t = S'_t - 0.63 Y_t + 0.32 M'_t + 0.27 D'_t \quad (R^2 = 0.52)$$

(0.22) (0.09) (0.10)

$$P'_t = S'_t - 0.49 Y_t + 0.33 M'_t + 0.26 D'_t + 0.05 A'_t \quad (R^2 = 0.54)$$

(0.24) (0.09) (0.10) (0.03)

$$P'_t = S'_t - 0.49 Y_t + 0.31 M'_t + 0.21 D'_t + 0.04 A'_t + 0.04 W_t$$

(0.24) (0.10) (0.13) (0.03) (0.06)

(R² = 0.54)

Siendo estas ecuaciones:

P'_t = Cambio porcentual en el nivel de precios en el trimestre t.

Y'_t = Cambio porcentual en el ingreso real en el trimestre t.

M'_t = Cambio porcentual en la cantidad de dinero en los seis meses que finalizan junto con el trimestre t.

^{7/}Los números entre paréntesis son los errores estándar de los coeficientes.

D'_t = Un promedio ponderado de los tres últimos valores rezagados de M_t .

A'_t = Cambio porcentual en el nivel general de precios en el año, que finaliza al comienzo del trimestre en curso, menos el cambio porcentual en el nivel general de precios en el año anterior a éste.

W'_t = Cambio porcentual trimestral en los salarios.

S'_t = Una constante estacional.

Dentro de sus principales hallazgos se encuentran:

- A_t resultó ser una variable cuya contribución a la explicación del proceso inflacionario chileno resulta ser pobre.
- El uso de Dtx en la explicación trimestral, obtiene mejores resultados que la utilización de cada uno de los rezagos de M_t directamente en la ecuación.
- Que el mayor impacto de las variables explicativas ingreso y oferta monetaria sobre los precios, es atribuible a variaciones contemporáneas en dichas variables por lo que, en el caso Chileno, resulta razonable suponer la existencia de ajuste instantáneo en el nivel de precios.
- Los salarios en el período considerado han actuado como agente transmisor de la inflación entre un período y otro, más bien que como una causa fundamental del fenómeno.

Una crítica válida para este trabajo, es la determinación casi arbitraria de la variable artificial Dtx , así como de la variable aceleración A_t y de las restricciones a los coeficientes. Esto, sin embargo, es justificable debido a las limitaciones expuestas por el mismo autor, que han sido tratadas anteriormente.

Un estudio más refinado de la inflación chilena, es el realizado por Yver^{8/} para el período comprendido entre 1934 y 1967. Yver, parte del análisis de los trabajos de Deaver^{9/}, Bailey^{10/} y Harberger^{11/} sobre el comportamiento del sector monetario de la economía chilena y encuentra en ellos, - como característica unificadora, el reconocimiento de la existencia de rezagos en la respuesta de los demandantes de dinero ante cambios en las variables que determinan la cantidad de dinero demandada (Deaver), y de rezagos en el ajuste del nivel de precios actual a su nivel de equilibrio en el caso de Bailey y Harberger. En el caso de estos últimos, también encuentra que imponen un patrón de ajuste del nivel efectivo de precios al de equilibrio, en el que los precios, partiendo de un nivel determinado, crecen sistemáticamente hasta igualar la tasa de crecimiento de la oferta monetaria. En seguida establece que dicho patrón de ajuste hace imposible llegar al nivel de precios de equilibrio, puesto que: "la característica principal del equilibrio de una economía inflacionaria, es que el nivel de precios debe cambiar en distinta proporción a los cambios en la cantidad de dinero, si las expectativas de inflación varían". Es decir, el equilibrio en el sector monetario requiere que los aumentos en el nivel de precios sean mayores que los incrementos en la cantidad de dinero cuando la tasa de inflación esperada aumenta y viceversa. Sólo en una situación de expectativas de inflación - constantes se observarán cambios proporcionales iguales en precios y cantidad de dinero. Y concluye, "curiosamente, este patrón de ajuste del nivel

^{8/}Yver, Raúl E. "Dinámica del Ajuste de la Tasa de Inflación: El caso Chile no", Cuadernos de Economía, Universidad Católica de Chile, Abril de 1970.

^{9/}(N) Deaver T., Tesis Ph.D., Universidad de Chicago.

^{10/}(N) Bailey, M. "Adjustment of the Price level in Chile's Inflation", Mimeo.

^{11/}Ibid.

(N) Las citas corresponden a las empleadas por el autor.

de precios es el que implícita o explícitamente ha sido utilizado en la mayoría de los estudios econométricos sobre el comportamiento de variables del sector monetario en Chile y en otros países y corresponde a un caso particular de una distribución de rezagos conocida por el nombre de "distribución geométrica".

Partiendo de lo anterior, Yver plantea sus objetivos. "Se trata de determinar la forma de respuesta rezagada del nivel de precios ante cambios en la oferta monetaria, utilizando para ello el modelo de funciones racionales de rezago distribuido desarrollado por Jorgenson".

El modelo consiste en lo siguiente:

Sea; E_t = Un exceso de demanda u oferta agregada en el período t .
 a_s = La proporción de las presiones por cambios en los precios iniciadas en $t-s$ y completadas en t .

Entonces podemos escribir:

$$\frac{dP}{dt} \cdot \frac{1}{P} = P_t = a_0 E_t + a_1 E_{t-1} + \dots$$

donde: $a_s > 0$

Así:

$$P_t = A(L) E_t$$

$$P_t = A(L) P_t^*$$

$$S(Y,R) = I(Y,R)$$

$$M = P \cdot L(Y,R,C)$$

$$\ln M = \ln P + d_y + d_r \cdot \frac{(cy-by)}{(br-cr)}$$

$$m_t = P_t + KY_t + d_c C_t$$

$$P_t^* = m_t - KY_t - d_c C_t$$

donde:

- $A(L)$ = polinomio de grado m en $L = a_0 + a_1L + a_2L^2 + \dots + a_mL^m$
 P_t^* = nivel de precios de equilibrio en el período t
 P_t = nivel de precios vigente en t
 Y = ingreso real
 R = tasa de interés real
 C = tasa esperada de inflación
 K = elasticidad ingreso de la demanda por dinero
 d_c = elasticidad de M respecto a C
 m_t = oferta monetaria
 $L_i X = X_{t-1}$ = operador de rezagos

La ecuación estimada está dada por:

$$P_t = \frac{-.867 - .693 L}{1 - .217L + .191L^2}$$

Las conclusiones más importantes son que el mayor efecto sobre los precios, de cambios en la oferta monetaria, se produce en el segundo período posterior a dicho aumento. El efecto del ingreso sobre los precios es que tiende a deprimirlos y se manifiesta en su mayor parte en los períodos contemporáneos. Una crítica válida para este trabajo, es el supuesto de no existencia de exceso de oferta agregada (presiones deflacionarias), al suponer los valores $a_s > 0$.

Vogel^{12/} realiza un estudio de mayor cobertura, partiendo de los trabajos sobre inflación desarrollados para dos países latinoamericanos. El modelo de inflación chilena de Harberger^{13/}, y los modelos explicativos de la inflación

^{12/} Vogel, Robert C. "The Dynamics of Inflation in Latin America, 1950-1969.",

^{13/} The American Economic Review, Marzo de 1974.

^{13/} Ibid.

en Argentina de Carlos Díaz-Alejandro ^{14/} y Adolfo Diz ^{15/}. Estos estudios involucran la controversia entre la escuela monetarista y estructuralista.

El trabajo, se propuso investigar el efecto de variables monetarias sobre la inflación, e incluye una amplia gama de países con diferentes experiencias inflacionarias. El estudio combina series de tiempo en un análisis de corte transversal, haciendo uso de "pooled regressions". El modelo de Haberger es extendido a 16 países latinoamericanos (incluyendo Argentina), y los resultados obtenidos son comparados con los de Díaz-Alejandro y Diz, para el caso argentino.

Las conclusiones más importantes son:

- El modelo de Harberger proporciona buenos resultados al ser extendido a otros países latinoamericanos.
- Los coeficientes de oferta monetaria actual y rezagada son altamente significativos, e indican que un incremento en la tasa de crecimiento en la oferta monetaria causa incremento proporcional en la tasa de inflación; efecto que se presenta principalmente dentro del primer año.

Sin embargo el estudio, según revela el mismo autor, no es capaz de esclarecer la controversia entre los trabajos de Díaz-Alejandro, que sostiene hipótesis estructuralistas sobre la inflación y las conclusiones un poco más moderadas de Haberger. Finalmente, Vogel sugiere la necesidad de estudios adicionales más concluyentes al respecto.

^{14/} Díaz-Alejandro, C.F., Exchange-Rate Devaluation in a semi Industrial Country: The Experience of Argentina, 1955-1961, Cambridge 1965.

^{15/} Diz, A.C., "Money and Prices in Argentina, 1935-1962" in D. Meiselman, ed. Varieties of Monetary experience, Chicago 1970.

CAPITULO III

El Modelo.

Las consideraciones hechas en el capítulo anterior mostraban claramente cómo el supuesto del rezago de Koyck, que establece ponderaciones continuamente declinantes en el tiempo, limitan poderosamente su uso al no encontrar suficientes bases para suponer razonable su validez.

Un modelo más flexible establece que las ponderaciones siguen una distribución polinomial rezagada.

El Modelo de Almon ^{16/} supone que las ponderaciones del rezago pueden ser especificadas por una función continua, la cual es aproximada por la evaluación de una función polinomial con un número apropiado de puntos discretos en el tiempo. En seguida describiré este modelo.

