

**UNA RELACIÓN DE CAUSALIDAD ENTRE LA INFLACIÓN Y LA
OFERTA MONETARIA PARA COLOMBIA EN EL PERIODO 1954-2004**

FERNANDO MOLINA LÓPEZ

**UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
PROGRAMA ACADÉMICO DE ECONOMÍA
SANTIAGO DE CALI**

2006

**Una relación de causalidad entre la inflación y la
oferta monetaria para Colombia en el periodo 1954-2004**

Fernando Molina López

**Universidad del Valle
Facultad de Ciencias Sociales y Económicas
Programa Académico de Economía
Santiago de Cali
2006**

**Una relación de causalidad entre la inflación y la
oferta monetaria para Colombia en el periodo 1954-2004**

Fernando Molina López

**Trabajo de Grado para optar al Título de
Economista**

**Directora
Luz Adriana Giraldo Balcázar
Economista**

**Universidad del Valle
Facultad de Ciencias Sociales y Económicas
Programa Académico de Economía
Santiago de Cali
2006**

**Una relación de causalidad entre la inflación y la
oferta monetaria para Colombia en el periodo 1954-2004**

Fernando Molina López

DESCRIPTORES:

- ❖ **Oferta Monetaria Endógena**
- ❖ **Inflación**
- ❖ **Medios de Pago**
- ❖ **Relaciones de Causalidad**
- ❖ **Series de Tiempo**

**Universidad del Valle
Facultad de Ciencias Sociales y Económicas
Programa Académico de Economía
Santiago de Cali
2006**

AGRADECIMIENTOS

Quiero agradecer muy especialmente a la FUENTE DE TODO PODER, mi Dios quien todo el tiempo ha estado conmigo. A las personas que de una u otra forma aportaron a la consecución de éste sueño.

Quisiera agradecer a mis padres, mi viejo Floro y mi madre Ceci por su colaboración, por creer en mi, por que siempre tuvieron la certeza de que esto era posible. Muchas gracias a mis profesores Harvy, Jaime, Boris, Néftalli, Inés María y Carlos Humberto, quienes fueron fundamentales en mi desarrollo como estudiante, especialmente a la profesora Luz Adriana Giraldo por su compañía, apoyo y diligencia en el logro de éste objetivo.

También quiero resaltar el apoyo de mis compañeros, Janine, Gonzalo. Especialmente la colaboración de mi hermano y amigo Edwin Largo Cañaverál, quien jugó parte fundamental en el desarrollo de mi trabajo de grado.

Ya David, Carlos y Sebas por su amor.

TABLA DE CONTENIDO

	Pág.
INTRODUCCIÓN.....	1
1. MARCO TEÓRICO.....	4
2. ESTADO DEL ARTE.....	9
3. METODOLOGÍA.....	12
3.1 Análisis de las Series M1 e IPC.....	12
3.2 Especificación del Modelo.....	21
4. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE CAUSALIDAD.....	23
CONCLUSIONES.....	28
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	30
ANEXOS.....	32

RESÚMEN

Durante mucho tiempo se ha discutido sobre la efectividad de la política monetaria en el control de los precios a través del control de los agregados monetarios. En especial, el Banco de la República se ha fijado como principal objetivo el control de la inflación sobre la base de una oferta monetaria exógena. Este trabajo hace un análisis considerando que la oferta monetaria es endógena y muestra como el crecimiento de los precios en la economía colombiana es un resultado que antecede el crecimiento de los agregados monetarios, criticando de esta forma el manejo a la política monetaria que se ha dado en Colombia en los últimos años. Se parte del análisis de las series IPC y M1 durante cincuenta años, considerando hechos estilizados en tres periodos importantes, a través de las pruebas de causalidad tipo Granger.

INTRODUCCIÓN

El fenómeno de la inflación ha sido tema de gran debate a nivel de política económica en los últimos tiempos. La creación de bancos centrales independientes se ha justificado en el hecho de que actuando de manera aislada la política monetaria de la política fiscal se puede lograr el objetivo de ejercer control sobre los precios en la economía. En Colombia, el Banco de la República se estableció como banco central independiente a partir de 1991 con el propósito principal de controlar el crecimiento de los medios de pago como medio para mantener estable el crecimiento de los precios.

Reyes y Gómez (2000) afirman que quienes defienden la hipótesis de la independencia del banco central, consideran que la política monetaria debe tener un objetivo claro: mantener el poder adquisitivo de la moneda, y que éste debe ser un objetivo de largo plazo, dado que las políticas expansionistas de corto plazo no modifican las condiciones estructurales de la economía y, por el contrario, pueden desatar procesos inflacionarios que perjudican el desempeño económico. No obstante, esta hipótesis está limitada por una visión teórica que supone una economía de trueque en la que el dinero actúa como numerario y no constituye un fin en sí mismo.

