



**UNIVERSIDAD NACIONAL
AUTONOMA DE MÉXICO**

03046
1
Lej

**Tesis para obtener el grado de Maestro
en Ciencias Económicas**

Título:

Estimación de un modelo P*

para la economía mexicana 1981-1996

Director de Tesis:

Dr. Luis miguel Galindo Paliza

Alumno:

Horacio Catalán Alonso

Ciudad Universitaria, Abril de 1999

275552

**TESIS CON
FALLA DE ORIGEN**



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

ÍNDICE

| | Página |
|---|--------|
| Introducción | |
| Capítulo I.- Marco Teórico General | |
| 1.1 Teoría Cuantitativa del Dinero | |
| 1.1.1. Enfoque transacciones o versión de Fisher | 2 |
| 1.1.2. La ecuación de Cambridge o el enfoque de demanda de saldos monetarios nominales | 3 |
| 1.1.3. La teoría cuantitativa y la tasa de interés | 6 |
| 1.2. La Teoría Cuantitativa Moderna (Monetarismo) | 9 |
| 1.2.1. Ecuación de Precios | 10 |
| 1.2.2. Ajuste entre el corto y largo plazo | 13 |
| 1.2.2.1. Equilibrio a corto plazo | 13 |
| 1.2.2.2. Equilibrio a largo plazo | 15 |
| 1.2.2.3. Mecanismo de Ajuste | 16 |
| Capítulo II.- Metodología Econométrica y Especificación del Modelo | |
| 2.1. Metodología Econométrica | 20 |
| 2.1.1. Supuestos del Modelo Estadístico General | 22 |
| 2.1.2. Mecanismo de Corrección de Errores y Cointegración | 26 |
| 2.1.3. Procedimiento de Johansen | 29 |
| 2.1.4. Concepto de Exogeneidad | 31 |
| 2.2. El Modelo P* (estrella) | 36 |
| Capítulo III.- Evidencia Empírica | |
| 3.1. Resultados de las Estimaciones del modelo P* 1981:1 a 1996:4 | 49 |
| 3.1.1. Agregado Monetario M0 | 49 |
| 3.1.2. Agregado Monetario M1 | 58 |
| 3.1.3. Agregado Monetario M2 | 66 |
| 3.1.4. Agregado Monetario M3 | 74 |
| 3.1.5. Agregado Monetario M4 | 82 |
| 3.2. Pruebas de Exogeneidad Fuerte (causalidad de Granger) | 93 |
| 3.2.1. Exogeneidad fuerte | 94 |
| Conclusiones | 97 |
| Anexos | 101 |
| Bibliografía | 115 |

Introducción

En los últimos 15 años, el gobierno federal ha venido realizando importantes reformas en el sistema financiero y en el manejo de la política monetaria. Se liberalizaron las tasas de interés, los controles cuantitativos a la expansión del crédito fueron eliminados, así como los requerimientos de reservas, se desarrolló el mercado de dinero y se aplicaron nuevos instrumentos de regulación monetaria¹. Asimismo, se le ha asignado al Banco de México, como objetivo prioritario el procurar la estabilidad del nivel general de precios (Banco de México, 1995).

No obstante, la economía mexicana ha presentado, de manera recurrente, periodos de alta inflación generando efectos negativos en la distribución del ingreso, la asignación eficiente de recursos, la generación de ahorro y el crecimiento económico. Por ello la inflación, se ha constituido en el principal problema a resolver por parte de las autoridades financieras del Banco Central.

En este sentido, es importante identificar para el manejo de la política monetaria las variables intermedias que sean más sensibles al nivel de precios y que, a su vez, mantengan una relación estable en el largo plazo, con el fin de que puedan ser utilizadas como anclas nominales del sistema (Aboumrad, 1996). Sin embargo, no existe consenso sobre cuáles variables intermedias son las más adecuadas para el control de la inflación.

¹ Como ha sido el caso del coeficiente de liquidez

El Banco de México, a partir de 1988 utilizó como ancla nominal al tipo de cambio (Banco de México, 1989), el cual fluctuaba dentro de una banda de amplitud creciente. Así, la política monetaria se orientó al sostenimiento de dicha banda mediante operaciones de esterilización. A raíz de la crisis de 1994, el esquema instrumentado fue insostenible. Ahora el tipo de cambio se encuentra en un régimen de flotación libre y el crédito interno asume el papel de ancla nominal (Banco de México, 1995), que bajo el sistema de encaje promedio cero, es igual a la base monetaria. De manera que el Banco Central establece metas cuantitativas al incremento del crédito interno compatibles con la meta de inflación y el crecimiento del PIB, dejando como variable de ajuste a la base monetaria.

Un desarrollo importante, para identificar las variables intermedias que puedan ser utilizadas como anclas, es el modelo P^* estrella², que apoyándose en la teoría cuantitativa del dinero, identifica la relación de largo plazo entre la cantidad de dinero en la economía y el nivel de precios; asumiendo al producto real y a la velocidad de circulación como constantes. De esta forma, se obtiene una estimación del nivel de precios de equilibrio (P^*) al cual la inflación tiende a ajustarse en el largo plazo (Galindo, 1997).

El diferencial entre los precios reales (P) y de equilibrio P^* , identificado como brecha de precios ($P-P^*$), aporta información sobre las condiciones monetarias y el potencial inflacionario de la economía. Si el valor de P^* es mayor a los precios

observados P , se puede interpretar como un relajamiento de la política monetaria y por ende se esperan presiones inflacionarias, en caso contrario, las condiciones monetarias son restrictivas lo cual deriva en deflación. Así, al tener un control del valor de P^* , a través de los instrumentos de política monetaria, el modelo P^* puede ser utilizado como un ancla del nivel de precios a fin cumplir con las metas de inflación.

La aplicación de este modelo ha tenido bastante éxito para el banco central de Alemania (Bundesbank). A través de estimar el crecimiento del producto en términos reales (Y^*) y la velocidad de circulación del dinero (V^*), el Bundesbank fija la tasa de crecimiento del agregado monetario (M) compatible con la inflación deseada (Arzbach 1995 y 1995a; y Bartholomae 1992).

Por otra parte, el modelo P^* también ha sido objeto de debate, abarcando tanto el ámbito de la teoría económica como el campo de la econometría. En cuanto al primer aspecto, el sustento teórico del modelo se encuentra en la teoría cuantitativa del dinero y el monetarismo, que en términos generales postulan que los precios son flexibles y que la velocidad de circulación del dinero es estable y el producto real es constante en el corto plazo. De manera que los incrementos en la cantidad de dinero provocan aumentos en el nivel de precios. Así, la inflación es un fenómeno monetario (Friedman, 1978).

² Hallman, Porter y Small (1991) desarrollaron la especificación y estimación de este modelo a sugerencia de Alan Greenspan, para utilizar la relación de $M2$ por unidad de producto potencial, en términos reales, como un indicador de la tendencia de largo plazo de los precios

En una posición contraria se ubica a Keynes (1986) y a los post-keynesianos (Davison 1978; Minsky 1975; Kaldor 1973 y Leijonhufvud 1967) que plantean que a corto plazo, los precios son rígidos y existe desocupación involuntaria, por lo que un incremento en el agregado monetario reduce la tasa de interés, estimulando una mayor inversión real sin afectar el nivel general de precios³.

Un tercer enfoque, es el denominado de expectativas racionales (Lucas y Sargent, 1982), el cual plantea que los agentes no cuentan con toda la información en la toma de decisiones, por lo que, ante un incremento de la oferta monetaria se estimula una mayor demanda, los salarios y los precios tienden a subir, lo cual es interpretado por los trabajadores y empresarios como un aumento de su ingreso real y de los precios relativos. A medida que pasa el tiempo, y se comprueba que el nivel general de precios sigue aumentando las expectativas de inflación se moverán al alza (Mántey, 1994).

La otra línea de debate, se ha desarrollado en el campo de la econometría moderna, principalmente en la relación de causalidad entre dinero, precios y nivel de producto. El modelo asume que la relación corre de dinero a precios ($M \rightarrow P$), y que la producción real no se ve afectada por cambios en el agregado monetario. Sin embargo, en los estudios empíricos se ha encontrado que para el caso del Reino Unido y los Estados Unidos la relación es inversa, es decir, el efecto es de precios a dinero ($P \rightarrow M$). Además, el ingreso real se ve afectado por cambios en la cantidad de dinero, por lo que se concluye que la política monetaria sólo puede

³ Sólo se incrementarían los precios en aquellas ramas que presenten cuellos de botella

ser acomodaticia (Hall y Milne, 1991 y 1994; Hendry y Ericsson 1991). En cambio, para el caso de Alemania y Francia se presenta una relación circular entre dinero y precios ($P \leftrightarrow M$), asociada a los movimientos en la velocidad de circulación del dinero (Funke y Hall 1992; Bordes, Giardin y Marimoutou 1993). En este último caso parece encontrarse la economía mexicana, mostrando que existe una relación compleja, en términos de tasas de crecimiento, entre agregado monetarios y los precios (Galindo, 1997).

El presente trabajo tiene como objetivo estimar y evaluar un modelo P^* para la economía mexicana durante el periodo 1981:1 a 1996:4, utilizando los agregados monetarios M0, M1, M2, M3 y M4, con el propósito de identificar cual agregado monetario es el que mejor se ajuste al modelo y pueda entonces ser utilizado como elemento de juicio en el manejo de la política monetaria. Los resultados de la investigación muestran que existe una relación de largo plazo, entre los distintos agregados monetarios y el nivel de precios.

Con este fin, se ha dividido el trabajo en cuatro capítulos. En el primero se presenta el marco teórico que sustenta al modelo, haciendo referencia a la teoría cuantitativa y al monetarismo. En el segundo, se expone la metodología econométrica a utilizar, consistente en análisis de cointegración y modelos de corrección de errores; asimismo, se desarrolla el planteamiento general del modelo. El tercero, incluye la evidencia empírica y finalmente se presentan las conclusiones.

Capítulo I. Marco Teórico General

Uno de los principales temas de estudio de la ciencia económica es el papel del dinero en una economía de mercado. Es indudable que uno de los desarrollos más importantes en este sentido lo constituye la *Teoría Cuantitativa del Dinero*, toda vez que los diversos estudios sobre el tema, tanto teóricos como empíricos, hacen referencia a dicha teoría ya sea para refutar o apoyar sus principales conclusiones.

Así, en el primer apartado del presente capítulo se exponen los principales planteamientos de la teoría cuantitativa del dinero, a través de sus enfoques transacciones y demanda de saldos nominales, cuya principal conclusión es que incrementos en la cantidad de dinero se traducen en aumentos en el nivel de precios. Un supuesto importante que apoya la anterior aseveración, es considerar constante a la velocidad de circulación. Lo cual es cuestionado por algunos teóricos cuantitativos, quienes asocian los movimientos de la velocidad de circulación a la tasa de interés. Al respecto, Wicksell(1946) desarrolla la teoría de fondos prestables mostrando que la tasa de interés sólo presenta desviaciones temporales respecto a una tasa natural; por lo que, la velocidad de circulación puede asumirse como constante.

En el segundo apartado, se presentan los argumentos de la escuela monetarista, a través de las ideas de Milton Friedman. Al respecto, Friedman considera a la velocidad de circulación como una función de variables conocidas, y por ende sus

movimientos son predecibles. Por otra parte, existe un mecanismo de ajuste entre el agregado monetario y el nivel de precios, que a través de la dinámica de corto y largo plazo, permiten aseverar que la inflación es provocada por los incrementos en la cantidad de dinero en circulación.

1.1. Teoría Cuantitativa del Dinero

Generalmente las proposiciones de la teoría cuantitativa se presentan a partir de las versiones de Irvin Fisher y la escuela de Cambridge.

1.1.1. Enfoque transacciones o versión Fisher.

$$(1) \quad MV=PT$$

M, es la cantidad de dinero en circulación; V la velocidad de circulación del dinero; P el nivel general de precios y T la cantidad de transacciones en un periodo de tiempo.

La ecuación (1) se interpreta como una condición de equilibrio, donde el primer término, la cantidad de dinero (M) multiplicada por su velocidad de circulación promedio (V), representa el gasto monetario en un periodo de tiempo, en tanto que PT es el valor nominal total de los pagos efectuados. Esta afirmación es una tautología; sin embargo, lo importante a destacar son las relaciones de causalidad que se establecen entre las variables.

El dinero se define como un medio de pago y unidad de cuenta, quedando descartada su función de reserva de valor o como activo financiero. La oferta de dinero (M) es una variable exógena, en virtud a que es controlada y está sujeta a cambios discrecionales por parte de la autoridad monetaria. La velocidad de circulación (V), está influenciada por la periodicidad con que se efectúan los pagos, el sistema de cobros, los hábitos de ahorro y el uso del crédito; los cuales son altamente estables y sólo varían en circunstancias excepcionales o en el largo plazo, de tal manera que se considera a V como una constante. El volumen de las transacciones (T) depende de factores como la división del trabajo y el conocimiento de la técnica de producción, que también son estables y además, es independiente de los cambios en la cantidad de dinero¹ (Ayala 1990; Leriche 1991 y Harris 1993).

;

De esta manera, si V y T se suponen constantes, en una economía que presenta un estado de pleno empleo (Y), se deriva que la relación de causalidad es de dinero a precios (P), es decir, el nivel de precios varía directamente con la cantidad de dinero en circulación en la economía.

1.1.2. La ecuación de Cambridge o el enfoque de demanda de saldos monetarios nominales

La versión de Cambridge postula que el nivel general de precios está determinado por la oferta de saldos monetarios nominales

¹ Para un mayor detalle de los determinantes de cada una de las variables véase Fisher I. (1971) *The Purchasing power of Money*. New York Kelly Publisher.

$$(2) \quad M=kPY$$

M es cantidad de dinero; k es relación ingreso real cantidad de dinero ($Y/M=1/V$); Y ingreso real y P el nivel general de precios.

La expresión (2), puede ser vista como una ecuación de demanda de dinero (M_d), indicando que la cantidad de dinero (M) que los agentes desean conservar en un determinado tiempo es una proporción k de su ingreso nominal, igual al nivel general de precios (P) por el ingreso real (Y). Así, k puede ser vista como una relación "deseada" y por tanto como la cantidad de dinero "deseada" que no necesariamente es igual a la cantidad efectiva (Friedman, 1978).

;

En cuanto a las otras variables, se asume al ingreso real (Y) como aquel que resulta compatible con el producto de pleno empleo. Al igual que en la ecuación de Fisher, la oferta de dinero (M_s) es controlada por la autoridad monetaria. El parámetro k está determinado por los mismos factores que afectan a V, y en consecuencia se considera como constante. De esta forma, al asumir como exógena a la oferta monetaria (M_s) la condición de equilibrio se cumple en el caso en que la demanda planeada de saldos monetarios es igual a la oferta planeada $M_s=M_d$, implicando que $M_s=kPY$.

Ahora bien, si tanto k como Y permanecen sin cambios, el desequilibrio es provocado únicamente por variaciones en la oferta de dinero y no por parte de la

demanda de saldos monetarios. El restablecimiento del equilibrio se efectúa mediante la variación en el nivel general de precios.

Asumiendo un nivel de producto de pleno empleo y flexibilidad tanto en el mercado de trabajo como en el sistema de precios ambas versiones de la Teoría Cuantitativa del Dinero concluyen que:

- Incrementos en el agregado monetario se traducen en aumentos en el nivel general de precios.
- Las autoridades monetarias tienen el control de la cantidad de dinero en circulación por lo que se considera *al dinero como exógeno*.
- Los cambios en la oferta monetaria nominal no afectan a ninguna de las variables reales de la economía, como el producto o el empleo, por lo que *el dinero es neutral*.
- La velocidad de circulación del dinero se asume como *constante*.
- La demanda por dinero está determinada únicamente por el motivo transacciones, para financiar las operaciones corrientes de ingresos y pagos.

Ahora bien, sobre las consideraciones acerca de la velocidad de circulación (V) o su inversa k , algunos teóricos cuantitativos presentan una visión diferente sobre el tema. Es el caso de Henry Thornton (1839) y Alfred Marsall (1923), quienes argumentan que el parámetro k depende del estado de confianza prevaleciente en la economía, debido a que si las expectativas en el futuro son buenas y la actividad económica se desarrolla con normalidad no existe necesidad de

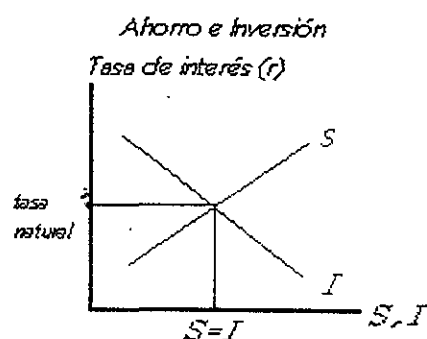
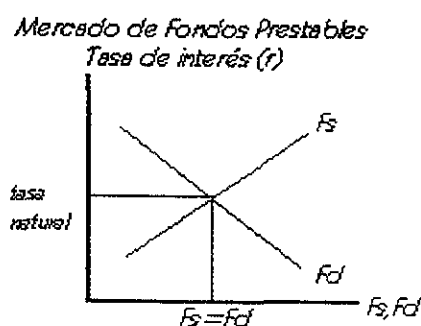
conservar grandes cantidades de efectivo, en caso contrario, los deseos de mantener una mayor cantidad de dinero aumentarían afectando al parámetro k . Por otra parte si el estado de confianza es aceptable, las variables que influyen en k son, la tasa de interés de los bonos y la tasa de cambio esperada de los precios (Ayala 1990 y Harris 1993). Toda vez que los agentes comparan entre los beneficios que obtienen al aumentar sus tenencias de efectivo, respecto a invertir en otro tipo de activo.

Así, la conclusión es que la velocidad de circulación del dinero está sujeta a las fluctuaciones de la tasa de interés por lo que no se puede considerar como constante. En este punto, es importante exponer el desarrollo de K. de Wisckell (1946), referente a los movimientos de la tasa de interés. El argumento central es que existe una tasa natural de interés que está determinada por factores reales de la economía, como la productividad del capital y la frugalidad de los ahorradores. De manera que las variaciones observadas (en el mercado financiero) de la tasa de interés son desviaciones temporales, respecto a dicha tasa natural, y a través de movimientos en el mercado de fondos prestables se asegura su regreso al nivel de equilibrio.

1.1.3. La teoría Cuantitativa y la tasa de interés

Con el fin de especificar el mecanismo que sustenta la afirmación anterior, se considera un mercado de fondos prestables cuya oferta (F^s) esta determinada por los excedentes de efectivo que los agentes desean ahorrar (S) y la demanda (F^d)

la integran las empresas que desean financiar sus gastos de inversión² (1). Sin embargo, en una economía de mercado los agentes no realizan directamente sus operaciones de oferta y demanda de fondos, sino que se efectúan por medio del sistema bancario. Los bancos reciben el ahorro de los agentes, por el que ofrecen un rendimiento, y otorgan créditos a las empresas cobrando una tasa de interés. De tal manera que existe una correspondencia directa entre el mercado de fondos prestables y los movimientos del ahorro y la inversión, cuyo equilibrio está determinado por la tasa de interés.



Por su parte, la tasa de interés está determinada por factores reales de la economía como la productividad del capital y la frugalidad de los ahorradores. Así, con una productividad del capital dada, la demanda de fondos es función de la tasa de interés. De forma similar, dadas las preferencias de los consumidores, el ahorro depende de la tasa de interés (Mántey, 1994, p.78). La tasa de interés que iguala el monto de fondos que se desean vender al monto que se desea comprar, es denominada como la tasa natural de interés

² Una ampliación del análisis es considerando como parte de la demanda de fondos al gobierno, que interviene en este mercado para financiar su gasto deficitario.

La teoría de fondos prestables considera que las variaciones de la tasa de interés observadas en el mercado financiero representan desviaciones temporales respecto a la tasa natural. En una situación de equilibrio con pleno empleo, si la oferta de fondos prestables excede a su demanda la tasa de mercado tiende a bajar y con ello se induce a las empresas a contratar nuevos créditos, y a realizar nuevas inversiones. Sin embargo, puesto que todos los factores están empleados, la demanda excedente no aumenta la producción real sólo se incrementan los precios y el ingreso nominal. Esta elevación de precios conduce a una mayor demanda de efectivo por parte de los agentes, por lo tanto bajan las reservas monetarias de los bancos y a medida que esto ocurre también disminuye el deseo de los bancos de ofrecer crédito. Como resultado los bancos elevan la tasa de interés y contraen la oferta de crédito, regresando a la tasa de mercado a su nivel "natural" (Mántey, 1994, p.53; Harris, 1993, p. 148-149).

En el caso contrario, un exceso en la demanda de fondos prestables eleva la tasa de interés por encima de la natural, la inversión descende y con ello el ingreso. La demanda por dinero se contrae, generando un aumento en la oferta de fondos prestables que permitirá el descenso de la tasa de mercado al nivel de la tasa natural y la economía regresa a su nivel de equilibrio (Mántey, 1994, p.53; Harris, 1993, p. 148-149).

En este caso el mecanismo de ajuste entre la tasa de interés de mercado y la natural se lleva a cabo sin ninguna dificultad y bajo el supuesto de que la teoría de fondos prestables es válida entonces, la tasa de interés se mantendrá estable

implicando con ello que la velocidad de circulación del dinero también se mantenga relativamente estable. Bajo estas premisas, se cumplen los planteamientos de la teoría cuantitativa sobre la relación dinero y nivel de precios.

1.2. La Teoría Cuantitativa Moderna (Monetarismo)

Milton Friedman (1956 y 1959) realiza una reformulación de las principales proposiciones de la teoría cuantitativa, con lo que resurge el interés en su análisis. Las aportaciones de Friedman se dirigen sobre los siguientes aspectos: la velocidad de circulación se define en función de un conjunto de variables observables³ por lo que sus valores son predecibles; a largo plazo los cambios en el agregado monetario no afectan al nivel de ingreso real ni a la producción; y en el mecanismo de transmisión de dinero a precios se hace la distinción entre el corto y largo plazo.

Los valores de largo plazo o de equilibrio se definen en función de las observaciones corrientes de cada variable. De esta forma en el corto plazo los cambios en la cantidad de dinero tienen efectos en el nivel de ingreso nominal y en las tasas de interés, que a su vez, afectan a la velocidad de circulación. Estos desajustes generan desviaciones de cada variable respecto a sus valores de largo plazo, sin embargo, también se modifican los valores de equilibrio y en el proceso del ciclo económico las diferencias se van eliminando (Friedman 1978, p. 69).

³ Definidas como los rendimientos de diferentes activos.

A largo plazo, si los cambios en el agregado monetario no tienen efectos importantes en el ingreso real; la velocidad de circulación se mantiene alrededor de su valor de equilibrio (V^*), por lo cual se puede considerar relativamente constante; y el ingreso real, en lugar de asumirse constante, crece a su valor de equilibrio (Y^*). Entonces se deriva que a largo plazo la inflación es provocada por los incrementos en la cantidad de dinero en la economía.

1.2.1. Ecuación de Precios

Friedman considera al dinero no sólo como un medio de cambio, sino también como un activo financiero que compite con otras formas de mantener riqueza, de tal forma que la demanda por dinero se relaciona con la teoría del capital, donde cada individuo integra una cartera de activos⁴ tanto financieros como bienes de consumo duradero. De tal manera que la ecuación por demanda de saldos reales queda representada por la siguiente forma funcional:

$$(3) \quad \frac{M}{P} = f\left[\left(w, r_m, r_b, r_e, \frac{1}{P} \frac{\partial P}{\partial t}, u\right) Y\right]$$

Donde: M es la cantidad de dinero, P es el nivel de precios, Y es el ingreso real (YN/P), w es la fracción de riqueza no humana, r_m es la tasa nominal esperada de rendimiento del dinero, r_b es la tasa nominal esperada de los valores de monto fijo, r_e es la tasa nominal esperada del rendimiento de las acciones, $(1/P)(\partial P/\partial t)$

⁴ Aparte del dinero, se consideran los bonos, las acciones, los bienes físicos no humanos y la riqueza humana.

representa la tasa esperada de variación de los precios de los bienes y u otras variables.

Ahora bien agrupando los determinantes de la demanda por dinero se obtiene:

$$(4) \quad k = f(w, r_m, r_b, r_e, \frac{1}{P} \frac{\partial P}{\partial t}, u)$$

de donde se desprende que:

$$(5) \quad \frac{M}{P} = kY, \text{ o bien como } MV = PY \text{ donde } 1/k = V, \text{ es la velocidad de circulación.}$$

;

La ecuación (5) es similar a la ecuación cuantitativa del dinero, pero a diferencia de ésta, la velocidad de circulación esta determinada por un conjunto de variables conocidas y relacionadas con los rendimientos de distintos activos. De manera que si este conjunto de variables se mantienen estables en el tiempo y sus cambios son predecibles, la velocidad de circulación es vista como una función estable de un número limitado de variables observables (Smithin, 1994, p. 33). Lo cual permite superar el supuesto restrictivo que mantiene a la velocidad constante.

Por otra parte, a partir de la ecuación (3) que expresa la demanda por dinero, es posible obtener una ecuación del nivel de precios.

$$(6) \quad P = V(w, r_m, r_b, r_e, \frac{1}{P} \frac{\partial P}{\partial t}, u) \frac{M}{Y}$$

o bien,

$$(7) \quad P = \frac{VM}{Y}$$

La ecuación (7) expresada en logaritmos (simbolizados por las correspondientes letras minúsculas).

$$(8) \quad p_t = m_t + v_t - y_t$$

El nivel de precios (p_t) esta determinado por el agregado monetario en la economía (m_t), la velocidad de circulación (v_t) y el producto real (y_t). Diferenciando la ecuación (8) respecto al tiempo.

$$(9) \quad (1/p)(dp/dt) = (1/m)(dm/dt) + (1/v)(dv/dt) - (1/y)(dy/dt)$$

Con base en lo expuesto anteriormente, las variables que afectan a $V(\dots)$ en la ecuación (6) son independientes de Y , M y P (Mántey, 1994, p. 104), y además, permanecen relativamente constantes lo cual implica que en la ecuación (9) $dv/dt = 0$, en este sentido la tasa de crecimiento de los precios es igual a la tasa de crecimiento del agregado monetario menos la tasa de crecimiento de la economía.

Ahora bien, si a largo plazo el nivel de ingreso real es el compatible con el de pleno empleo y la cantidad de dinero no influye en las variables reales de la economía, entonces los incrementos en el agregado monetario (ΔM) se traducirán

en aumentos en el nivel de precios (ΔP). Por esta razón, se considera al dinero como neutral y por ende la política monetaria se vuelve ineficiente para estimular la actividad económica.

En este contexto es importante definir el mecanismo de transmisión de dinero a precios que permite llegar a la conclusión del párrafo anterior. De acuerdo al análisis de Friedman (1978), esta conclusión se apoya en la existencia de un proceso de ajuste entre las variables a corto y a largo plazo.

1.2.2. Ajuste entre el corto y largo plazo

1.2.2.1. Equilibrio a corto plazo

En primera instancia es importante aclarar la distinción entre el concepto de equilibrio de corto y largo plazo, que en Friedman esta relacionado con la distinción entre las magnitudes corrientes o medidas y las previstas o permanentes⁵. Los valores previstos o permanentes pueden ser identificados como los valores de equilibrio a largo plazo, y se definen como el promedio ponderado decreciente de los datos observados en el tiempo. Asumiendo que el agregado monetario es exógeno⁶, se pueden definir las siguientes relaciones para el resto de las variables.

⁵ Estos conceptos se relacionan con la teoría de la función consumo, desarrollada por Friedman, donde aborda la demanda de bienes de consumo como función del ingreso permanente.

⁶ En el sentido de que la autoridad monetaria puede determinar la cantidad de dinero en la economía

$$(10) \quad P^*(t) = f[P(T)]$$

$$(11) \quad V^*(t) = g[V(T)]$$

$$(12) \quad Y^*(t) = h[Y(T)]$$

Donde, las variables con asterisco son los valores de equilibrio, t significa un punto particular en el tiempo y T un vector de todas las observaciones anteriores a t . De tal manera que los valores de equilibrio están determinados por sus valores pasados por lo que ante una discrepancia de cualquier variable en el corto plazo se da un ajuste en el valor de equilibrio. En palabras de Friedman (1978, p. 58): "voy a considerar el equilibrio a corto plazo como si estuviera determinado por un proceso de reajuste en el cual el ritmo de reajuste de una variable dada está en función de la discrepancia entre el valor medido y el valor previsto de esa variable".

Así, la dinámica de los precios a corto plazo puede ser expresada como sigue.

$$(13) \quad p - p^* = (v - v^*) + (y - y^*)$$

La ecuación (13) muestra que el ajuste de corto plazo del nivel de precios observado respecto a su valor de equilibrio (p^*) será igual al ajuste de la velocidad de circulación y del ingreso real a sus valores de largo plazo.

1.2.2.2 Equilibrio a largo plazo

El equilibrio a largo plazo está relacionado, por una parte, al cumplimiento de la teoría cuantitativa y por ende la relación entre dinero y nivel de precios absolutos; por otra parte, que se cumpla el equilibrio general walrasiano, donde un vector de precios relativos garantiza que en todos los mercados las demandas excedentes sean iguales a cero. Así, Friedman (1978, p. 58) considera al equilibrio de largo plazo como si estuviera determinado según el modelo de la teoría cuantitativa más las ecuaciones warsalianas del equilibrio general.

Esto permite hacer una distinción entre los mercados de bienes y de dinero. En efecto, en el mercado de bienes, el equilibrio se obtiene mediante un sistema de precios relativos bajo los principios del equilibrio general walrasiano en tanto que, el nivel absoluto de los precios esta determinado en el mercado de dinero por medio de la teoría cuantitativa. En este sentido cuando los mercados de bienes se encuentran en equilibrio entonces un cambio proporcional en el nivel de precios no modificará los precios relativos, y por tanto, los cambios en el agregado monetario no tendrán ningún efecto en variables reales. Es decir en el largo plazo el dinero es neutral (Harris, 1993, p. 88).