Supongamos que las variaciones actuales en la variable dependiente (Y) pueden ser explicadas por los cambios contemporáneo y pasados en la variable independiente X.

Esta relación es especificada por la siguiente ecuación:

$$(1) \quad \overset{\circ}{Y}_t = \alpha + B_1 \overset{\circ}{X}_t + B_2 \overset{\circ}{X}_{t-1} + \dots + B_k \overset{\circ}{X}_{t-i} + E_t$$

$i = k + 1$

de donde:

$$(2) \quad \overset{\circ}{Y}_t = \alpha + \sum_{i=0}^{n-1} W(i) X_{t-i} + E_t$$

^{16/} Almon, Shirley. "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures", Econometría, Vol. 33, No. 1, January, 1965, pp. 178-196.

La distribución supone que los $W(i)$, son valores de $X_0=0,1,2,\dots, n-1$ de una polinomial $W(X)$ de grado $q+1$ ($q < n$), donde n es el número de períodos en el cual se extiende la distribución del rezago.

Para la estimación se requiere que por lo menos $q+2$ puntos son conocidos: $W(X_0) = b_0, W(X_1) = b_1, \dots, W(X_{q+1}) = b_{q+1}$. Así, las $W(i)$, pueden ser calculadas como combinaciones lineales de los valores conocidos, de la siguiente manera:

$$W(i) = \sum_{j=0}^{q+1} \theta_j(i) b_j \quad (i=0,1,\dots,n-1)$$

donde si en los $\theta_j(i)$ hacemos, $X = i$.

$$\theta_0(X) = \frac{(X - X_1)(X - X_2)\dots(X - X_{q+1})}{(X_0 - X_1)(X_0 - X_2)\dots(X_0 - X_{q+1})}$$

$$\theta_1(X) = \frac{(X - X_0)(X - X_2)\dots(X - X_{q+1})}{(X_1 - X_0)(X_1 - X_2)\dots(X_1 - X_{q+1})}$$

$$\vdots$$

$$\theta_{q+1}(X) = \frac{(X - X_0)(X - X_1)\dots(X - X_q)}{(X_{q+1} - X_0)(X_{q+1} - X_1)\dots(X_{q+1} - X_q)}$$

Así:

$$W(X) = \sum_{j=0}^{q+1} \theta_j(X) b_j$$

sustituyendo en (2) tendríamos:

$$\hat{Y}_t = \alpha + \sum_{j=0}^{q+1} \theta_j \sum_{i=0}^{n-1} (i) b_j X_{t-i} + E_i$$

o

$$\hat{Y}_t = \alpha + \sum_{j=0}^{q+1} b_j \sum_{i=0}^{n-1} \theta_j(i) X_{t-i} + E_i$$

haciendo:

$$Z_{tj} = \sum_{i=0}^{n-1} \phi_j(i) X_{t-i}, \quad j = 1, \dots, q+1$$

tendríamos:

$$\dot{Y}_t = \alpha + b_j Z_{tj} + E_i$$

Los b_j pueden ser estimados ahora por una simple regresión de \dot{Y}_t utilizando las $q+1$ variables.

En el análisis del proceso inflacionario mexicano, supondremos que la estructura del rezago de nuestras variables explicativas sigue la distribución rezagada descrita con lo que tenemos:

$$\dot{P}_t = \alpha + B_1 \dot{Y}_t + \sum_{j=0}^{q+1} b_j \sum_{i=0}^{n-1} \phi_j(i) \dot{M}_{t-1} + E_i$$

donde:

\dot{P}_t = Tasa de crecimiento del índice de precios en el período t .

\dot{Y}_t = Tasa de crecimiento en el ingreso real.

\dot{M}_{t-i} = Tasa de crecimiento en la oferta monetaria en el período $t-i$.

E_i = El término error en los ajustes.

En este modelo, incluiremos el tipo de cambio y los salarios para analizar su probable poder explicativo del proceso inflacionario.

El análisis considera el período comprendido entre 1950 y 1979 en que usaré información anual, análisis que será hecho más detallado para el período 1969-1970 en que tomaré información trimestral y mensual.

La razón de la consideración de un período más corto, es la no disponibilidad de información mensual y trimestral para períodos más largos. Una ventaja, sin embargo, se encuentra implícita y se refiere al hecho de obtener estimaciones de parámetros que reflejan más fielmente la experiencia inflacionaria reciente.

Al utilizar información anual tomaremos el índice de precios implícito como indicador del nivel de precios, mientras que con información mensual y trimestral el índice nacional de precios al consumidor tomará el lugar de - aquél.

Ensayaremos tres definiciones alternativas de oferta monetaria, tratando de encontrar cuál de ellas explica mejor las variaciones en el nivel de precios, y las definiremos de la siguiente manera: $M1$ = Monedas y billetes en poder del público más depósitos a la vista; $M2$ = $M1$ + depósitos a plazo en moneda nacional; y $M3$ = $M2$ + depósitos a plazo en moneda extranjera.

Los incrementos en el producto interno bruto real serán empleados como las variaciones en la oferta agregada. Para información mensual y trimestral, tomaremos el índice de volumen de producción industrial como una proxy, lo - cual una vez más obedece a la limitada información con que se cuenta.

La definición de salarios corresponde a la media aritmética nacional de salario mínimo vigente.

Una definición más adecuada debería ponderar con la población ocupada los salarios mínimos regionales, lo cual no ha sido posible en este caso por las mismas razones enunciadas.

Nuestra última y menos conflictiva variable, es los incrementos porcentuales en el tipo de cambio.

El análisis se efectúa en primeras diferencias. Los valores de $\overset{\circ}{M}$ son tomados a la mitad del período correspondiente, los de $\overset{\circ}{T}$ se refieren al promedio del período y los valores del índice de volumen de producción industrial, el índice de precios y oferta monetaria han sido previamente desestacionalizados.

Finalmente nos resta plantear algunos riesgos implícitos en el uso de distribuciones rezagadas, los cuales han sido tratados en forma extensiva por Griliches ^{17/}. El primero de ellos se refiere a las dificultades que surgen al tratar de determinar la distribución de rezagos a ser empleada, ya que como el autor señala ^{18/}, no existe una forma confiable de hacerlo, por lo que la distribución del rezago es frecuentemente supuesta a priori más que determinada a partir de una particular hipótesis de comportamiento.

Un segundo problema aparece cuando en ocasiones, al aplicar a los coeficientes dos errores estándar, se presenta un amplio rango de coeficientes consistentes con los datos, caso en el cual, un amplio número de distribuciones rezagadas puede ser supuesto.

^{17/} Griliches, Zvi. "Distributed Lags: A Survey", Econométrica, Vol. 35, No. 1, January, 1967, (pp. 16, 49).

^{18/} Op. cit., p. 42.

CAPITULO IV

Resultados y Análisis.

Utilizaré el \bar{R}^2 (corregido por grados de libertad), como criterio para determinar, tanto el largo del rezago como el grado de la polinomial. Este criterio ha sido utilizado ampliamente en trabajos empíricos en este sentido, por lo que omitiré su justificación.

En la exposición del modelo básico, se incluyó como variables explicativas de los cambios contemporáneos en el índice de precios, el producto interno bruto, los salarios mínimos, el tipo de cambio y las variaciones contemporáneas y pasadas en la oferta monetaria.

En seguida trabajaré con información anual, tratando de justificar su uso.

Veamos las siguientes ecuaciones:

$$(1) \dot{P}_t = \alpha + B1\dot{Y}_t + E_i$$

$$(2) \dot{P}_t = \alpha + B1\dot{Y}_t + B2\dot{Y}_{t-1} + E_i$$

$$(3) \dot{P}_t = \alpha + B1\dot{Y}_t + B2\dot{Y}_{t-1} + B3\dot{T}_t + E_i$$

$$(4) \dot{P}_t = \alpha + B1\dot{Y}_t + B2\dot{Y}_{t-1} + B3\dot{T}_t + B4\dot{W}_t + E_i$$

$$(5) \dot{P}_t = \alpha + B1\dot{Y}_t + B2\dot{Y}_{t-1} + B3\dot{T}_t + B4\dot{W}_t + \sum_{j=0}^{q+1} b_j \sum_{i=0}^{n-1} \theta_j (i) \dot{M1}_{t-i} + E_i$$

$$(6) \dot{P}_t = \alpha + B1\dot{Y}_t + B2\dot{Y}_{t-1} + B3\dot{T}_t + B4\dot{W}_t + \sum_{j=0}^{q+1} b_j \sum_{i=0}^{n-1} \dot{M}_{t-i} + E_t \quad (i)$$

$$(7) \dot{P}_t = \alpha + B1\dot{Y}_t + B2\dot{Y}_{t-1} + B3\dot{T}_t + B4\dot{W}_t + \sum_{j=0}^{q+1} b_j \sum_{i=0}^{n-1} \dot{M}_{t-i} + E_t \quad (i)$$

donde:

\dot{P}_t = Tasa de crecimiento anual del índice de precios implícito en el período t.

\dot{Y}_t = Tasa de crecimiento anual del producto interno bruto real en el período t.

\dot{Y}_{t-1} = \dot{Y}_t rezagado un período.

\dot{T}_t = Variación porcentual en el tipo de cambio durante el período t respecto al período t-1.

\dot{W}_t = Cambio porcentual en los salarios mínimos vigentes en el período t respecto al período t-1.

$\dot{M}_{1,t-i}$ = Tasa de crecimiento anual en la oferta monetaria (medida por M1) en el período t-i.

$\dot{M}_{2,t-i}$ = Tasa de crecimiento anual en la oferta monetaria (medida por M2) en el período t-i.