Es un hecho que las economías modernas se deben analizar en el marco teórico de una economía de producción (además de economías de trueque) donde las variables monetarias y reales están interrelacionadas y el crédito actúa como parte del proceso productivo dado que vincula planes de producción y su disponibilidad condiciona el desempeño económico.

Es importante analizar si las expansiones monetarias del banco central afectan variables reales como los precios e incluso el nivel de actividad económica¹. En este sentido se han realizado algunos estudios tanto en Colombia como en otros países bajo la preocupación por buscar una relación de causalidad entre los agregados monetarios y los precios.

En Colombia el Banco de la República tiene como principal objetivo mantener constante el poder adquisitivo de la moneda en lo que se ha denominado *Inflation Target*. Sin embargo es necesario corroborar la relación de causalidad que existe entre los agregados monetarios² y el IPC³, medido a través de pruebas tipo Granger⁴. Estudios como los de Lorente (1991), Jalil y Melo (2000), Rodríguez *et al* (2002) han analizado esta relación de causalidad entre M1 y los precios con pruebas tipo Granger.

En este trabajo se pretende analizar dicha relación teniendo en cuenta un periodo más amplio entre 1954 y 2004 para Colombia con información obtenida a través del DANE y Banco de la República. A su vez, se distinguirán tres subperíodos dada las diferencias que se pueden encontrar.

En el periodo comprendido entre 1954 a 1972 la política monetaria se considera de corte poskeynesiano, dado que se orientó al crédito organizado con bajas tasas de interés y poca preocupación por el aumento de la masa monetaria; para el periodo 1973 a 1989 el enfoque cambia hacia políticas de corte monetarista, se promulga la no intervención del Estado, el libre juego del mercado de bienes y capital y tasas de interés por encima de la inflación y como uno de sus objetivos combatir la inflación con el control de la masa monetaria (Lorente, 1990).

¹ Las implicaciones de la expansión monetaria afectan diversas variables en la economía como las tasas de interés, el nivel de actividad económica y puede llegar a influir sobre otras como el empleo, la inversión o incluso el tipo de cambio. Sin embargo, no es objeto de estudio, el impacto de la política monetaria sobre este tipo de variables.

² Medidos principalmente por M1, que corresponde al efectivo en poder del público más los depósitos en cuenta corriente.

³ Índice de Precios al Consumidor.

⁴ Granger (1969) y Sim (1972) desarrollaron el método para probar la relación de causalidad.

El aporte de este trabajo consiste en analizar la relación de causalidad de M1 e IPC en el periodo 1990 a 2004, además de los anteriores periodos, teniendo en cuenta el enfoque de política monetaria que concede la Constitución Política de Colombia de 1991 al Banco de la República⁵ utilizando las series del DANE y Banrep.

Igualmente, se realizará un análisis descriptivo de las series M1 e IPC en periodo 1954 – 2004 y se mostrará el comportamiento que han tenido durante este periodo; se hará un análisis mediante pruebas de estacionariedad a las series mensuales M1 e IPC; finalmente, se harán pruebas tipo Granger para establecer la relación de causalidad entre M1 e IPC, teniendo en cuenta los cambios generados en la política monetaria en Colombia en el periodo de análisis

Se parte de los planteamientos poskeynesianos en los que se supone que la relación de causalidad va de precios a agregados monetarios (Rodríguez *et al*, 2002) y no al contrario como se postula en los planteamientos neoclásicos, que justifican medidas como la *Inflation Target*. (Jalil y Melo, 2000).

Dado que no hay consenso frente al tema, se hace necesario revisar los planteamientos teóricos de uno y otro lado para buscar evidencia empírica acerca de cuál planteamiento teórico está más próximo de explicar lo que ha ocurrido en la economía colombiana en los últimos cincuenta años.

Este informe se desarrolla de la siguiente manera: primero se expone el marco teórico, exponiendo las diferentes visiones sobre la influencia de la política monetaria y la inflación, luego se expone el estado del arte de lo que se ha estudiado tanto en Colombia como en el ámbito internacional, después se muestra la metodología Granger y se hace un análisis estadístico de las series; finalmente se presentan los resultados de las pruebas y se presentan las conclusiones y recomendaciones de política.

⁵ A partir de 1991 se tienen dos características fundamentales del Banco de la República:

1) Actúa de manera independiente de la política fiscal.

2) Se le confirió el objetivo principal de controlar el crecimiento de los precios en la economía.

1. MARCO TEÓRICO

La relación entre dinero y precios ha sido tema obligado de todas las escuelas de pensamiento económico monetario. Es importante hacer una primera división entre los que consideran que el exceso de dinero es la causa del aumento posterior de los precios y, los que afirman que los precios cambian primero y generan luego una demanda por dinero.