De cumplirse estas condiciones, en periodos largos, el crecimiento del agregado monetario no afecta al ingreso real ni a la producción, lo cual se asocia a siguiente frase: "que las fuerzas no monetarias son lo único que importa para las variaciones del ingreso real en el transcurso de varios decenios, y que el dinero no

importa" (Friedman 1978, p. 38). Esto es, que el ingreso real y la producción se determinan por factores reales como la estructura industrial, los mercados, el gobierno, etcétera.

De esta forma se ha determinado que la velocidad de circulación tiene un comportamiento estable y predecible; en el largo plazo el dinero es neutral; y se ha definido el equilibrio a corto plazo. Así, el punto siguiente a desarrollar es el proceso mediante el cual se lleva a cabo el ajuste entre el corto y largo plazo.

1.2.2.3. Mecanismo de ajuste

Con el fin de especificar el mecanismo de ajuste entre el nivel de precios y el dinero se considera una situación de equilibrio, con precios estables y pleno empleo. De este modo un aumento del agregado monetario por arriba de su tendencia de largo plazo, ya sea a través de operaciones de mercado abierto o por un incremento en la oferta de dinero, lleva a un exceso de saldos reales que eleva el ingreso nominal de los agentes. Para restablecer el equilibrio se demanda una cantidad mayor de activos reales y financieros, lo que aumenta los precios de dichos activos y reduce sus tasas de interés estimulando la producción y el consumo. (Friedman, 1978 y 1992). De manera que a corto plazo los incrementos en la cantidad de dinero provocan desviaciones del ingreso, precios y la tasa de interés respecto a sus valores de equilibrio (o permanentes).

En este argumento, está presente el supuesto de que los precios son flexibles, por consiguiente los ajustes en precios serán más rápidos que en cantidades⁷. Así, ante una mayor demanda derivada de un incremento en la cantidad de dinero los productores responderán, principalmente, con aumento en precios y marginalmente en producción.

En cuanto a la tasa de interés el efecto es temporal, debido a que conforme aumenta el gasto y se elevan los precios también se produce un aumento en la demanda por créditos, lo que tiende a elevar las tasas de interés, retornándolas a sus niveles anteriores (Friedman, 1992, p. 30). Ello permite un reajuste, relativamente rápido, entre la demanda y la oferta de fondos prestables y al mismo tiempo mantiene estable la velocidad de circulación (esto es similar al desarrollo de Wisckell). De esta manera se justifica la evidencia empírica encontrada por Friedman (1959), en el sentido de que la velocidad de circulación fluctúa alrededor de su tendencia de largo plazo, por lo que se puede considerar relativamente estable.

Respecto a las demás variables, si los valores de equilibrio se definen conforme a las ecuaciones (10) a (12), es decir, en función de sus valores pasados, entonces los cambios a corto plazo generan cambios en los valores a largo plazo y este proceso seguirá en la dinámica del ciclo económico. En el largo plazo se espera que las discrepancias entre ambos valores sean eliminadas y todas las variables sean iguales a sus valores de equilibrio (Friedman 1978, p. 69).

⁷ En Keynes (1986), el supuesto es que los precios y salarios son inflexibles a la baja, en consecuencia, los

Así, se concluye que a largo plazo la inflación es siempre y en todas partes un fenómeno monetario en el sentido de que es y sólo puede ser producida por un aumento más rápido de la cantidad de dinero (Friedman, 1992, p.29).

En el marco de la política monetaria, y para el caso concreto de la economía mexicana que en las últimas décadas ha presentado niveles de inflación elevados, tiene especial relevancia el determinar la validez del marco teórico expuesto:

- Que la velocidad de circulación (V) permanezca constante.
- Que exista una relación de largo plazo entre el agregado monetario (M) y el nivel de precios (P).
- Que la relación de causalidad corra de dinero a precios ($M \rightarrow P$).

De tal manera que, si la evidencia empírica confirma estas hipótesis el agregado monetario puede ser utilizado como variable intermedia en la obtención de metas de crecimiento de los precios.

En el ámbito de la econometría moderna, se han desarrollado una serie de conceptos y pruebas estadísticas que pueden ser utilizados en la comprobación de estas hipótesis. En este sentido, el modelo P^* (Hallman, Porter Small, 1991) permite identificar el nivel de precios de equilibrio de una economía (P^*) al cual los precios observados (P) tienden a ajustarse (Galindo, 1997), asumiendo que los precios, en el largo plazo, están asociados a una determinada cantidad de dinero

en circulación y que la velocidad de circulación del dinero y el producto potencial corresponden también a sus valores de equilibrio de largo plazo.

De esta forma, los siguientes dos capítulos, de la presente investigación se centran en la estimación y evaluación de un modelo P^* para la economía mexicana correspondiente al periodo 1981(1) a 1996(4), utilizando los agregados monetarios $M0$, $M1$, $M2$, $M3$ y $M4$ con el fin de identificar qué agregado monetario es el que mejor se ajusta al modelo. Y de igual forma obtener información que sea relevante en la instrumentación de la política monetaria.

CAPÍTULO II.- Metodología Econométrica y Especificación del Modelo

El presente capítulo tiene como propósito exponer los principales conceptos econométricos a utilizar en la estimación y evaluación del modelo. Asimismo, se presenta la especificación del modelo P*-estrella que corresponde a una ecuación de la curva de Phillips con expectativas aumentadas.

2.1. Metodología Econométrica

La metodología econométrica utilizada supone que a un fenómeno económico se le puede asociar un proceso estocástico⁸ denominado Proceso Generador de Información (DGP)⁹ y los datos observados se consideran entonces una posible realización de este DGP (Spanos, 1986). Dicho DGP es desconocido, por lo que el principal objetivo de la econometría moderna es especificar y estimar un modelo estadístico que represente una adecuada aproximación al DGP.

Por otra parte, si los datos observados se asumen como una realización del DGP, por lo tanto existe un modelo probabilístico mediante el cual se generaron (una distribución de probabilidad asociada con los procesos estocásticos de los que constituyen una realización), así como también un modelo muestral relacionado con las características de la muestra (Cassoni, 1991, p. 9).

⁸ Se refiere a que las series observadas se consideran variables aleatorias a las cuales se les puede asociar un función de densidad conjunta de probabilidad que incluye la dimensión temporal.

⁹ Las siglas corresponden a sus usos convencionales en inglés.

Ahora bien, la información teórica puede expresarse en una formalización matemática conocida como modelo teórico, en el cual se propone una selección de variables relevantes y la distribución condicional del fenómeno económico en consideración¹⁰. Por su parte, la información empírica contiene las propiedades de los modelos probabilístico y muestral (Galindo, 1995, p. 7).

La especificación del modelo empírico se realiza por medio de un Mecanismo Estadístico General (SGM), que representa una primera aproximación al DGP y en el que se propone una combinación consistente entre la especificación teórica inicial y la proposición acerca de la estructura estocástica del proceso. De manera que en el SGM se sintetiza la información teórica y empírica del DGP (Galindo, 1995 p. 7; y Granger, 1990).

El SGM se compone de un modelo probabilístico y del modelo muestral. En particular, el modelo probabilístico representa un conjunto de funciones de densidad de probabilidad mientras que el modelo muestral agrupa al conjunto de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas (IID) cuyas funciones de densidad coinciden con aquellas del modelo probabilístico (Galindo 1995; y Spanos, 1986).

De esta manera es posible definir, en la variable cuyo comportamiento se desea modelar, un componente sistemático y uno no sistemático dado el conjunto de información disponible (Cassoni, 1991). En este caso, las propiedades estadísticas

¹⁰ Un mejor conocimiento teórico acerca del fenómeno de interés implica entonces una mejor especificación del modelo.

del término de error no son independientes de las series económicas como en la econometría tradicional. Por el contrario, las propiedades estadísticas del término de error se derivan de las propiedades estocásticas de las series económicas (Spanos 1986, p. 349).

El modelo econométrico empírico es una entidad derivada del SGM que se obtiene a través de un proceso de reparametrización, transformación y reducción del espacio de parámetros del SGM (Hendry 1979; y Spanos, 1986), con el fin de obtener un modelo teóricamente coherente. Este proceso de reducción se realiza utilizando información teórica y empírica. La importancia o peso que se le otorgue a cada uno de estos dos conjuntos de información conduce a diferentes estrategias de modelaje econométrico.

Asimismo, el modelo econométrico empírico debe cumplir con los supuestos del Modelo Estadístico General(MG) para ser aceptado como una aproximación adecuada del DGP (Spanos, 1986, p. 373-382).

2.1.1. Supuestos del Modelo Estadístico General (MG)

(I) Si el **Mecanismo Estadístico General(SGM)** se define como:

$$(1) \quad Y_t = \beta' X_t + U_t,$$

Donde Y_t representa un vector columna de $n \times 1$ que contiene a la variable dependiente, X_t es una matriz $n \times n$ que incluye a las variables exógenas, U_t es un vector columna de $n \times 1$ que representa al término de error y β es un vector columna de $n \times 1$ que contiene los parámetros a estimar. Este modelo debe satisfacer entonces los siguientes supuestos.

- [1] $\mu_t = E(Y_t / X_t = x_t)$ es el componente sistemático
 $U_t = Y_t - E(Y_t / X_t = x_t)$ es el componente no sistemático (o innovaciones)
- [2] $\theta \equiv (\beta, \sigma^2)$ son los parámetros de interés
- [3] X_t es exógena débil con respecto a θ
- [4] El modelo a estimar no debe incluir restricciones a priori sobre θ , que no se encuentren fundamentadas por la teoría económica y/o por la información empírica disponible.
- [5] Las variables utilizadas no son perfectamente colineales. Esto es el rango $r(X_t) = k$, para toda $N > k$ donde N es el tamaño de la muestra y k el número de parámetros.

(II) Modelo Probabilístico

- [6] Las series estocásticas pueden definirse como normales e idénticamente distribuidas con media cero y varianza constante.

- (i) $D(\mathbf{Y}_t / \mathbf{X}_t; \theta)$ es normal
- (ii) $E(\mathbf{Y}_t / \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) = \beta' \mathbf{x}_t$ es lineal en \mathbf{x}_t
- (iii) $Var(\mathbf{Y}_t / \mathbf{X}_t = \mathbf{x}_t) = \sigma^2$ es homoscedástica

[7] θ son invariantes en el tiempo

(III) Modelo Muestral

[8] Y_t representan una muestra independiente obtenida secuencialmente en donde se considera válido el modelo de probabilidad condicional $D(\mathbf{Y}_t / \mathbf{X}_t; \theta)$.

Para validar la reparametrización del modelo econométrico final se utilizan diversos criterios (Hendry y Ericsson, 1991), los cuales se basan en los supuestos del modelo estadístico general:

1) Consistencia con la teoría económica. Implica que el modelo estimado debe satisfacer las restricciones impuestas por la teoría económica sobre la especificación inicial y los valores de los coeficientes. Esta condición se refiere a las relaciones de largo plazo establecidas por la teoría económica, mientras que el ajuste dinámico se determina en concordancia con los datos disponibles.

- 2) **El modelo es admisible respecto a los datos.** La condición se refiere a que las predicciones de la ecuación estimada no producen resultados que no sean lógicos de acuerdo a la teoría económica.

- 3) **Coherencia con los datos.** Señala que el modelo debe reproducir adecuadamente el comportamiento de los datos. De manera que las innovaciones del modelo no deben presentar autocorrelación y heteroscedasticidad (deben ser ruido blanco).

- 4) **Parámetros constantes.** Esta condición es necesaria para poder utilizar el modelo con propósitos de simulación y pronóstico.

- 5) **Condicionamiento válido.** Se refiere que las variables explicativas deben ser exógenas débiles. De manera que los parámetros de interés son una función del modelo condicional y no existe información adicional que sea relevante para el modelo.

- 6) **Englobamiento.** El modelo final debe explicar las características básicas de los modelos previos.

Con base en distintas pruebas estadísticas¹¹ se pueden validar los supuestos del modelo estadístico general a fin de que el modelo econométrico propuesto cumpla con los requisitos estadísticos y probabilísticos. Por su parte, los criterios

¹¹ En la presente investigación se utilizaron diversas pruebas estadísticas las cuales son presentadas en el anexo.

señalados permiten identificar si dicho modelo es congruente con lo planteado por la teoría económica. De manera que en la aproximación al DGP (por medio de un modelo econométrico) tanto las pruebas como los criterios deben tener la misma ponderación. En este sentido se define la metodología econométrica a utilizar en la presente investigación.

2.1.2. Mecanismo de Corrección de Errores y Cointegración.

Una serie económica que sigue un proceso estocástico puede caracterizarse en términos estadísticos utilizando su media y su varianza. Un proceso estocástico se define como no estacionario si la media y varianza son dependientes del tiempo. Por el contrario, un proceso estocástico es estacionario si se define como invariante en el tiempo (Granger y Mizon, 1993; Cheremza y Deadman, 1992; y Maddala, 1996).

En general las series económicas no son estacionarias. Sin embargo, una serie con proceso no estacionario puede ser transformada en un proceso estacionario mediante la aplicación del operador diferencia d veces, y se dice que es una serie integrada de orden d o $I(d)$. De manera que si X_t es una serie $I(1)$, significa que $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ es una serie estacionaria $I(0)$.

El utilizar series con distinto orden de integración genera el problema de "regresiones espurias", lo cual afecta a las pruebas estadísticas t y F , asimismo produce un alto coeficiente de correlación (Granger y Mizon, 1993, p. 70-81) y

normalmente un Durbin-Watson pequeño por lo que los resultados no son fidedignos (Galindo, 1993, p. 181).

El problema de "regresión espuria" puede solucionarse si las series están cointegradas. Sean X_t y Y_t series de orden de integración $I(d)$ se dice que son cointegradas ($CI(d, b)$) si existe un vector $\alpha \neq 0$ tal que es posible expresarlo como una combinación lineal de ambas variables, $Z_t = Y_t - \alpha X_t$ que sea $I(d-b)$ con $b > 0$. Donde α es el vector de cointegración (Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992; Granger y Mizon, 1993; Cheremza y Deadman, 1992; y Maddala, 1996).

Así por ejemplo, si dos series X_t y Y_t son $I(1)$ pueden tener una combinación lineal que sea estacionaria.

$$(2) \quad Y_t = \alpha X_t + u_t$$

$$(3) \quad u_t = Y_t - \alpha X_t$$

Si u_t (el término de error) es $I(0)$, describe un proceso estacionario, se dice que las series están cointegradas. De tal manera que si un conjunto de series cointegran, significa que a lo largo del tiempo se mueven juntas, y que la diferencia entre ellas es estable.

Con base en el concepto de cointegración, se ha deducido una relación de largo plazo entre las series que cointegran. Es decir, si un conjunto de series (que representan variables económicas) cointegran se identifican como un bloque que

tiende a moverse simultáneamente en el tiempo y las desviaciones respecto a esta tendencia representan una serie estacionaria. En este sentido, estas series forman un conjunto atractor (Johansen, 1995, p. 41) que se mueve de forma compacta a través del tiempo. De manera que la idea de series cointegradas se asocia a una relación de equilibrio o de largo plazo entre dichas series. Así, estas relaciones de equilibrio expresan los mecanismos y las magnitudes del ajuste de los agentes en la medida en que el comportamiento de estos fuerza a las diferentes variables a regresar a su conjunto atractor ante la presencia de cualquier situación de desequilibrio (Johansen, 1995; y Galindo y Cardero, 1997).

De esta forma, el análisis de cointegración aporta información sobre la teoría económica. Si la teoría económica es correcta, podemos esperar que la especificación realizada sobre un conjunto de variables, sugerida por dicha teoría, pueda obtener una relación (a través de un conjunto de parámetros constantes). Si no existe esta relación entonces, se dice que las variables no cointegran y por lo tanto surge la duda acerca de lo establecido por la teoría. De esta forma, la cointegración puede ser usada para probar la validez de una teoría económica acerca de un conjunto de variables (Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992, p. 129).

El teorema de representación de Granger (1987) (Engel y Granger, 1991) establece que las series que contienen un vector de cointegración pueden representarse con un Mecanismo de Corrección de Errores (ECM). Para el caso de la ecuación (2) el ECM queda especificado en la siguiente forma.

$$(4) \quad \Delta Y_t = \beta \Delta X_t + \delta (Y - \alpha X)_{t-1} + e_t$$

Donde ΔY_t y ΔX_t son series $I(0)$; y $(Y - \alpha X)_{t-1}$ es el ECM que también es $I(0)$. Las variables en niveles se identifican con el ajuste de largo plazo mientras que las variables en primeras diferencias representan el ajuste dinámico (Cheremza y Deadman; Granger y Mizon, 1993; y Maddala, 1996).

2.1.3. Procedimiento de Johansen

Johansen (1988) propone un método para estimar las distintas relaciones de cointegración que pueden existir en un conjunto de variables. Sea un vector de N variables X , a partir del cual se construye un modelo de vectores autorregresivos (VAR) con k rezagos (Galindo, 1997b, p 104-105; Cheremza y Deadman, 1992, p. 195-198)

$$(5) \quad X_t = \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

La ecuación (5) puede reparametrizarse como un modelo de corrección de errores.

$$(6) \quad \Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + u_t$$

Donde: $\Gamma_i = -I + A_1 + \dots + A_i$ y $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$

El término ΠX_{t-k} es el mecanismo de corrección de errores (MCE) y por lo tanto la matriz Π contiene la información sobre la relación de largo plazo de las variables consideradas. Si se asume que las variables del vector X son $I(1)$, se demuestra que todos los elementos de la ecuación (6) son $I(0)$ a excepción de ΠX_{t-k} . Así, para que ΠX_{t-k} pertenezca al mismo espacio vectorial se requiere que la combinación de estas variables incluidas en el modelo como solución de largo plazo genere una serie $I(0)$. Lo cual se resuelve por medio del rango de la matriz Π y se pueden presentar tres casos (Cuthbertson, Hall y Taylor, 1992, p. 144-145; Cheremza y Deadman, 1992; y Galindo, 1997b, p. 104).

- 1) Que la matriz Π tiene rango completo ($r = N$). Ello implica que X_t es estacionario.
- 2) La matriz Π tiene rango cero. Lo cual implica que $\Pi = 0$ y por lo tanto las series no cointegran.
- 3) El rango de Π es menor a N . En este caso existe al menos una combinación lineal de las variables incluidas conocida como vector de cointegración. Entonces, existe una representación de Π tal que.

$$(7) \quad \Pi = \alpha\beta'$$

La expresión (7) se denomina la matriz de largo plazo. Donde β' es una matriz compuesta por los vectores de cointegración y α la matriz de ponderaciones. El uso de un VAR que contenga un vector de cointegración y su respectivo vector de ponderaciones permite resolver el problema de regresiones espurias y el sesgo en

los estimadores y hace posible también analizar los supuestos de exogeneidad (Galindo, 1997b, p. 105).

2.1.4. Concepto de Exogeneidad

La econometría estructural distingue como las variables endógenas aquellas que son explicadas por la estructura del modelo econométrico y el resto de las variables se consideran exógenas (Charemza y Deadman, 1992 p. 251). En el enfoque moderno, una variable exógena es aquella que se determina por fuera del sistema analizado sin que ello implique perder información relevante respecto al modelo construido (Hendry, 1995; y Engel, Hendry y Richard, 1983). Esta definición depende entonces crucialmente de los parámetros de interés y de los propósitos del modelo a consideración (Galindo 1997b, p. 98).

Así, asumiendo que una matriz X_t particionada en dos variables (Y_t Z_t) representan un fenómeno de interés, el proceso generador de información DGP se representa por una función que transforma un conjunto de variables, condicionadas a un determinado conjunto de información, en un modelo que determina las variables endógenas en función de las variables exógenas y margina a las variables no relevantes (Charemza y Deadman, 1992, p. 245; Ericsson, 1992, p. 254 y Galindo 1997b, p. 99) tal como:

$$(8) \quad D(x_t | X_{t-1}; \theta) = D_1(y_t | Y_{t-1}, Z_t; \lambda_1) \cdot D_2(z_t | Y_{t-1}, Z_{t-1}; \lambda_2)$$

donde $D(\bullet | \bullet)$ es la función de densidad conjunta, $D_1(\bullet | \bullet)$ es la función de densidad condicional para Y_t dado Z_t y $D_2(\bullet | \bullet)$ es la función de densidad marginal de Z_t . La variable Y_t es el subconjunto de variables incluidas en el modelo econométrico final y Z_t son las variables marginadas del modelo. θ es el conjunto de parámetros de la distribución conjunta, λ_1 es el conjunto de parámetros del modelo condicional y λ_2 es el conjunto de parámetros del modelo marginal.

La ecuación (8) representa el marco conceptual para analizar las condiciones de exogeneidad.

Exogeneidad Débil.- La variable Z_t es débilmente exógena, sobre el periodo de análisis, para los parámetros de interés ψ si y sólo si, existe una reparametrización de θ tal que $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2)$ y se cumple:

- a) Los parámetros de interés ψ son una función de los parámetros del modelo condicional λ_1 .
- b) Los parámetros en el modelo condicional (λ_1) y los del modelo marginal (λ_2) son una variación libre, esto es, que no existe ninguna restricción conjunta.

Así, la exogeneidad débil existe cuando λ_1 se modela sola sin incluir información sobre λ_2 , en virtud a que no posee información adicional relevante para determinar los rangos de los valores de los coeficientes de λ_1 . En este sentido, la estimación y análisis del modelo econométrico puede realizarse utilizando únicamente el

modelo de probabilidad condicional descartando la función marginal. El cumplimiento de la condición de exogeneidad débil permite realizar inferencias estadísticas válidas sobre los parámetros de interés (Ericsson, 1992, p. 256; y Galindo, 1997b, p. 101).

En el contexto de variables cointegradas, con base en el procedimiento de Johansen, es posible probar exogeneidad débil. De la ecuación (5), asumiendo que los parámetros de interés están representados por la matriz¹² β , entonces la exogeneidad débil de Z_t respecto a β equivale a la condición de que $\alpha_z=0$ (Johansen, 1992, p. 322). Así, la hipótesis de exogeneidad débil de Z_t para α y β se formula como. $H_0: \alpha_z=0$.

La hipótesis nula es una restricción lineal en α (Johansen y Juselius, 1990 y Johansen 1992) cuyo estadístico se distribuye como una χ^2 :

$$(9) \quad T \sum_i^r \ln \left[\frac{(1-\gamma_1)}{(1-\gamma_2)} \right] \approx \chi^2(rp)$$

Donde γ_1 es la raíz característica del VAR con restricciones y γ_2 es la raíz característica del VAR sin restricciones, r es el número de vectores de cointegración, p el número de parámetros y T el número de datos (Johansen, 1992).

¹² Que integra la matriz de largo plazo

Exogeneidad Fuerte.- La exogeneidad fuerte se define como la suma de la exogeneidad débil más la presencia de la no causalidad en el sentido de Granger. El cumplimiento de esta condición permite realizar proyecciones y pronóstico de las series correspondientes basados en modelos válidos de probabilidad condicional (Galindo, 1997b, p.101).

A partir del ejemplo, Z_t es fuertemente exógena con respecto a Y_t , además de los dos incisos de exogeneidad débil, si se cumple que: (Charemza y Deadman, 1992, p. 267)

c) Y_{t-1} no causa en el sentido de Granger a z_t .

;

La no causalidad en el sentido de Granger se define para el caso de dos variables X y Y , de la siguiente forma. X no causa en el sentido de Granger a Y (denotada por $X \rightarrow Y$) si el valor presente de Y no puede ser pronosticado con precisión utilizando los valores pasados de X (Charemza y Deadman, 1992, p. 190).

De la ecuación (8), se deriva que $D_2(z_t | Y_{t-1}, Z_{t-1}; \lambda_2) = D_2(z_t | Z_{t-1}; \lambda_2)$; esto es, que se excluye a Y_{t-1} del conjunto de variables que explican a z_t .

La prueba de exogeneidad fuerte se puede realizar utilizando el modelo de vectores autorregresivos (VAR's). En el caso de las variables Y_t y Z_t , asumiendo un solo vector de cointegración, el modelo en su forma más simple se representa por medio del siguiente sistema (Galindo 1997b, p. 106).

$$(10) \quad \begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_{11}[y - \delta_1 z]_{t-1} + \alpha_{12}\Delta y_{t-1} + \alpha_{13}\Delta z_{t-1} + e_{1t} \\ \Delta z_t &= \alpha_{21}[y - \delta_1 z]_{t-1} + \alpha_{22}\Delta y_{t-1} + \alpha_{23}\Delta z_{t-1} + e_{2t} \end{aligned}$$

La prueba consiste en analizar si los siguientes coeficientes son estadísticamente significativos:

$$(10.1) \quad \alpha_{13}=0 \quad \text{ó} \quad \alpha_{22}=0$$

2.2. El Modelo P*

El objetivo principal de estimar el modelo P* es el de identificar el nivel de precios de equilibrio (P*) que sea consistente con el agregado monetario (M), los valores de largo plazo de la velocidad circulación (V*) y del ingreso real (Y*), y entonces calcular el potencial inflacionario de una economía.

$$(11) \quad P_t^* = \frac{M_t V_t^*}{Y_t^*}$$

De tal forma que, en el largo plazo, el valor actual del nivel de precios (P) se ajuste al de P*. La diferencia entre P y P* puede ser utilizada como un indicador adelantado del comportamiento de la inflación. Si P* es mayor a los precios observados habrá presiones inflacionarias en virtud a que el ritmo de crecimiento del agregado monetario es elevado. Ahora bien, si P* es menor al nivel observado de precios, hay una situación de deflación. Así, el valor de P* puede utilizarse como una ancla de precios y se convierte entonces en un indicador general, sencillo y rápido para identificar las condiciones monetarias y su relación con la inflación (Galindo, 1997a, p. 222).

En el ámbito de la econometría moderna, la teoría de cointegración (Engel y Granger, 1987) permite determinar si P y P* tienen una relación de largo plazo a través de su diferencia.

$$(11) \quad P^*_t - P_t = u_t$$

Si u_t presenta un proceso estacionario, de manera que el orden de integración de la serie sea $I(0)$, entonces ambas variables cointegran. De esta manera P y P^* se mueven juntas en el tiempo, lo cual puede ser interpretado como una relación de largo plazo.

Por otra parte, el teorema de representación de Granger, integra las dinámicas de corto plazo con el equilibrio a largo plazo por medio de un mecanismo de corrección de errores (EMC) (Maddala, 1996, p. 666). De esta forma, el comportamiento de la inflación a corto plazo, puede modelarse por medio de la siguiente ecuación (Funke y Hall, 1992; Hall y Milne, 1991), que corresponde a una forma reducida de un caso especial de la curva de Phillips con expectativas aumentadas (Hallman, Porter y Small, 1991; Hallman y Anderson, 1993; y Snowdon, Van y Wynarczyk, 1994, p. 146-162).

$$(13) \quad \Delta p_t = \delta(p^*_{t-1} - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde p_t y p^*_t , es el logaritmo natural del nivel de precios actual y de equilibrio, Δp_{t-i} es la tasa de inflación y $\delta(p^*_{t-1} - p_{t-1})$ representa el mecanismo de corrección de errores (MCE), el cual se encuentra en el intervalo $-1 < \delta < 0$. Este termino representa la diferencia entre el valor observado del nivel de precios y su valor de largo plazo, y por tanto la magnitud del ajuste. El valor negativo del coeficiente

garantiza que la corrección de los errores pasados conduzca a un ajuste de la inflación en el periodo actual. Por otra parte, el rango entre menos uno y cero, indica la magnitud del proceso de ajuste. Esto es, un valor de δ más cercano a menos uno indica que el ajuste será más rápido respecto al error del periodo anterior mientras que, un valor cercano a cero sugiere que el ajuste se efectuará con lentitud con respecto al periodo anterior (Galindo, 1993; Maddala 1996; Cheremza y Deadman, 1992).

En este sentido, el objetivo es estimar la siguiente ecuación (expresada en logaritmos).

$$(14) \quad p_t = \beta_1 m_t + \beta_2 y_t^* + \beta_3 v_t^* + u_t$$

Donde $u_t = P_t^* - P_t$, y con base en las variables que intervienen en la determinación de P en (14) se puede definir un vector de cointegración que permita aproximar al proceso generador de información (Spanos, 1986) por medio del mecanismo de corrección de errores (MCE).

Sin embargo, la ecuación (14) presenta dos consideraciones importantes. La primera es la de obtener los valores de largo plazo del ingreso real y la velocidad de circulación, y una vez resuelto este punto determinar en que sentido los valores de v^* pueden asumirse como constantes.

En el caso de y^* , se asume que esta determinado por los valores observados del ingreso real (y_t)¹³. Para v^* , la bibliografía consultada sugiere distintas formas para calcular su valor. En Hallman, *et. al.* (1991) se considera, en el caso de Estados Unidos, a v^* como igual al promedio de la velocidad de circulación del agregado monetario M2, en virtud a que dicha medición se mantiene relativamente constante durante el periodo 1955 a 1988. Hall y Milne (1991) sugieren estimar a v^* utilizando el siguiente modelo.

$$(15) \quad V = \alpha_0 + \alpha_1' Z_t + u_t$$

Donde Z_t es un vector de variables que describen el comportamiento de largo plazo de V , α_1' es un vector de parámetros y u_t es el término de error. De esta forma se obtiene el valor de V^* como.

$$(16) \quad V^* = \alpha_0 + \alpha_1' Z_t + u_t$$

V^* es el pronóstico de la ecuación (15). Otra forma de estimar a V^* es utilizando el procedimiento de cointegración entre las variables incluidas en el vector Z_t y V_t (Galindo, 1997a). Así, una vez que se obtiene el valor de la velocidad de circulación, la ecuación (13) se puede estimar en su forma más general como.

$$(17) \quad p_t = \beta_1 m_t + \beta_2 y_t + \beta_3 v_t + u_t$$

¹³ La bibliografía revisada respecto al tema, considera que este supuesto no tiene fuertes implicaciones en el análisis, pero no sucede lo mismo con la velocidad de circulación.