$\dot{M}_{3,t-i}$ = Tasa de crecimiento anual en la oferta monetaria (medida por M3) en el período t-i.

q+1 = 4 (implicando que el grado de la polinomial es 3).

n = 4 (incluye 3 períodos rezagados).

Es fácil notar que las ecuaciones 1, 2, 3 y 4 corresponden a mínimos cuadrados ordinarios, mientras que las restantes suponen que los valores M_{t-i} siguen una polinomial en i .

Los resultados presentados en el Cuadro 1, muestran que a medida que se agregan nuevas variables el \bar{R}^2 crece continuamente al agregar cada una de las nuevas variables. Por otro lado, en la ecuación 7 (que incluye todas las variables) el valor F es igual a 6.625, por lo que de acuerdo con la siguiente hipótesis:

$$H_0: B_1 = B_2 = \dots = B_n = 0$$

$$H_A: B_1 \neq B_2 \neq \dots \neq B_n \neq 0$$

$$F_{0.95,7,20} = 2.51 < F_c = 6.625$$

la inclusión de nuestras variables queda así justificada.

Una aclaración pertinente se refiere al uso en este caso de una distribución rezagada que incluye cuatro períodos. La razón es que no tiene sentido el tratamiento como una distribución rezagada de una variable que incluya solamente tres períodos (uno contemporáneo y dos rezagados), puesto que si suponemos que este es el número correcto a ser considerado, y si los problemas de multicolinealidad no son serios, la ecuación podría estimarse directamente por mínimos cuadrados ordinarios.

La similitud existente entre los valores tanto del R^2 como \bar{R}^2 , puede, aparentemente, llevarnos a concluir que es indistinto el uso de cualesquier definición de oferta monetaria, sin embargo sería aventurado concluir en este sentido por lo que dejaremos esta cuestión para posteriores etapas del análisis.

RESULTADOS RELATIVOS A LA INCLUSION DE LAS DIFERENTES
VARIABLES EXPLICATIVAS EN EL MODELO

E C U A C I O N E S

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
R 2	.0143	.0996	.2623	.4757	.7668	.7807	.7794
\bar{R} 2	-	.0276	.170	.380	.6420	.6640	.6620
DW ****	.8603	.9171	1.1721	.9614	1.1720	1.084	.9818
σ^2 ***	.071	.06785	.0627	.05398	.0429	.04162	.0417
F(K-1, N-K)	.391	1.382	2.845	5.217	6.167	6.6735	6.625
α	.101221	.1466	.0847	-.03648	.07479	-.0276	.0087
	(.03747)	(.04658)	(.0507)	(.0590)	(.07784)	(.0675)	(.05980)
B1 (yt)	-.364833	-.3780	-.3175	-.3656	-.7754	-.4473	-.3458
	(.5837)	(.5653)	(.5229)	(.5026)	(.6091)	(.5603)	(.5458)
B2 (yt-1)	-	-.8127	-.0178	.1435	-.5102	.0131	-.1257
	-	(.5669)	(.6273)	(.5428)	(.5988)	(.5471)	(.5057)
B3 T (t)	-	-	.3172 **	.2525 **	.07534	.0468	-.02659
	-	-	(.1379)	(.1206)	(.1456)	(.1399)	(.1699)
B4 (w-t)	-	-	-	.6128 **	.7673 **	1.024 **	.6870 **
	-	-	-	(.2003)	(.3364)	(.2599)	(.3297)
B5 (Mt)	-	-	-	-	.1922	.0924	.4222
	-	-	-	-	(.2706)	(.1736)	(.3290)
B6 (Mt-1)	-	-	-	-	.1022	-.1710	.0449
	-	-	-	-	(.1942)	(.1061)	(.1350)
B7 (Mt-2)	-	-	-	-	.0618	-.1465	-.1832
	-	-	-	-	(.2126)	(.1345)	(.1764)
B8 (Mt-3)	-	-	-	-	-.3378	.3201	-.1909
	-	-	-	-	(.3185)	(.2696)	(.2504)

* Los números entre paréntesis corresponden al error estándar de los coeficientes.

** Significativo al nivel de .05%.

*** Error estándar de la regresión.

**** Durbin Watson.

La información del Cuadro 2 muestra los resultados para ecuaciones que incluyen del lado derecho las variables \dot{Y}_t , \dot{T}_t y \dot{W}_t y \dot{M}_{t-1} , que corresponden a la notación ya indicada. Las tres primeras (2.1 a 2.3), suponen que \dot{M}_{t-i} sigue una polinomial de tercer grado que incluye 4 períodos; 2.4, 2.5 y 2.6 se diferencian de las primeras al tomar en consideración un quinto valor de \dot{M}_{t-i} (\dot{M}_{t-4}); 2.7 corresponde a este último grupo, caracterizándose por suponer una polinomial de quinto grado.

El conjunto así establecido cubre nuestras definiciones alternativas de oferta monetaria. 2.1 y 2.4 utilizan M1 como la definición relevante de dinero, mientras que 2.2, 2.5 y 2.6 a 2.7 toman a M2 y M3 respectivamente.

Tanto las tres primeras ecuaciones (que incluyen 4 períodos en M), como las tres segundas (que toman 5), revelan el uso de M3 como la definición correcta de oferta monetaria. En ambos grupos, el mayor \bar{R}^2 resulta cuando M3 es utilizada. Los resultados son claros, puesto que si M3 es (como concluimos) la definición correcta, las variaciones en M1 y M2 pudieran estar reflejando en parte cambios en la composición, más que variaciones en la oferta monetaria.

La reducción que el \bar{R}^2 experimenta al aumentar el grado de la polinomial de 3 a 4 en 2.7 respecto a 2.6 (ajuste con el que es directamente comparable), así como los aumentos en el mismo al incluir un quinto período en \dot{M}_{t-i} , nos induce a tomar en lo sucesivo una polinomial de tercer grado con cinco períodos en \dot{M}_t .

Así pues, el análisis detallado de 2.6 es obligado. Una rápida revisión de los resultados detecta la probable presencia de autocorrelación en los errores para el valor Durbin Watson obtenido (1.49) el cual:

RESULTADOS RELATIVOS A LA CONSIDERACION DE TRES DEFINICIONES ALTERNATIVAS DE OFERTA MONETARIA

	2.1 q+1=4 n = 4 M = M1	2.2 q+1=4 n = 4 M = M2	2.3 q+1=4 n = 4 M = M3	2.4 q+1=4 n = 5 M = M1	2.5 q+1=4 n = 5 M = M2	2.6 q+1=4 n = 5 M = M3	2.7 q+1=5 n = 5 M = M3
R 2	.81	.83	.85	.82	.82	.87	.83
R 2	.721	.744	.779	.733	.736	.802	.727
DW ***	.822	1.043	1.219	1.481	1.270	1.49	1.0924
D****	.0387	.0371	.0345	.0388	.0385	.0334	.03830
F α	9.137	10.143	12.099	9.22	9.386	13.17	8.34
	.0632	.00386	.01328	.01232	-.01444	-.04702	-.04905
B1 (Yt)	(.05513)	(.0418)	(.0398)	(.05677)	(.04297)	(.04226)	(.04999)
	-.70240	-.473222	-.5879	-.9082	-.6768	-.3908	-.04718
B2 (Tt)	(.53752)	(.4961)	(.4573)	(.5563)	(.5128)	(.4244)	(.6227)
	.12519	.0534	-.8460**	-.10104	-.1539	-.1142	-.0088
B3 (Wt)	(.1356)	(.1242)	(.1530)	(.2324)	(.2573)	(.1886)	(.2119)
	.7408**	.955**	.8858**	1.036**	.9835**	.7514**	.9448**
	(.3225)	(.2253)	(.2575)	(.3734)	(.2478)	(.2468)	(.3011)
B4 (Mt)	.1709	-.0165	.4112	.1712	.04819	.6299**	.3706
	(.2537)	(.1945)	(.2863)	(.2890)	(.1179)	(.2412)	(.4161)
B5 (Mt-1)	-.02369	-.1530	-.3062	-.1103	-.0804	.0019	-.0710
	(.1117)	(.0990)	(.1672)	(.1354)	(.0587)	(.0741)	(.2431)
B6 (Mt-2)	-.1833	-.1123	-.4480**	-.2395	-.1194	-.3484**	-.2467
	(.1759)	(.295)	(.1820)	(.1483)	(.1025)	(.1207)	(.1476)
B7 (Mt-3)	-.2782	.2045	.2857	-.1345	-.0164	-.2818**	-.1379
	(.2898)	(.2312)	(.2666)	(.1745)	(.0992)	(.1112)	(.2835)
B8 (Mt-4)	-	-	-	.2861	.2809	.3411	-.2003
	-	-	-	(.3032)	(.1893)	(.2389)	(.3490)

* Los números entre paréntesis, son el error estándar de los coeficientes.

** Significativo al nivel de .05%.

*** Durbin Watson.

**** Error estándar de la regresión.

$$d_1 = 0.79 < 1.49 < 1.99 = d_u$$

$$d, n = 20, k = 5, .05\%$$

por lo que la prueba es inconclusa.

El coeficiente de \hat{Y}_t tiene el signo esperado, el problema de su significación probablemente se elimine al incluir un rezago de esta variable, lo cual es justificado, puesto que podemos esperar que las variaciones en \hat{Y}_t tengan, al igual que la oferta monetaria, un efecto rezagado sobre las variaciones en el nivel de precios.