La teoría con precios flexibles, avalada por la teoría neoclásica, concibe el dinero como simple medio de circulación en un sistema de producción y de intercambio cuya actividad esta regulada por elementos no monetarios. En su forma más radical, el funcionamiento del sistema está determinado por razones de economía real y el dinero es enteramente neutral: si duplicamos la cantidad de numerario, se duplican los precios nominales, pero sin ningún efecto sobre los precios relativos ni impacto sobre las decisiones de la economía real. Todo esto se resume en la Teoría Cuantitativa del dinero, ó en la Ecuación de Fisher, expresada de la siguiente forma:

$$MV = PT$$

Donde M es la cantidad de dinero; V, representa la velocidad de circulación del dinero; T, representa el volumen de transacciones realizadas por periodo, y P es el nivel general de precios en el periodo. Es necesario interpretar de manera adecuada la ecuación de Fisher para analizar su esencia:

Fisher plantea que la Velocidad de circulación, V, dependerá de las costumbres de pago, de las innovaciones en el sistema bancario, la organización institucional, etc., las cuales cambian muy lentamente en el tiempo. T dependerá del ingreso real, del nivel de actividad económica y del pleno empleo de los factores, por tanto, se asume que no cambiará significativamente en el corto plazo. Asumiendo así a V y

T independiente de M y con T cambiando relativamente lento, P no cambiará significativamente a no ser que cambie M. Es decir, si V y T son consideradas como constantes implica que P es determinado solo y proporcionalmente a M. (Gilbody, 1988).

Hay un reavivamiento de la teoría cuando el monetarismo introduce la concepción keynesiana de liquidez. Según esta teoría, las autoridades monetarias pueden regular la cantidad de dinero en la economía; los cambios en la oferta monetaria pueden tener un efecto inmediato sobre la producción real, pero cualquier exceso sobre las necesidades de circulación se traduce en un aumento de precios. (Reyes y Gómez, 2000).

Keynes, siguiendo la Escuela de Cambridge⁶ criticó la causación directa o enlace entre la cantidad de dinero y PIB nominal. Sus antecedentes directos se remontan a la teoría cuantitativa en su versión de Cambridge. A diferencia de la ecuación de Fisher, la ecuación de Cambridge es una teoría de la demanda por dinero. La demanda de dinero se representa de la siguiente forma:

$$M^d = kPY$$

Donde $k = 1/V$ y representa la proporción de los ingresos monetarios que el público desea mantener en el mediano plazo, V representa la velocidad del ingreso (Hansen, 1964).

Este enfoque explica M^d como deseada por la conveniencia de tener dinero, el individuo escoge una proporción k de su ingreso nominal o de su ingreso real que desea mantenerse como capacidad de compra en dinero (Lora, 1986). La demanda de saldos se representa de la siguiente forma:

$$k = \frac{M^d}{py} = ky = \frac{M^d}{p}$$

En esta teoría el precio del dinero es considerado como el precio de cualquier otra mercancía y su valor dependerá de su oferta y su demanda; lo que implica que el

⁶ Marshall y Pigou son los principales representantes de la Escuela de Cambridge.

dinero será demandado teniendo en cuenta rendimientos alternativos: $k = f(r, y, w, u, g)$. Donde r es la tasa de interés, w es la riqueza, u representa las preferencias y g las expectativas. Si el dinero se demanda por su capacidad de compra y si los factores que determinan k permanecen estables, un exceso de oferta sobre la demanda hará que los individuos realicen movimientos a favor de los bienes y en contra del dinero; lo anterior conduce a un incremento en el nivel de precios reduciendo el atesoramiento. Si los individuos quisieran aumentar su liquidez esto produciría una mayor demanda de bienes y un mayor nivel de precios. Entonces, según éste enfoque la proporcionalidad entre la cantidad de dinero M_s y los precios se da en equilibrio una vez recogidos los desajustes estando k y Y dados (Lora, 1986).

Los teóricos poskeynesianos centran su análisis en una economía monetaria de la producción, en la que el dinero además de ser numerario, vincula lo monetario con lo real mediante el financiamiento de la producción. La existencia de dinero altera la estructura y el funcionamiento de la economía porque el crecimiento económico requiere gasto deficitario que sólo puede financiarse con creación de crédito. En este sentido las necesidades de financiamiento de los empresarios (aunque también del gobierno y de los hogares) ocasionan las variaciones de la cantidad de dinero. El dinero es una respuesta del sistema financiero a los requerimientos del sistema económico. Así, la cantidad de dinero no depende de los dictados de la autoridad monetaria, ya que su función –en cuanto a la oferta monetaria- se limita a acoger políticas monetarias que ajusten la tasa de crecimiento del dinero a la demanda potencial de recursos (Reyes y Gómez, 2000). Así la oferta monetaria no es estrictamente exógena y tenemos que una parte de la oferta de dinero es endógena.