Y se espera que: $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = -1$ y $\beta_3 = 1$ (Hall y Milne, 1994). Por su parte, Bordes, Girardin y Marimoutou (1993), introducen en la ecuación (14), las variables que definen el vector Z_t , en lugar de v , suponiendo las mismas restricciones.

$$(18) \quad p = \beta_1 m_t + \beta_2 y_t + \alpha_0 + \alpha_1 Z + u_t$$

En el presente trabajo se considera que la velocidad de circulación se ve afectada por los costos de transacción del dinero, los cuales pueden ser aproximados por la tasa de interés nominal. En este sentido, la velocidad de circulación a largo plazo puede ser aproximada como una función de la tasa de interés y es representada por la siguiente ecuación:

$$(19) \quad V_t = \alpha_0 + \phi R_t + \varepsilon_t$$

De tal manera que si se determina que V_t y R_t cointegran entonces, la estimación de la ecuación (14) se realiza sustituyendo a la velocidad de circulación por la tasa de interés como en (18).

$$(20) \quad p_t = \beta_1 m_t + \beta_2 y_t + \beta_3 r_t + u_t$$

Y los valores esperados de los coeficientes son: $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = -1$ y $\beta_3 = 1$.

Ahora bien, respecto a la constancia de la velocidad de circulación se puede analizar de manera indirecta a través del orden de integración de la tasa de interés. De forma que si la r_t presenta un proceso estacionario $I(0)$, se puede considerar como constante y en ese caso los cambios en el nivel de precios correspondería, únicamente, a cambios en el agregado monetario.

El procedimiento a seguir en la estimación del modelo P^* será el siguiente:

Se determinará si la tasa de interés puede considerarse como una aproximación de la velocidad de circulación, a través de comprobar si los residuales de la ecuación (19) son $I(0)$.

;

Con base en las pruebas de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentada (Dickey y Fuller, 1981) se determinará si puede considerarse a la tasa de interés, y por ende a la velocidad de circulación, como estable.

La ecuación (20) se estimará por medio del análisis de cointegración para lo cual se utilizará el procedimiento de Johansen (1988). El siguiente paso, será introducir

los residuales de (19)¹⁴ en la ecuación (13) $\Delta p_t = \delta(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t$, a la

cual se le aplicarán las pruebas de diagnóstico con el fin de determinar si es una buena aproximación del proceso generador de información (DGP) de la inflación.

¹⁴ Que representan el mecanismo de corrección de errores (ECM)

La ecuación (13) representa un modelo de brecha de precios correspondiente a la tasa de cambio de los precios Δp_t , es decir la inflación. Sin embargo, puede ser relevante estimar un modelo para el nivel absoluto de precios p_t , el cual quedaría especificado de la siguiente forma.

$$(21) \quad p_t = \delta(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i p_{t-i} + \varepsilon_t$$

Para decidir la relevancia empírica entre un modelo en niveles (p_t) y otro en diferencias (Δp_t) se puede realizar por medio de sus equivalencias, estimando la siguiente ecuación (Halman, Porter y Small, 1991).

$$(22) \quad \Delta p_t = \delta(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta p_{t-i} + \gamma p_{t-1} + \varepsilon_t$$

Si estadísticamente $\gamma = 0$ ambos modelos son equivalentes empíricamente. En términos de la metodología econométrica, esta prueba se le denomina de elasticidad unitaria.

Un segundo aspecto de interés está relacionado con el hecho de que, en el caso de la economía mexicana la inflación es no estacionaria Δp_t es $I(1)$, por lo que es interesante analizar si estimando la ecuación (13) con $\Delta \Delta p_t$ (segundas diferencias) se puede obtener un mejor modelo. Así, la ecuación a estimar será.

$$(23) \Delta \Delta p_t = \delta(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t$$

Si un modelo explica las características básicas de modelos previos, se dice que tiene la propiedad de englobamiento (Handry, 1983). La prueba (J) correspondiente, se realiza incluyendo en cada regresión la serie pronosticada de la variable dependiente y evaluando el estadístico t (Galindo, 1993, p. 195).

De manera que, se estima la ecuación (23) y se incluye su pronóstico $\Delta \Delta p_t^F$ en la ecuación (13) y si el t-estadístico es significativo, el modelo en segundas diferencias tiene mayor información que el modelo en primeras diferencias. La misma prueba se aplica con el pronóstico de (13) Δp_t^F , que ahora se incluye en (23) y de resultar significativo el modelo en primeras diferencias (que modela la inflación) es superior y tiene la propiedad de englobamiento.

Capítulo III.- Evidencia Empírica

En la estimación del modelo P^* se utilizaron datos trimestrales sin desestacionalizar, para el periodo 1981(1) a 1996(4). Como variable de ingreso real (Y_t) se utiliza el producto interno bruto (PIB) en términos reales, la serie de precios (P_t) corresponde al índice nacional de precios al consumidor, la tasa de interés nominal (R_t) es aproximada por la tasa de CETES a 90 días, del último mes de cada trimestre. Un punto de interés en el análisis, es identificar que agregado monetario ajusta mejor en el modelo, para lo cual se ha decidido utilizar los distintos agregados monetarios definidos por el Banco de México: Billetes y Monedas ($M0$), $M1$, $M2$, $M3$ y $M4$ ¹⁵.

;

Se estimaron cinco ecuaciones que incluyen a las distintas velocidades de circulación, correspondiente a cada agregado monetario, en función de la tasa de interés. Los residuales de estas ecuaciones presentan procesos estacionarios (son $I(0)$), indicando que ambas variables cointegran y por lo tanto, la tasa de interés se considera como una buena aproximación de las velocidades de circulación (véase anexo A1).

Las pruebas de raíces unitarias (cuadro 1), Dickey-Fuller aumentada¹⁶ (Dickey y Fuller, 1981) indican que las variables de precio (p_t) y los agregados monetarios, son series no estacionarias de orden $I(2)$, en tanto que, la tasa de interés (r_t) y el

¹⁵ El PIB esta a precios de 1993 y el INPC es base 1991. Los datos se obtuvieron de las siguientes fuentes: INEGI, Banco de México y Macroasesoría.

¹⁶ La especificación de la prueba se presenta en el anexo: Pruebas de diagnóstico.

producto real (y_t), presentan un proceso estacionario $I(1)$. Por su parte, la velocidad de circulación¹⁷ (v_t), para los distintos agregados, aparece como una serie $I(1)$.

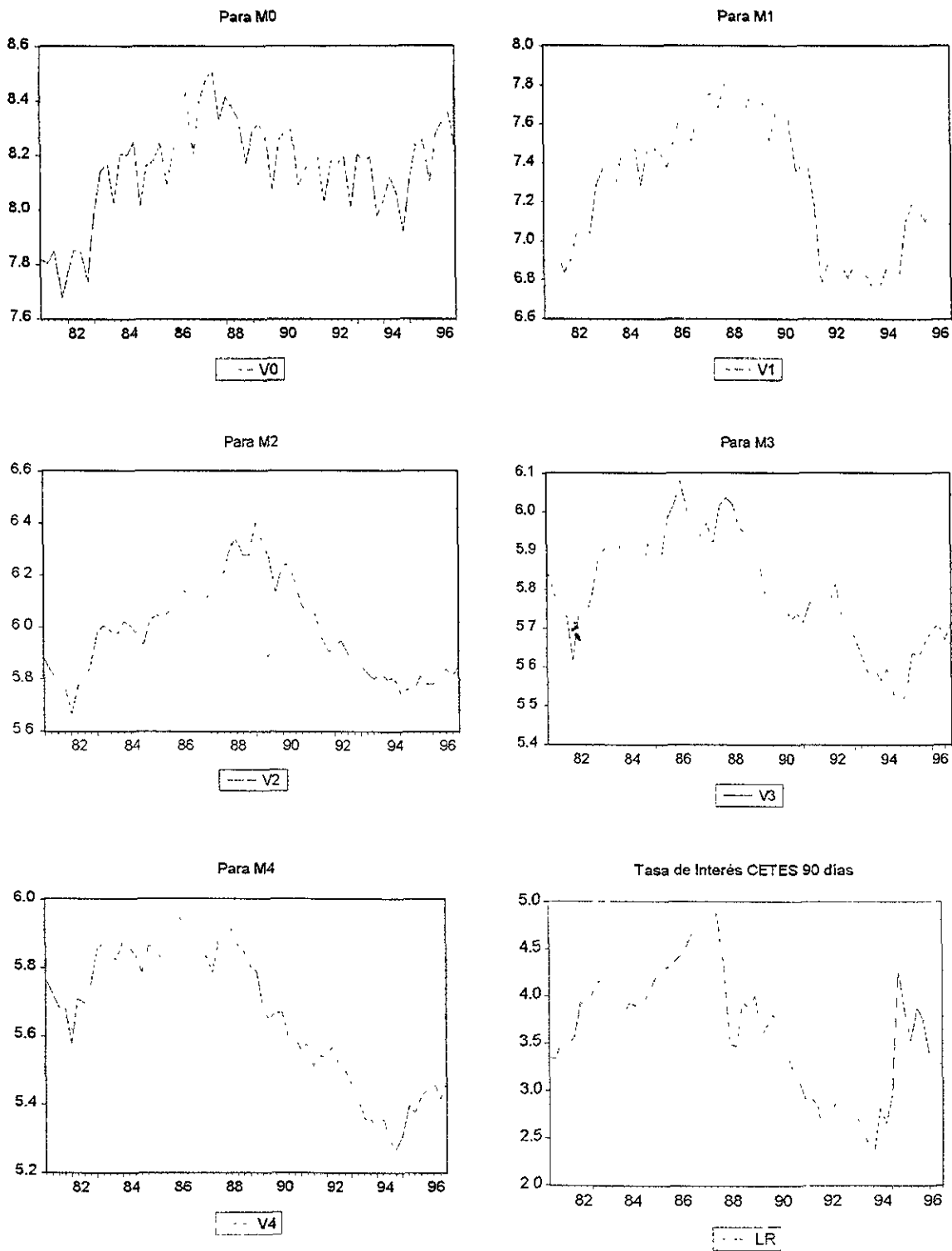
Cuadro 1. Orden de integración de las series

| Variable | ADF(4) |
|---------------------|---------------|
| p_t | 0.0005(0.74) |
| Δp_t | -0.06(0.16) |
| $\Delta\Delta p_t$ | -1.33(0.00) |
| $m0_t$ | 0.001(0.59) |
| $\Delta m0_t$ | -0.11(0.24) |
| $\Delta\Delta m0_t$ | -2.29(0.00) |
| $m1_t$ | 0.002(0.28) |
| $\Delta m1_t$ | -0.13(0.24) |
| $\Delta\Delta m1_t$ | -2.47(0.00) |
| $m2_t$ | 0.001(0.34) |
| $\Delta m2_t$ | -0.07(0.30) |
| $\Delta\Delta m2_t$ | -2.01(0.00) |
| $m3_t$ | 0.0009(0.41) |
| $\Delta m3_t$ | -0.05(0.34) |
| $\Delta\Delta m3_t$ | -1.79(0.00) |
| $m4_t$ | 0.0007(0.49) |
| $\Delta m4_t$ | -0.047(0.37) |
| $\Delta\Delta m4_t$ | -1.59(0.00) |
| $v0_t$ | 0.0009(0.40) |
| $\Delta v0_t$ | -2.39(0.02) |
| $v1_t$ | 1.44(0.99) |
| $\Delta v1_t$ | -0.55(0.02) |
| $v2_t$ | 0.0005(0.63) |
| $\Delta v2_t$ | -0.61(0.01) |
| $v3_t$ | 0.0002(0.82) |
| $\Delta v3_t$ | -0.95(0.00) |
| $v4_t$ | -0.0002(0.84) |
| $\Delta v4_t$ | -0.85(0.001) |
| y_t | 0.0003(0.21) |
| Δy_t | -1.04(0.00) |
| r_t | -0.003(0.69) |
| Δr_t | -1.06(0.00) |

ADF(4) prueba Dickey Fuller aumentada con cuatro rezagos.
Se reporta coeficiente y probabilidad.

¹⁷ La velocidad de circulación se determino como $V = I_p + I_y - I_m$

Gráfica 1. Velocidad de circulación (inversa) y tasa de interés



De manera que, para el período de análisis, no puede considerarse a la velocidad de circulación como constante. No obstante, en la gráfica 1 se aprecia que las distintas velocidades de circulación no presentan una tendencia definida, de hecho manifiestan un comportamiento secular. De 1980 a 1988 se observa un crecimiento y a partir de 1989 la tendencia cambia hacia un descenso hasta 1994, que se presenta de nueva cuenta un comportamiento ascendente. De forma que, la velocidad de circulación fluctúa alrededor de su valor promedio, lo cual es congruente con el planteamiento de Friedman. Asimismo, es importante destacar que existe una gran similitud entre el comportamiento de la tasa de interés y las velocidades de circulación de M1, M2 y M3; lo cual apoya el argumento de utilizar a la tasa de interés como una buena aproximación del comportamiento de la velocidad de circulación.

;

Por otra parte, los resultados de las pruebas de orden de integración confirman la necesidad de utilizar algún método de cointegración para obtener estimaciones con las propiedades estadísticas adecuadas. De esta manera, se procedió a especificar y estimar, para cada uno de los agregados monetarios, un modelo de vectores autorregresivos (VAR) sin restricciones.

Dicho modelo incluye, además de los agregados monetarios, el nivel de precios, el producto en términos reales y la tasa de interés al cual se le aplicó el procedimiento de Johansen (1988) para determinar al vector de cointegración. Una vez realizado este paso, se estima un modelo econométrico general para las siguientes ecuaciones:

- Modelo P* en primeras diferencias.

$$\Delta p_t = \delta(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t$$

- Modelo P* en primeras diferencias imponiendo elasticidad unitaria (p_{t-1}).

$$\Delta p_t = \delta(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta p_{t-i} + \gamma p_{t-1} + \varepsilon_t$$

- Modelo P* en segundas diferencias.

$$\Delta \Delta p_t = \delta(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t$$

- Prueba de englobamiento.

$$\Delta p_t = \delta(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta p_{t-i} + \phi F \Delta \Delta p_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta \Delta p_t = \delta(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \Delta p_{t-i} + \phi F \Delta p_t + \varepsilon_t$$

3.1. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DEL MODELO P*: 1981:1- 1996:4

3.1.1. AGREGADO MONETARIO M0

La estimación de un vector de cointegración con base en el procedimiento de Johansen (1988) indica, para el caso de M0, la presencia de 4 vectores de cointegración, atendiendo la prueba de la traza de la matriz (cuadro 2).

Cuadro 2. Prueba de cointegración para p_t , $m0_t$, y_t , r_t

| Ho:ran=p | -Tlog(1- μ) | T-nm | 95% | -T lg(1- μ) | T-nm | 95% |
|----------|------------------|-------|------|------------------|-------|------|
| p == 0 | 19.88 | 11.65 | 23.8 | 51.07** | 29.94 | 39.9 |
| p <= 1 | 15.39 | 9.024 | 17.9 | 31.19** | 18.28 | 24.3 |
| p <= 2 | 9.411 | 5.517 | 11.4 | 15.79* | 9.259 | 12.5 |
| p <= 3 | 6.384* | 3.742 | 3.8 | 6.384* | 3.742 | 3.8 |

-Tlog(1- μ)=prueba de la raíz característica máxima.

-T lg(1- μ)= prueba de la traza de la matriz

El VAR incluye 6 rezagos

Normalizando el primer vector de cointegración como una ecuación de precios:

$$(1) \quad p_t = 1.092m0_t - 0.6063y_t + 0.6749r_t$$

Los resultados indican que existe una relación de largo plazo entre el nivel de precios, agregado M0, tasa de interés y producto real. Sin embargo, la presencia de 4 vectores de cointegración supone la existencia de soluciones múltiples entre las variables (Wicknes, 1993).

Los signos de los coeficientes en la ecuación (1) corresponden a los propuestos por la teoría económica. Así, ante un incremento en el agregado M0 el nivel de

precios aumenta de manera proporcional; el producto mantiene una relación negativa respecto a precios y la tasa de interés presenta una elasticidad positiva.

La prueba de razón de máxima-verosimilitud permite analizar la significancia estadística de los parámetros del vector de cointegración (véase anexo). La hipótesis nula se construye imponiendo una restricción conjunta sobre los parámetros del vector de cointegración, de ésta manera se espera que $\beta_1=1$ $\beta_2=-1$ y $\beta_3=1$. El resultado de la prueba, $\chi^2(3)= 7.523 [0.057]$, no rechaza la hipótesis nula (la restricción) lo cual indica que existe elasticidad unitaria entre el nivel de precios y las variables consideradas¹⁸.

Se pueden realizar inferencias estadísticas válidas a partir de la ecuación (1), si se cumple el supuesto de exogeneidad débil (Johansen, 1992, y Ericsson, 1992). La exogeneidad débil puede probarse utilizando el marco general del procedimiento de Johansen(1988) a través de imponer restricciones en la matriz de ponderaciones α (Johansen, 1992) que integra la matriz de largo plazo (véase capítulo II).

Cuadro 3. Prueba de exogeneidad débil

| $m0_t (\alpha_1=0)$ | $y_t (\alpha_2=0)$ | $r_t (\alpha_3=0)$ |
|--------------------------|-------------------------------|--------------------------|
| $\chi^2(3)=1.791[0.617]$ | $\chi^2(3)= 10.938 [0.012]^*$ | $\chi^2(3)=2.017[0.568]$ |

Los resultados (cuadro 3) muestran que el producto real no es una variable exógena débil, lo cual significa que es estadísticamente dependiente del nivel de precios, es decir, que su proceso estadístico influye en la determinación de los

¹⁸ Los resultados de la prueba no son concluyentes, toda vez que existe más de un vector de cointegración.

precios por lo tanto la ecuación de precios de largo plazo debe tener una especificación diferente que incluya el proceso que genera al producto real¹⁹.

No obstante, se estimó un modelo estadístico general para las ecuaciones en primeras y segundas diferencias incluyendo el vector de cointegración para el agregado M0 (cuadros 4 y 5).

La ecuación (2) en primeras diferencias presenta problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad y normalidad. Sin embargo, el mecanismo de corrección de errores (ECM) es significativo y muestra el signo adecuado. En el caso de la ecuación (2a) en primeras diferencias que impone elasticidad unitaria (p_{t-1}), no rechaza la hipótesis nula de significancia estadística ($t=-1.27$), además presenta problemas de heteroscedasticidad. La ecuación (3) en segundas diferencias rechaza la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad, pero presenta problemas de cambio estructural derivado de las pruebas CUSUM y CUSUMQ. Por otra parte el ECM es no significativo y el coeficiente de determinación es muy bajo.

La prueba de englobamiento representada en las ecuaciones (2b) y (3a), muestra que el pronóstico de la ecuación en primeras diferencias es significativo ($F\Delta pm0$) al incluirlo en la ecuación en segundas diferencias (3a), de manera que la ecuación (2) (en primeras diferencias) contiene mayor información para explicar el comportamiento de los precios.

¹⁹ Al igual que la prueba sobre los parámetros, estos resultados no son concluyentes debido a que existe más de un vector de cointegración.

CUADRO 4. Estimación del Modelo Estadístico General de M0

| Ecuación V. Dependiente | ENGLOBAMIENTO | | | | | | |
|----------------------------|---------------------|----------------------|---|---|---|--|--|
| | (2) Δp_t | (2a) Δp_t | (3) $\Delta \Delta p_t$ | (2b) Δp_t | (3a) $\Delta \Delta p_t$ | | |
| Δp_{t-1} | 0.77 (4.45) | 0.68 (3.67) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ 0.10 (0.73) | Δp_{t-1} 0.57 (2.33) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ 0.23 (1.62) | | |
| Δp_{t-2} | -0.35 (-1.8) | -0.32 (-1.6) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ -0.36 (-2.59) | Δp_{t-2} 0.35 (0.59) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ -0.36 (-2.75) | | |
| Δp_{t-3} | 0.38 (1.89) | 0.39 (1.95) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ 0.08 (0.5) | Δp_{t-3} -0.16 (-0.32) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ 0.32 (1.94) | | |
| Δp_{t-4} | -0.10 (-0.51) | -0.13 (-0.64) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ -0.01 (-0.1) | Δp_{t-4} -0.14 (-0.72) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ 0.07 (0.47) | | |
| Δp_{t-5} | 0.03 (-0.14) | 0.01 (-0.04) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ -0.09 (-0.63) | Δp_{t-5} 0.24 (0.86) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ 0.06 (0.42) | | |
| Δp_{t-6} | -0.10 (-0.48) | -0.11 (-0.55) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ -0.11 (-0.74) | Δp_{t-6} -0.12 (-0.61) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ -0.11 (-0.76) | | |
| Δp_{t-7} | 0.12 (0.58) | 0.15 (0.72) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ -0.10 (-0.73) | Δp_{t-7} 0.13 (0.63) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ 0.04 (0.28) | | |
| Δp_{t-8} | -0.02 (-0.11) | -0.03 (-0.21) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ 0.10 (0.69) | Δp_{t-8} -0.21 (-1.09) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ 0.19 (1.32) | | |
| ECM_{t-1} | -0.05 (-2.37) | -0.07 (-2.66) | ECM_{t-1} 0.00 (0.11) | ECM_{t-1} 0.06 (-2.56) | ECM_{t-1} -0.08 (-2.73) | | |
| p_{t-1} | | -0.00 (-1.27) | | $F\Delta \Delta p_{m0}$ 1.60 (1.32) | $F\Delta p_{m0}$ -0.53 (-2.86) | | |

FDDPM0.- Estimación de la ecuación (3), FDPMM0.- Estimación de la ecuación (1)
Los valores entre paréntesis corresponden a los valores de la t-student

Cuadro 5. Pruebas de diagnóstico sobre las ecuaciones de M0

| ECUACIÓN | (2) | (2a) | (3) |
|----------------------------|-----------------|-----------------|----------------|
| R ² | 0.91 | 0.91 | 0.21 |
| DW | 1.73 | 1.70 | 1.97 |
| LM(4) | | | |
| X ² (4) | 10.94 [0.027]* | 9.42 [0.051] | 4.74 [0.314] |
| F | 2.61 [0.049]* | 2.12 [0.095] | 0.98 [0.424] |
| ARCH(4) | | | |
| X ² (4) | 14.19 [0.006]** | 13.49 [0.009]** | 3.02 [0.554] |
| F | 3.66 [0.012]* | 3.33 [0.020]* | 0.59 [0.668] |
| J-B X ² (2) | 28.72 [0.000]** | 29.21 [0.000]** | 48.88 [0.000]* |
| RESET(2) | 0.08 [0.782] | 0.05 [0.822] | 12.73 [0.000]* |
| CUSUM | NRHo | NRHo | RHo (88) |
| CUSUMQ | RHo (88) | RHo (89) | RHo (88) |
| CHOW | 1.10 [0.378] | 1.00 [0.439] | 0.48 [0.820] |
| P. CHOW X ² (6) | 10.10 [0.120] | 9.11 [0.165] | 3.27 [0.774] |

De los resultados, se observa que ninguna de las tres ecuaciones puede considerarse una buena aproximación al proceso generador de información (DGP). Sin embargo, la ecuación (2) en primeras diferencias tiene la propiedad de englobamiento y el ECM resulta significativo, por otra parte, el resultado de la prueba t en la ecuación (2a) confirma que la mejor especificación es en primeras diferencias. Por lo cual, se ha decidido utilizar la ecuación (2) para modelar el comportamiento de los precios. Así, utilizando el procedimiento de lo general a lo específico se obtuvo la siguiente ecuación final.

$$(4) \quad \Delta p_t = 0.65804 \Delta p_{t-1} - 0.056422 \text{ECM}_{t-1}$$

(6.525) (-3.019)

$$R^2 = 0.901205 \quad \text{RSS} = 0.0863289 \quad \text{DW} = 1.63$$

Pruebas de Diagnóstico²⁰

Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange con 4 rezagos

$$\chi^2(4) = 8.5297 (0.0740) \quad F(4, 53) = 2.2393 (0.0771)$$

Heterocedasticidad: ARCH con 4 rezagos

$$\chi^2(4) = 7.5907 (0.1078) \quad F(4, 49) = 1.9613 (0.1152)$$

Normalidad:

$$\text{Skewness} = -0.738661 \quad \text{Kurtosis} = 4.054862$$

$$\chi^2(2) = 24.999 (0.000)**$$

Forma funcional:

$$\text{RESET}(2): \quad F(1, 56) = 0.046883 (0.8294)$$

Pruebas de constancia de los Parámetros

Cusum: No presenta cambio estructural

CusumQ: En el borde de la región crítica para 88

Coefficientes recursivos: Los cuatro coeficientes presentan un quiebre en 87-88

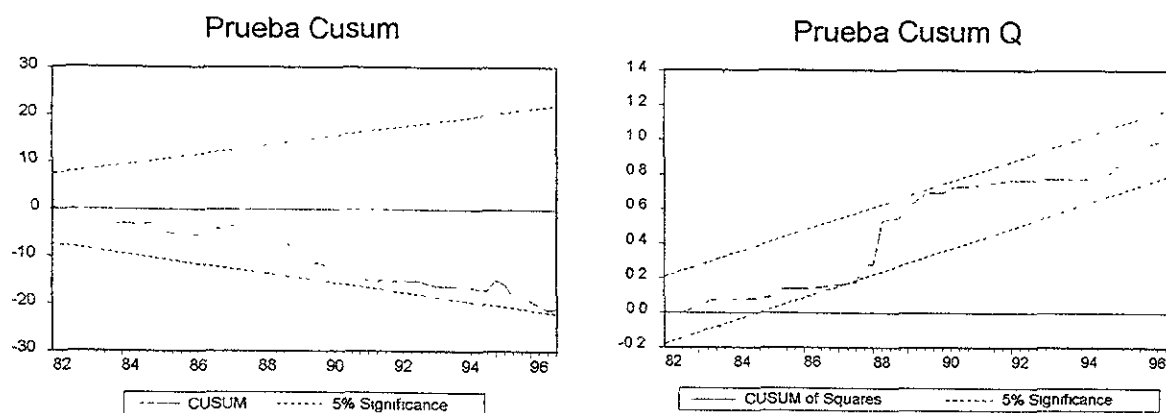
Prueba Chow de pronóstico 1996(1)-1996(4): $\chi^2(4) = 2.5908 (0.6284)$

Prueba Cow: $F(4, 53) = 0.5509 (0.6992)$

²⁰ Para un mayor detalle respecto a las pruebas véase el anexo.

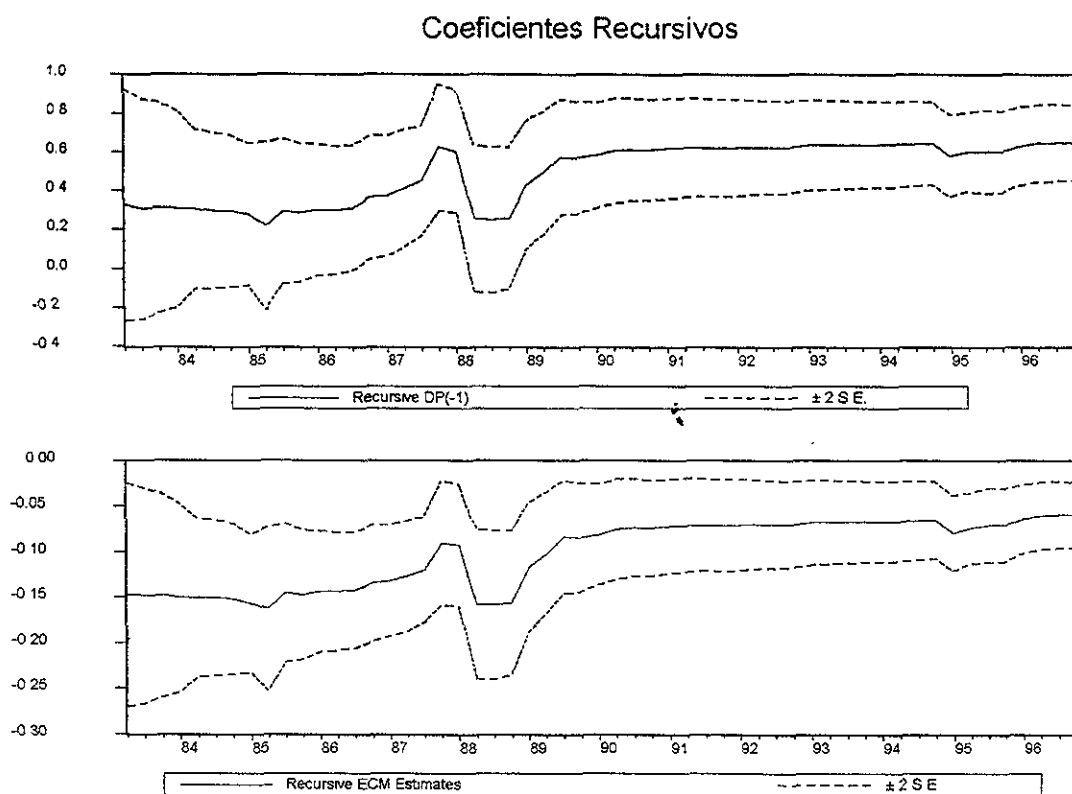
Los residuales de la ecuación (4) rechazan la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad, además no se presentan problemas de forma funcional. En cambio la prueba de normalidad señala que los errores no se distribuyen como una función normal, lo cual afecta la significancia estadística de los coeficientes. Por su parte el mecanismo de corrección de errores (ECM_{t-1}) tiene el signo adecuado y es significativo por lo que la relación de equilibrio del nivel de precios aporta información relevante sobre el comportamiento de la inflación a corto plazo.