Una sugerencia adicional en los resultados es una aparente indicación de que \hat{W}_t y \hat{M}_{t-i} son las variables relevantes en la explicación de \hat{P}_t , puesto que sus coeficientes son significativos. Una verificación de los mismos, pudiera consistir en analizar los resultados obtenidos al omitir \hat{W}_t del lado derecho de nuestras ecuaciones y comparar con éstos.

La información es mostrada en el Cuadro 3, donde la inclusión de M1 es obligada por su uso en etapas posteriores cuando trabajaremos con información mensual y trimestral y en que necesitaremos un punto de comparación anual.

Los ajustes muestran que la exclusión de \hat{W}_t del lado derecho tiene el efecto esperado de reducir el valor del \bar{R}^2 , lo cual merma el poder explicativo de los mismos.

Por otro lado, la inclusión de un rezago de \hat{Y}_t no tiene el éxito deseado puesto que los coeficientes de ambos siguen siendo no significativamente diferentes de cero.

Los coeficientes de M_{t-i} mantienen su significación, y la exclusión

CUADRO 3*

RESULTADOS RELATIVOS A LA NO CONSIDERACION DE LOS
SALARIOS EN EL MODELO

	3.1	3.2
	q + 1 = 4 n = 5 M = M 3	q + 1 = 4 n = 5 M = M 1
R 2	.7817	.7365
R 2	.6730	.604
DW ***	1.0826	1.4756
✓ ****	.0429	.04718
F	7.163	5.589
α	-.0243 (.0642)	.1435 (.0734)
B 1 (Y t)	-.2575 (.5433)	-1.0462 (.6753)
B 2 (Y t-1)	-.1303 (.5491)	-.5191 (.6296)
B 3 (T t)	-.1187 (.2439)	-.2755 (.2717)
B 4 (W t)	-	-
B 5 (M t)	1.030** (.2598)	.7417** (.2423)
B 6 (M t-1)	.1253 (.0826)	.2040 (.1070)
B 7 (M t-2)	-.4130** (.1543)	-.2046 (.1832)
B 8 (M t-3)	-.4006** (.1340)	-.4021** (.1816)
B 9 (M t-4)	.3468 (.3145)	-.3071 (.3343)

* Los números entre paréntesis corresponden al error estándar de los coeficientes.

** Significativo al nivel de .05%.

*** Durbin Watson.

**** Error estándar de la regresión.

de los salarios tiene el aparente efecto de atribuir a la variación contemporánea (tanto en M1 como en M3) la explicación de las variaciones en \hat{P}_t , por lo que de no ser por la probable presencia de autocorrelación de errores - probaríamos la hipótesis de ajuste instantáneo, por lo que pruebas adicionales han de ser desarrolladas.

Los coeficientes de \hat{T}_t , cuyos valores han permanecido sin significación hasta ahora, no debieran preocuparnos puesto que, como probaremos más adelante, es por un lado consecuencia de que dicha variable fue mantenida constante durante gran parte del período y por otro a que en este caso puede ser válidamente aplicable la hipótesis de ajuste instantáneo.

La probable existencia de autocorrelación en los ajustes puede invalidar el supuesto de independencia en el término error de las ecuaciones, por lo que una solución es utilizar el método de Cochran-ORCUTT para corregir autocorrelación.

El procedimiento involucra una serie de iteraciones, cada una de las cuales produce una mejor estimación de $R_o(\rho)$ que la obtenida previamente, y donde R_o se utiliza como un coeficiente de correlación asociado con los errores de un período de tiempo adyacente.

Los riesgos asociados con el uso de este modelo se refieren a la posibilidad de que su supuesto de correlación de primer orden sea incorrecto. - En tal caso, el uso de este método no proporciona ninguna utilidad.

Los resultados obtenidos del uso del método de Cochran-ORCUTT son presentados en el Cuadro 4. Aquí, las ecuaciones 4.1, 4.2, 4.3 y 4.4 corresponden a 2.4, 2.6, 3.1 y 3.2 respectivamente.

RESULTADOS DE LA APLICACION DEL METODO DE COCHRAN ORCUTT PARA CORREGIR AUTOCORRELACION DE ERRORES EN EL MODELO

	4.1 = 2.4 q + 1 = 4 n = 5 M = M 1	4.2 = 2.6 q + 1 = 4 n = 5 M = M 3	4.3 = 3.1 q + 1 = 4 n = 5 M = M 3	4.4 = 3.2 q + 1 = 4 n = 5 M = M 1
R 2	.8871	.9139	.8595	.8995
DW ***	1.6493	1.9205	1.397	1.9461
σ ****	.03197	.02714	.03467	.03042
F ∞	14.588	19.71	11.365	15.34
B 1 (\hat{Y} t)	- .04467 (.04527)	- .0432 (.04256)	- .04527 (.07255)	- .02810 (.05086)
B 2 (\hat{Y} t-1)	- .1467 (.4044)	- .81978** (.3662)	- .08332 (.4078)	- 1.4785** (.5545)
B 3 (\hat{T} t)	-	-	- .2273 (.4247)	.2073 (.4655)
B 4 (\hat{W} t)	- .8169 (.1581)	.00448 (.08747)	- .07283 (.11643)	- .03704 (.1048)
B 5 (\hat{M} t)	.7608** (.2720)	.6873** (.27447)	-	-
B 6 (\hat{M} t-1)	.6387** (.2477)	.5466** (.2409)	.8610** (.2190)	1.010** (.1482)
B 7 (\hat{M} t-2)	.04872 (.0906)	.1039 (.1190)	.1983** (.08280)	.3357** (.08455)
B 8 (\hat{M} t-3)	- .3104** (.1250)	- .1551 (.1347)	- .2157 (.1469)	- .09167 (.1337)
B 9 (\hat{M} t-4)	- .3229** (.1176)	- .1291 (.1419)	- .2547 (.1723)	- .1589 (.1271)
R 0	.1268 (.2994)	.2831 (.1921)	.2078 (.2778)	.2474 (.2571)
	.2643	.173662	.46723	- .367179

* Los números entre paréntesis corresponden al error estándar de los coeficientes.
 ** Significativo al nivel de .05%.
 *** Durbin Watson.
 **** Error estándar de la regresión.

Los resultados arrojan los siguientes valores DW.:

Ecuación	Valor DW calculado
4.1	1,6493
4.2	1,9205
4.3	1,397
4.4	1,9461

$H_0: \rho = 0$
 $H: \rho \neq 0$
 DW : 5%.
 $d_l = 0.86$
(n = 22, k = 5)
 $d_u = 1.94$

donde:

- si: $d < d_l$ rechazamos H_0
 si: $d > d_u$ aceptamos H_0
 si: $d_l < d < d_u$ la prueba es inconclusa

Por lo que de acuerdo con lo anterior, los valores DW de los ajustes 4.1, 4.2 y 4.3 se ubican en la región inconclusa, existiendo probablemente en este caso autocorrelación de errores.

En la ecuación 4.4 la aplicación del procedimiento es exitosa, obteniéndose un valor DW de 1.95.

El valor R^2 (.8995) indica el logro de un grado de explicación aceptable de las variaciones en los precios por parte de nuestras variables independientes.

En este caso, el coeficiente de \dot{Y}_t es significativo y aparentemente la exclusión de los salarios tiene por efecto volver significativo el coeficiente de M_{t-1} , lo que podría explicarse indicando como Harberguer^{19/} que estos pueden ser considerados como un agente transmisor de inflación entre un período y otro. Puesto que si reconocemos que los incrementos salariales ocurridos en algún período contemporáneo (P_t) dependen en gran medida de la tasa de inflación experimentada en el período anterior (\dot{P}_{t-1}), inflación - que a su vez, como hemos visto en 4.4, es explicada por los cambios contemporáneo y pasado en la oferta monetaria, la significación de los salarios - puede explicarse al actuar los mismos como una variable reflejo de los efectos que pasadas variaciones en \dot{M}_t tienen sobre el nivel de precios. Es así como resulta clara la significación de \dot{M}_{t-1} en 4.4 cuando \dot{W}_t es omitido.

Por último, tanto el coeficiente de \dot{Y}_t (que también resultó significativamente distinto de cero), como la sumatoria de los valores de \dot{M}_t y \dot{M}_{t-1} resultaron ser no significativamente diferentes de 1.

Los Modelos Trimestral y Mensual.

El período a considerar son los once años comprendidos entre 1969 y 1979. Los justificantes de esta modificación han sido expuestos anteriormente.

^{19/} Harberguer, Op. cit., p. 34.

Utilizaré en este caso los cambios en el índice de volumen de producción industrial como una proxy de las variaciones en la oferta agregada, ante la inexistencia de información trimestral para el producto interno bruto.

Antes de continuar con el análisis, es necesario advertir acerca del riesgo implícito en el uso de este modelo.

Resulta obvio que, tanto en este caso (información trimestral) como en el uso de información mensual (que se verá más adelante), la existencia de correlación serial de errores es más frecuente, siendo en ocasiones inválido tratar de corregirla de la misma forma como se trató la información anual. Esto sucede en aquellos casos en que se detecta la probable presencia de autocorrelación de errores de orden mayor que uno.

Enseguida haré el análisis de los resultados obtenidos, teniendo presentes estas consideraciones.

El Cuadro 5 presenta la información para las ecuaciones. La primera de ellas (5.1) supone una polinomial de tercer grado con cuatro períodos rezagados para cada una de las variables explicativas. La segunda (5.2) se diferencia en considerar una polinomial de cuarto grado.

La ecuación (5.1) arroja el mayor \bar{R}^2 , conduciendo así a considerar, al igual que en el caso anual, una polinomial de tercer grado.