Los agentes demandan crédito para iniciar el proceso productivo (adelantar los pagos a los factores productivos). Una vez realizada la producción, se espera que los recursos adelantados se recuperen a través del consumo. Aunque es posible que algunas firmas obtengan una suma mayor que sus gastos iniciales, en el agregado habrá una diferencia entre el gasto adelantado y los ingresos obtenidos debido al ahorro (financiero y a través del mercado de capitales) mediante la que una parte de los recursos gastados no retorna inmediatamente a las empresas sino que se desvía

en forma de depósitos bancarios. Esto impide cancelar todas las deudas contraídas con los bancos y hace necesario establecer convenios adicionales de crédito para pagar la diferencia y mantener, al menos, el mismo volumen de producto. Aun las nuevas inversiones motivadas por las expectativas optimistas de los empresarios, ante un buen desempeño económico, requieren de la ampliación del crédito. A su vez los bancos proporcionan los recursos financieros motivados por el rendimiento futuro, igual que los empresarios, sus expectativas son optimistas durante los auges; por eso están dispuestos a proveer crédito. Pero si las expectativas no son favorables, la tendencia se revierte; en este caso, es posible que algunas unidades productivas que deseen obtener recursos para cancelar sus deudas no reciban respaldo del sistema financiero (Wray, 1992).

En una economía cerrada, la cantidad de dinero está determinada por las necesidades de financiamiento del sector privado, que puede satisfacerlas de dos maneras:

- 1) Con crédito bancario, cuyo límite superior es fijado por el mecanismo regulador de restricción monetaria, el cual es determinado por el banco central y,
- 2) Con la autofinanciación de las empresas a través de los márgenes de sobre costos, cuyo límite superior es fijado por el mecanismo regulador de la relación precio-venta.⁷

Si las expectativas de los empresarios son optimistas y hay restricciones al financiamiento bancario, las empresas se ven obligadas a captar recursos internos aumentando los márgenes de sobre costos. El hecho fundamental es que el alza en los precios no se relaciona con la cantidad de dinero sino con la necesidad de las

⁷ En una economía abierta sin flujo de capitales se debe incorporar el mecanismo regulador de balanza comercial. Cuando ésta es superávitaria aumenta la cantidad de dinero. Si hay flujo de capitales, el factor clave es el tipo de cambio. Por ejemplo, una devaluación puede tener efectos positivos sobre la balanza comercial e incentivar la inversión extranjera, mientras encarece la deuda privada y pública. El encarecimiento de la deuda pública deteriora la situación fiscal (incrementando el déficit) y provoca mayor competencia por recursos internos con el sector privado. Esto eleva la tasa de interés dado el regulador de restricción monetaria. Además el desestímulo de la producción reduce el recaudo tributario, lo que reduce las transferencias y los contratos públicos (Reyes y Gómez, 2000)

firmas de obtener recursos para pagar sus deudas y cumplir con sus planes de producción. Por tanto, el financiamiento precede a la producción y el dinero no es neutral, pues su escasez detiene la actividad privada, y en vez de controlar la inflación puede agudizarla. La mayor oferta monetaria no garantiza el crecimiento económico pero su contracción puede llevar a la recesión.

Según este enfoque, las relaciones entre la tasa de crecimiento del dinero, tasa de crecimiento económico e inflación no son simétricas: el efecto de un mayor crecimiento del dinero sobre el crecimiento económico y la inflación no es directo sino más complejo. Lo que si expone claramente este enfoque es que una política monetaria restrictiva en épocas de auge reduce los niveles de producción y empleo.

2. ESTADO DEL ARTE

Los trabajos que se han realizado para medir la relación de causalidad entre el crecimiento de la inflación y el crecimiento de los precios han recurrido en su mayor parte a las pruebas tipo Granger. El análisis de las series M1 e IPC ha variado en los distintos trabajos, ya que cada uno opta por análisis de series de tiempo particulares.

Chumacero (2005), muestra un hecho estilizado robusto en la relación entre dinero e inflación en Chile: la inflación precede (estadísticamente) al crecimiento del dinero y no viceversa. Este hallazgo es robusto a la consideración del tipo de política monetaria, período muestral, agregado monetario, consideración de segundos momentos condicionales o la inclusión de metas de inflación. A su vez, se presenta una motivación teórica de porqué la evolución de los agregados monetarios no necesariamente está asociada a la inflación. La modelación de la series M1 e Inflación se realiza a través de modelos Garch bivariados utilizando pruebas de Granger. El periodo analizado comprende datos mensuales desde 1967 a 2004 y también subperiodos en donde se presentaron cambios importantes para la economía chilena.