No existe evidencia de cambio estructural considerando las pruebas CUSUM y Chow, mientras que la CUSUMQ indica que la suma acumulada de los residuales recursivos se encuentra en la zona de rechazo para el año de 1987. Que corresponde con elevados niveles de precios registrados en la economía durante ese año.



El análisis de coeficientes recursivos, muestra que durante los años de 1987 y 1988 presentan un quiebre en su tendencia, de igual forma se precia otro ligero

quiebre durante 1994 y 1995. Lo anterior puede indicar que en periodos de alta inflación los agentes realizan ajustes importantes en su comportamiento. De tal manera que existe relativa estabilidad en el valor de los parámetros durante el periodo de estimación.

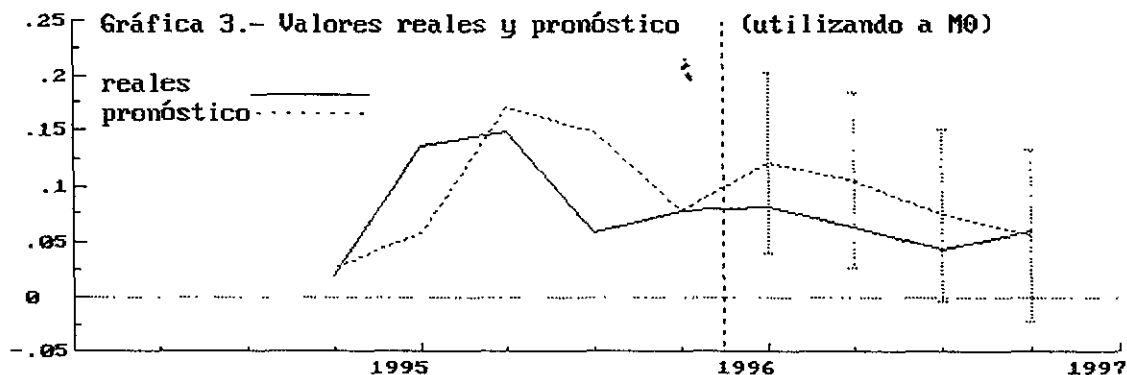


La prueba Chow de pronóstico muestra que el modelo propuesto puede ser utilizado para realizar simulación del comportamiento de la inflación a corto plazo (gráficas 2 y 3), toda vez que las diferencias entre los valores reales y de pronóstico no son estadísticamente significativas.

Valores reales y pronósticos de un paso adelante 1996 (1) a (4)

| Periodo | Δp_t actual | $\Delta^* p_t$ | $\Delta p_t - \Delta^* p_t$ | SE | T |
|---------|---------------------|----------------|-----------------------------|-----------|-----------|
| 1996(1) | 0.0801211 | 0.118582 | -0.0384609 | 0.0422099 | -0.911183 |
| 1996(2) | 0.0621977 | 0.103155 | -0.0409575 | 0.0406291 | -1.00808 |
| 1996(3) | 0.0431628 | 0.0727818 | -0.0296190 | 0.0398866 | -0.742579 |
| 1996(4) | 0.0589978 | 0.0548032 | 0.00419459 | 0.0398358 | 0.105297 |

$\Delta^* p_t$ = pronóstico de la inflación.



Conclusiones del agregado M0

Con base en el análisis de cointegración (utilizando el procedimiento de Johansen) se llegó a determinar que el nivel de precios, el agregado M0, el ingreso real y la tasa de interés mantienen una relación de largo plazo. No obstante, la presencia de 4 vectores de cointegración dificulta el análisis económico toda vez que los parámetros estimados pueden variar de forma significativa. Al respecto se realizó

una prueba de razón de máxima verosimilitud con el fin de analizar la significancia estadística de los valores del vector de cointegración, cuyo resultado confirma que dichos valores estimados son consistentes con los propuestos por el marco teórico considerado (existe elasticidad unitaria entre las variables).

Asumiendo un solo vector de cointegración se determinó que el ingreso real no puede considerarse como variable exógena débil. Por lo que el condicionamiento realizado en la ecuación de precios (que incluye $M0$) no es el adecuado, es necesario incluir más información que no contempla el modelo P^* .

La ecuación (4) en primeras diferencias tiene la propiedad de englobamiento. Los residuales no presentan problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad; por lo que la ecuación propuesta es coherente con respecto a los datos.

Atendiendo las pruebas de estabilidad en los parámetros se consideran relativamente estables y además la ecuación (4) tiene una alta capacidad para realizar simulación y pronóstico.

Si bien el coeficiente de determinación es elevado (0.9), las innovaciones no se distribuyen como una función normal, lo cual afecta las pruebas estadísticas realizadas sobre (4). En este sentido, el modelo P^* (incluyendo $M0$) no es admisible respecto a los datos considerados. De manera que es una aproximación relativamente satisfactoria al DGP de la inflación.

3.1.2. AGREGADO MONETARIO M1

La prueba de la traza de la matriz para el agregado M1 indica la existencia de al menos un vector de cointegración (cuadro 6).

Cuadro 6. Prueba de cointegración para p_t , $m1_t$, y_t , r_t

| Ho: $\text{ran}=\rho$ | -Tlog(1- μ) | T-nm | 95% | -T _{lg} (1- μ) | T-nm | 95% |
|-----------------------|------------------|-------|------|------------------------------|-------|------|
| $\rho = 0$ | 22.87 | 15.12 | 23.8 | 46.03* | 30.42 | 39.9 |
| $\rho \leq 1$ | 11.28 | 7.459 | 17.9 | 23.150 | 15.3 | 24.3 |
| $\rho \leq 2$ | 7.027 | 4.645 | 11.4 | 11.870 | 7.845 | 12.5 |
| $\rho \leq 3$ | 4.84* | 3.2 | 3.8 | 4.84* | 3.2 | 3.8 |

-Tlog(1- μ)=prueba de la raíz característica máxima.

-T_{lg}(1- μ)= prueba de la traza de la matriz

El VAR incluye 5 rezagos

Normalizando el vector de cointegración como una ecuación de precios.

$$(5) \quad p_t = 0.9914m1_t - 0.7131y_t + 1.122r_t$$

Los valores y signos de los coeficientes de la ecuación (5) son congruentes con la teoría económica. Destaca que el agregado M1 tiene una elasticidad casi unitaria, por su parte los cambios de la tasa de interés tienen un impacto más que proporcional al nivel de precios. La prueba sobre la restricción conjunta, $\beta_1= 1$, $\beta_2= -1$ y $\beta_3= 1$, es rechazada por los datos, $\chi^2(3)= 13.59 [0.004]**$. Esto significa entonces que no existe elasticidad unitaria entre el nivel de precios, agregado M1, ingreso real y tasa de interés. Por otra parte, se rechaza que las variables propuestas no tengan ninguna relación con el nivel de precios, lo anterior se comprobó al imponer restricción individual y conjunta en los coeficientes (cuadro 7).

Cuadro 7. Prueba de restricción sobre los parámetros

| $\beta_1=0$ | $\beta_2=0$ | $\beta_3=0$ | $\beta_1=\beta_2=\beta_3=0$ |
|---------------------------|---------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| $\chi^2(3)=13.8[0.003]**$ | $\chi^2(3)=12.6[0.005]**$ | $\chi^2(3)=12.5[0.006]**$ | $\chi^2(3)=14.5[0.002]**$ |

La prueba de exogeneidad débil (cuadro 8) indica que el agregado M1 y la tasa de interés pueden considerarse exógenas débiles, en tanto que el ingreso real rechaza la hipótesis por escaso margen. De manera que el proceso estadístico que genera al ingreso real puede influir en la determinación del nivel de precios a largo plazo.

Cuadro 8. Prueba de exogeneidad débil

| $m1_t (\alpha_1=0)$ | $y_t (\alpha_2=0)$ | $r_t (\alpha_3=0)$ |
|--------------------------|----------------------------|--------------------------|
| $\chi^2(3)=3.823[0.281]$ | $\chi^2(3)=7.874 [0.049]*$ | $\chi^2(3)=5.078[0.166]$ |

En virtud a que la probabilidad reportada en la prueba se encuentra en el margen de la zona de no rechazo, se realizó una prueba conjunta de que $\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3=0$, cuyo resultado no rechaza la hipótesis de exogeneidad débil, $\chi^2(3)=6.32[0.097]$, por lo que existen elementos para considerar a las tres variables como exógenas débiles y en consecuencia se pueden realizar inferencias estadísticas válidas (Johansen, 1992). De esta forma se estimó el modelo estadístico general (cuadros 9 y 10).

La estimación del modelo general muestra que las ecuaciones en primeras (6) y segundas diferencias (6a), reportan problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad y normalidad; las pruebas CUSUM y CUSUMQ indican la

presencia de cambio estructural; por otra parte, se destaca que en ambas ecuaciones el ECM es significativo.

Cuadro 9. Estimación del Modelo Estadístico General para M1

| Ecuación V. Dependiente | (6) Δp_t | (6a) Δp_t | (7) $\Delta \Delta p_t$ | ENGLABAMIENTO | | | |
|----------------------------|---------------------|----------------------|---|---|---|---|---|
| | | | | (6b) Δp_t | (7a) $\Delta \Delta p_t$ | (6b) Δp_t | (7a) $\Delta \Delta p_t$ |
| Δp_{t-1} | 0.89 (5.84) | 0.69 (4.11) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ 0.10 (0.72) | Δp_{t-1} 3.46 (1.69) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ 0.23 (1.61) | Δp_{t-1} 3.46 (1.69) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ 0.23 (1.61) |
| Δp_{t-2} | -0.41 (-2.08) | -0.36 (-1.88) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ -0.37 (-2.60) | Δp_{t-2} -10.27 (-1.31) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ -0.21 (-1.42) | Δp_{t-2} -10.27 (-1.31) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ -0.21 (-1.42) |
| Δp_{t-3} | 0.34 (1.69) | 0.32 (1.63) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ 0.08 (0.50) | Δp_{t-3} 8.96 (1.31) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ 0.19 (1.3) | Δp_{t-3} 8.96 (1.31) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ 0.19 (1.3) |
| Δp_{t-4} | -0.05 (-0.25) | -0.08 (-0.41) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ -0.02 (-0.11) | Δp_{t-4} -0.63 (-1.25) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ 0.08 (0.54) | Δp_{t-4} -0.63 (-1.25) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ 0.08 (0.54) |
| Δp_{t-5} | -0.08 (-0.36) | -0.06 (-0.31) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ -0.09 (-0.63) | Δp_{t-5} -0.86 (-1.31) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ 0.03 (0.17) | Δp_{t-5} -0.86 (-1.31) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ 0.03 (0.17) |
| Δp_{t-6} | -0.06 (-0.27) | -0.08 (-0.41) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ -0.11 (-0.74) | Δp_{t-6} -0.10 (-0.46) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ -0.03 (-0.18) | Δp_{t-6} -0.10 (-0.46) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ -0.03 (-0.18) |
| Δp_{t-7} | 0.05 (0.21) | 0.05 (0.26) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ -0.10 (-0.72) | Δp_{t-7} 0.11 (0.51) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ -0.03 (-0.23) | Δp_{t-7} 0.11 (0.51) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ -0.03 (-0.23) |
| Δp_{t-8} | 0.04 (0.25) | 0.02 (0.11) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ 0.10 (0.69) | Δp_{t-8} -0.01 (-0.09) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ 0.18 (1.24) | Δp_{t-8} -0.01 (-0.09) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ 0.18 (1.24) |
| ECM_{t-1} | -0.01 (-2.00) | -0.03 (-3.27) | ECM_{t-1} 0.00 (0.17) | ECM_{t-1} 0.00 (-0.35) | ECM_{t-1} -0.02 (-2.34) | ECM_{t-1} 0.00 (-0.35) | ECM_{t-1} -0.02 (-2.34) |
| p_{t-1} | | -0.01 (-2.53) | | $F\Delta \Delta pm1$ -22.82 (-1.26) | $F\Delta pm1$ -0.41 (-2.5) | $F\Delta \Delta pm1$ -22.82 (-1.26) | $F\Delta pm1$ -0.41 (-2.5) |

FDDPM1.- Estimación de la ecuación (3) y FDPM1.- Estimación de la ecuación (1)
Los valores entre paréntesis corresponden a los valores de la t-student

Cuadro 10. Pruebas de diagnóstico sobre las ecuaciones de M1

| ECUACIÓN | (6) | (6a) | (7) |
|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| R^2 | 0.90 | 0.91 | 0.20 |
| DW | 1.82 | 1.73 | 1.97 |
| LM(4) | | | |
| $X^2(4)$ | 10.44 [0.033]* | 11.99 [0.017]* | 4.68 [0.321] |
| F | 2.46 [0.059] | 2.85 [0.035]* | 0.97 [0.432] |
| ARCH(4) | | | |
| $X^2(4)$ | 12.54 [0.013]* | 10.78 [0.029]* | 3.04 [0.549] |
| F | 3.09 [0.026]* | 2.48 [0.060] | 0.60 [0.664] |
| J-B $X^2(2)$ | 28.53 [0.000]** | 24.13 [0.000]** | 48.72 [0.000]** |
| RESET(2) | 0.99 [0.323] | 3.34 [0.074] | 12.05 [0.001]** |
| CUSUM | RHo (87) | NRHo | RHo (88) |
| CUSUMQ | RHo (88) | RHo (88) | RHo (88) |
| CHOW | 0.63 [0.704] | 0.51 [0.790] | 0.47 [0.823] |
| P. CHOW $X^2(6)$ | 4.69 [0.582] | 3.77 [0.707] | 3.22 [0.780] |

En el caso de la ecuación (6a) la prueba t para p_{t-1} rechaza la hipótesis nula de significancia estadística, lo cual indica que el modelo P^* puede ser especificado a través de una ecuación en niveles²¹ de la siguiente forma.

$$p_t = \delta(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \alpha_i p_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde el nivel de precios (p_t) es la variable dependiente y como variables independientes los niveles de precios de periodos anteriores (p_{t-i}). La estimación de esta ecuación (anexo) presenta problemas de heteroscedasticidad y los errores no se distribuyen como una función normal. Sin embargo, el ECM resulta significativo y la diferencia entre los valores proyectados y reales se mantiene dentro de las bandas de error estándar por lo cual la ecuación puede ser utilizada para el pronóstico del índice de precios.

La ecuación (7) en segundas diferencias muestra la presencia de autocorrelación, heteroscedasticidad, los errores no siguen una distribución normal y existe cambio estructural; además el ECM resulta no significativo. La prueba de englobamiento resulta favorable para la ecuación en primeras diferencias. Así, aplicando el procedimiento de lo general a lo específico en la ecuación (6) se obtuvieron los siguientes resultados.

²¹ Corresponde a la ecuación (21) del capítulo II

$$(7) \quad \Delta p_t = 0.71758 \Delta p_{t-1} - 0.011932 \text{ECM}_{t-1}$$

$$(7.780) \quad (-2.656)$$

$$R^2 = 0.898031 \quad \text{RSS} = 0.089102714 \quad \text{DW} = 1.63$$

Pruebas de diagnóstico

Autocorrelación: LM(4)

$$\chi^2(4) = 9.104 (0.0586) \quad F(4, 53) = 2.4176 (0.0600)$$

Heterocedasticidad: ARCH(4)

$$\chi^2(4) = 5.8628 (0.2096) \quad F(4, 49) = 1.4616 (0.2282)$$

Normalidad:

$$\text{Skewness} = -0.600848 \quad \text{Kurtosis} = 3.812425$$

$$\chi^2(2) = 25.742 (0.000)**$$

Forma funcional:

$$\text{RESET}(2): F(1, 56) = 0.33076 (0.5675)$$

Pruebas de constancia de los Parámetros

Cusum: Toca la región crítica en 1994

CusumQ: No presenta cambio estructural

Coefficientes recursivos: Los cuatro coeficientes presentan quiebre en 87-88

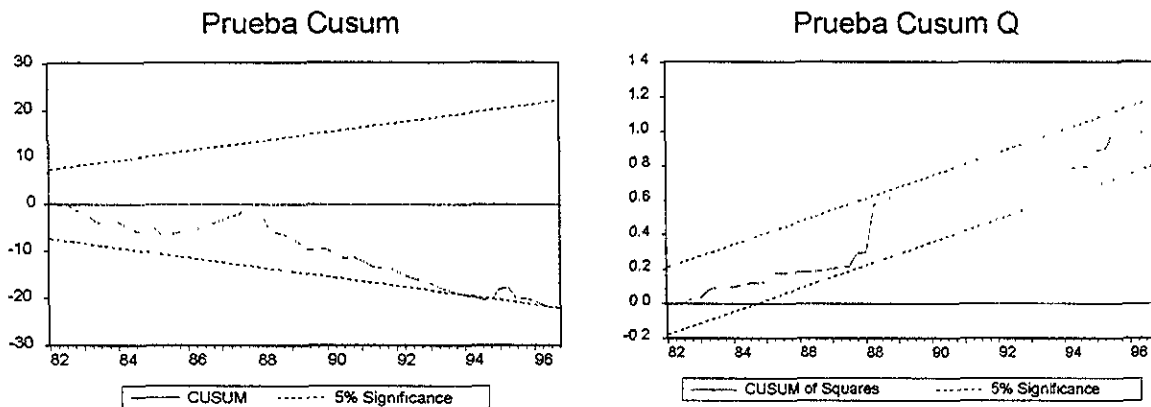
Prueba Chow de pronóstico 1996(1)-1996(4): $\chi^2(4) = 1.2462 (0.8704)$

Prueba Cow: $F(4, 53) = 0.2878 (0.8846)$

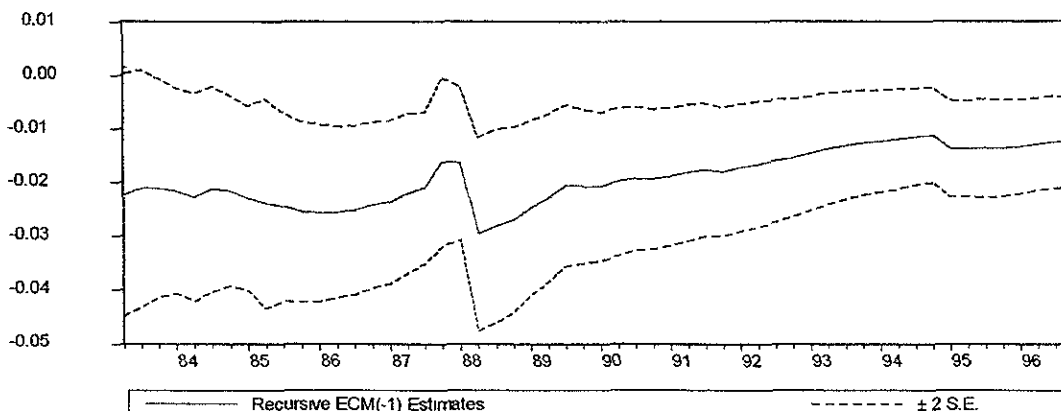
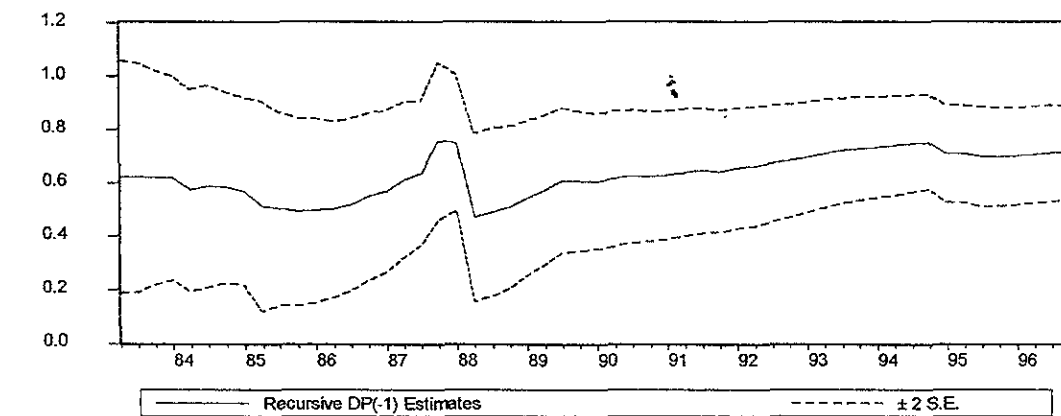
Las pruebas de diagnóstico señalan la ausencia de autocorrelación, heteroscedasticidad y de normalidad en los residuales. Que en este último caso afecta la significancia estadística de los parámetros estimados. No existen problemas de forma funcional y el coeficiente de determinación es bueno (0.89).

Respecto a la estabilidad de los parámetros, la prueba CUSUMQ reporta la ausencia de cambios en los valores de los parámetros. Por su parte en la gráfica de la prueba CUSUM se aprecia que la suma acumulada de los residuales toca la región crítica para los años de 1994 y 1996. Para este último año la prueba Chow

indica que no existe cambio estructural, de manera que existe relativa estabilidad en los parámetros estimados en la ecuación (7).

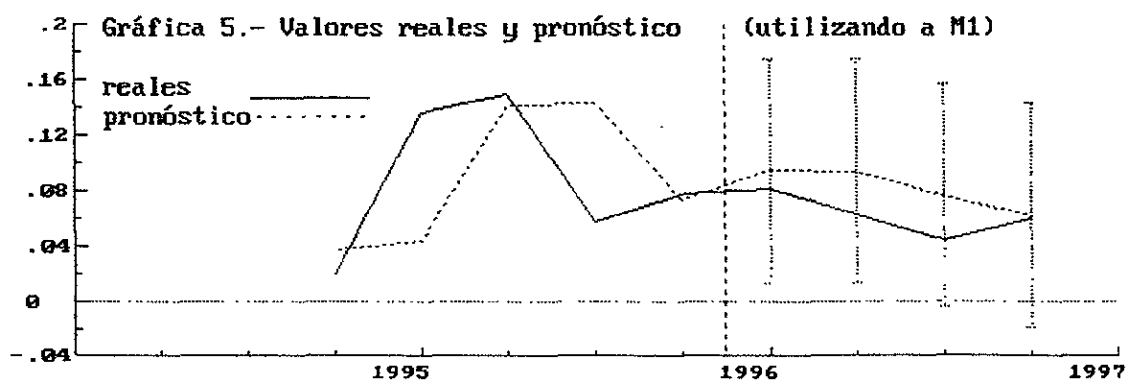
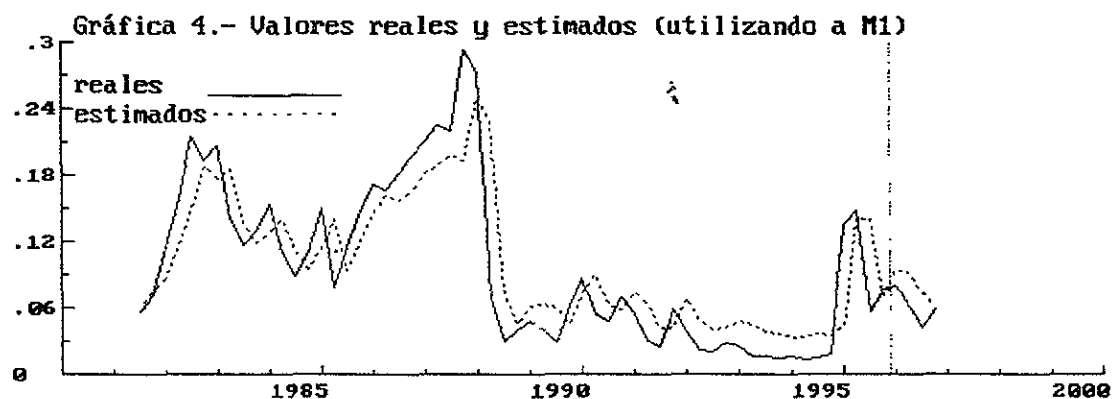


Coefficientes Recursivos



El análisis de mínimos cuadrados recursivos, al igual que con M0, se aprecia un quiebre en su comportamiento para los años de 1987 y 1988, que corresponden con un periodo de alta inflación.

El ECM es significativo y con el signo esperado, indicando que la relación de largo plazo entre el nivel de precios reales y proyectados proporciona información relevante, para representar el comportamiento de la inflación a corto plazo. De hecho, el modelo simula adecuadamente la tasa de cambio de los precios (gráficas 4 y 5).



Valores reales y pronósticos de un paso adelante 1996 (1) a (4)

| Periodo | Δp_t actual | $\Delta^* p_t$ | $\Delta p_t - \Delta^* p_t$ | SE | T |
|---------|---------------------|----------------|-----------------------------|-----------|------------|
| 1996(1) | 0.0801211 | 0.0925822 | -0.0124610 | 0.0414090 | -0.300925 |
| 1996(2) | 0.0621977 | 0.0925190 | -0.0303213 | 0.0412219 | -0.735563 |
| 1996(3) | 0.0431628 | 0.0743704 | -0.0312075 | 0.0410871 | -0.759546 |
| 1996(4) | 0.0589978 | 0.0603853 | -0.00138751 | 0.0412692 | -0.0336210 |

$\Delta^* p_t$ = pronóstico de la inflación.

Conclusiones de M1

Existe una relación de largo plazo entre el nivel de precios y el agregado M1, así como entre el ingreso real y la tasa de interés, que se expresa en un vector de cointegración cuyos signos son consistentes a los propuestos por la teoría económica. Sin embargo no existe suficiente evidencia para asegurar que exista elasticidad unitaria entre las variables.

Con base en el resultado de la prueba de exogeneidad débil se puede determinar que el agregado M1, el ingreso real y la tasa de interés son exógenas débiles. Por lo tanto es válido el condicionamiento de los precios respecto a estas variables.

La ecuación (7) en primeras diferencias tiene la propiedad de englobar las características de una ecuación en segundas diferencias. Los residuales rechazan la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad, en este sentido existe coherencia entre la ecuación propuesta y los datos utilizados.

Existe evidencia para suponer que existe relativa estabilidad en los parámetros estimados en la ecuación (7). De igual forma simula adecuadamente la tasa de cambio de los precios y genera pronósticos aceptables.

El rechazo de la prueba de normalidad genera dudas sobre los resultados obtenidos y por ende no puede considerarse que el modelo P* (incluyendo M1) sea admisible respecto a los datos.

3.1.3. Agregado M2

Con el agregado M2 la prueba de la traza de la matriz (cuadro 11), indica la presencia de 4 vectores de cointegración, lo que dificulta el análisis toda vez que se presentan soluciones múltiples.

Cuadro 11. Prueba de cointegración para p_t , $m2_t$, y_t , r_t .

| Ho:ran=p | -Tlog(1- μ) | T-nm | 95% | * -T_lg(1- μ) | T-nm | 95% |
|----------|------------------|--------|------|--------------------|--------|------|
| p == 0 | 26.42* | 17.46 | 23.8 | 56.26** | 37.19 | 39.9 |
| p <= 1 | 16.880 | 11.16 | 17.9 | 29.84** | 19.72 | 24.3 |
| p <= 2 | 7.024 | 4.643 | 11.4 | 12.960* | 8.566 | 12.5 |
| p <= 3 | 5.934* | 3.923* | 3.8 | 5.934* | 3.923* | 3.8 |

-Tlog(1- μ)=prueba de la raíz característica máxima.

-T_lg(1- μ)= prueba de la traza de la matriz

El VAR incluye 5 rezagos

Normalizando el primer vector de cointegración como una ecuación de precios:

$$(8) \quad p_t = 0.9835m2_t - 0.6617y_t + 0.4154r_t$$

Los signos de los coeficientes de la ecuación (8) son congruentes con el marco teórico propuesto y el valor del coeficiente de M2 es muy cercano a la unidad. Al respecto, la prueba de máxima verosimilitud que impone la restricción de elasticidad unitaria en los parámetros, $\beta_1=1$ $\beta_2=-1$ y $\beta_3=1$, es rechazada por los

datos, $\chi^2(3) = 14.73 [0.002]**$. Por otra parte, también se rechaza que los parámetros sean iguales a cero (cuadro 12).

Cuadro 12. Prueba de restricción sobre los parámetros

| $\beta_1=0$ | $\beta_2=0$ | $\beta_3=0$ | $\beta_1=\beta_2=\beta_3=0$ |
|---------------------------|----------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| $\chi^2(3)=14.6[0.002]**$ | $\chi^2(3)=17.2[0.0007]**$ | $\chi^2(3)=14.3[0.003]**$ | $\chi^2(3)=13.8[0.003]**$ |

Utilizando el agregado M2 y asumiendo un solo vector de cointegración, no se rechaza la hipótesis de exogeneidad débil (cuadro 13). Esto significa que el proceso que genera al nivel de precios es estadísticamente independiente de los procesos del agregado M2, del ingreso real y la tasa de interés, por lo que es posible realizar inferencias estadísticas válidas sobre el vector de cointegración (Johansen, 1992; Ericsson, 1992 y Galindo 1997b).

Cuadro 13. Prueba de exogeneidad débil

| $m2_t (\alpha_1=0)$ | $y_t (\alpha_2=0)$ | $r_t (\alpha_3=0)$ |
|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
| $\chi^2(3)=4.405[0.221]$ | $\chi^2(3)=2.2 [0.532]$ | $\chi^2(3)=4.33[0.228]$ |

Con base en estos resultados se estimó el modelo estadístico general (cuadros 14 y 15).