Los parámetros correspondientes a (5.1) son así presentados en el Cuadro 5-a.

Los resultados muestran a los valores contemporáneos de \hat{T}_t y \hat{W}_t además de \hat{M}_{t-2} como los relevantes en la explicación de las variaciones en \hat{P}_t .

CUADRO 5

RESULTADOS DE LOS AJUSTES TRIMESTRALES, RELATIVOS
A LA DETERMINACION DEL GRADO DE LA POLINOMIAL

	$\frac{5.1}{q + 1 = 4}$ $n = 5$ $M = M 1$	$\frac{5.2}{q + 1 = 4}$ $n = 5$ $M = M 1$
R ²	.82	.8367
\bar{R}^2	.67	.6330
DW *	1.51	1.3600
σ^{**}	.07276	.0135
F	5.5612	4.1002

* Durbin Watson.

** Error estándar de la regresión.

PARAMETROS DE LA ECUACION 5.1.

	5.1 q + 1 = 4 n = 5 M = M 1
α	.00121 (.00852)
B 1 (VPI t)	- .0159 (.08359)
B 2 (VPI t-1)	- .01442 (.1011)
B 3 (VPI t-2)	- .06493 (.1033)
B 4 (VPI t-3)	.0559 (.1071)
B 5 (VPI t-4)	.0526 (.07412)
B 6 ($\overset{\circ}{T}$ t)	.1085** (.03654)
B 7 ($\overset{\circ}{T}$ t-1)	.00708 (.02928)
B 8 ($\overset{\circ}{T}$ t-2)	.003122 (.02534)
B 9 ($\overset{\circ}{T}$ t-3)	.02552 (.02906)
B 10 ($\overset{\circ}{T}$ t-4)	.00322 (.03525)
B 11 ($\overset{\circ}{M}$ t)	.00852 (.1275)
B 12 ($\overset{\circ}{M}$ t-1)	.1626 (.1124)
B 13 ($\overset{\circ}{M}$ t-2)	.1887** (.0886)
B 14 ($\overset{\circ}{M}$ t-3)	.1498 (.1171)
B 15 ($\overset{\circ}{M}$ t-4)	.1259 (.1313)
B 16 ($\overset{\circ}{W}$ t)	.09246** (.03680)
B 17 ($\overset{\circ}{W}$ t-1)	.03359 (.03490)
B 18 ($\overset{\circ}{W}$ t-1)	.0111 (.03243)
B 19 ($\overset{\circ}{W}$ t-3)	.0008 (.03598)
B 20 ($\overset{\circ}{W}$ t-4)	.02438 (.04013)

* Los números entre paréntesis son el error estándar de los parámetros.

** Significativo al nivel de .05%.

Los coeficientes del índice de volumen de producción industrial tienen el signo esperado, pero no resultan significativos, lo cual puede indicar que el uso de esta variable como proxy de las variaciones en la oferta agregada es incorrecto.

El Cuadro 6 presenta los resultados para la ecuación (6.1) que considera únicamente los valores contemporáneos de $\overset{\circ}{VPI}$, $\overset{\circ}{W}$ y $\overset{\circ}{T}$, acompañados de valores (contemporáneo y 4 rezagos) de $\overset{\circ}{M}_t$.

Estas modificaciones tienen por efecto volver significativos los coeficientes de M_{t-1} y M_{t-3} .

El Cuadro 6-a, muestra los resultados de la ecuación 6.1 que resultan de la exclusión de los salarios así como de la consideración de un período más largo de valores rezagados en $\overset{\circ}{M}_{t-i}$.

La exclusión de los salarios tiene en este caso el efecto (al igual que en el caso anual) de volver significativo un cuarto rezago de $\overset{\circ}{M}_t$.

La calidad del ajuste es relativamente bueno, puesto que su valor DW (1.21) si bien no excluye la posibilidad de que exista autocorrelación de errores cae en la zona de indefinición en la prueba.

De acuerdo con lo anterior, nuestra conclusión en este caso es de que aparentemente el ajuste de las variaciones del tipo de cambio sobre el nivel de precios se efectúa en un período relativamente corto. Por otro lado, aparentemente, se requiere de un trimestre para que se manifieste el efecto de las variaciones en $\overset{\circ}{M}_t$, efecto que parece prolongarse hasta 4 trimestres.

CUADRO 6*
 RESULTADOS RELATIVOS A LA APLICACION EN \hat{M}_{t-i}^0 DE
 UNA DISTRIBUCION REZAGADA DE TERCER GRADO Y CINCO
 PERIODOS.

	$\frac{6.1}{q + 1 = 4}$ $n = 5$ $M = M 1$
R 2	.7291
\bar{R} 2	.664
DW ***	1.289
✓ ****	.0129
F	11.178
α	.0009 (.00686)
B 1 (VPI t)	.06441 (.05803)
B 2 (T t)	.10464** (.02620)
B 3 (W t)	.097139** (.03372)
B 4 (M t)	.05313 (.07948)
B 5 (M t-1)	.1139** (.04489)
B 6 (M t-2)	.1699** (.04736)
B 7 (M t-3)	.1805** (.05466)
B 8 (M t-4)	.1051 (.07654)

* Los números entre paréntesis corresponden al error estándar de los coeficientes.

** Significativo al nivel de .05%.

*** Durbin Watson.

**** Error estándar de la regresión.

CUADRO 6a*

RESULTADOS RELATIVOS A LA NO CONSIDERACION DE LOS
SALARIOS EN LA ECUACION 6.1.

	6.1a q + 1 = 4 n = 9 M = M 1
R^2	.6583
\bar{R}^2	.5739
DW ***	1.2100
\checkmark ****	.0142
F	8.3400
α	.0025 (.00963)
B (\dot{T}_t)	.1482** (.03107)
B (\dot{M}_t)	-
B (\dot{VPI}_t)	.1319 (.7414)
B (t_0)	-.0239 (.1126)
B (t-1)	.0929 (.06491)
B (t-2)	.1543** (.06491)
B (t-3)	.1704** (.05945)
B (t-4)	.1514** (.05050)
B (t-5)	.1072** (.05329)
B (t-6)	.0499 (.06158)
B (t-7)	-.1637** (.06412)
B (t-8)	-.7557 (.9075)

* Los números entre paréntesis son el error estándar de los coeficientes.

** Significativo al nivel de .05%.

*** Durbin Watson.

**** Error estándar de la regresión.

Las ecuaciones 7.1 y 7.2 (cuadro 7) utilizan información mensual en ajustes que toman 9 valores rezagados de cada una de las variables.

El modelo corresponde al utilizado para información mensual.

La información referente al \bar{R}^2 muestra un valor ligeramente más alto cuando una polinomial de cuarto grado es usada. Existe una doble justificación. En períodos más cortos, un mayor grado en la polinomial es requerido; y además la disponibilidad de un mayor número de observaciones minimiza la importancia que tiene la pérdida de grado de libertad asociada con el uso de polinomiales de mayor grado.

Los parámetros, así como su respectivo error estándar, para la ecuación 7.2, se presentan en el Cuadro 7-a, donde se corrobora la escasa validez que tiene el uso de variaciones en el índice de volumen de producción industrial, como sustituto de variaciones en la oferta agregada. En este caso, además de su no significación, casi todos los coeficientes tienen signo positivo.

Los coeficientes de los salarios son, en todos los casos, no significativos; lo cual resulta obvio, puesto que al tener solamente (por lo menos para casi todo el período) variaciones anuales y en algunos casos se mantuvieron invariables durante dos años.

El cuadro 8 muestra los resultados que se obtienen de la eliminación de los salarios y del índice de volumen de producción industrial. En este caso, consideramos 18 períodos en nuestras variables explicativas por dos razones: una de ellas, se refiere a la mayor flexibilidad que resulta puesto que al eliminar los salarios y el índice de producción industrial conta-

CUADRO 7
 RESULTADOS RELATIVOS A LA DETERMINACION DEL GRADO DE LA
 POLINOMIAL PARA LOS AJUSTES MENSUALES

	7.1 q + 1 = 4 n = 10 M = M 1	7.2 q + 1 = 5 n = 10 M = M 1
R 2	.5967	.6152
\bar{R} 2	.534	.537
DW *	1.3101	1.314
σ **	.00588	.00586
F	9.524	7.914

* Durbin Watson

** Error estándar de la regresión.

CUADRO 7a*
PARAMETROS RELATIVOS A LA ECUACION 7.2

Variable	$\hat{VPI} \text{ " } t - i$	$\hat{T} \text{ " } t - i$	$\hat{M1} \text{ " } t - i$	$\hat{W} \text{ " } t - i$
Perfodo				
	$\alpha = .00013$			
	$(.00167)$			
t	.01454 (.01213)	.05044** (.01234)	.02725 (.05252)	.009682 (.005967)
t - 1	.02416 (.02419)	.05842** (.008779)	.01791 (.02822)	.01377 (.008053)
t - 2	.01673 (.02377)	.04989** (.008654)	.01350 (.02857)	.01409 (.01011)
t - 3	.005629 (.02229)	.03374** (.008161)	.01923 (.03119)	.01217 (.01257)
t - 4	- .04693 (.02295)	.01662 (.008660)	.04032 (.02666)	.009269 (.01421)
t - 5	.002435 (.02283)	.00294 (.008597)	.08198** (.02724)	.006359 (.01453)
t - 6	.01365 (.02180)	- .005088 (.008293)	.1494** (.05706)	.004139 (.01402)
t - 7	.02770 (.02283)	- .007514 (.009421)	- .1972 (.2604)	.006332 (.008627)
t - 8	.03480 (.02308)	- .006603 (.009892)	- .2511 (.3617)	.006469 (.009766)
t - 9	.01991 (.01718)	- .006855 (.01266)	- .3106 (.4821)	.007713 (.01393)

* Los números entre paréntesis son el error estándar de los coeficientes.