Rodríguez (2002), analiza la relación de causalidad entre diversos agregados monetarios en España en el periodo de 1978 a 1998, con el propósito de contrastar el carácter exógeno o endógeno de la oferta monetaria. Con este fin, y utilizando para ello distintas técnicas proporcionadas por el análisis de series temporales, se estudió la causalidad estadística entre, por un lado, los activos de caja (base monetaria de los bancos) y, por otro, los agregados monetarios. El estudio de las relaciones de causalidad se realiza mediante la prueba de Granger y los modelos de corrección del error dentro del campo de la cointegración. La primera de estas técnicas requiere el uso de variables estacionarias (Granger, 1969), mientras que la

segunda requiere que las variables implicadas en el análisis sean variables integradas del mismo orden y que mantengan una relación de cointegración. Los resultados empíricos sugieren que este cambio parece observarse en España, distinguiéndose dos periodos. Entre 1978 y 1986, el sistema bancario español se caracterizaba por su escaso desarrollo en comparación con los de otros países desarrollados. Durante dicho periodo, la relación de causalidad observada en el modelo del multiplicador monetario sugería el control de los activos de caja por el Banco de España y su poder de control sobre la oferta monetaria. Sin embargo, durante los 80 se produjeron importantes avances en el desarrollo del sistema financiero español, lo que provoca que, entre 1987 y 1998, la relación anterior se invierta, no pudiéndose rechazar la endogeneidad de la oferta monetaria durante ese periodo.

Jalil y Melo (2000), trataron de establecer la existencia de una relación no lineal entre los medios de pago y la inflación en Colombia. El objetivo básico de este trabajo consistió en encontrar un modelo con el que se pudiera predecir o pronosticar mejor la inflación. En su trabajo, los autores estimaron una relación no lineal utilizando un modelo de regresión de transición suave entre la inflación y agregados monetarios, una ventaja de utilizar una especificación no lineal, esta relacionada con las propiedades de la función impulso respuesta, Aunque, interesa resaltar las pruebas de causalidad entre la inflación y los diferentes agregados monetarios y los resultados encontrados en las diferentes funciones impulso respuesta entre M1 y la inflación. Dentro de las conclusiones de este trabajo se resalta que el agregado con el que se debe trabajar es M1 (dentro de los agregados monetarios) dado que representa las características planteadas por los modelos tradicionales, causa la inflación pero la inflación no la causa a él.

García (1994), apoyándose en teorías postkeynesianas del dinero endógeno expone las bases de un programa de investigación sobre la economía monetaria colombiana. En las interpretaciones postkeynesianas, los aumentos de precios inducen a mayores requerimientos de dinero crédito, a su vez, el Banco de la

República, debe responder con colocaciones forzosas⁸ o cupos de redescuento,⁹ adaptándose a través de alguno de estos mecanismos, a las necesidades de reserva del sistema bancario; el autor lo menciona como la teoría adaptativa de la endogeneidad del dinero. Una segunda explicación postkeynesiana de la endogeneidad del dinero es la teoría estructural. Ésta explica que en el evento que la autoridad monetaria no esté dispuesto a respaldar el aumento del crédito bancario, los bancos se verían obligados a conseguir nuevos depósitos y a efectuar sus préstamos de manera que no tengan que cumplir con las restricciones de encaje.

En cualquiera de los casos la tasa de interés aumentaría. En la primera propuesta, la disparidad entre encaje requerido y resultante anticiparían aumentos en la tasa de interés interbancaria; en la teoría estructural, los bancos acudirían a las innovaciones financieras, que tienen un costo: un aumento en el margen de intermediación y por consiguiente en la tasa de interés. Una tasa interbancaria sistemáticamente alta arroja una señal a los bancos que la demanda de créditos está aumentando y que pueden cobrar una tasa de interés mayor. El autor trabaja las relaciones de causalidad de Granger y de Sims para las series: desencaje (encaje requerido menos encaje disponible), crédito (variación de cartera neta de los bancos), tasa de interés interbancaria, tasa de interés pasiva (CDT 90 días), reservas (encaje disponible) y depósitos en cuenta corriente. Las pruebas respaldan la hipótesis de endogeneidad del dinero, pero no son concluyentes acerca de si se cumple la versión adaptativa o la versión estructural. El autor concluye que la teoría del dinero endógeno es aplicable en Colombia.

Urrutia y Ramírez (1992), consideran en su trabajo sobre Moneda e Inflación, que aunque la inflación es afectada por la oferta monetaria, dicha relación es compleja y es claro que la oferta monetaria tiene un efecto muy parcial sobre los precios. La mejor definición entre precios y moneda se logra con la definición tradicional de M1. Una ventaja de M1 es que puede ser controlada parcialmente por la autoridad

⁸ La autoridad monetaria obliga a los bancos comerciales a tener dinero para encajes.

⁹ La autoridad monetaria pone dinero a disposición de los bancos comerciales para uso de crédito.

monetaria. El control de otros agregados monetarios se hace más difícil e indirecto a partir de M1. El trabajo concluye que existe una relación muy débil entre M1 y el IPC. Lo cual indica que la supuesta correspondencia tan mencionada de que una variación en M1 corresponde a un cambio en precios en la misma proporción presenta bastantes inconsistencias para el caso colombiano.