Los resultados de las pruebas aplicadas sobre las estimaciones, muestran que ninguna de las ecuaciones pueden considerarse una buena aproximación al proceso generador de información (DGP) de la inflación. La ecuación (9) en primeras diferencias reporta autocorrelación y ausencia de normalidad en los errores, así como cambio estructural de acuerdo a la prueba CUSUM.

Cuadro 14. Estimación del Modelo Estadístico General para M2

| Ecuación V. Dependiente | ENGLOBAMIENTO | | | | | | |
|----------------------------|---------------------|----------------------|---|--|---|--|--|
| | (9) Δp_t | (9a) Δp_t | (10) $\Delta \Delta p_t$ | (9b) Δp_t | (10a) $\Delta \Delta p_t$ | | |
| Δp_{t-1} | 0.8 (4.87) | 0.68 (4.02) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ -0.01 (-0.07) | Δp_{t-1} 0.86 (4.76) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ -0.05 (-0.31) | | |
| Δp_{t-2} | -0.35 (-1.75) | -0.32 (-1.66) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ -0.43 (-2.98) | Δp_{t-2} -0.004 (0.003) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ -0.47 (-3.32) | | |
| Δp_{t-3} | 0.36 (1.83) | 0.36 (1.85) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ 0.01 (0.09) | Δp_{t-3} 0.02 (0.01) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ -0.01 (-0.06) | | |
| Δp_{t-4} | -0.08 (-0.36) | -0.10 (-0.48) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ -0.10 (-0.64) | Δp_{t-4} -0.01 (-0.02) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ -0.12 (-0.86) | | |
| Δp_{t-5} | -0.04 (-0.18) | 0.00 (-0.01) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ -0.14 (-0.97) | Δp_{t-5} 0.02 (0.06) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ -0.15 (-1.1) | | |
| Δp_{t-6} | -0.03 (-0.12) | -0.06 (-0.29) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ -0.17 (-1.18) | Δp_{t-6} -0.01 (-0.02) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ -0.2 (-1.36) | | |
| Δp_{t-7} | 0.05 (0.22) | 0.06 (0.3) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ -0.14 (-1.01) | Δp_{t-7} 0.01 (0.02) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ -0.15 (-1.12) | | |
| Δp_{t-8} | 0.15 (1.1) | 0.14 (1.03) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ 0.05 (0.34) | Δp_{t-8} 0.01 (0.01) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ 0.05 (0.31) | | |
| ECM_{t-1} | -0.07 (-2.4) | -0.1 (-3.09) | ECM_{t-1} -0.04 (-1.42) | ECM_{t-1} -0.03 (-0.23) | ECM_{t-1} -0.08 (-2.3) | | |
| p_{t-1} | | 0.004 (1.91) | | $F\Delta \Delta pm2$ 0.90 (0.31) | $F\Delta pm2$ -0.11 (-1.98) | | |

FDDPM2.- Estimación de la ecuación (3) y FDP2.- Estimación de la ecuación (1)
Los valores entre parentesis corresponden a los valores de la t-student.

Cuadro 15. Pruebas de diagnóstico sobre las ecuaciones de M2

| ECUACIÓN | (9) | (9a) | (10) |
|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| R^2 | 0.91 | 0.91 | 0.24 |
| DW | 1.74 | 1.72 | 1.90 |
| LM(4) | | | |
| $X^2(4)$ | 11.00 [0.026]* | 9.92 [0.041]* | 4.48 [0.344] |
| F | 2.63 [0.047]* | 2.25 [0.079] | 0.93 [0.457] |
| ARCH(4) | | | |
| $X^2(4)$ | 5.75 [0.219] | 11.30 [0.023]* | 2.75 [0.600] |
| F | 1.21 [0.324] | 2.63 [0.049]* | 0.54 [0.708] |
| J-B $X^2(2)$ | 37.01 [0.000]** | 24.23 [0.000]** | 45.57 [0.000]** |
| RESET(2) | 0.06 [0.803] | 0.71 [0.405] | 16.13 [0.000]** |
| CUSUM | RHo (88) | NRHo | RHo (88) |
| CUSUMQ | NRHo | RHo (92) | RHo (88) |
| CHOW | 0.45 [0.838] | 2.34 [0.050] | 0.55 [0.767] |
| P. CHOW $X^2(6)$ | 3.12 [0.794] | 33.40 [0.000]** | 3.72 [0.714] |

En la ecuación (9a) los errores presentan autocorrelación, heteroscedasticidad y rechazan la hipótesis de normalidad. Asimismo, la prueba t sobre p_{t-1} no rechaza la hipótesis nula por lo que es preferible especificar el modelo en primeras diferencias. Esta conclusión es reforzada por la prueba de englobamiento, la cual indica que la ecuación (9) es un modelo superior a aquel especificado en segundas diferencias.

Por su parte, la ecuación (10) tiene problemas de normalidad y de forma funcional; así como de cambio estructural. Derivado de las pruebas de diagnóstico se obtuvo el siguiente modelo, a través de un procedimiento de lo general a lo específico sobre la ecuación (9):

$$(11) \quad \Delta p_t = 0.91785 \Delta p_{t-1} - 0.36209 \Delta p_{t-2} + 0.33132 \Delta p_{t-3} - 0.058115 ECM_{t-1}$$

(6.405) (-2.014) (2.675) (-2.218)

$$R^2 = 0.905184 \quad RSS = 0.082852 \quad DW = 1.86$$

Pruebas de diagnóstico

Autocorrelación: LM(4)

$$\chi^2(4) = 4.8613 (0.3018) \quad F(4, 51) = 1.1449 (0.3461)$$

Heteroscedasticidad: ARCH (4)

$$\chi^2(4) = 3.8323 (0.4292) \quad F(4, 47) = 0.88003 (0.4831)$$

Normalidad:

$$\text{Skewness} = -0.911511 \quad \text{Kurtosis} = 5.143172$$

$$\chi^2(2) = 30.3391 (0.000)**$$

Forma funcional:

$$\text{RESET}(2): \quad F(1, 54) = 1.9278 (0.1707)$$

Pruebas de constancia de los Parámetros

Cusum: Cambio estructural 88-96

CusumQ: Cambio estructural 87 (en el borde de la región crítica)

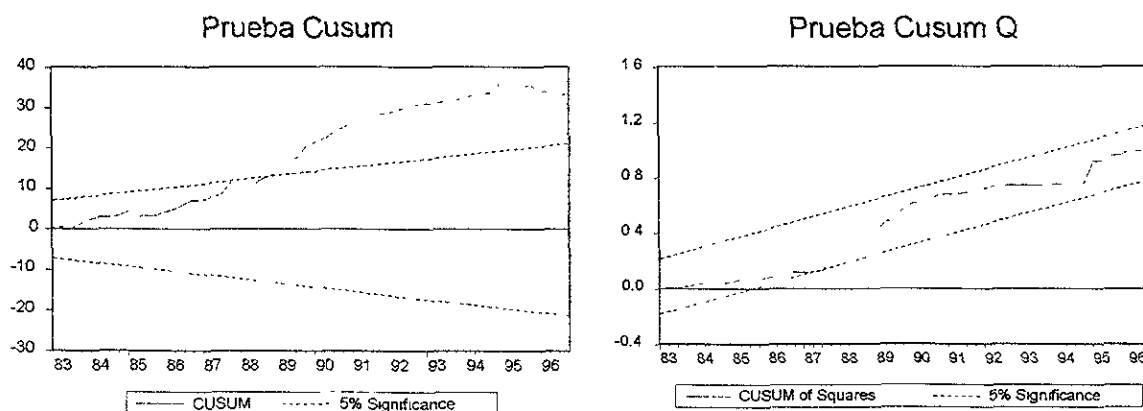
Coefficientes recursivos: Los cuatro coeficientes presentan quiebre 87-89

Prueba Chow de pronóstico 1996(1)-1996(4): $\chi^2(4) = 1.9499(0.7450)$

Prueba Cow: $F(4, 51) = 0.42587(0.7892)$

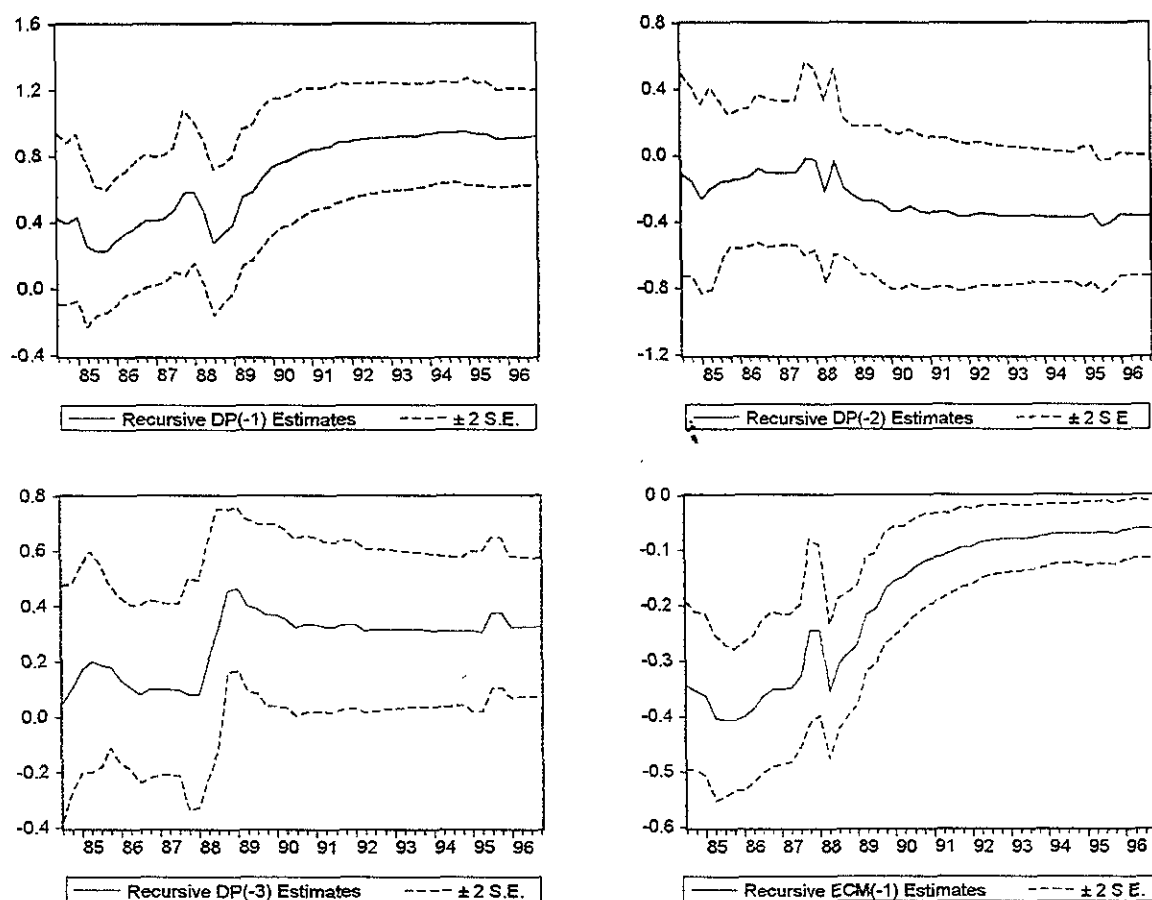
Las pruebas de diagnóstico muestran que no existe evidencia de autocorrelación, heteroscedasticidad y de forma funcional, en tanto que el coeficiente de determinación es elevado (0.9). El término de corrección de errores (ECM) es significativo y tiene el signo adecuado, por lo que el diferencial entre el nivel de precios de equilibrio y el observado ($p^*_t - p_t$) aporta información relevante en el comportamiento de la inflación. Sin embargo, el rechazo de la hipótesis de normalidad afecta la significancia estadística de los coeficientes.

La prueba CUSUM reporta cambio estructural en los parámetros para los años 1988 a 1996 y la CUSUMQ se encuentra en el margen de la zona de rechazo en el año 1987. De manera que existe evidencia para asegurar que los parámetros estimados no son constantes en el tiempo.



El análisis de coeficientes recursivos indica que, en general, las variaciones del mecanismo de corrección de errores (ECM) se mantiene dentro de las líneas de no rechazo, sin embargo se presenta un quiebre en 1987, sugiriendo que los agentes realizaron un importante ajuste durante el período de alta inflación.

Coeficientes Recursivos

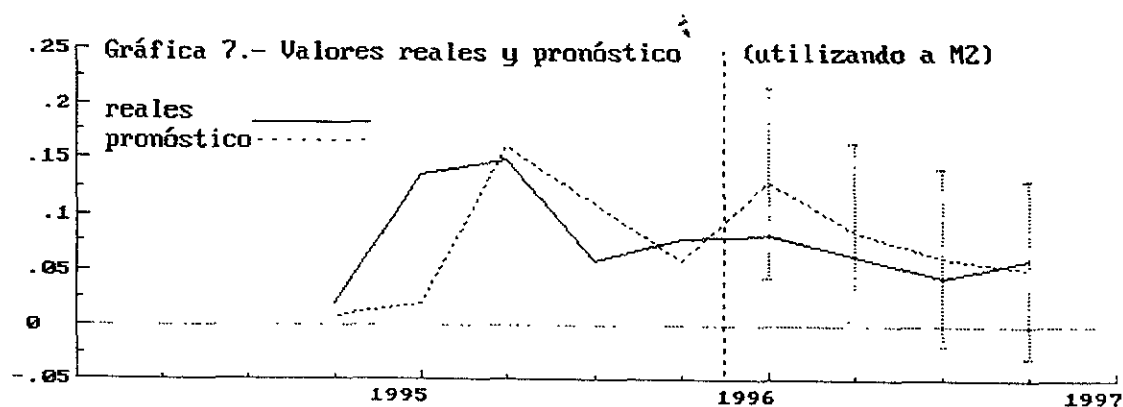
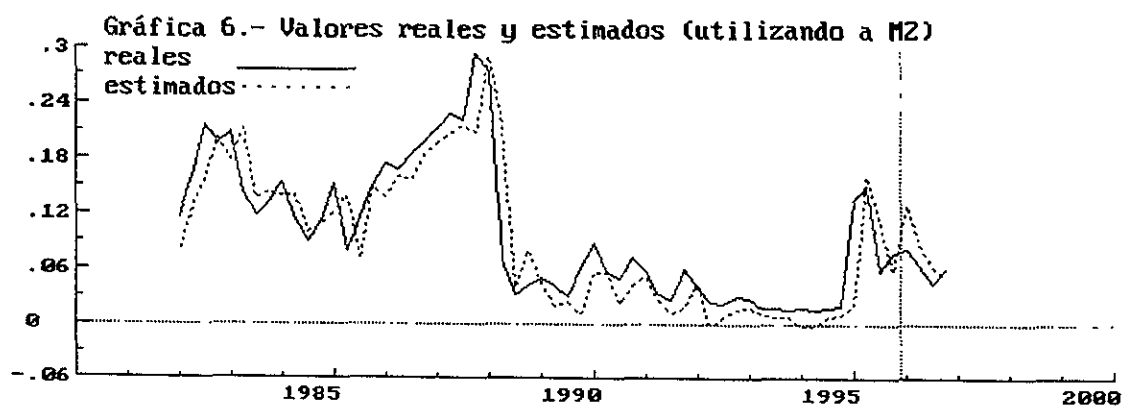


El modelo tiene una alta capacidad para simular el comportamiento de la inflación, toda vez, que los errores de predicción no son estadísticamente significativos (Prueba Chow de pronóstico) (gráficas 6 y 7).

Valores reales y pronósticos de un paso adelante 1996 (1) a (4)

| Periodo | Δp_t actual | $\Delta^* p_t$ | $\Delta p_t - \Delta^* p_t$ | SE | T |
|---------|---------------------|----------------|-----------------------------|-----------|-----------|
| 1996(1) | 0.0801211 | 0.127577 | -0.0474560 | 0.0430147 | -1.10325 |
| 1996(2) | 0.0621977 | 0.0832969 | -0.0210992 | 0.0401788 | -0.525134 |
| 1996(3) | 0.0431628 | 0.0606514 | -0.0174886 | 0.0398814 | -0.438516 |
| 1996(4) | 0.0589978 | 0.0511043 | 0.00789353 | 0.0399778 | 0.197448 |

$\Delta^* p_t$ = pronóstico de la inflación.



Conclusiones de M2

El vector de cointegración estimado es congruente con la teoría económica. Pero el hecho de resultar 4 vectores de cointegración dificulta determinar con exactitud los

valores de los coeficientes de manera que no se puede asegurar que exista elasticidad unitaria entre las variables.

El condicionamiento en la ecuación de precios es válido atendiendo la prueba de exogeneidad débil. Aunque la prueba pierde confiabilidad cuando existe más de un vector de cointegración.

La ecuación (11) en primeras diferencias es un modelo superior debido a que tiene la propiedad de englobamiento. La ausencia de autocorrelación y heteroscedasticidad indica que la ecuación propuesta es coherente respecto a los datos considerados.

Existe evidencia de cambio estructural en los parámetros estimados; no obstante la ecuación (11) puede utilizarse para realizar simulaciones y pronósticos satisfactorios.

Al igual que las anteriores ecuaciones existen problemas de normalidad, por lo que el modelo P^* (incluyendo a $M2$) no es admisible respecto a los datos considerados. De esta manera no puede considerarse como una buena aproximación al DGP de la inflación.

3.1.4 Agregado M3

Con el agregado M3 la prueba de la traza de la matriz (cuadro 16) indica que existen dos vectores de cointegración, lo cual supone la presencia de otra solución de largo plazo, además de la ecuación de precios.

Cuadro 16. Prueba de cointegración para p_t , $m3_t$, y_t , r_t

| $H_0: \text{ran} = p$ | $-T \log(1-\mu)$ | T-nm | 95% | $-T \lg(1-\mu)$ | T-nm | 95% |
|-----------------------|------------------|-------|------|-----------------|-------|------|
| $p = 0$ | 21.09 | 13.94 | 23.8 | 46.15** | 30.51 | 39.9 |
| $p \leq 1$ | 13.16 | 8.701 | 17.9 | 25.06* | 16.57 | 24.3 |
| $p \leq 2$ | 6.609 | 4.369 | 11.4 | 11.9 | 7.865 | 12.5 |
| $p \leq 3$ | 5.289* | 3.496 | 3.8 | 5.289* | 3.496 | 3.8 |

- $T \log(1-\mu)$ = prueba de la raíz característica máxima.

- $T \lg(1-\mu)$ = prueba de la traza de la matriz

El VAR incluye 5 rezagos

Normalizando el primer vector de cointegración como una ecuación de precios se obtiene:

$$(12) \quad p_t = 0.9544m3_t - 0.5877y_t + 0.1440r_t$$

La ecuación (12) presenta los signos adecuados, con relación a lo establecido por la teoría económica. Destaca que el coeficiente del agregado M3 es muy cercano a la unidad en tanto que el correspondiente a la tasa de interés tiene un valor pequeño, es decir, presenta una semielasticidad positiva. De hecho, la hipótesis conjunta de que $\beta_1=1$ $\beta_2=-1$ y $\beta_3=1$, es rechazada por los datos, $\chi^2(3)=14.68$ [0.002]**. No obstante, existen elementos para aceptar que las variables propuestas influyen en la determinación del nivel de precios, incluso para la tasa de interés que presenta un coeficiente cercano a cero (cuadro 17).

Cuadro 17. Prueba de restricción sobre los parámetros

| $\beta_1=0$ | $\beta_2=0$ | $\beta_3=0$ | $\beta_1=\beta_2=\beta_3=0$ |
|---------------------------|---------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| $\chi^2(3)=13.9[0.002]**$ | $\chi^2(3)=13.5[0.004]**$ | $\chi^2(3)=15.6[0.004]**$ | $\chi^2(3)=13.4[0.003]**$ |

Utilizando el agregado M3, el modelo P* no rechaza la hipótesis de exogeneidad débil (cuadro 18). Este resultado indica que la ecuación de precios no excluye información pertinente del agregado M3, el ingreso real y la tasa de interés, por tanto pueden realizarse inferencias estadísticas válidas sobre el vector de cointegración (Johansen, 1992; Ericsson, 1992 y Galindo 1997b).

Cuadro 18. Prueba de exogeneidad débil

| $m3_t (\alpha_1=0)$ | $y_t (\alpha_2=0)$ | $r_t (\alpha_3=0)$ |
|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| $\chi^2(3)=4.61[0.203]$ | $\chi^2(3)=3.34 [0.342]$ | $\chi^2(3)=3.55[0.314]$ |

;

Con base en estos resultados se estimó el modelo estadístico general reportado en los cuadros 19 y 20.

La estimación de la ecuación (13) en primeras diferencias presenta evidencia de autocorrelación y los errores no tienen una distribución normal. La ecuación (13a) que incluye el nivel de precios del periodo anterior no rechaza la hipótesis nula de significancia estadística para p_{t-1} , además existen problemas de autocorrelación, normalidad y cambio estructural. El modelo en segundas diferencias (14) si bien no muestra problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad tiene un bajo coeficiente de determinación (31%) y no pasa las pruebas de normalidad y forma funcional, en tanto que el mecanismo de corrección de errores (ECM) resulta no significativo.

Cuadro 19. Estimación del Modelo Estadístico General para M3

| Ecuación V. Dependiente | ENGL0BAMIENTO | | | | | | |
|----------------------------|----------------------|-----------------------|---|--|---|--|--|
| | (13) Δp_t | (13a) Δp_t | (14) $\Delta \Delta p_t$ | (13b) Δp_t | (14a) $\Delta \Delta p_t$ | | |
| Δp_{t-1} | 0.88 (5.79) | 0.86 (5.66) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ -0.07 (-0.43) | Δp_{t-1} 0.97 (4.73) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ -0.13 (-0.73) | | |
| Δp_{t-2} | -0.32 (-1.57) | -0.31 (-1.56) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ -0.44 (-3.27) | Δp_{t-2} -0.07 (-0.09) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ -0.47 (-3.34) | | |
| Δp_{t-3} | 0.37 (1.84) | 0.36 (1.82) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ -0.01 (-0.06) | Δp_{t-3} 0.11 (0.14) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ -0.04 (-0.26) | | |
| Δp_{t-4} | -0.03 (-0.13) | -0.03 (-0.13) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ -0.08 (-0.61) | Δp_{t-4} -0.02 (-0.07) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ -0.11 (-0.79) | | |
| Δp_{t-5} | -0.05 (-0.24) | -0.05 (-0.21) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ -0.12 (-0.87) | Δp_{t-5} 0.00 (0.01) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ -0.13 (-0.97) | | |
| Δp_{t-6} | 0.00 (0.01) | -0.01 (-0.03) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ -0.13 (-0.96) | Δp_{t-6} -0.01 (-0.02) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ -0.15 (-1.07) | | |
| Δp_{t-7} | 0.04 (0.22) | 0.05 (0.23) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ -0.11 (-0.81) | Δp_{t-7} 0.02 (0.07) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ -0.12 (-0.88) | | |
| Δp_{t-8} | 0.14 (0.99) | 0.12 (0.89) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ 0.08 (0.58) | Δp_{t-8} 0.04 (0.18) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ 0.06 (0.44) | | |
| ECM_{t-1} | -0.16 (-2.36) | -0.16 (-2.4) | ECM_{t-1} -0.13 (-2.6) | ECM_{t-1} -0.07 (-0.26) | ECM_{t-1} -0.16 (-2.55) | | |
| p_{t-1} | | 0.00 (0.7) | | $F\Delta \Delta pm3$ 0.77 (0.44) | $F\Delta pm3$ 0.05 (0.76) | | |

FDDPM3.- Estimación de la ecuación (3) y FDPm3 - Estimación de la ecuación (1)
Los valores entre parentesis corresponden a los valores de la t-student.

Cuadro 20. Pruebas de diagnóstico sobre las ecuaciones de M3

| ECUACIÓN | (13) | (13a) | (14) |
|----------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| R ² | 0.9 | 0.90 | 0.31 |
| DW | 1.69 | 1.69 | 1.83 |
| LM(4) | | | |
| X ² (4) | 13.72 [0.008]** | 13.58 [0.008]** | 7.34 [0.118] |
| F | 3.49 [0.015]* | 3.36 [0.018]* | 1.61 [0.189] |
| ARCH(4) | | | |
| X ² (4) | 7.44 [0.114] | 8.98 [0.061] | 6.99 [0.136] |
| F | 1.62 [0.188] | 1.97 [0.118] | 1.50 [0.220] |
| J-B X ² (2) | 22.64 [0.000]** | 21.41 [0.000]* | 7.85 [0.007]** |
| RESET(2) | 0.23 [0.628] | 0.04 [0.829] | 31.39 [0.000]** |
| CUSUM | NRHo | RHo | NRHo |
| | | (90) | |
| CUSUMQ | RHo | RHo | RHo |
| | (88) | (88) | (88) |
| CHOW | 0.54 [0.777] | 0.73 [0.620] | 0.53 [0.779] |
| P. CHOW X ² (6) | 3.74 [0.711] | 6.15 [0.406] | 3.60 [0.730] |

La prueba de englobamiento no es concluyente toda vez que los pronósticos de las ecuaciones (13) y (14) resultan estadísticamente no significativos, de tal manera que no se puede aseverar que alguno de los dos modelos, ya sea el de primeras o segundas diferencias, represente un modelo superior. Derivado de estos resultados se decidió utilizar el modelo en primeras diferencias en virtud a que tiene una interpretación económica más clara (como un modelo del comportamiento de la inflación). Además el mecanismo de corrección de errores es significativo lo cual no sucede en el caso de la ecuación (14) que no rechaza la hipótesis nula. Así, aplicando un proceso de lo general a lo específico sobre la ecuación (13) se obtuvieron los siguientes resultados.

$$(15) \quad \Delta p_t = 0.96158 \Delta p_{t-1} - 0.095021 ECM_{t-1}$$

(22.35) (-2.25)

;

$R^2 = 0.8938$ $RSS = 0.09509$ $DW = 1.87$

Pruebas de diagnóstico

Autocorrelación: LM(4)

$\chi^2(4) = 9.4535 (0.0507)$ $F(4, 56) = 2.5187 (0.0513)$

Heterocedasticidad: ARCH(4)

$\chi^2(4) = 4.9805 (0.2893)$ $F(4, 52) = 1.2212 (0.3132)$

Normalidad:

Skewness = -1.682043 Kurtosis = 7.028939

$\chi^2(2) = 22.567 (0.000)**$

Forma funcional:

RESET(2): $F(1, 59) = 6.4327 (0.0139)*$

Pruebas de constancia de los Parámetros

Cusum: Cambio estructural 88-96

CusumQ: Cambio estructural 87 (en el borde de la región crítica)

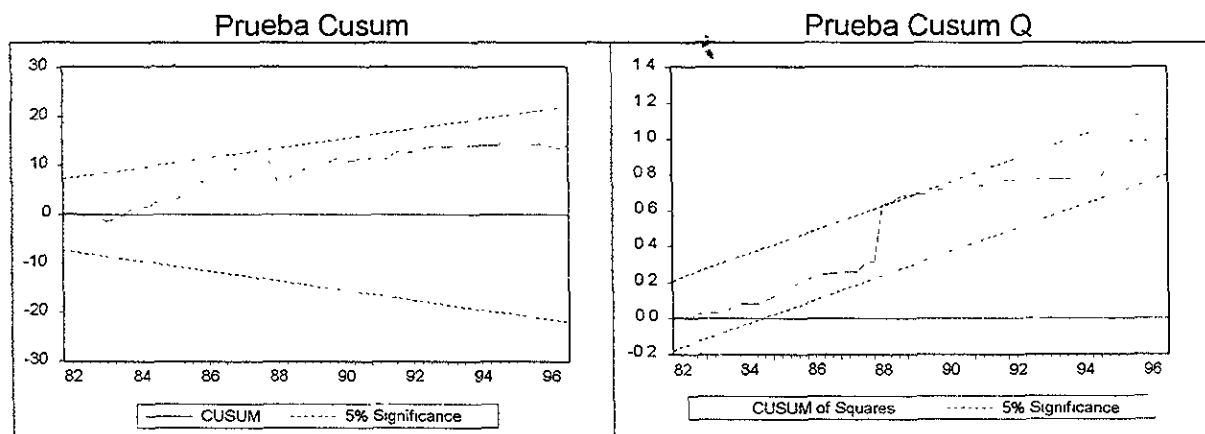
Coefficientes recursivos: Los cuatro coeficientes presentan quiebre 87-89

Prueba Chow de pronóstico 1996(1)-1996(4): $\chi^2(4) = 0.51965 (0.9716)$

Prueba Cow: $F(4, 51) = 0.12944 (0.9711)$

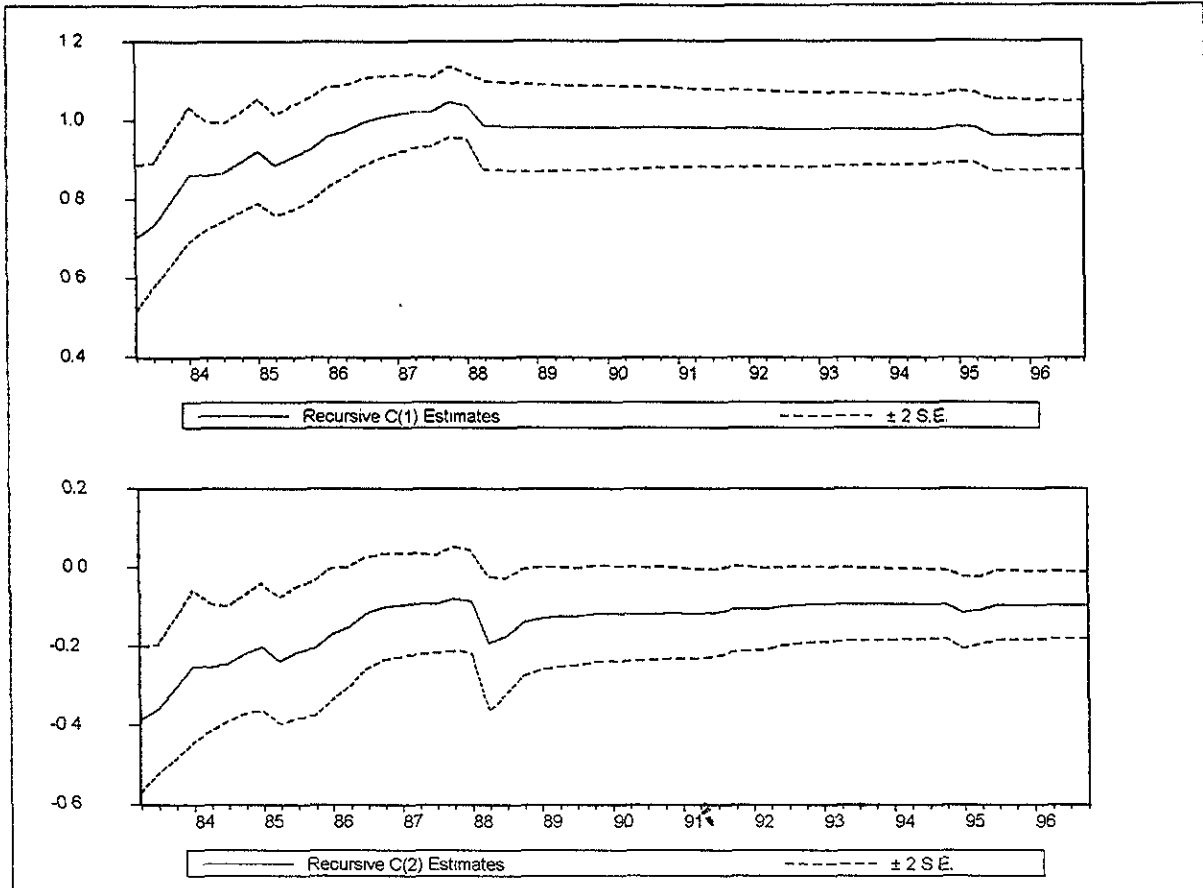
La ecuación (15) no presenta problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad; sin embargo, rechaza la prueba de normalidad y forma funcional. El mecanismo de corrección de errores (ECM) resulta estadísticamente significativo y con el signo esperado, por lo tanto aporta información relevante para modelar el comportamiento de los precios a corto plazo. Por su parte el coeficiente de determinación es elevado (0.89).