** Significativo al nivel de .05%.

CUADRO 8*

RESULTADOS RELATIVOS A LA NO CONSIDERACION DE LOS SALARIOS Y
EL INDICE DE VOLUMEN DE PRODUCCION INDUSTRIAL COMO VARIABLES
EXPLICATIVAS

8.1

$q + 1 = 5$
 $n = 18$
 $M = M 1$

R ²	.1463	
DW ***	2.5941	
✓ ****	.0184489	
F	1.73108	
α	-.00082	
	\hat{T}_{t-i}	\hat{M}_{t-i}
B _t	.06521 *	.0004263
	(.03077)	(.01315)
B _{t-1}	.05185 *	.008177
	(.01888)	(.01571)
B _{t-2}	.03629	.01762
	(.09537)	(.01938)
B _{t-3}	.02261	.02791
	(.1606)	(.02190)
B _{t-4}	.009477	.03828
	(.2399)	(.02349)
B _{t-5}	-.003035	.04808
	(.3350)	(.02460)
B _{t-6}	-.01487	.05675 **
	(.4477)	(.02546)
B _{t-7}	-.02602	.06381 **
	(.5796)	(.02609)
B _{t-8}	-.03646	.06889 **
	(.7317)	(.02641)
B _{t-9}	-.04622	.07173 **
	(.9045)	(.02636)
B _{t-10}	-.05536	.07214 **
	(1.098)	(.02593)
B _{t-11}	-.06394	.07004 **
	(1.312)	(.02523)
B _{t-12}	-.01139	.06545 **
	(.01601)	(.02436)
B _{t-13}	-.009471	.05847 **
	(.01793)	(.02330)
B _{t-14}	-.006647	.04931 **
	(.01954)	(.02180)
B _{t-15}	-.003081	.03828
	(.01937)	(.01943)
B _{t-16}	.001030	.02577 **
	(.01960)	(.01591)
B _{t-17}	.005467	.01228 **
	(.03126)	(.01332)

* Los números entre paréntesis corresponden al error estándar de los coeficientes.

** Significativo al nivel de .05%.

*** Durbin Watson.

**** Error estándar de la regresión.

mos con un mayor número de grados de libertad; la otra razón se refiere al deseo de investigar la posibilidad de encontrar valores relevantes en rezagos más alejados.

Los valores de los parámetros obtenidos de este ajuste indican cómo tanto los salarios como el índice de volumen de producción industrial restaban significación a los parámetros correspondientes a la oferta monetaria. Aquí se obtienen valores significativamente distintos de cero para los dos primeros valores del tipo de cambio (t_0 y $t-1$) y del sexto al catorceavo rezago ($t-6$ a $t-14$) de la oferta monetaria. Sin embargo, el valor Durbin - Watson (2.5941) indica la presencia de autocorrelación de errores, lo que puede estar afectando nuestros resultados.

El cuadro 9 presenta los resultados de la aplicación del método de Cochran-ORCUTT para corregir la autocorrelación detectada. De su aplicación resulta un valor DW igual a 2.047, el que indica el éxito obtenido.

Dos interesantes observaciones pueden ser extraídas. La primera de ellas se refiere a la rapidez con que se produce el ajuste en el nivel de precios ante variaciones en el tipo de cambio, lo cual, al parecer, ocurre en tres meses. Este resultado, se reafirma si recordamos que al utilizar información trimestral sólo las variaciones en el valor del primer trimestre ($\overset{\circ}{T}_t$) resultaron significativas en la explicación de $\overset{\circ}{P}_t$. Por otro lado, ello explica la no relevancia de esta variable al usar información anual (lo que también puede ser atribuido al hecho de permanecer invariable durante la mayor parte del período).

La segunda observación importante se refiere al hecho de que aparen-

CUADRO 9*

RESULTADOS RELATIVOS AL USO DEL METODO DE COCHRAN
ORCUTT PARA CORREGIR AUTOCORRELACION DE ERRORES EN
LA ECUACION 8.1.

$$\begin{aligned} & 9.1 \\ \hline q + 1 &= 5 \\ n &= 18 \\ M &= M 1 \end{aligned}$$

R ²	.230	
DW***	2.047	
∇****	.0176129	
F	2.931	
∞	-.0011	
	\hat{T}_{t-1}	\hat{M}_{t-1}
B _t	.07133 ** (.02562)	- .0007025 (.01248)
B _{t-1}	.05300 ** (.01463)	.008424 (.01293)
B _{t-2}	.01827 (.07607)	.01848 (.01521)
B _{t-3}	-.009285 (.1293)	.02887 (.01688)
B _{t-4}	-.03883 (.1937)	.03906 ** (.01787)
B _{t-5}	-.07075 (.2708)	.04858 ** (.01849)
B _{t-6}	-.1053 (.3623)	.05700 ** (.01895)
B _{t-7}	-.1429 (.6691)	.06397 ** (.01930)
B _{t-8}	-.1836 (.5921)	.06917 ** (.01948)
B _{t-9}	-.2277 (.7319)	.07234 ** (.01943)
B _{t-10}	-.2753 (.8884)	.07329 ** (.01916)
B _{t-11}	-.3263 (1.061)	.07188 ** (.01874)
B _{t-12}	-.01130 (.01211)	.06802 ** (.01825)
B _{t-13}	-.01037 (.01362)	.06169 ** (.01765)
B _{t-14}	-.008492 (.02477)	.05290 ** (.01676)
B _{t-15}	-.005524 (.01450)	.04174 ** (.01526)
B _{t-16}	-.001280 (.01518)	.02835 ** (.01316)
B _{t-17}	.004479 (.02601)	.01292 (.01264)

* Los números entre paréntesis corresponden al error estándar de los coeficientes.

** Significativo al nivel de 0.5°.

*** Durbin Watson.

**** Error estándar de la regresión.

temente se necesitan 4 meses para que las variaciones en la oferta monetaria empiecen a reflejarse en el nivel de precios, lo que se deduce de los valores significativamente diferentes de cero obtenidos (cuadro 9) para los rezagos 4 a 16 de la oferta monetaria. Estos resultados son nuevamente reforzados por los obtenidos con información trimestral (cuadro 6-a), en los que los valores de los rezagos t-2 a t-5 de la oferta monetaria resultaron ser los relevantes.

Finalmente, la sumatoria de los valores de los coeficientes de la oferta monetaria (.75) resultó ser no significativamente diferente de 1.

De la capacidad de pronóstico.

El propósito de esta sección es analizar la capacidad de pronóstico de las variaciones en los precios que tienen la tasa de crecimiento en el ingreso real y la tasa de crecimiento en la oferta monetaria (contemporánea y rezagada), que son las variables que he encontrado como las relevantes en la explicación de aquella.

En seguida ensayaré con información anual el pronóstico de la tasa de inflación de 1979 y 1980, omitiendo obviamente en el primer caso la información correspondiente a ese año en las observaciones.

Es necesario aclarar que no incluiré en esta parte los ajustes trimestral y mensual puesto que, desafortunadamente (como hemos visto), las variaciones en el índice de volumen de producción industrial resultó ser una proxy inadecuada de las variaciones en el ingreso.

En seguida se presentan los resultados con la notación ya indicada.

$$\text{I.-**} \quad \hat{P}_t = -.01975 - .9697 \hat{Y}_t^* + .7041 \hat{M}_t^* + .4486 \hat{M}_{t-1}^*$$

$$\quad \quad \quad (.3298) \quad \quad (.2061) \quad \quad (.2346)$$

$$R^2 = .846 \quad DW = 1.9228 \quad \checkmark = .03145$$

$$\text{II.-***} \quad \hat{P}_t = -.03404 - .8838 \hat{Y}_t^* + .7415 \hat{M}_t^* + .4887 \hat{M}_{t-1}^*$$

$$\quad \quad \quad (.3379) \quad \quad (.2082) \quad \quad (.2365)$$

$$R^2 = .842 \quad DW = 1.9852 \quad \checkmark = .03132$$

Como se puede apreciar, el R^2 no varía apreciablemente en los ajustes y en cuanto a los pronósticos debo aclarar que he utilizado la siguiente información:

	Tasa de crecimiento en la oferta monetaria (%)	Tasa de crecimiento en el ingreso real (%)
1978	31.1	-
1979	32.6	8.0
1980	32.3 ^{a/}	7.5

La información correspondiente a el ingreso real para 1980 es supuesta puesto que aún no se dispone de información al respecto. En cuanto al resto de la información ha sido calculada partiendo de la información que aparece en los cuadros 1 y 2 del apéndice.

* Significativo al nivel $t_{0.95}$

** Considera todo el período.

*** Excluye la última observación (1979).

^{a/} Fuente: Banco de México, Serie de Información Económica, Indicadores Económicos, Septiembre de 1980. Tasa de crecimiento Junio de 1979-Junio de 1980.

Los resultados son mostrados en el Cuadro 10 en que podemos apreciar por un lado la sobreestimación que se obtiene de la variación en el índice de precios implícito en 1979 con el ajuste II, y por otro los resultados satisfactorios obtenidos al pronosticar este valor para 1980. En este caso, ambos ajustes producen una buena aproximación de la variación esperada y además el valor pronosticado por la ecuación I (28.1) cae dentro del rango de 2 desviaciones estándar para el ajuste II (26.8-33.1), así mismo el pronóstico correspondiente a este último (29.9) cae en el rango del primer ajuste (25.0-31.3). Con lo cual podemos concluir que ambas ecuaciones producen similares pronósticos de las variaciones en el índice de precios implícito.