Uno de los trabajos más representativos para la economía colombiana en esta línea de investigación es el de Lorente (1990), donde muestra que el tradicional manejo de los precios a través de las restricciones al crecimiento de los medios de pago tiene un efecto sobre la inflación contrario al esperado. El autor maneja la hipótesis que en el período bajo estudio 1951-1989 en Colombia se estuvo bajo influencia de diferentes enfoques monetarios. Así, 1951 y 1970 la política monetaria se enmarcó en un contexto keynesiano. Durante éste periodo el énfasis de la política general fue crear empleos a través de la inversión privada y gasto del Estado. No hubo política monetaria, hubo una política de crédito organizado con bajas tasas de interés, y sin un muy preocupante aumento de la masa monetaria, por el contrario, éste se usaba para evitar aumentos de la tasa de interés y para señoreaje¹⁰. La inflación fue una queja permanente de este período y el argumento para optar por la política ortodoxa, ya que éste fenómeno se atribuía al crecimiento desmesurado de los medios de pago.

En el periodo siguiente (1971-1989), avivadas las teorías del monetarismo, todas con rasgos comunes como la no intervención del Estado en la economía (déficit fiscales y políticas de estímulo a la inversión a través del crédito) se promueve el libre juego de los mercados, bienes y capital, éste último para sustituir los créditos dirigidos, donde se permite tasas de interés por encima de la inflación y proteger los intereses del ahorrador o capitalista pasivo a los del empresario inversionista. Ahora la tarea es combatir la inflación mediante el control de la masa monetaria; se introducen las Operaciones de Mercado Abierto (OMAS) como forma de

¹⁰ “Aumento en el poder de compra que adquieren quienes emiten dinero (banco central directamente) cuando ocurre una expansión monetaria (aumento de la cantidad de dinero en términos reales)” (Banco de la República, 2000).

regulación monetaria en lugar de las colocaciones forzosas, reservas y encajes. Por último, se considera que el desempleo es un resultado natural de la voluntad colectiva, que cada quien decide invertir su tiempo en trabajo u ocio. El volumen de producción determinante del nivel de empleo sería regulado por la tasa de interés.

Como metodología econométrica, el autor usa las pruebas de causalidad en el sentido de Granger, los resultados sugieren causalidad en ambas direcciones, pero mucho mejor definidas de los precios hacia el dinero. Lorente (1990) concluye que la estrategia ortodoxa para frenar la inflación es contraproducente, las restricciones al crecimiento de los medios de pago, en lugar de reducir la inflación, la estimula; y solo puede alcanzar sus objetivos tal vez en forma transitoria, cuando la recesión real que ocasionan es de magnitud tal que las necesidades de financiamiento de los empresarios se contraen más rápido que el crédito y el dinero.

3. METODOLOGÍA

3.1 Análisis de las series M1 e IPC

Este trabajo se propone analizar la relación de causalidad existente entre la tasa de crecimiento de los precios y la tasa de crecimiento real de la masa monetaria (M1). Para tal fin, se hace necesario estudiar los componentes de las series temporales bajo análisis, verificando el cumplimiento de algunos supuestos importantes. En primer lugar es necesario verificar la estacionariedad de las series. Este ejercicio se realizará para las series en datos mensuales. Seguidamente se realizarán las pruebas de causalidad tipo Granger, ya que esta prueba requiere que las series sean estacionarias y tengan el mismo orden de integrabilidad.

Dentro de los componentes de una serie de tiempo se puede presentar estacionalidad, tendencia, ciclo y aleatoriedad. Así, una serie de tiempo puede presentar al menos uno de estos componentes, que en la literatura se suele presentar de la siguiente forma:

$$Y_t = T + S + C + U \quad (1)$$

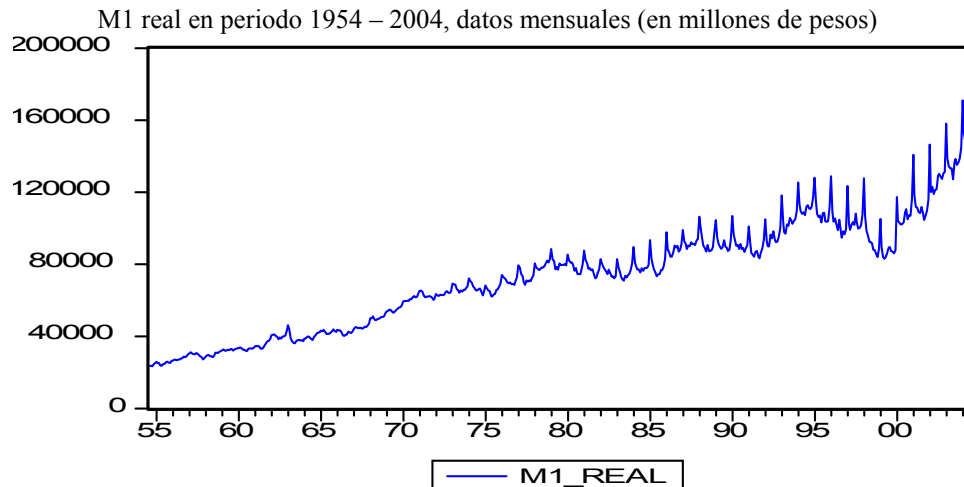
$$Y_t = T * S * C * U \quad (2)$$

Donde la forma funcional (1) indica una forma aditiva de los componentes, mientras que la forma (2) indica una forma multiplicativa.