Respecto a la estabilidad de los parámetros. La prueba CUSUM rechaza la presencia de cambio estructural en tanto que la CUSUMQ reporta que la suma acumulada de los residuales toca la región crítica para los años de 1988 y 1989.



La estimación de la ecuación (15) por mínimos cuadrados recursivos muestra que las variaciones de los coeficientes se mantienen dentro de las líneas de no rechazo. Al igual que en las anteriores estimaciones se presenta un quiebre en 1988 y 1989 para posteriormente mantener una mayor estabilidad a lo largo del periodo considerado.

Coeficientes Recursivos

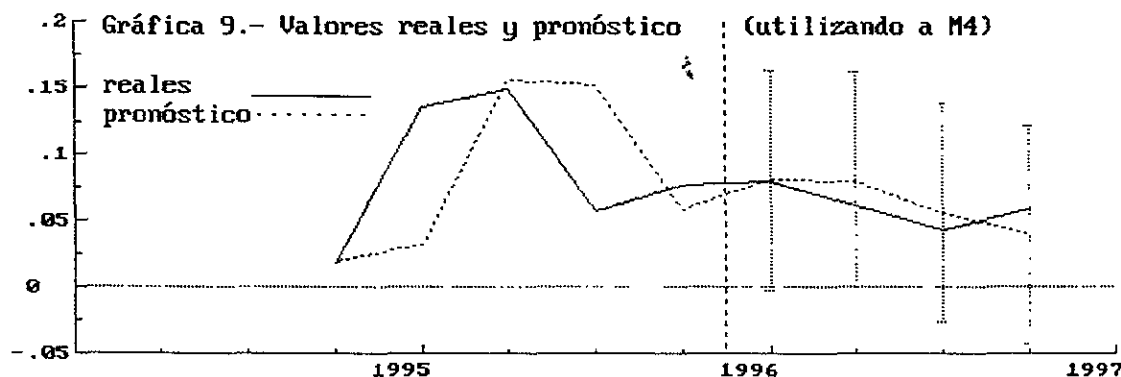
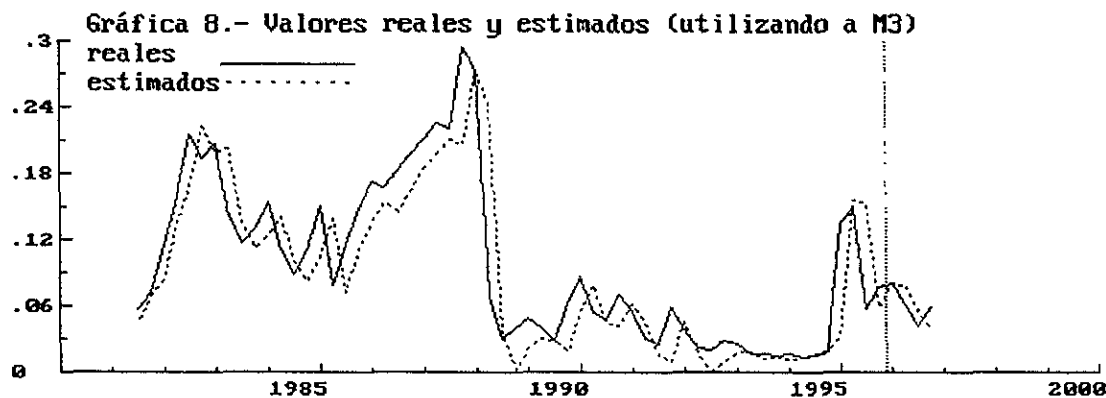


La prueba Chow de pronóstico señala que las proyecciones realizadas con base en la ecuación 15 (gráficas 8 y 9) son confiables debido a que los errores de predicción no son estadísticamente significativos. Así, la ecuación propuesta tiene una alta capacidad para realizar simulaciones sobre el comportamiento de la inflación.

Valores reales y pronósticos de un paso adelante 1996 (1) a (4)

| Periodo | Δp_t actual | $\Delta^* p_t$ | $\Delta p_t - \Delta^* p_t$ | SE | T |
|---------|---------------------|----------------|-----------------------------|-----------|-----------|
| 1996(1) | 0.0801211 | 0.0811161 | -0.0009949 | 0.0413491 | -0.024061 |
| 1996(2) | 0.0621977 | 0.0799420 | -0.0177443 | 0.0412182 | -0.430496 |
| 1996(3) | 0.0431628 | 0.0559721 | -0.0128092 | 0.0411265 | -0.311459 |
| 1996(4) | 0.0589978 | 0.0391386 | 0.0198592 | 0.0410680 | 0.483568 |

$\Delta^* p_t$ = pronóstico de la inflación.



Conclusiones de M3

Con base en el análisis de cointegración se ha determinado que existe una relación de largo plazo entre el nivel de precios, agregado M3, ingreso real y tasa de interés. Los signos de los coeficientes son consistentes con el marco teórico considerado, pero no puede asegurarse que exista elasticidad unitaria entre los precios y las demás variables.

La prueba de razón de máxima verosimilitud (asumiendo un vector de cointegración) indica que el agregado M3, el ingreso real y la tasa de interés son exógenas débiles por lo que es válido el condicionamiento especificado en la ecuación de precios.

La prueba de englobamiento no es concluyente toda vez que el pronóstico de las ecuaciones en primeras y segundas diferencias no son estadísticamente significativos. Por lo que ninguna ecuación se considera como superior. Se decidió utilizar la ecuación en primeras diferencias por tener una interpretación económica más clara.

Las innovaciones de la ecuación (15) no presentan problemas de autocorrelación y heteroscedasticidad, de manera que es coherente respecto a los datos considerados.

Los parámetros estimados muestran relativa estabilidad a lo largo del periodo considerado. La ecuación propuesta (15) tiene una alta capacidad para realizar pronóstico y simulación de la inflación.

El rechazo de la prueba de normalidad tiene implicaciones negativas sobre los resultados de la ecuación (15), por lo que el modelo P^* (incluyendo a M3) no es admisible respecto a los datos considerados. Por lo que no es una buena aproximación al DGP de la inflación.

3.1.5. Agregado M4

Incluyendo el agregado M4, la prueba de la traza de la matriz (cuadro 21) señala que existe al menos un vector de cointegración, lo cual evita el problema de soluciones múltiples.

Cuadro 21. Prueba de cointegración para p_t , $m4_t$, y_t , r_t

| Ho:ran=p | -Tlog(1- μ) | T-nm | 95% | -T lg(1- μ) | T-nm | 95% |
|------------|------------------|-------|------|------------------|-------|------|
| $p = 0$ | 25.98* | 17.18 | 23.8 | 49.91** | 32.99 | 39.9 |
| $p \leq 1$ | 12.71 | 8.403 | 17.9 | 23.93 | 15.82 | 24.3 |
| $p \leq 2$ | 6.18 | 4.085 | 11.4 | 11.22 | 7.413 | 12.5 |
| $p \leq 3$ | 5.035* | 3.328 | 3.8 | 5.035* | 3.328 | 3.8 |

-Tlog(1- μ)=prueba de la raíz característica máxima.

-T_lg(1- μ)= prueba de la traza de la matriz

El VAR incluye 5 rezagos

Así, normalizando el primer vector de cointegración como una ecuación de precios.

$$(16) \quad p_t = 0.9247m4_t - 0.5961y_t + 0.2444r_t$$

Los signos de los coeficientes de la ecuación (16) corresponden a lo establecido por la teoría económica. El coeficiente correspondiente al agregado M4 es cercano a la unidad, por su parte el coeficiente de la tasa de interés tiene un valor cercano a cero (al igual que con M3), es decir, presenta una semielasticidad positiva. La hipótesis sobre la restricción conjunta de que $\beta_1=1$, $\beta_2=-1$ y $\beta_3=1$, es rechazada por los datos, $\chi^2(3)=19.87$ [0.002]**. Por otra parte, se rechaza que las variables propuestas no aporten información en la determinación del nivel de precios (cuadro 22), incluso para la tasa de interés.

Cuadro 22. Prueba de restricción sobre los parámetros

| $\beta_1=0$ | $\beta_2=0$ | $\beta_3=0$ | $\beta_1=\beta_2=\beta_3=0$ |
|---------------------------|---------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| $\chi^2(3)=19.2[0.003]**$ | $\chi^2(3)=19.0[0.003]**$ | $\chi^2(3)=19.1[0.003]**$ | $\chi^2(3)=18.2[0.004]**$ |

El modelo P* utilizando el agregado M4, no rechaza la hipótesis de exogeneidad débil (cuadro 23); por lo que, la ecuación de precios no excluye información pertinente del agregado M4, el ingreso real y la tasa de interés y por tanto pueden realizarse inferencias estadísticas válidas sobre el vector de cointegración (Johansen, 1992; Ericsson, 1992 y Galindo 1997b).

Cuadro 23. Prueba de exogeneidad débil

| M4($\alpha_1=0$) | y_t ($\alpha_2=0$) | r_t ($\alpha_3=0$) |
|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
| $\chi^2(3)=5.63[0.131]$ | $\chi^2(3)=4.03 [0.258]$ | $\chi^2(3)=5.44[0.142]$ |

Con base en estos resultados se estimó el modelo estadístico general (cuadros 24 y 25).

La ecuación (17) en primeras diferencias reporta la presencia de problemas de autocorrelación, normalidad y cambio estructural. La ecuación (17a) muestra que el nivel de precios del periodo anterior (p_{t-1}) resulta estadísticamente no significativo, por lo que se descarta que la especificación del modelo sea en niveles. Por su parte, la ecuación (18) en segundas diferencias rechaza que los residuales presenten autocorrelación, heteroscedasticidad y cambio estructural.

Además, el mecanismo de corrección de errores resulta significativo y con el signo esperado. Sin embargo, los errores no se distribuyen como una función normal y existen problemas de forma funcional.

Cuadro 24. Estimación del Modelo Estadístico General para M4

| Ecuación V. Dependiente | (17) | (17a) | (18) | ENGLÓBAMIENTO | | | |
|----------------------------|------------------|------------------|---|-----------------------|------------------|-------------------------|------------------|
| | Δp_t | Δp_t | | $\Delta \Delta p_t$ | (17b) | (17b) | (18a) |
| Δp_{t-1} | 0.72 (4.53) | 0.68 (4.24) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ -0.20 (-1.28) | Δp_{t-1} | 1.15 (0.65) | $\Delta \Delta p_{t-1}$ | -0.19 (-1.19) |
| Δp_{t-2} | -0.28 (-1.49) | -0.28 (-1.46) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ -0.53 (-3.87) | Δp_{t-2} | 0.28 (0.10) | $\Delta \Delta p_{t-2}$ | -0.53 (-3.87) |
| Δp_{t-3} | 0.36 (1.91) | 0.36 (1.90) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ -0.09 (-0.64) | Δp_{t-3} | -0.39 (-0.10) | $\Delta \Delta p_{t-3}$ | -0.09 (-0.59) |
| Δp_{t-4} | -0.03 (-0.17) | -0.04 (-0.19) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ -0.17 (-1.24) | Δp_{t-4} | 0.07 (0.11) | $\Delta \Delta p_{t-4}$ | -0.16 (-1.16) |
| Δp_{t-5} | -0.03 (-0.15) | -0.02 (-0.08) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ -0.18 (-1.36) | Δp_{t-5} | 0.01 (0.03) | $\Delta \Delta p_{t-5}$ | -0.17 (-1.29) |
| Δp_{t-6} | -0.01 (-0.02) | -0.02 (-0.10) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ -0.21 (-1.55) | Δp_{t-6} | 0.03 (0.08) | $\Delta \Delta p_{t-6}$ | -0.20 (-1.46) |
| Δp_{t-7} | 0.03 (0.16) | 0.04 (0.19) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ -0.17 (-1.33) | Δp_{t-7} | -0.04 (-0.09) | $\Delta \Delta p_{t-7}$ | -0.17 (-1.28) |
| Δp_{t-8} | 0.17 (1.31) | 0.15 (1.19) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ 0.02 (0.12) | Δp_{t-8} | -0.17 (-0.11) | $\Delta \Delta p_{t-8}$ | 0.03 (0.22) |
| ECM_{t-1} | -0.17 (-3.26) | -0.18 (-3.49) | ECM_{t-1} -0.17 (-3.19) | ECM_{t-1} | 1.84 (0.22) | ECM_{t-1} | -0.17 (-3.29) |
| p_{t-1} | | 0.00 (1.26) | | $F \Delta \Delta pm3$ | 0.77 (0.44) | $F \Delta pm3$ | -0.05 (-1.06) |

Cuadro 25. Pruebas de diagnóstico sobre las ecuaciones de M4

| ECUACIÓN | (17) | (17a) | (18) |
|------------------|------|-----------------|-----------------|
| R^2 | | 0.91 | 0.91 |
| DW | | 1.63 | 1.62 |
| LM(4) | | | |
| $X^2(4)$ | | 14.40 [0.006]** | 13.79 [0.008]** |
| F | | 3.72 [0.011]* | 3.43 [0.016]* |
| ARCH(4) | | | |
| $X^2(4)$ | | 8.38 [0.078] | 12.12 [0.016]* |
| F | | 1.86 [0.136] | 2.88 [0.035]* |
| J-B $X^2(2)$ | | 20.39 [0.000]** | 16.67 [0.000]** |
| RESET(2) | | 0.07 [0.788] | 0.80 [0.375] |
| CUSUM | | RHo (88) | RHo (94) |
| CUSUMQ | | RHo (89) | NRHo |
| CHOW | | 0.64 [0.693] | 1.52 [0.194] |
| P. CHOW $X^2(6)$ | | 4.55 [0.601] | 16.01 [0.013]* |
| | | | 0.83 [0.550] |
| | | | 5.80 [0.445] |

Al igual que con M3, la prueba de englobamiento no es concluyente acerca de que ecuación puede considerarse como superior. Si bien, la ecuación en primeras diferencias aporta mayores elementos para el análisis económico, las pruebas de diagnóstico aplicadas a la ecuación en segundas diferencias así como la significancia estadística del mecanismo de corrección de errores, permite suponer que es conveniente utilizar un modelo en segundas diferencias. De esta manera, se realizó un proceso de reducción en ambas ecuaciones obteniendo los siguientes resultados.

Estimación en primeras diferencias.

$$(19) \quad \Delta p_t = 0.6691 \Delta p_{t-1} + 0.24516 \Delta p_{t-3} - 0.15137 \text{ECM}_{t-1}$$

(6.717)
(2.581)
(-3.517)

$R^2 = 0.907318$ $\text{RSS} = 0.089875$ $\text{DW} = 1.50$

Pruebas de diagnóstico

Autocorrelación: LM(4)

$\chi^2(4) = 13.041$ (0.0111) $F(4, 52) = 3.6887$ (0.0102)

Heterocedasticidad: ARCH(4)

$\chi^2(4) = 3.4012$ (0.4931) $F(4, 48) = 0.791$ (0.5368)

Normalidad:

Skewness = -1.286140 Kurtosis = 4.807152

$\chi^2(2) = 18.144$ (0.0001)**

Forma funcional:

RESET: $F(1, 55) = 1.3461$ (0.2510)

Pruebas de consistencia de los Parámetros

Cusum: Cambio estructural 87-96

CusumQ: No presenta cambio estructural

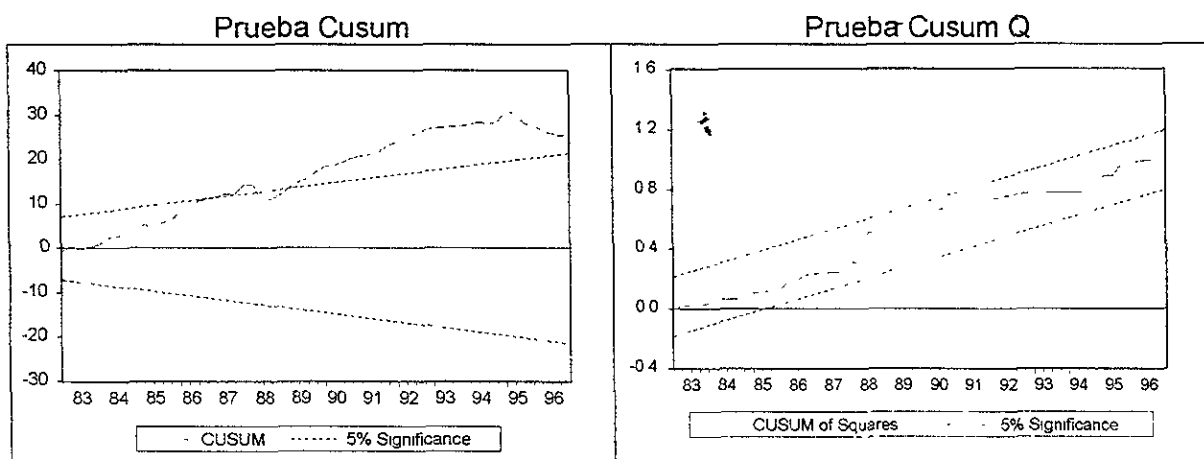
Coefficientes recursivos: Los cuatro coeficientes presentan un quiebre en 86-89

Prueba Chow de pronóstico 1996(1)-1996(4): $\chi^2(4) = 1.623$ (0.8046)

Prueba Cow: $F(4, 52) = 0.36874$ (0.8298)

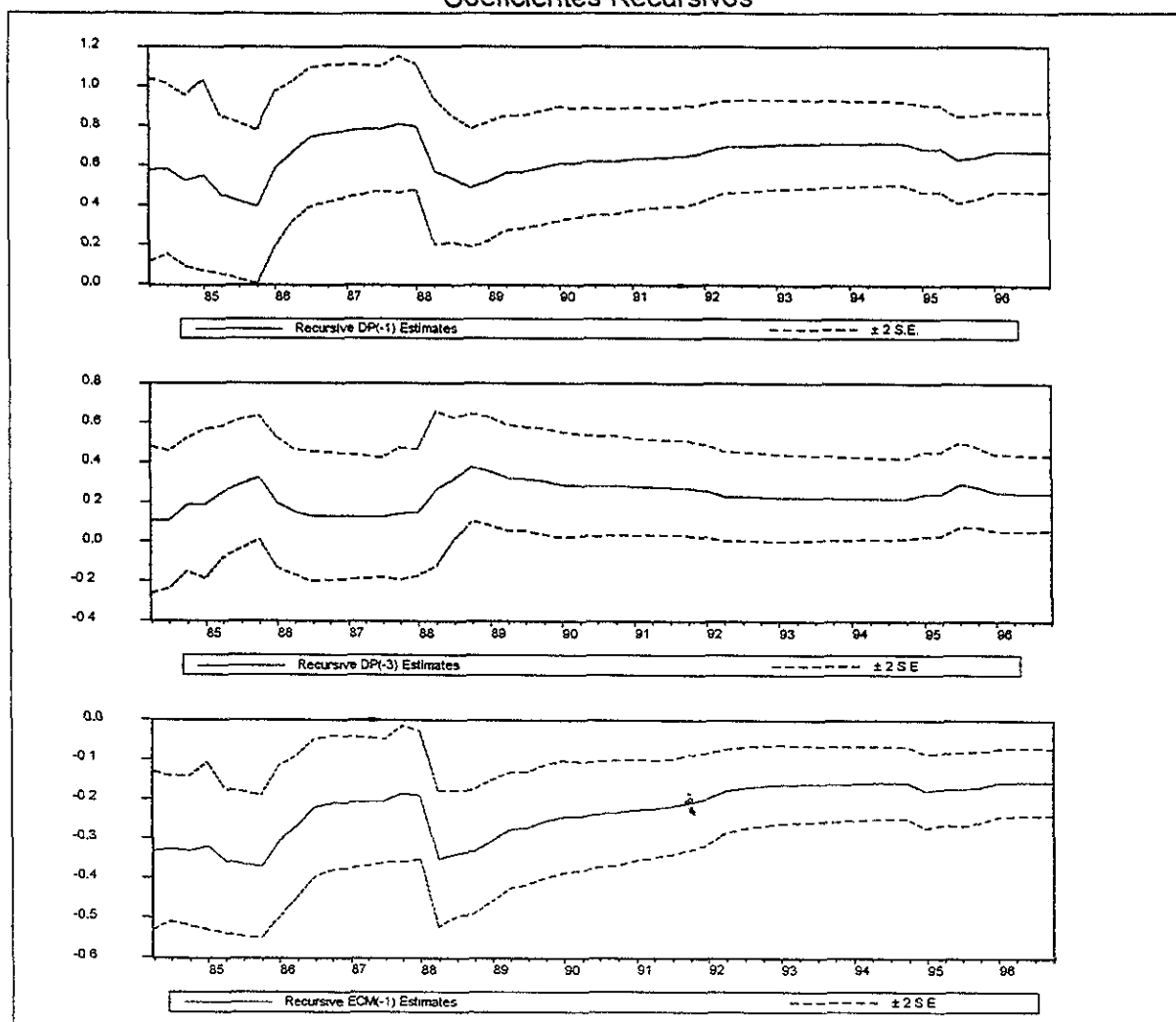
La ecuación (19) en primeras diferencias indica que los coeficientes estimados resultan estadísticamente significativos y el coeficiente de determinación es elevado (0.9) no obstante que presenta problemas de autocorrelación y de normalidad.

La prueba gráfica de CUSUMQ rechaza la presencia de cambio estructural, en tanto que CUSUM indica que existe cambio estructural de 1987 a 1996. De manera que los parámetros estimados en la ecuación (19) no permanecen constantes en el tiempo.



Al igual que las anteriores estimaciones, el análisis de coeficientes recursivos muestra que las variaciones de los coeficientes tienen un comportamiento irregular hasta 1989 y posteriormente tienden a ser más estables.

Coeficientes Recursivos



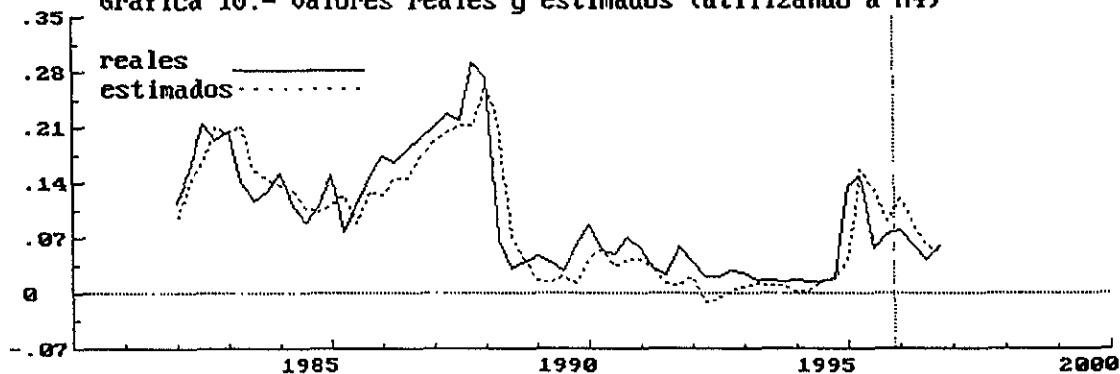
No obstante que existe evidencia de cambio estructural, la prueba Chow de pronóstico señala que la ecuación (20) tiene una alta capacidad para realizar pronóstico y simulación de la inflación (gráficas 10 y 11).

Valores reales y pronósticos de un paso adelante 1996 (1) a (4)

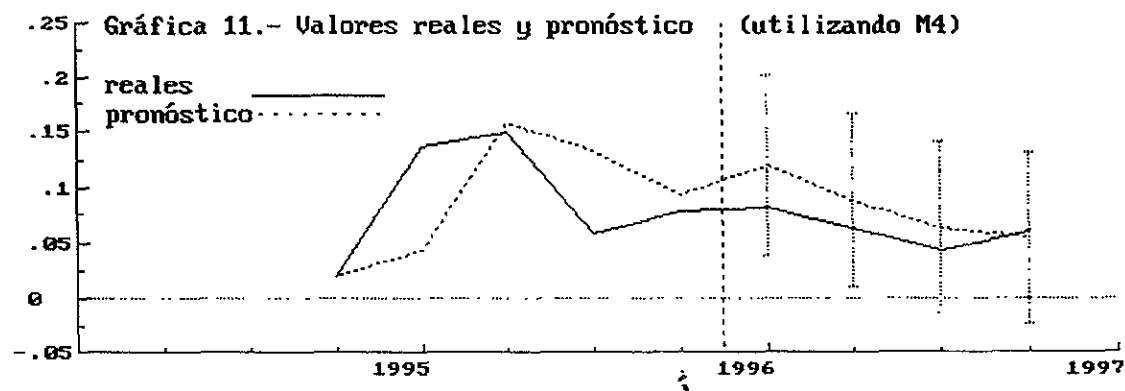
| Periodo | Δp_t actual | $\Delta^* p_t$ | $\Delta p_t - \Delta^* p_t$ | SE | T |
|---------|---------------------|----------------|-----------------------------|-----------|-----------|
| 1996(1) | 0.0801211 | 0.117984 | -0.0378624 | 0.0412257 | -0.918418 |
| 1996(2) | 0.0621977 | 0.0868340 | -0.0246363 | 0.0392340 | -0.627932 |
| 1996(3) | 0.0431628 | 0.0628077 | -0.0196449 | 0.0390622 | -0.502913 |
| 1996(4) | 0.0589978 | 0.0533736 | 0.00562417 | 0.0392273 | 0.143374 |

$\Delta^* p_t$ = pronóstico de la inflación

Gráfica 10.- Valores reales y estimados (utilizando a M4)



Gráfica 11.- Valores reales y pronóstico (utilizando M4)



Estimación en segundas diferencias.

$$(20) \quad \Delta\Delta p_t = -0.42112 \Delta\Delta p_{t-1} - 0.11391 ECM_{t-1}$$

(-3.451) (-3.143)

$$R^2 = 0.222601 \quad RSS = 0.0821301 \quad DW = 1.97$$

Pruebas de diagnóstico

Autocorrelación: LM(4)

$$\chi^2(4) = 4.6968(0.3198) \quad F(4, 54) = 1.1465(0.3447)$$

Heterocedasticidad: ARCH(4)

$$\chi^2(4) = 2.3863(0.6651) \quad F(4, 50) = 0.55635(0.6953)$$

Normalidad:

$$\text{Skewness} = -1.202219 \quad \text{Kurtosis} = 4.888755$$

$$\chi^2(2) = 20.301(0.0000)**$$

Forma funcional:

RESET(2): $F(1,57) = 11.993(0.0010)**$

Pruebas de consistencia de los Parámetros

Cusum: No presente cambio estructural

CusumQ: Presenta cambio estructural en 1988

Coefficientes recursivos: Los cuatro coeficientes presentan un quiebre en 87-88

Prueba Chow de pronóstico 1996(1)-1996(4): $\chi^2(4) = 3.4437(0.4865)$

Prueba Cow: $F(4, 52) = 0.75813(0.5571)$

La ecuación (20) que modela a los precios en segundas diferencias rechaza la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en los errores; no obstante reporta problemas de normalidad y forma funcional, en tanto que el coeficiente de determinación es muy bajo (0.22).