CUADRO 10

RESULTADOS RELATIVOS AL PRONOSTICO DE LAS VARIACIONES
EN EL INDICE DE PRECIOS IMPLICITO
(%)

Años	Variación observada en el índice de precios implícito	Tasa de crecimiento estimada en el índice de precios implícito en base a la Ecuación I	Tasa de crecimiento estimada en el índice de precios implícito en base a la Ecuación II
1979	20.5 <u>a/</u>	-	28.9 ⁺ \checkmark <u>c/</u> = 32.0 - 25.8
1980	30.0 <u>b/</u>	28.1 ⁺ \checkmark <u>c/</u> = 31.3 - 25.0	29.9 ⁺ \checkmark <u>c/</u> = 33.1 - 26.8

a/ Fuente: Banco de México, INFORME ANUAL, 1979.

b/ Estimada en base al comportamiento experimentado hasta Octubre en el Índice Nacional de Precios al Consumidor.

c/ Error estándar de la regresión.

CONCLUSIONES

En el análisis de la dinámica del proceso inflacionario en México, he encontrado algunas serias dificultades que resulta pertinente mencionar.

En primer lugar, se encuentra la pérdida de grados de libertad asociada con el cálculo de los parámetros, problema que se vuelve particularmente serio si consideramos la inclusión de valores rezagados en las variables independientes.

Un segundo problema consiste en la inexistencia de información trimestral y mucho menos mensual para el producto interno bruto, la información disponible se reduce al índice de volumen de producción industrial, el cual, como se ha visto, no es un buen sustituto de aquél, pues al parecer no refleja adecuadamente sus variaciones.

Un tercer problema se deriva de las tres definiciones alternativas de oferta monetaria que he utilizado ya que no existe información mensual suficiente respecto a depósitos bancarios a plazo, pues la misma se empezó a publicar después de 1970. En consecuencia me concreté a tratar el problema de la definición relevante de oferta monetaria únicamente con información anual, limitante que resultó ser particularmente seria por lo que no se pudo ser concluyente en este sentido, máxime si recordamos que en mejor ajuste obtenido usando M3 se detectó la probable presencia de autocorrelación serial de errores.

En descargo de lo anterior debo agregar que dado el largo del período

considerado en la información anual (1950-1979) probablemente resulte de hecho M1 la forma más adecuada de definir la oferta monetaria, puesto que el desarrollo experimentado en el sistema financiero mexicano durante este período tal vez tenga por consecuencia que la definición relevante en 1950 sea distinta de la que correspondería a los últimos años. Así, por ejemplo, tendríamos que incluir en nuestra definición actual los depósitos bancarios a tres días (de aparición reciente), y tal vez los Certificados de Tesorería de la Federación que se distinguen por su alto grado de liquidez. Extendiendo esta idea se podría seguir enumerando una serie de nuevos instrumentos financieros, como el papel comercial y los depósitos a la vista en moneda extranjera, que son más líquidos que una buena parte de los instrumentos con que contaba el sistema bancario mexicano hasta 1970. De aquí que puede ser más conveniente considerar solamente aquellos elementos cuyo grado de liquidez ha sido más estable durante el período.

Los resultados más importantes que se derivan del análisis son expuestos a continuación:

- Aparentemente, 3 meses son requeridos para que las variaciones en el tipo de cambio se vean reflejadas en el nivel de precios, impacto que se inicia en el período en que dicha variación es producida.
- Los efectos que las variaciones en el producto interno bruto tienen sobre los precios, son ajustados en un año.
- Los salarios han actuado, aparentemente, afectando los precios contemporáneos de una forma que refleja variaciones pasadas en la oferta monetaria.

- La oferta monetaria parece requerir un mínimo de cuatro meses para comenzar a revelar sus efectos sobre la tasa de inflación. El impacto es absorbido en un máximo de 16 meses.
- Que la sumatoria de los coeficientes, tanto del producto interno bruto real como de la oferta monetaria, resultaron ser no significativamente diferentes de la unidad.

Las implicaciones de política económica sugeridas por las anteriores consideraciones son que, en el caso mexicano, los instrumentos de política monetaria han actuado en el período de referencia en lapsos de tiempo relativamente cortos.

APENDICE ESTADISTICO

CUADRO 1

INDICE DE PRECIOS IMPLICITO Y PRODUCTO INTERNO BRUTO REAL

AÑOS	INDICE DE PRECIOS IMPLICITO 1960 = 100	PRODUCTO INTERNO BRUTO REAL (MILLONES DE PESOS DE 1960)
1950	47.7	83,304
1951	57.1	89,746
1952	61.6	93,315
1953	61.1	93,571
1954	67.7	102,924
1955	76.0	111,671
1956	81.3	119,306
1957	86.8	128,343
1958	91.6	135,169
1959	95.3	139,212
1960	100.0	150,511
1961	103.4	157,931
1962	106.5	165,310
1963	109.8	178,516
1964	116.0	199,390
1965	118.7	212,320
1966	123.4	227,037
1967	127.0	241,272
1968	130.0	260,901
1969	135.1	277,400
1970	141.2	296,600
1971	147.5	306,800
1972	155.7	329,100
1973	175.0	354,100
1974	217.0	375,000
1975	253.2	390,300
1976	308.1	398,600
1977	406.9	411,600
1978	480.7	441,600
1979	580.2 ^{p/}	475,848 ^{p/}

FUENTE: Banco de México. Informe Anual. Varios números.
^{p/} Información preliminar.

CUADRO 2*
OFERTA MONETARIA

AÑOS	M 1 ^{a/}	M 2 ^{b/}	M 3 ^{c/}
1950	5.17	7.00	7.68
1951	6.40	8.37	9.65
1952	6.94	9.15	10.80
1953	7.37	9.99	11.94
1954	8.19	11.79	14.57
1955	9.62	14.06	17.67
1956	11.11	15.99	19.92
1957	12.09	17.37	22.15
1958	12.94	18.57	25.01
1959	14.52	21.18	28.75
1960	16.48	25.10	33.99
1961	17.85	28.41	39.72
1962	19.67	32.24	45.18
1963	22.62	38.02	51.71
1964	26.45	45.97	60.39
1965	29.40	53.37	68.40
1966	32.05	58.77	74.93
1967	35.46	62.47	83.51
1968	39.64	66.55	93.81
1969	45.43	77.73	108.44
1970	51.20	94.94	127.69
1971	55.85	110.54	146.50
1972	63.07	128.88	168.43
1973	75.88	153.72	203.30
1974	92.15	180.66	248.88
1975	117.57	217.52	308.25
1976	140.17	260.21	431.99
1977	178.51	351.70	625.50
1978	229.95	528.73	841.99
1979	303.38	746.74	1,096.24

FUENTE: Elaborado en base a información proporcionada por: Fondo Monetario Internacional, International Financial Statistics, Varios números.

* Información a mitad del período respectivo.

a/ M 1 = Monedas y billetes + depósitos a la vista.

b/ M 2 = M 1 + Depósitos a plazo en moneda nacional.

c/ M 3 = M 2 + Depósitos a plazo en moneda extranjera.

CUADRO 3
TIPO DE CAMBIO REPRESENTATIVO DEL MERCADO Y
SALARIOS MINIMOS

AÑOS	TIPO DE CAMBIO ^{a/}	SALARIOS ^{b/}
1950	8.64	3.35
1951	8.65	3.35
1952	8.60	5.35
1953	8.60	5.35
1954	12.49	6.34
1955	12.50	6.34
1956	12.50	7.25
1957	12.50	7.25
1958	12.50	8.13
1959	12.50	8.13
1960	12.50	9.89
1961	12.50	9.89
1962	12.50	12.44
1963	12.50	12.44
1964	12.50	16.00
1965	12.50	16.00
1966	12.50	18.69
1967	12.50	18.69
1968	12.50	21.58
1969	12.50	21.58
1970	12.50	24.91
1971	12.50	24.91
1972	12.50	29.29
1973	12.50	30.77 ^{1/}
1974	12.50	41.40 ^{2/}
1975	12.50	48.04
1976	18.54	62.06 ^{3/}
1977	22.58	79.37
1978	22.77	88.89
1979	22.80	100.45

FUENTE: Banco de México. Serie de Información Económica, Sector Externo.
Boletín de la Comisión Nacional de Salarios Mínimos. Varios Números.

a/ Promedio en cada período.

b/ Media aritmética nacional.

1/ Promedio, ponderado por el tiempo de vigencia (Aumento de emergencia del 18% el 17 de septiembre).

2/ Promedio, ponderado por el tiempo de vigencia (Aumento de emergencia del 22% el 8 de octubre).

3/ Promedio, ponderado por el tiempo de vigencia (Aumento de emergencia del 23% el 1o. de octubre).