Al analizar la serie M1 real en datos mensuales se observa que presenta un componente estacional, componente de tendencia positiva, además de aleatoriedad (Ver gráfico 1). Debe tenerse en cuenta que se está trabajando con M1 definido

como el efectivo en poder del público más los depósitos en cuenta corriente (depósitos a la vista).

Gráfico 1



FUENTE: Banco de la República.

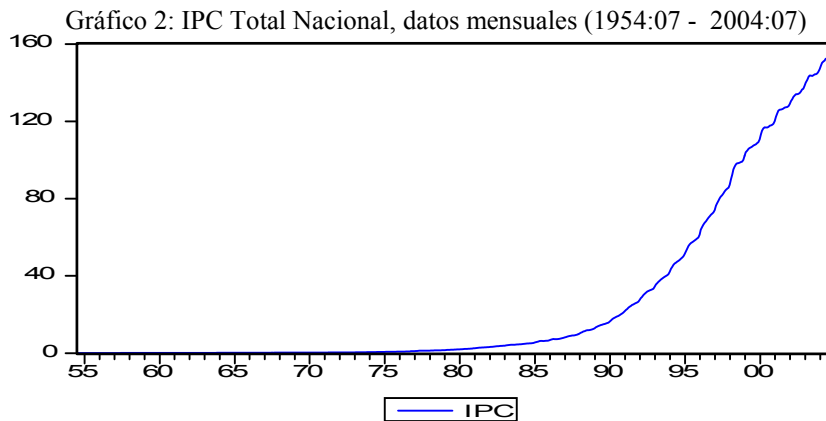
La serie M1 se deflactó tomando como año base 1998. Para el IPC la fuente de información es el DANE, y se tomó el IPC Nacional para el total de los ingresos. Se puede observar que la serie del IPC no presenta componente estacional, aunque se presenta un “quiebre” en la tendencia a partir del año 1977, donde se evidencia un crecimiento constante del índice (ver gráfico 2).

Presentado este panorama de las series y dado que M1 real presenta componente estacional en datos mensuales, es necesario desestacionalizar dicha serie. Este tipo de problemas que presenta la serie se suele corregir por varios métodos, dentro de los más utilizados se encuentra el método de medias móviles, el filtro de Holt Winters, el filtro Hodrick-Prescot y los métodos X11 y X12, siendo éstos últimos los más populares. Por medio del Método X11 del paquete econométrico Eviews, se corrigió la estacionalidad de la serie. Para una explicación más detallada del método ver Saenz *et al* (2003) ¹¹.

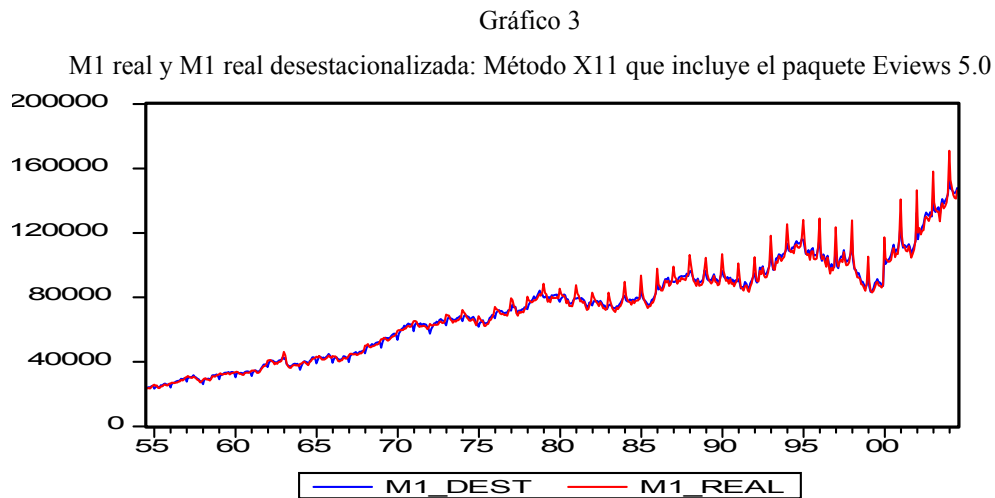
¹¹ Para el método X11 se siguen los siguientes pasos: se define una nueva variable X_t como la serie resultante de efectuar un promedio móvil centrado de Y_t (Serie M1, en nuestro caso):

$$X_t = (0,5Y_{t+5} + \dots + Y_t + \dots + Y_{t-5} + 0,5Y_{t-5})$$

a) Se define la relación R_t entre X_t y Y_t como $R_t = Y_t/X_t$



El gráfico 3 muestra el resultado de la serie desestacionalizada por este método. Es posible observar que la serie M1_DEST no presenta los picos correspondientes a la estacionalidad.