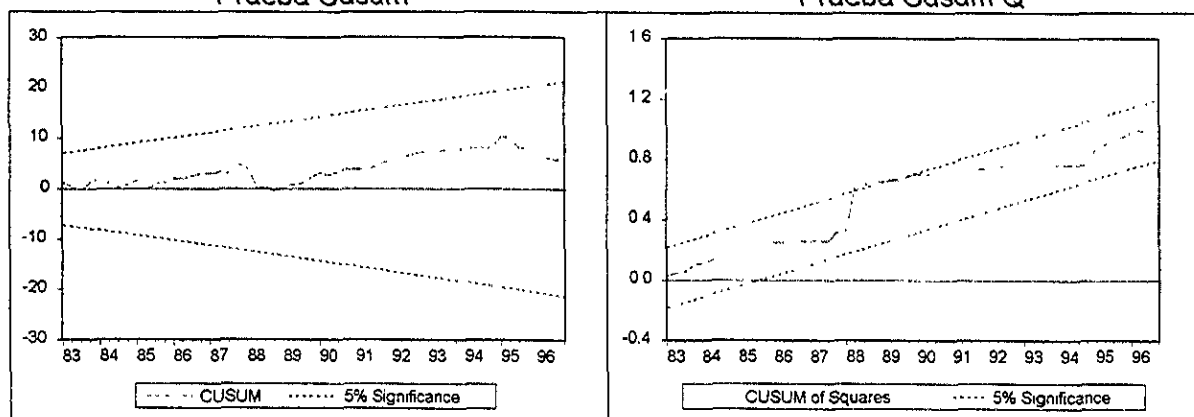
El mecanismo de corrección de errores (ECM) es estadísticamente significativo y con el signo adecuado, por lo que la relación de largo plazo entre el nivel de precios de equilibrio (p^*) y el observado (p) aportan información relevante para modelar el comportamiento de los precios en segundas diferencias.

Existe evidencia de cambio estructural atendiendo la prueba CUSUMQ para el periodo 1988-1989. En la gráfica se aprecia que la suma acumulada de los residuales sale de la región crítica pero no de manera pronunciada.

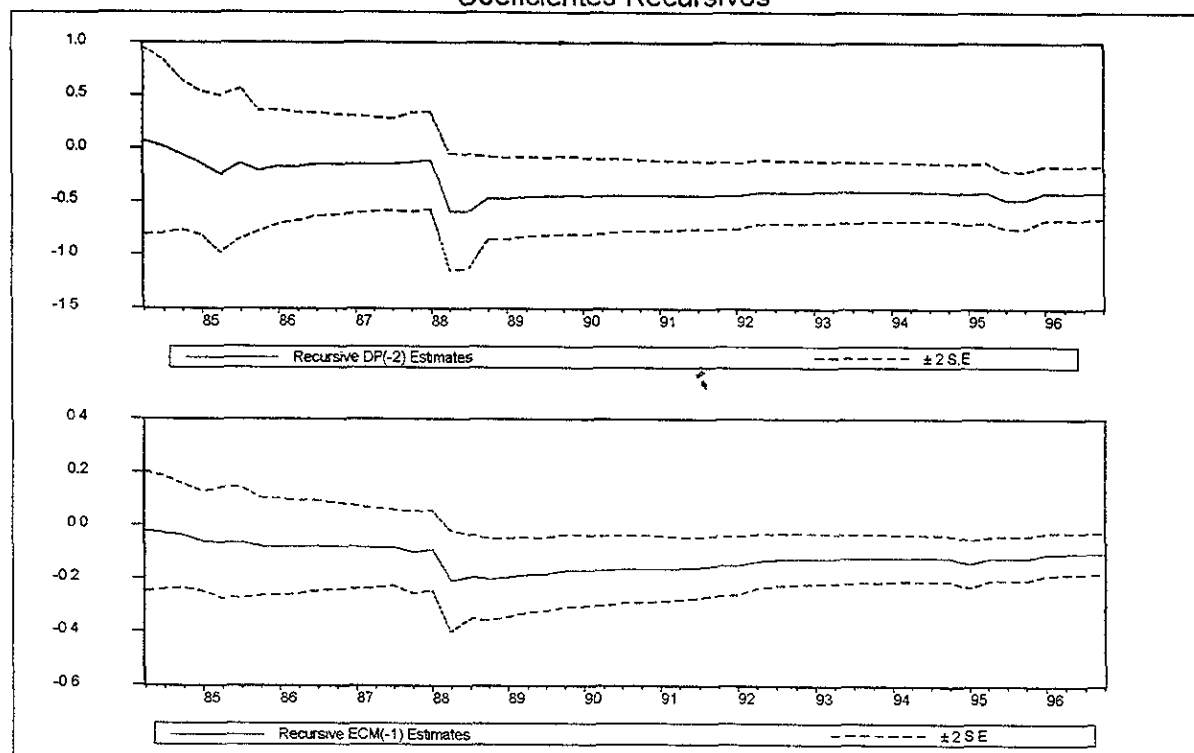
Utilizando el análisis de coeficientes recursivos, se aprecia que las variaciones de los coeficientes presentan una mayor estabilidad durante el periodo de análisis en comparación a la ecuación (19).

Prueba Cusum

Prueba Cusum Q



Coeficientes Recursivos

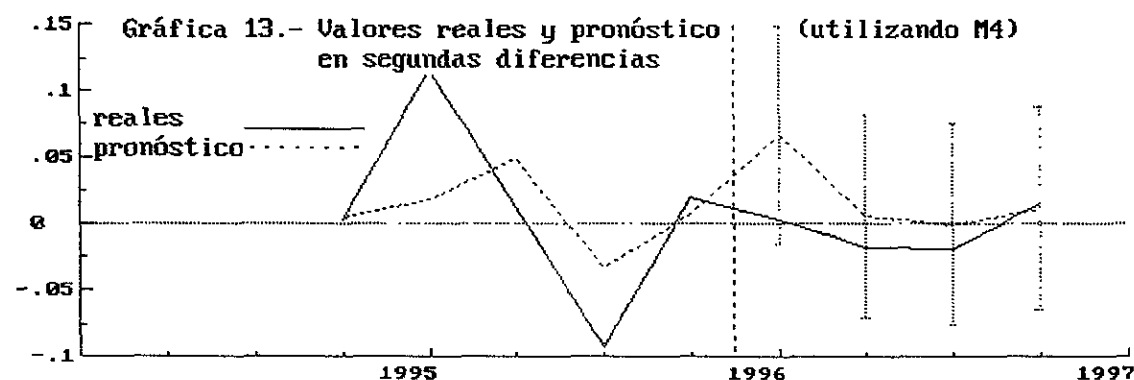
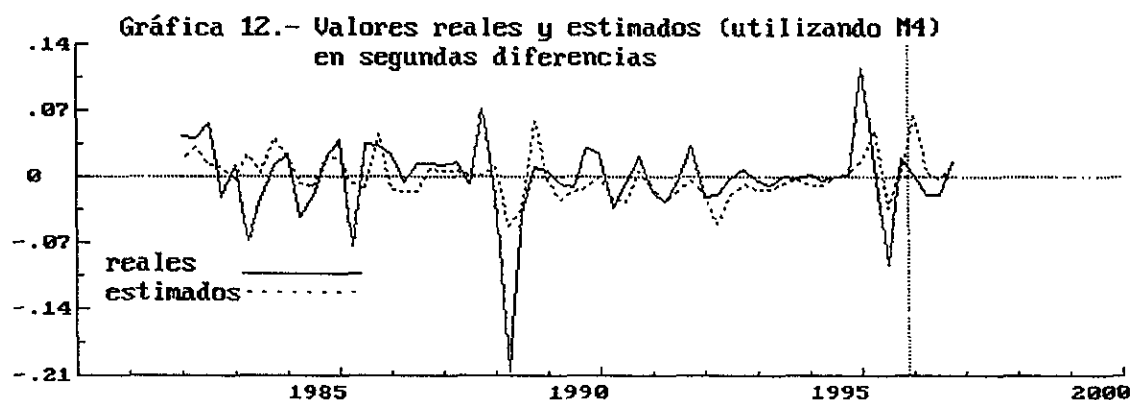


La ecuación (20) realiza pronósticos y simulaciones adecuados (gráficas 12 y 13) de los precios en segundas diferencias toda vez que la diferencia entre los valores estimados y reales no resulta estadísticamente significativa (Prueba Chow de pronóstico).

Valores reales y pronósticos de un paso adelante 1996 (1) a (4)

| Periodo | Δp_t actual | $\Delta^* p_t$ | $\Delta p_t - \Delta^* p_t$ | SE | T |
|---------|---------------------|----------------|-----------------------------|-----------|-----------|
| 1996(1) | 0.0033232 | 0.0668030 | -0.0634798 | 0.0410399 | -1.54678 |
| 1996(2) | -0.0179235 | 0.00582299 | -0.0237464 | 0.0381851 | -0.621878 |
| 1996(3) | -0.0190349 | -0.0004009 | -0.0186339 | 0.0379508 | -0.491002 |
| 1996(4) | 0.0158350 | 0.0115570 | 0.00427794 | 0.0380490 | 0.112432 |

$\Delta^* p_t$ = pronóstico de la inflación.



Conclusiones de M4

Existe una relación de largo plazo entre el nivel de precios, el agregado M4, el ingreso real y la tasa de interés. Los signos de los parámetros estimados del

vector de cointegración son consistentes con la teoría económica, no obstante los datos rechazan que exista elasticidad unitaria entre precios y las demás variables.

La prueba de exogeneidad débil sobre el vector de cointegración señala que es válido condicionar el comportamiento de los precios al agregado M4, al ingreso real y la tasa de interés.

No se pudo determinar una ecuación que tuviera la propiedad de englobamiento. Las pruebas estadísticas indican que la ecuación (19) que modela los precios en primeras diferencias tiene problemas de autocorrelación, por lo que esta ecuación no es coherente respecto a los datos. En cambio la ecuación (20) que modela los precios en segundas diferencias es coherente respecto a los datos (no presenta autocorrelación y heteroscedasticidad). De manera que la ecuación (20) aporta más información.

La ecuación (20) presenta relativa estabilidad en los parámetros estimados y además tiene una alta capacidad para realizar pronósticos.

Ambas ecuaciones (19 y 20) rechazan la prueba de normalidad por lo que el modelo P^* (incluyendo M4) no es admisible respecto a los datos considerados, por lo tanto no puede considerarse una buena aproximación al DGP de la inflación.

3.2. Pruebas de Exogeneidad Fuerte (Causalidad de Granger)

Uno de los principales planteamientos del Modelo P* sustentado en la teoría monetarista, es considerar como variable exógena a la cantidad de dinero y establecer la relación de causalidad de dinero a precios ($M \rightarrow P$) de ahí que la propuesta de política económica sea la de controlar la oferta monetaria con el fin de obtener estabilidad de precios. Sin embargo, con base en el análisis de cointegración y en la aplicación de pruebas de causalidad en el sentido de Granger este planteamiento ha sido objeto de debate, toda vez que dichas pruebas muestran resultados distintos.

Así por ejemplo, Hall y Milne (1991 y 1994), Funke y Hall (1992) y de manera indirecta Hendry y Ericsson (1991) han llegado a determinar que en el caso del Reino Unido, y utilizando el agregado M4, la relación de causalidad corre de precios a dinero ($P \rightarrow M$) por lo que no es conveniente utilizar el modelo P* para realizar pronósticos de la inflación. Este mismo resultado se ha presentado para los Estados Unidos (Funke y Hall, 1992) pero en el caso de Alemania, Funke y Hall (1992) encuentran que existe una determinación simultánea entre el agregado M3 y el nivel de precios ($M \leftrightarrow P$) lo cual probablemente este asociado al efecto que tiene la velocidad de circulación sobre las dos variables.

En el caso de México, distintas investigaciones han llegado a determinar que existe una relación circular entre agregado monetario y nivel de precios (Dávila, Ize y Morales, 1984, p. 68; Salas e Ize, 1984, p. 76; Yacamán, 1984, p. 154; y

Galindo 1997a, p. 230) o bien entre el desequilibrio monetario (diferencial entre oferta y demanda de dinero) y precios (Blejer, 1984, p. 167).

En el presente apartado se realizan las pruebas de causalidad en el sentido de Granger (véase capítulo II) con el propósito de especificar la relación entre agregado monetario y nivel de precios. Es importante mencionar que en el marco del análisis de cointegración la prueba de causalidad equivale a probar exogeneidad fuerte (Ericsson, 1992 y Galindo 1997b) la cual se define como la suma de exogeneidad débil más la presencia de la no causalidad en el sentido de Granger.

En las pruebas de exogeneidad débil realizadas en los vectores de cointegración se determinó que utilizando el agregado M0 las variables consideradas no son exógenas débiles, por lo tanto las pruebas se realizaron sobre el resto de los agregados.

3.2.1. Exogeneidad Fuerte

Las pruebas se realizaron con base en un modelo de vectores autorregresivos (VAR's) con cinco rezagos e incluyendo todas las variables en primeras diferencias (tasas de crecimiento) y el mecanismo de corrección de errores de un periodo anterior (ECM_{t-1}) con el fin de evitar problemas de especificación (Galindo, 1997b).

Cuadro 26. Prueba de no causalidad de Granger (Δp_t y Δm_t)

| Agregado monetario | Δm_t no causa Δp_t | Δp_t no causa Δm_t |
|--------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| M1 | F(6,34)=3.43(0.0094)** | F(6,34)=2.07(0.0835) |
| M2 | F(6,34)=6.86(0.0001)** | F(6,34)=4.29(0.0025)** |
| M3 | F(6,34)=3.57(0.0075)** | F(6,34)=2.56(0.0375)* |
| M4 | F(6,34)=5.90(0.0003)** | F(6,34)=2.82(0.0312)* |

Los resultados del cuadro 26, con la excepción de M1, indican que existe una relación circular entre el agregado monetario y el nivel de precios. Lo cual es compatible con las investigaciones empíricas realizadas para la economía mexicana (Ize y Vera, 1984). De manera que un incremento inesperado de la cantidad de dinero se traduce en aumentos del nivel de precios en tanto que la relación de equilibrio indica que la oferta monetaria se acomoda a los precios (Funke y Hall, 1992).

El producto real (y_t), por su parte, es una variable exógena fuerte (cuadro 27). En términos de tasas de crecimiento los precios no se ven afectados por las variaciones del PIB de periodos pasados.

Cuadro 27. Prueba de no causalidad de Granger (Δp_t y Δy_t)

| Agregado monetario | Δy_t no causa Δp_t | Δp_t no causa Δy_t |
|--------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| M1 | F(6,34)=0.81(0.5686) | F(6,34)=0.37(0.8924) |
| M2 | F(6,34)=1.01(0.4357) | F(6,34)=1.89(0.1104) |
| M3 | F(6,34)=1.57(0.1866) | F(6,34)=1.44(0.2269) |
| M4 | F(6,34)=1.41(0.2404) | F(6,34)=1.61(0.1755) |

Al igual que con el agregado monetario las variaciones de la tasa de interés afectan a la tasa de cambio de los precios y viceversa (cuadro 28).

Cuadro 28. Prueba de no causalidad de Granger (Δp_t y Δr_t)

| Agregado monetario | Δr_t no causa Δp_t | Δp_t no causa Δr_t |
|--------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| M1 | F(6,34)=10.57(0.000)** | F(6,34)=6.05(0.0002)** |
| M2 | F(6,34)=5.52(0.0004)** | F(6,34)=2.46(0.0440)* |
| M3 | F(6,34)=3.67(0.0065)** | F(6,34)=2.46(0.0442)* |
| M4 | F(6,34)=4.42(0.0021)** | F(6,34)=2.82(0.0312)* |

De manera que ante un aumento de los precios genera un incremento en la tasa de interés nominal a fin de mantener un rendimiento real.

De los resultados se desprende que acorto plazo existe una relación compleja, en tasas de crecimiento, entre los agregados monetarios, la tasa de interés y los precios. Esa situación dificulta la instrumentación y operación de la política monetaria en virtud a que el agregado monetario no puede ser utilizado como ancla nominal del nivel de precios, debido a esta relación circular. Resultados similares se han encontrado para el caso de Alemania; no obstante, la experiencia histórica del Bundesbank indica que utilizar los agregados monetarios como ancla nominal y ser consistente en la obtención de este objetivo, permiten que el nivel de precios observados se ajusta más rápido a su valor de largo plazo permitiendo una mejor programación monetaria.

CONCLUSIONES

Con los datos considerados y para el periodo de análisis, la evidencia empírica encontrada permite realizar las siguientes conclusiones:

La tasa nominal de interés de los CETES puede considerarse una buena aproximación de la velocidad de circulación para la economía mexicana. Pero no puede asumirse como constante, por lo tanto influye en el mecanismo de transmisión entre la cantidad de dinero en la economía y el nivel de precios. Por otra parte mantiene un comportamiento cíclico por lo que existen elementos para inferir su comportamiento.

Con base en el procedimiento de Johansen se ha llegado a determinar que los distintos agregados monetarios (M_0 , M_1 , M_2 , M_3 y M_4), el nivel de precios (P_t), el ingreso real (Y_t) y la tasa de interés (R_t) cointegran, en este sentido existe una relación de largo plazo entre estas variables. De manera que es posible determinar el nivel de precios de largo plazo de la economía mexicana.

La prueba de razón de máxima verosimilitud sobre los coeficientes de los vectores de cointegración estimados, rechaza la hipótesis conjunta de que $\beta_1=1$, $\beta_2=-1$ y $\beta_3=1$. Sin embargo, en todas las estimaciones el coeficiente del agregado monetario tiene un valor cercano a uno, lo cual hace suponer que existe elasticidad unitaria entre el nivel de precios y los agregados monetarios. Así, un incremento en la cantidad de dinero se traducirá en un aumento, casi proporcional,

en el nivel de precios de la economía. Por su parte, el ingreso real presenta una relación negativa respecto a precios y en todos los casos su elasticidad es menor a la unidad (inelástica). Respecto a la tasa de interés, su elasticidad varía respecto al agregado monetario, con agregados más amplios su elasticidad se reduce; por ejemplo, con M1 presenta una elasticidad unitaria (1.12) y en cambio con M3 es una semielasticidad positiva de 0.14. Probablemente se deba a que al considerar un mayor número de activos la tasa de CETES ya no resulta representativa por lo que sería conveniente, tomar en cuenta los distintos rendimientos de los diferentes activos.

Con la excepción de M0 y asumiendo la presencia de sólo un vector de cointegración, no se rechaza la hipótesis de exogeneidad débil. Por lo que, el condicionamiento en la ecuación de precios no excluye información relevante.

En la estimación de la ecuación de brecha de precios el mecanismo de corrección de errores (ECM) resulta estadísticamente significativo. De manera que un desequilibrio entre el nivel de precios de equilibrio y su valor observado en el periodo $t-1$ conduce a un ajuste en el periodo actual. Asimismo, indica que el diferencia entre los precios de equilibrio (P^*_t) y los observados (P_t) aportan información relevante para describir el comportamiento de la inflación. En general el valor del ECM es cercano a cero lo que sugiere que la magnitud del ajuste con respecto al error del periodo anterior es reducida. Por otra parte, el análisis de coeficientes recursivos muestra que el ECM presenta un quiebre en los años 1987 y 1988, que corresponde a un período de alta inflación, indicando que la respuesta

de los agentes ante condiciones excepcionales es distinta a la que proyecta el modelo.

Las ecuaciones propuestas tienen una alta capacidad para realizar pronósticos y simulaciones de la inflación; en el caso de M4, los pronósticos también puede realizarse en segundas diferencias.

Todas las ecuaciones estimadas presentan ausencia de normalidad en los residuales. En términos estadísticos, este problema tiene implicaciones importantes debido a que las pruebas estadísticas t y F pierden efectividad, y por lo tanto los resultados de dichas pruebas están sesgados. En este sentido, dichas ecuaciones no pueden considerarse aproximaciones adecuadas del proceso generador de información (DGP) de la tasa de crecimiento de los precios. Se puede obtener un mejor modelo estadístico si se incluye en la ecuación brecha de precios (primeras diferencias) el agregado monetario y la tasa de interés en primeras diferencias (véase anexo), el cual pasa todas las pruebas estadísticas y además presenta estabilidad en los parámetros. Si embargo, esta especificación no corresponde a una propuesta teórica, es decir, el modelo P* y por lo tanto no puede ser utilizado para el análisis económico.

La relación de corto plazo entre agregados monetario y nivel de precios, es ciertamente compleja. Con base en las pruebas de causalidad en el sentido de Granger se ha llegado a determinar que existe un efecto circular, en tasas de crecimiento, que va de dinero a precios y de precios a dinero.

Con base en los resultados, el modelo P^* se ajusta mejor considerando los agregados M1, M2 y M3; en el caso de M1 y M3 presentan mayor estabilidad en los parámetros. Por otra parte, la experiencia internacional muestra que es conveniente utilizar el agregado M2 o bien M3 como anclas nominales, toda vez que estos mantienen una relación estable con el ingreso real y además registran los procesos de innovación financiera.

De tal manera que en el caso de la economía mexicana, el modelo P^* considerando al agregado M3 puede ser utilizado para analizar las condiciones monetarias de la economía, así como obtener un indicador de la inflación futura. En el ámbito de la instrumentación y manejo de la política monetaria, puede resultar conveniente utilizar este agregado como ancla nominal en la obtención de metas de la inflación, a fin de que los precios observados se ajusten a su valor de largo plazo.

ANEXOS

Cuadro A1 pruebas de diagnóstico sobre el VAR para M0.

| Ecuación | Prueba | |
|----------|--|----------------------|
| | Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange 4 rezagos | |
| p_t | $\chi^2(4)=4.43[0.35]$ | $F(4,30)=1.40[0.25]$ |
| $m0_t$ | $\chi^2(4)=8.49[0.07]$ | $F(4,30)=1.28[0.29]$ |
| y_t | $\chi^2(4)=10.16[0.03]^*$ | $F(4,30)=1.59[0.20]$ |
| r_t | $\chi^2(4)=7.40[0.11]$ | $F(4,30)=1.09[0.37]$ |
| | Hetersosedasticidad: ARCH con 4 rezagos | |
| p_t | $\chi^2(4)=8.48[0.07]$ | $F(4,26)=1.21[0.32]$ |
| $m0_t$ | $\chi^2(4)=3.93[0.41]$ | $F(4,26)=0.51[0.72]$ |
| y_t | $\chi^2(4)=7.94[0.09]$ | $F(4,26)=1.12[0.36]$ |
| r_t | $\chi^2(4)=0.38[0.98]$ | $F(4,26)=0.04[0.99]$ |
| | Normalidad | |
| p_t | $\chi^2(2)=4.71[0.09]$ | |
| $m0_t$ | $\chi^2(2)=14.78[0.00]**$ | |
| y_t | $\chi^2(2)=4.59[0.10]$ | |
| r_t | $\chi^2(2)=13.64[0.00]**$ | |

Número de rezagos en el VAR =6

Cuadro A2. Matriz de correlaciones entre los valores observados y proyectados por el VAR para M0

| p_t | $m0_t$ | y_t | r_t |
|-------|--------|-------|-------|
| 0.99 | 0.99 | 0.98 | 0.94 |

Cuadro A3. Valores característicos del procedimiento de Johansen (M0)

| |
|----------|
| 0.290200 |
| 0.233121 |
| 0.149772 |
| 0.104227 |

Cuadro A4. Valores normalizados del procedimiento de Johansen (M0)

| p_t | $m0_t$ | y_t | r_t |
|---------|---------|---------|---------|
| 1.0000 | -1.0920 | 0.6063 | -0.6749 |
| -0.9354 | 1.0000 | -0.4731 | 0.1220 |
| -0.3716 | -0.5574 | 1.0000 | -1.7810 |
| -1.7930 | 1.8050 | -0.9894 | 1.0000 |

Cuadro A5 pruebas de diagnóstico sobre el VAR para M1.

| Ecuación | Prueba | |
|----------|--|----------------------|
| | Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange 4 rezagos | |
| p_t | $\chi^2(4)=4.46[0.34]$ | $F(4,35)=1.40[0.25]$ |
| $m1_t$ | $\chi^2(4)=8.16[0.85]$ | $F(4,35)=0.71[0.58]$ |
| y_t | $\chi^2(4)=6.96[0.13]$ | $F(4,35)=1.17[0.34]$ |
| r_t | $\chi^2(4)=4.08[0.39]$ | $F(4,35)=0.65[0.63]$ |
| | Hetersosedasticidad: ARCH con 4 rezagos | |
| | $\chi^2(4)=10.23[0.03]^*$ | $F(4,31)=1.77[0.15]$ |
| p_t | $\chi^2(4)=8.05[0.89]$ | $F(4,31)=1.33[0.28]$ |
| $m1_t$ | $\chi^2(4)=3.15[0.53]$ | $F(4,31)=0.47[0.75]$ |
| y_t | $\chi^2(4)=0.24[0.99]$ | $F(4,31)=0.03[0.99]$ |
| r_t | | |
| | Normalidad | |
| p_t | $\chi^2(2)=15.29[0.00]**$ | |
| $m1_t$ | $\chi^2(2)=4.00[0.13]$ | |
| y_t | $\chi^2(2)=3.22[0.32]$ | |
| r_t | $\chi^2(2)=14.86[0.00]**$ | |

Cuadro A6. Matriz de correlaciones entre los valores observados y proyectados por el VAR para M1

| p_t | $m1_t$ | y_t | r_t |
|-------|--------|-------|-------|
| 0.99 | 0.99 | 0.98 | 0.94 |

Cuadro A7. Valores característicos del procedimiento de Johansen (M1)

| |
|-----------|
| 0.321389 |
| 0.174071 |
| 0.112284 |
| 0.0787663 |

Cuadro A8. Valores normalizados del procedimiento de Johansen (M1)

| p_t | $m1_t$ | y_t | r_t |
|---------|---------|---------|--------|
| 1.0000 | -0.9914 | 0.7131 | -1.122 |
| -1.0820 | 1.000 | -0.5634 | 0.3104 |
| 0.8908 | -1.068 | 1.000 | -1.673 |
| -1.8740 | 2.1800 | -1.3860 | 1.000 |

Cuadro A9. pruebas de diagnóstico sobre el VAR para M2.

| Ecuación | Prueba | |
|----------|--|----------------------|
| | Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange 4 rezagos | |
| p_t | $\chi^2(4)=4.32[0.36]$ | $F(4,35)=0.69[0.60]$ |
| $m2_t$ | $\chi^2(4)=10.05[0.03]^*$ | $F(4,35)=1.79[0.15]$ |
| Y_t | $\chi^2(4)=7.30[0.12]$ | $F(4,35)=1.23[0.31]$ |
| r_t | $\chi^2(4)=5.68[0.22]$ | $F(4,35)=0.93[0.45]$ |
| | Hetersosedasticidad: ARCH con 4 rezagos | |
| p_t | $\chi^2(4)=7.61[0.10]$ | $F(4,31)=1.24[0.31]$ |
| $m2_t$ | $\chi^2(4)=5.81[0.21]$ | $F(4,31)=0.91[0.46]$ |
| y_t | $\chi^2(4)=2.97[0.56]$ | $F(4,31)=0.44[0.77]$ |
| r_t | $\chi^2(4)=0.75[0.94]$ | $F(4,31)=0.10[0.97]$ |
| | Normalidad | |
| p_t | $\chi^2(2)=18.93[0.00]**$ | |
| $m2_t$ | $\chi^2(2)=0.13[0.93]$ | |
| y_t | $\chi^2(2)=1.97[0.37]$ | |
| r_t | $\chi^2(2)=13.58[0.00]**$ | |

Número de rezagos en el VAR = 5

Cuadro A10. Matriz de correlaciones entre los valores observados y proyectados por el VAR para M2

| pt | $M2_t$ | y_t | r_t |
|------|--------|-------|-------|
| 0.99 | 0.99 | 0.98 | 0.93 |

Cuadro A11. Valores característicos del procedimiento de Johansen (M2)

| |
|-----------|
| 0.360972 |
| 0.248826 |
| 0.112245 |
| 0.0956876 |

Cuadro A12. Valores normalizados del procedimiento de Johansen (M2)

| p_t | $m2_t$ | y_t | r_t |
|-----------|----------|--------|---------|
| 1.0000 | -0.9835 | 0.6617 | -0.4154 |
| -0.8992 | 1.000 | -1.028 | 2.360 |
| -0.08135 | -0.7857 | 1.000 | -0.6242 |
| -13.22000 | 14.19000 | -8.389 | 1.000 |

Cuadro A13. pruebas de diagnóstico sobre el VAR para M3.

| Ecuación | Prueba | |
|---------------------------------|--|----------------------|
| | Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange 4 rezagos | |
| p_t | $\chi^2(4)=7.30[0.11]$ | $F(4,35)=1.24[0.30]$ |
| $m3_t$ | $\chi^2(4)=11.96[0.01]^*$ | $F(4,35)=2.22[0.08]$ |
| y_t | $\chi^2(4)=8.18[0.08]$ | $F(4,35)=1.40[0.25]$ |
| r_t | $\chi^2(4)=2.68[0.61]$ | $F(4,35)=0.41[0.79]$ |
| | Hetersosedasticidad: ARCH con 4 rezagos | |
| p_t | $\chi^2(4)=13.04[0.01]^*$ | $F(4,31)=2.40[0.07]$ |
| $m3_t$ | $\chi^2(4)=0.61[0.96]$ | $F(4,31)=0.08[0.98]$ |
| y_t | $\chi^2(4)=2.28[0.68]$ | $F(4,31)=0.33[0.85]$ |
| r_t | $\chi^2(4)=0.26[0.99]$ | $F(4,31)=0.03[0.99]$ |
| | Normalidad | |
| p_t | $\chi^2(2)=16.94[0.00]^{**}$ | |
| $m3_t$ | $\chi^2(2)=1.73[0.41]$ | |
| y_t | $\chi^2(2)=5.09[0.07]$ | |
| r_t | $\chi^2(2)=13.02[0.00]^{**}$ | |
| Número de rezagos en el VAR = 5 | | |