CUADRO 4

INDICE NACIONAL DE PRECIOS AL CONSUMIDOR
(1968 = 100)

MES AÑO	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEM BRE	OCTUBRE	NOVIEM BRE	DICIEM BRE
1969	102.4	102.1	102.2	102.5	102.5	102.8	103.2	103.3	104.3	105.4	105.4	106.9
1970	106.9	106.9	107.2	107.3	107.3	108.2	108.7	109.3	109.5	109.6	110.2	111.1
1971	112.2	112.7	113.1	113.7	113.9	114.2	114.3	115.4	115.8	115.9	116.1	116.6
1972	117.1	117.5	118.1	118.9	119.1	120.0	120.5	121.3	121.7	121.9	122.7	123.1
1973	124.9	126.0	127.1	129.1	130.4	131.5	134.9	137.1	140.3	142.2	144.0	149.4
1974	154.9	158.4	159.6	161.8	163.0	164.6	167.0	168.8	170.7	174.1	178.9	180.3
1975	182.6	183.6	184.8	186.4	188.9	192.1	193.6	195.3	196.7	197.7	199.1	200.7
1976	204.6	208.4	210.5	211.9	213.4	214.3	216.1	218.2	225.6	238.3	249.1	255.3
1977	263.4	269.3	274.0	278.1	280.5	284.0	287.2	293.1	298.3	300.6	303.9	308.1
1978	314.8	319.5	322.5	326.2	329.6	334.0	339.7	343.1	347.1	351.1	354.8	357.8
1979	370.3	375.7	380.8	384.5	389.6	393.6	398.7	404.4	409.5	416.6	422.0	429.8

FUENTE: Banco de México, Serie de Información Económica, Precios. Varios números.

INDICE DE VOLUMEN DE PRODUCCION INDUSTRIAL

(1968 = 100)

MES AÑO	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEM BRE	OCTUBRE	NOVIEM BRE	DICIEM BRE
1969	92.00	89.26	95.91	91.87	95.80	93.25	96.80	92.93	82.19	99.55	91.93	96.24
1970	97.00	97.29	95.65	109.32	101.02	100.21	102.87	99.25	97.89	104.47	97.48	97.53
1971	99.91	98.22	112.48	98.38	101.75	103.39	103.97	100.82	97.82	102.66	101.85	103.47
1972	103.47	108.27	112.55	111.80	118.70	113.48	113.30	115.64	111.20	116.88	113.21	110.56
1973	116.53	112.80	127.19	114.85	128.57	124.43	127.30	129.06	119.91	130.39	126.28	127.81
1974	135.78	125.54	134.97	129.96	139.10	131.43	133.75	133.72	126.67	144.07	131.60	127.09
1975	137.67	128.83	123.97	148.18	141.68	141.50	145.50	140.14	135.76	151.24	138.57	132.21
1976	139.25	139.38	154.18	142.71	146.84	147.46	146.23	144.76	140.74	143.35	147.74	131.74
1977	132.49	133.43	151.80	144.33	153.45	153.01	153.41	156.27	144.62	151.98	153.66	145.22
1978	151.20	145.90	156.40	164.00	168.30	167.10	169.40	171.90	161.20	170.80	166.60	157.70
1979 ^{p/}	167.90	161.40	181.00	168.80	186.10	180.20	185.40	181.60	176.30	190.70	185.40	174.80

FUENTE: Banco de México, Serie de Información Económica, Producción Industrial. Varios números.

^{p/} Información preliminar.

CUADRO 6

OFERTA MONETARIA
SALDO MEDIO MENSUAL
(MILLONES DE PESOS)

MES	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEM BRE	OCTUBRE	NOVIEM BRE	DICIEM BRE
1969	32,297.3	32,916.7	37,893.4	37,617.5	37,689.0	37,930.4	37,986.5	37,720.5	37,699.7	38,445.3	41,788.2	43,154.2
1970	41,429.5	41,567.5	41,714.7	41,361.2	41,402.8	41,721.5	41,762.5	41,340.8	41,586.7	42,980.2	46,427.9	47,232.8
1971	45,263.9	44,759.6	44,900.9	44,838.5	44,401.5	44,672.2	44,947.2	44,507.0	44,259.6	45,555.7	49,822.5	51,950.7
1972	50,643.2	50,249.1	49,945.8	49,938.3	50,553.4	51,315.4	51,913.7	52,136.4	52,609.5	54,577.6	60,085.5	62,676.5
1973	61,196.9	61,711.4	62,651.2	62,922.8	63,166.5	64,373.8	65,464.7	65,710.0	66,214.3	69,382.3	75,858.2	77,273.0
1974	74,681.9	75,272.0	75,822.2	76,189.3	77,680.3	78,569.6	78,112.8	79,026.3	79,509.8	81,525.4	90,848.1	93,729.9
1975	90,242.3	91,835.2	93,083.7	93,725.7	95,837.4	96,371.3	96,385.6	96,389.8	96,850.8	100,452.7	110,501.4	114,270.7
1976	110,198.1	110,064.8	110,749.4	112,262.2	113,174.5	114,124.6	114,156.1	117,024.1	122,616.1	130,891.2	146,015.6	149,007.7
1977	143,777.0	144,002.8	143,842.3	144,257.8	144,342.9	144,904.6	146,392.7	147,957.9	153,030.6	161,685.5	181,031.4	190,454.6
1978	184,213.6	185,885.8	188,508.0	191,515.9	196,793.9	199,899.4	202,177.4	203,842.7	208,459.1	216,992.8	240,435.5	253,358.9
1979	249,183.8	254,748.4	260,709.6	265,707.3	269,256.3	271,054.9	271,858.3	272,736.8	276,840.3	289,440.3	322,148.2 ^{p/}	363,177.8 ^{p/}

* Oferta monetaria = M1 = monedas y billetes en poder del público + depósitos a la vista.

p/ Información preliminar.

FUENTE: Elaborado en base a información proporcionada por: Banco de México, Serie de Información económica, Indicadores económicos, varios números.

CUADRO 7

TIPO DE CAMBIO REPRESENTATIVO DEL MERCADO*
(PESOS POR DOLAR)

MES Año	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEM BRE	OCTUBRE	NOVIEM BRE	DICIEM BRE
1969	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50
1970	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50
1971	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50
1972	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50
1973	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50
1974	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50
1975	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50
1976	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	12.50	20.05	20.77	24.38	20.21
1977	20.90	22.55	22.67	22.62	22.75	22.89	22.91	22.86	22.78	22.68	22.66	22.67
1978	22.72	22.72	22.74	22.73	22.80	22.84	22.84	22.76	22.76	22.77	22.79	22.74
1979	22.71	22.76	22.81	22.83	22.82	22.84	22.84	22.81	22.78	22.81	22.86	22.81

* Promedio del mes.

FUENTE: Banco de México, Serie de Información Económica, Indicadores Económicos. Varios números.

SALARIO MINIMO NACIONAL MEDIO*
(PESOS)

MES AÑO	ENERO	FEBRERO	MARZO	ABRIL	MAYO	JUNIO	JULIO	AGOSTO	SEPTIEM- BRE	OCTUBRE	NOVIEM- BRE	DICIEM- BRE
1969	23.21	23.21	23.21	23.21	23.21	23.21	23.21	23.21	23.21	23.21	23.21	23.21
1970	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99
1971	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99	26.99
1972	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93
1973	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	31.93	34.53 ^{a/}	37.68	37.68	37.68
1974	43.41	43.41	43.41	43.41	43.41	43.41	43.41	43.41	43.41	50.41 ^{b/}	52.96	52.96
1975	52.97	52.97	52.97	52.97	52.97	52.97	52.97	52.97	52.97	52.97	52.97	52.97
1976	64.74	64.74	64.74	64.74	64.74	64.74	64.74	64.74	64.74	79.60 ^{c/}	79.60	79.60
1977	87.56	87.56	87.56	87.56	87.56	87.56	87.56	87.56	87.56	87.56	87.56	87.56
1978	98.07	98.07	98.07	98.07	98.07	98.07	98.07	98.07	98.07	98.07	98.07	98.07
1979	110.81	110.81	110.81	110.81	110.81	110.81	110.81	110.81	110.81	110.81	110.81	110.81

* Media aritmética de los salarios mínimos regionales en vigencia.

a/ El 17 de septiembre hubo un aumento de emergencia del 18%.

b/ El 8 de octubre hubo un aumento de emergencia del 22%.

c/ El 1o. de octubre hubo un aumento de emergencia del 23%.

FUENTE: Boletín de la Comisión Nacional de Salarios Mínimos, varios números.

BIBLIOGRAFIA

- Almon, Shirley "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures", Econométrica, Vol. 33, No. 1, - January, 1965, pp. 178-196.
- Blejer, Mario I. "The Short-Run Dynamics of Prices an The Balance of Payments", The American Economic Review, June, 1977, pp. 419-428.
- Fiedman, Milton "A Theoretical Framework for Monetary Analysis", - Journal of Political Economy, Vol. 78, No.2, 1970, pp. 193-238.
- Gómez Oliver, Antonio La Demanda de Dinero, Cincuenta Años de Banca Central, Ensayos Conmemorativos, Fondo de Cultura - Económica, 1976.
- Griliches, Zvi "Distributed Lags: A Survey", Econométrica, Vol.35, No. 1, January 1967, pp. 16-49.
- Harberguer, A.C. "La Dinámica de la Inflación Chilena", Cuadernos de Economía, Universidad Católica de Chile, Agosto de 1965, pp. 7-39.
- Maddala, G.S. Econometrics, McGraw-Hill Book Company, 1977.
- Pindick, R.S. & D. L. Rubinfeld, Econometric Models and Economic Forecasts, McGraw-Hill Book Company, 1976.
- Vogel, Robert C. "The Dynamic of Inflation in Latin America, 1950-1969", The American Economic Review, Marzo de 1974, pp. 102-114.
- Yver, Raúl E. "Dinámica del Ajuste de la Tasa de Inflación: El Caso Chileno", Cuadernos de Economía, Universidad Católica de Chile, Abril de 1970, pp. 53 - 68.



BIBLIOTECA GENERAL DE LA
UNIVERSIDAD DE SAN CARLOS DE GUATEMALA
GUATEMALA, G. A.