Cuadro A14. Matriz de correlaciones entre los valores observados y proyectados por el VAR para M3

| p_t | $m3_t$ | y_t | r_t |
|-------|--------|-------|-------|
| 0.99 | 0.99 | 0.98 | 0.93 |

Cuadro A15. Valores característicos del procedimiento de Johansen (M3)

| |
|----------|
| 0.300526 |
| 0.199969 |
| 0.105974 |
| 0.085736 |

Cuadro A16. Valores normalizados del procedimiento de Johansen (M3)

| p_t | $m3_t$ | y_t | r_t |
|--------|---------|---------|---------|
| 1.000 | -0.9544 | 0.5877 | -0.1440 |
| -1.011 | 1.000 | -0.7595 | 0.9219 |
| 1.269 | -1.411 | 1.000 | -0.4280 |
| 0.9078 | -1.093 | 0.4361 | 1.000 |

Cuadro A17. pruebas de diagnóstico sobre el VAR para M4.

| Ecuación | Prueba | |
|---------------------------------|--|----------------------|
| | Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange 4 rezagos | |
| p_t | $\chi^2(4)=4.01[0.40]$ | $F(4,35)=0.63[0.63]$ |
| $m4_t$ | $\chi^2(4)=11.52[0.02]^*$ | $F(4,35)=2.12[0.98]$ |
| y_t | $\chi^2(4)=7.92[0.09]$ | $F(4,35)=1.35[0.26]$ |
| r_t | $\chi^2(4)=2.03[0.72]$ | $F(4,35)=0.31[0.86]$ |
| | Hetersosedasticidad: ARCH con 4 rezagos | |
| p_t | $\chi^2(4)=12.80[0.01]^*$ | $F(4,31)=2.35[0.07]$ |
| $m4_t$ | $\chi^2(4)=1.77[0.77]$ | $F(4,31)=0.25[0.90]$ |
| y_t | $\chi^2(4)=2.09[0.71]$ | $F(4,31)=0.30[0.87]$ |
| r_t | $\chi^2(4)=0.15[0.99]$ | $F(4,31)=0.02[0.99]$ |
| | Normalidad | |
| p_t | $\chi^2(2)=13.99[0.00]**$ | |
| $m4_t$ | $\chi^2(2)=3.79[0.15]$ | |
| y_t | $\chi^2(2)=4.48[0.10]$ | |
| r_t | $\chi^2(2)=11.42[0.00]**$ | |
| Número de rezagos en el VAR = 5 | | |

Cuadro A18. Matriz de correlaciones entre los valores observados y proyectados por el VAR para M4

| p_t | $m4_t$ | y_t | r_t |
|-------|--------|-------|-------|
| 0.99 | 0.99 | 0.98 | 0.93 |

Cuadro A19. Valores característicos del procedimiento de Johansen (M4)

| |
|----------|
| 0.356229 |
| 0.193822 |
| 0.099452 |
| 0.081794 |

Cuadro A20. Valores normalizados del procedimiento de Johansen (M4)

| p_t | $m4_t$ | y_t | r_t |
|---------|---------|---------|---------|
| 1.000 | -0.9247 | 0.5961 | -0.2444 |
| -0.9949 | 1.000 | -0.9067 | 1.635 |
| 1.131 | -1.317 | 1.000 | -0.4386 |
| 3.301 | -3.462 | 1.846 | 1.000 |

Prueba de cointegración entre la Velocidad de circulación y la tasa de interés. Se estimó la ecuación por mínimos cuadrados y se aplicó una prueba Dickey-Fuller Aumentada sobre los residuales, resultando en todos los casos una serie I(0).

| | |
|-------------------------|---------------------|
| $v_0 = 7.83 + 0.08 r_t$ | UT ADF(4)= -3.079** |
| $v_1 = 5.91 + 0.37 r_t$ | UT ADF(4)= -2.510* |
| $v_2 = 5.50 + 0.12 r_t$ | UT ADF(4)= -2.584* |
| $v_3 = 5.20 + 0.16 r_t$ | UT ADF(4)= -2.930* |
| $v_4 = 4.82 + 0.22 r_t$ | UT ADF(4)= -2.153** |

Estimación del modelo de P_t (índice de precios) incluyendo M1.

$$p_t = 1.47p_{t-1} - 0.48p_{t-2} - 0.032 ECM_{t-1}$$

(12.73) (-4.27) (-3.94)

$$R^2 = 0.99 \quad \text{RSS} = 0.070 \quad \text{DW} = 0.5$$

Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange con 4 rezagos

$$\chi^2(4) = 11.62(0.02)^* \quad F(4, 49) = 3.21(0.02)^*$$

Heterocedasticidad: ARCH con 4 rezagos

$$\chi^2(4) = 11.88(0.01)^* \quad F(4, 45) = 3.33(0.01)^*$$

Normalidad:

$$\chi^2(2) = 23.80 [0.00]**$$

Forma funcional

$$\text{RESET}(2): F(1, 55) = 1.03 [0.31]$$

Se presentan las estimaciones que incluyen a los agregados monetarios y la tasa de interés en primeras diferencias. Dichas estimaciones presentan resultados estadísticos satisfactorios, por lo que pueden ser utilizados con fines de pronóstico y simulación de la inflación.

Ecuación para M1.

$$(E1) \quad \Delta p_t = 0.857\Delta p_{t-1} - 0.0518\Delta m1_{t-2} + 0.0787\Delta r_t + 0.0449\Delta r_{t-1} - 0.00813 ECM_{t-1}$$

(12.21) (-1.937) (5.971) (3.476) (-2.511)

$R^2 = 0.948$ $RSS = 0.045$ $DW = 1.79$

Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange con 4 rezagos

$$\chi^2(4) = 1.717(0.788) \quad F(4, 52) = 0.376(0.824)$$

Heterocedasticidad: ARCH con 4 rezagos

$$\chi^2(4) = 3.288(0.511) \quad F(4, 48) = 0.735(0.573)$$

Normalidad:

Skewness = -0.451048 Kurtosis = 0.480894

$$\chi^2(2) = 2.867 [0.238]$$

Forma funcional

RESET(2): $F(1, 55) = 12.183 [0.0010]$ **

Pruebas de consistencia de los Parámetros

Cusum: No presenta cambio estructural

CusumQ: No presenta cambio estructural

Coefficientes recursivos: Los coeficientes presentan un quiebre en 87-88

Prueba Chow de pronóstico 1996(1)-1996(4): $\chi^2(4) = 0.933(0.919)$

Prueba Cow: $F(4, 53) = 0.224(0.924)$

Valores reales y pronósticos de un paso adelante 1996 (1) a (4)

| Periodo | Δp_t actual | $\Delta^* p_t$ | $\Delta p_t - \Delta^* p_t$ | SE | T |
|---------|---------------------|----------------|-----------------------------|-----------|-----------|
| 1996(1) | 0.0801211 | 0.0939073 | -0.0137861 | 0.0302852 | -0.455210 |
| 1996(2) | 0.0621977 | 0.0427548 | 0.0194428 | 0.0307838 | 0.631593 |
| 1996(3) | 0.0431628 | 0.0488715 | -0.0057086 | 0.0303579 | -0.188045 |
| 1996(4) | 0.0589978 | 0.0447236 | 0.0142742 | 0.0299266 | 0.476974 |

$\Delta^* p_t$ = pronóstico de la inflación.

Ecuación para M2

$$(E2) \quad \Delta p_t = 0.403\Delta p_{t-1} + 0.303\Delta m_{2t} + 0.2401\Delta m_{2t-1} + 0.0415\Delta r_t - 0.0606 \text{ECM}_{t-1}$$

(5.572) (6.794) (4.746) (3.082) (-3.193)

$$R^2 = 0.955 \quad \text{RSS} = 0.039 \quad \text{DW} = 2.00$$

Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange con 4 rezagos

$$\chi^2(4) = 5.332(0.255) \quad F(4, 52) = 1.245(0.303)$$

Heterocedasticidad: ARCH con 4 rezagos

$$\chi^2(4) = 4.708(0.319) \quad F(4, 48) = 1.080(0.377)$$

Normalidad:

$$\text{Skewness} = 0.233578 \quad \text{Kurtosis} = 0.767954$$

$$\chi^2(2) = 3.993(0.136)$$

Forma funcional

$$\text{RESET}(2): F(1, 55) = 3.954(0.0517)$$

Pruebas de consistencia de los Parámetros

Cusum: No presenta cambio estructural

CusumQ: No presenta cambio estructural

Coefficientes recursivos: Los coeficientes presentan un quiebre en 87-88

Prueba Chow de pronóstico 1996(1)-1996(4): $\chi^2(4) = 3.266(0.514)$

Prueba Cow: $F(4, 52) = 0.744(0.566)$

Valores reales y pronósticos de un paso adelante 1996 (1) a (4)

| Periodo | Δp_t actual | $\Delta^* p_t$ | $\Delta p_t - \Delta^* p_t$ | SE | T |
|---------|---------------------|----------------|-----------------------------|-----------|----------|
| 1996(1) | 0.0801211 | 0.126807 | -0.0466858 | 0.0279484 | -1.67043 |
| 1996(2) | 0.0621977 | 0.071818 | -0.0096204 | 0.0273009 | -0.35238 |
| 1996(3) | 0.0431628 | 0.037854 | 0.0053084 | 0.0274379 | 0.19347 |
| 1996(4) | 0.0589978 | 0.065374 | -0.0063767 | 0.0271041 | -0.23527 |

Ecuación para M3

$$(E3) \quad \Delta p_t = 0.605\Delta p_{t-1} + 0.239\Delta m_{3t} + 0.176\Delta m_{3t-1} + 0.059\Delta r_t + 0.042\Delta r_{t-1} - 0.08 \text{ECM}_{t-1}$$

(8.702) (4.322) (2.910) (5.090) (3.503) (-2.698)

$$R^2 = 0.964 \quad \text{RSS} = 0.032308 \quad \text{DW} = 1.98$$

Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange con 4 rezagos

$$\chi^2(4)=0.747(0.945) \quad F(4, 51)=0.158(0.958)$$

Heterocedasticidad: ARCH con 4 rezagos

$$\chi^2(4)=2.675(0.613) \quad F(4, 47)=0.578(0.679)$$

Normalidad:

$$\text{Skewness} = -0.438749 \quad \text{Kurtosis} = 0.530899$$

$$\chi^2(2) = 2.968 (0.227)$$

Forma funcional

$$\text{RESET}(2): F(1, 54) = 2.585(0.114)$$

Pruebas de consistencia de los Parámetros

Cusum: No presenta cambio estructural

CusumQ: Cambio estructural en 1987

Coefficientes recursivos: Los coeficientes presentan un quiebre en 87-88

Prueba Chow de pronóstico 1996(1)-1996(4): $\chi^2(4) = 0.944(0.918)$

Prueba Cow: $F(4, 51) = 0.220(0.926)$

Valores reales y pronósticos de un paso adelante 1996 (1) a (4) M3

| Periodo | Δp_t actual | $\Delta^* p_t$ | $\Delta \hat{p}_t - \Delta^* p_t$ | SE | T |
|---------|---------------------|----------------|-----------------------------------|-----------|-----------|
| 1996(1) | 0.0801211 | 0.0950657 | -0.0149445 | 0.0257716 | -0.579884 |
| 1996(2) | 0.0621977 | 0.0450564 | 0.0171413 | 0.0255569 | 0.670709 |
| 1996(3) | 0.0431628 | 0.0361851 | 0.0069777 | 0.0254374 | 0.274309 |
| 1996(4) | 0.0589978 | 0.0542998 | 0.0046979 | 0.0253715 | 0.185167 |

$\Delta^* p_t$ = pronóstico de la inflación.

Ecuación para M4

$$(E4) \quad \Delta p_t = 0.413 \Delta p_{t-1} + 0.295 \Delta m_{4t} + 0.238 \Delta m_{3,t-1} + 0.028 \Delta r_{t-1} - 0.036 \Delta r_{t-2} - 0.149 \text{ECM}_{t-1}$$

(5.407) (5.079) (3.411) (2.141) (-2.781) (-4.899)

$$R^2 = 0.960 \quad \text{RSS} = 0.032308 \quad \text{DW} = 1.93$$

Autocorrelación: Multiplicadores de Lagrange con 4 rezagos

$$\chi^2(4) = 4.831(0.305) \quad F(4, 51) = 1.097(0.368)$$

Heterocedasticidad: ARCH con 4 rezagos

$$\chi^2(4) = 5.335(0.254) \quad F(4, 47) = 1.213(0.318)$$

Normalidad:

Skewness = -0.007182 Kurtosis = 1.031679

$\chi^2(2) = 5.9808 (0.0503)$

Forma funcional

RESET(2): $F(1, 54) = 2.185(0.145)$

Pruebas de consistencia de los Parámetros

Cusum: No presenta cambio estructural

CusumQ: No presenta cambio estructural

Coefficientes recursivos: Los coeficientes presentan un quiebre en 87-88

Prueba Chow de pronóstico 1996(1)-1996(4): $\chi^2(4) = 4.124(0.389)$

Prueba Cow: $F(4, 51) = 0.918(0.461)$

Valores reales y pronósticos de un paso adelante 1996 (1) a (4) M4

| Periodo | Δp_t actual | $\Delta^* p_t$ | $\Delta p_t - \Delta^* p_t$ | SE | T |
|---------|---------------------|----------------|-----------------------------|-----------|-----------|
| 1996(1) | 0.0801211 | 0.126994 | -0.0468724 | 0.0266756 | -1.75712 |
| 1996(2) | 0.0621977 | 0.0658426 | -0.00364494 | 0.0259182 | -0.140632 |
| 1996(3) | 0.0431628 | 0.0523220 | -0.00915913 | 0.0261657 | -0.350044 |
| 1996(4) | 0.0589978 | 0.0784712 | -0.0194734 | 0.0262895 | -0.740732 |

$\Delta^* p_t$ = pronóstico de la inflación.

Pruebas de Diagnóstico

Con relación a los supuestos del modelo estadístico general se aplicaran las siguientes pruebas al modelo propuesto con el fin de validar dichos supuestos.

Autocorrelación. La prueba correspondiente es la de Multiplicadores de Lagrange (LM). Asumiendo que los errores (u_t) son autorregresivos de orden p entonces se estima la siguiente regresión.

$$(1) \quad u_t = \phi_1 u_{t-1} + \phi_2 u_{t-2} + \dots + \phi_p u_{t-p} + v_t$$

Donde $H_0: \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_p = 0$. Y el estadístico se distribuye como una chi cuadrada con p grados de libertad $\chi^2(p) = nR^2$

Heteroscedasticidad. La prueba se denomina ARCH, que se basa en la estimación de una regresión que incluye los valores rezagados al cuadrado de los residuales de la ecuación original.

$$(2) \quad u_t^2 = \phi_1 u_{t-1}^2 + \phi_2 u_{t-2}^2 + \dots + \phi_p u_{t-p}^2 + v_t$$

La hipótesis nula es que $H_0: \phi_1^2 = \phi_2^2 = \dots = \phi_p^2 = 0$ y el estadístico se distribuye como una chi cuadrada con p grados de libertad.

Normalidad. Se verifica con base en la prueba de normalidad Jerque-Bera y su estadístico se distribuye como una chi cuadrada con dos grados de libertad $\chi^2(2)$.

Linealidad. Se utiliza la prueba RESET que consiste en estimar una regresión con los errores de la regresión original como variable independiente y los valores estimados de la variable independiente como factores explicativos a diferentes potencias.

$$(3) \quad \hat{u}_t = \gamma X_t + \alpha_1 \hat{Y}_t^2 + \alpha_2 \hat{Y}_t^3 + v_t$$

La hipótesis nula es $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$, y el estadístico se distribuye como una chi cuadrada con m grados de libertad.

Pruebas de cambio estructural o de estabilidad en los parámetros

CUSUM y CUSUMQ. Con base en los residuales recursivos normalizados.

$$(4) \quad w_t = \frac{(Y_t - \hat{Y}_{t|t-1})}{d_t}$$

Donde $\hat{Y}_{t|t-1} = \beta_{t-1}' X_t$ y d_t es la desviación estándar del pronóstico de la ecuación estimada y se define como $d_t = \sqrt{1 + x_t' (X_{t-1}' X)^{-1} x_t}$

Se definen las pruebas CUSUM y CUSUMQ como:

$$(5) \quad \text{CUSUM} = (1/s^2) \sum_{j=k+1}^r w_j \quad r=k+1, \dots, n$$

$$(6) \quad \text{CUSUMQ} = \frac{\sum_{j=k+1}^r w_j^2}{\sum_{j=k+1}^r w_j^2} \quad r=k+1, \dots, n$$

Esta prueba se basa entonces en el análisis de la suma de los residuales a los cuales se les compara con los extremos generados por $(k, \alpha_1 \sqrt{n-k})$ y $(n, 3\alpha_1 \sqrt{n-k})$ para CUSUM y $\alpha_2((r-j)-k)/(n-k)$ para CUSUMQ. Donde α_1 representa el nivel de significancia de la prueba y α_2 se define con respecto al nivel de significancia y el número de grados de libertad.

CHOW. Esta prueba analiza la existencia de modificaciones en los parámetros para el conjunto de la muestra. Se asume entonces la existencia de dos posibles ecuaciones con similar especificación pero distintos valores en los parámetros las cuales son estimadas para periodos diferentes de la muestra. Esto es:

$$(7) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t$$

$$(8) \quad Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \dots + \alpha_k X_{kt} + u_t$$

La hipótesis nula es $H_0: \beta_0 = \alpha_0, \beta_1 = \alpha_1, \dots, \beta_k = \alpha_k$

La prueba se realiza estimando nuevamente la ecuación general para cada una de las muestras pequeñas y analizando si la suma del cuadrado de los residuales de cada regresión difiere significativamente. El estadístico se construye como:

$$(9) \quad F = ((RSS1 - RSS2)/k) = F(k, n+m-2k)$$

Donde $RSS1$ representa la suma del cuadrado de los residuales totales de la primera regresión y $RSS2$ la suma del cuadrado de los residuales de la segunda regresión.

Chow de pronósticos: Se construye incluyendo variables dummies (D) en la regresión original y analizando su significancia estadística. Asumiendo dos ecuaciones con distintos coeficientes.

$$(10) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_r X_{rt} + e_t$$

$$(11) \quad Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \dots + \alpha_r X_{rt} + e_t$$

Las ecuaciones (10) y (11), pueden representarse por la siguiente ecuación general.

$$(12) \quad Y_t = \beta_0 + (\beta_0 - \alpha_0)D_0 + \beta_1 X_{1t} + (\beta_1 - \alpha_1)D_1 \dots + \beta_n X_{nt} + (\beta_n - \alpha_n)D_n + e_t$$

En el caso en que los coeficientes de cada ecuación sean distintos, esto se reflejará en que las variables dummies, serán estadísticamente significativas.

Prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF). Si una series X_t se representa un proceso autorregresivo de orden p . En este caso se puede estimar especificar un modelo AR(p).

$$(13) \quad X_t = \theta_1 X_{t-1} + \dots + \theta_p X_{t-p} + u_t$$

donde u_t es ruido blanco.

Ahora bien, si $\theta_1 + \theta_2 + \dots + \theta_p < 1$, entonces X_t describe un proceso estacionario pero si la suma es igual a uno, se dice que X_t presenta un camino aleatorio o que tiene raíz unitaria.

La ecuación (13) se puede arreglar de la siguiente forma:

$$(14) \quad \Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta X_{t-i} + u_t, \text{ donde } \phi = \theta_1 + \theta_2 + \dots + \theta_p - 1$$

Entonces si ϕ es cero X_t tiene raíz unitaria. De esta manera la prueba ADF utiliza la prueba estadística t sobre ϕ a fin de probar la hipótesis nula de que ϕ sea igual a cero.

Bibliografía

- Aboumrad A.G. (1996) "Instrumentación de la Política Monetaria con objetivos de estabilidad de precios: el caso de México", *Monetaria*, CEMLA, núm. 1, enero-marzo, pp. 69-115.
- Arbach, M. (1995a) "Programación monetaria DEL Bundesbank-concepto, evidencia empírica y desafíos de la integración europea", *Revista de Economía*, volumen II, núm. 2, noviembre, pp. 103-104.
- (1995b) "Lineamientos generales y desafíos actuales de la política monetaria del Deutsche Bundesbank", *Monetaria*, CEMLA, vol. XVIII, núm. 1, enero-marzo, pp. 1-22.
- Ayala P.E. (1990) "La teoría cuantitativa del dinero", *Economía: Teoría y Práctica*, UAM, núm 15, verano-otoño, pp. 137-157.
- Barthlome, A.(1992) "Aspectos operativos e instrumentales de la programación monetaria en Alemania", CEMLA, *Monetaria*, vol. , núm. 1, enero-marzo, pp. 39-65.
- Blejer, M.I. (1984) "Un modelo monetario de inflación y balanza de pagos para México (1953-1979)", A. Ize y G. Vera (comps.), *La inflación en México*, El Colegio de México, pp. 41-56.
- Bordes, C., E. Girardin, y V. Marimoutou (1993) "An Evaluation of the Performance of P-star as Indicator of Monetary Conditions in the Perspective of EMU: The Case of France", Philip Arestis, *Money and Banking*, St. Martin's Press, pp.220-241.
- Cassoni, A. (1991) "Pruebas de Diagnóstico en el Modelo Económico I", *Documento de Trabajo*, CIDE, pp. 73.
- Charemza, W.W. y D.F. Deadman (1992) *New Direction in Econometric Practice*, Edward Elgar Publishing, pp. 370.
- Coleman, W. J. (1996) "Money and Output: A Test of Reverse Causation", *American Economic Review*, vol. 86, núm. 1, marzo, pp. 90-111.
- Cuthbertson, K., S.G. Hall y M.P. Taylor (1992) *Applied Econometric Techniques*, Philip Allan, pp. 274.
- Dávila, J., Ize, A. y Morales J. (1984) "Fuentes del proceso inflacionario en México: Análisis de causalidad", A. Ize y G.Vera (comps.), *La inflación en México*, El Colegio de México, pp. 41-56.
- Davidson, P., (1978) *Money and the Real World*, Macmillan, Londres 1978.
- Dickey, D., y W.A.Fuller (1981) "Likelihood Ratio statistics for Autorregressive Time Series With Unit Root", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, pp. 1057-1072.

- Engel, R.F., y C.W. J. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, vol. 55, núm 2, pp. 251-276.
- (1991) "Long-run Economic Relationships", *Readings in cointegration*, Oxford University Press, pp. 301.
- Ericsson N.R. (1992) "Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: An Overview", *Journal of Policy Modeling*, junio, núm. 14, vol. 3, pp. 251-280.
- Friedman, M (1956) "The Quantity Theory of money: A Restatement", Friedman M. *Studies in the Quantity Theory of Money*, University Chicago Press.
- (1959) "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results", *The Journal Political Economy*, vol. 67, núm. 4, agosto, pp. 327-351.
- (1992) *La economía Monetaria*, Gedisa S.A., España,
- (1969) *The Optimum Quantity of Money, and others essays*, Aldine Publishing Company, Nueva York.
- (1978) "Un marco teórico para el análisis monetario", *El marco monetario de Milton Friedman: un debate con sus críticos*, R. J. Gordon, pp. 13-77.
- Funke M. y S. Hall (1992) "Is the Bundesbank Different from Other Central Banks: A study based on P*", documento de trabajo, 11-92, *London Business School*, pp. 21.
- Galindo, L.M. (1993) "Los determinantes de corto y largo plazos del consumo en México (1960-1988): Un análisis con mecanismo de corrección de errores y cointegración", *Investigación Económica*, núm. 206, octubre-diciembre, pp. 177-207.
- (1997) "El modelo P* como indicador de la política monetaria en una economía con alta inflación", *El trimestre económico*, FCE, vol. LXIV, núm. 254, pp 221-239.
- (1997b) "El concepto de exogeneidad en la econometría moderna", *Investigación Económica*, vol. LVII, núm. 220, abril-junio, pp. 97-111.
- Galindo, L.M. y M.E., Cardero (1997) "Un modelo econométrico de vectores autorregresivos y cointegración de la economía mexicana, 1980-1996", *Economía Mexicana*, vol. VI, núm. 2, segundo semestre, pp.223-247.
- Granger, C.W.J. (1990) "Where are The Controversies in Econometric Methodology", *Modelling Economic Series*, C.W.J. Granger (ed.), Calderon Press Oxford, pp. 1-23.
- y G.E. Mizon (1993) "Cointegration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data", *Advanced Text in Econometrics*, Oxford University Press, pp. 329
- Hall S., y A. Milne (1991) "The relevance of P-star analysis to UK M4", documento de trabajo, 21-91, *London Business School*, pp. 16

- (1994) "The relevance of P-star Analysis to UK Monetary Policy", *The Economic Journal*, núm. 104, mayo, pp.597-604.
- Hallman, J.J., R.D. Porter y D.H. Small (1991) "Is the Price Level Tied to M2 Monetry Aggregate in Long Run?", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 4, septiembre, pp. 841-858.
- y R.G. Anderson (1993) "Has the Long-Run Velocity of M2 Shifted? Evidence from the P* Model", *Economic Review*, vol. 29, núm. 1, pp. 14-26.
- Harris, Laurence (1993) *Teoría Monetaria México*, FCE, México, pp. 583.
- Hendry, D.F. (1979) "Predictive Failure and Econometric Modelling in Macroeconomics: The Transaction Demand for Money", *Economic Modelling*, P. Omered (ed.), London Heinemann.
- (1983) "Econometric Modelling: the concumption function in retrospec", *Scottish Journal of Political Economy*, noviembre.
- A.R. Pagan y D.sargan (1984) "Dinamic Specification", *Handbook of Econometrics*, vol. II, Z. Griliches y M.D. Intriligator (eds.), pp. 1023-1100.
- y N.R. Ericcson (1991) "An Econometric Analysis of UK Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna Schwartz", *American Economic Review*, vol. 81, núm. 1, marzo, pp. 8-38.
- Ize, A., y J. Salas (1984) "El comportamiento macroeconómico de la economía mexicana entre 1961 y a981: especificaciones alternativas y pruebas de hipótesis", A. Ize y G. Vera (comps.) *La inflación en México*, El Colegio de México, pp. 41-56.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- (1992) "Testing Weak Exogeneity and the Order of Coitegration in UK Money Demand Data", *Journal of Policy Modeling*, junio, núm. 14, vol. 3, pp. 313-334.
- (1995) *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, pp. 267.
- Johson, Harry G. (1970) "Monetary and Keynesians economics", R.W., Clower *Monetary Theory*, Peguin Modern Economic Readings,
- (1970b) "Teoría y Política Monetaria", *Panoramas Contemporáneos de la Teoría Económica*, Madrid, Alianza, pp.17-79.
- Kaldor, N. (1973) "The New Monetarism", en A.A. Wlaters (Ed.), *Money and Banking*, Penguin Education, Harmondsworth.
- Keynes, J.M. (1986) *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero*, México, FCE, pp. 230.

- Leijonhufvud, A. (1967) "Keynes and Keynesians: A Suggested Interpretation", *American Economic Review*, marzo.
- Leriche G. (1991) *Antecedentes y desarrollo de la teoría cuantitativa, según la versión de saldos reales de A.C. Pigou*, Tesis de Maestría, UACPyP-CCH, UNAM, pp. 126.
- Levy, N. (1996) "El debate sobre la dicotomía real monetaria de la escuela neoclásica y sus implicaciones para la política monetaria y fiscal", *Investigación Económica*, núm. 215, enero-marzo, pp. 77-96.
- López, M.R. (1996) "La autoridad monetaria frente a las crisis financieras; la experiencia reciente del Banco de México", *Monetaria*, CEMLA, núm. 1, enero-marzo, pp. 1-30.
- Lucas, R. Y T.J. Sargent, (1982) "After Keynesian Macroeconomics", en *Rational Expectations and Econometric Practice*, R. Lucas y T.J. Sargent (Eds.), vol. I, the University Minnesota Press.
- Maddala G.S. (1996) *Introducción a la Econometría*, México, Prentice Hall, pp. 715.
- Mánteay, G. (1994) *Lecciones de Economía Monetaria*, México, UNAM, pp. 233.
- (1995) "La política monetaria en México y la tasa de interés real", *Investigación Económica*, núm. 211, enero-marzo, pp. 123-146
- Morgan, B. (1978) *Monetarists and Keynesians*, New York, John Wiley & Sons, pp. 183.
- Mongiovi G. y C. Rühl (1993) *Macroeconomic Theory: Diversity and Convergence*, Edward Elgar, pp.250.
- Slas, J., y A. Ize (1984) "Dienro, precios y producto un análisis de autorregresión vectorial para México", A.Ize y g. Vera (comps.), *La inflación en México*, El Colegio de México, pp. 71-86.
- Smithin J. (1994) *Controversies in Monetary Economics*, Canadá, Edward Elgar, pp.211.
- Snowdon B., H. Van y P. Wynarczyk, (1994) *A Modern Guide to Macroeconomics*, Edgwar Elgar, pp. 460.
- Spanos, A. (1986) *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge University Press, pp. 695.
- Tödter K.H. y H.E. Reimers (1994) "P-star as a Link Between Money and Prices in Germany", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Alemania, Band 130, Heft 2, pp. 273-2789
- Thomton, H. (1939) *An Enquiry into the Nature and Effects of the Paper Credit of Great Briain* (Londres Hatchard, 1802), Reimpresión de Farrar and Rinehart, Inc. Nueva York.
- Wicksell, K. (1946) *Lectures on Political Economy*, Routley and Sons, Londres.
- Yacaman, J.m. (1984) "Análisis de la inflación en México", A Ize y g. Vera (comps.), *La inflación en México*, El Colegio de México, pp. 147-158