- b) Se calcula el índice estacional I_m . Esto es se determina el promedio simple de R_t para un mes dado (el mes m -ésimo) a partir de las observaciones obtenidas en todos los años de la muestra
- c) Finalmente se determina el factor de escala estacional S_m como una normalización del índice estacional I_m . Así:

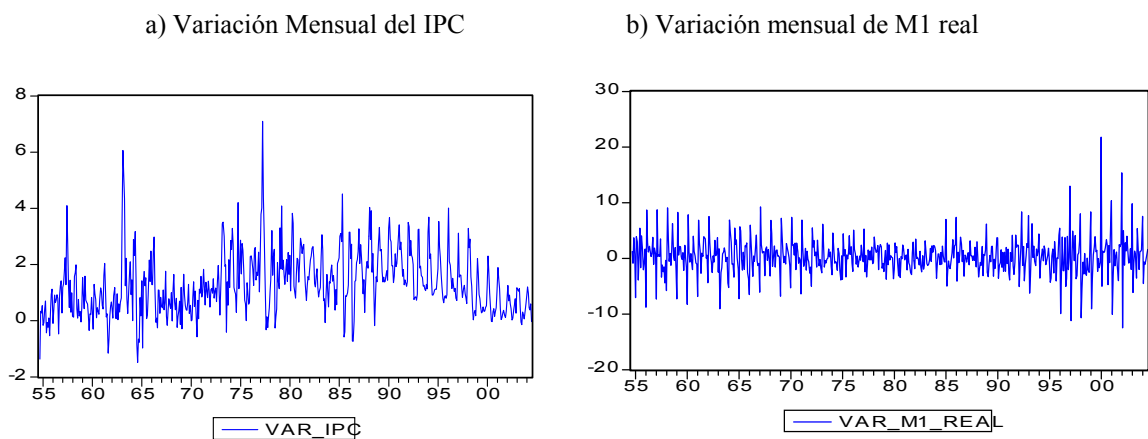
$$S_m = \frac{I_m}{\sqrt[12]{\prod_{k=1}^{12} I_k}} . \text{ En donde se garantiza que } \prod_{j=1}^{12} S_j = 1 . \text{ Observe que } S_m \text{ puede interpretarse}$$

como el porcentaje de desviación en el período m de la serie original frente a la serie ajustada.

- d) La serie estacionalmente ajustada es obtenida a partir de la relación entre la variable original y el factor escala, esto es Y_m/S_m .

Una vez corregido el problema de la estacionalidad de la serie, procedemos a hacer el análisis de estacionariedad correspondiente a las series que se trabajarán en la prueba de Granger. Dado que lo que interesa analizar es la relación de causalidad entre la variación de los saldos reales y la variación del IPC (inflación), es necesario calcular las series para su análisis. Se generan las variaciones mensuales de dichas series. En el gráfico 4 se muestran los resultados en a) para la serie del IPC y en b) para los saldos reales.

Gráfico 4



FUENTE: Banco de la República – Cálculos propios del Autor

Con todo esto, se pretende analizar si las variaciones en el IPC preceden a las variaciones en M1, si la relación es al contrario ó si no existe una relación clara de causalidad entre ambas series.

Al trabajar con series de tiempo es necesario verificar algunos supuestos importantes. Es esencial verificar la estacionariedad de las series, porque se pueden cometer errores tanto en la modelación económica de la misma como en el proceso de inferencia estadística y de estimación.

La estacionariedad en una serie de tiempo implica que la serie tenga momentos de primer y segundo orden finitos y que no varíen en función del tiempo. En términos estadísticos la serie debe cumplir los siguientes requisitos:

$$\begin{aligned}
E(Y_t) &= E(Y_{t+m}) = \mu_1 \\
Var(Y_t) &= Var(Y_{t+m}) = \mu_2 \\
Cov(Y_t, Y_{t'}) &= Cov(Y_{t+m}, Y_{t'+m}) = \mu_k
\end{aligned}$$

Con μ_1 , μ_2 , y μ_k constantes a lo largo del tiempo, las dos primeras propiedades tienen que ver con la estacionariedad en media y en varianza respectivamente, y la tercera con el hecho de que la covarianza entre dos períodos diferentes sólo depende del lapso de tiempo transcurrido entre ellos.

Entonces, cuando las series son estacionarias, se dice que su distribución de probabilidad no depende del tiempo. Cuando hay ausencia de estacionariedad en media, es decir, en el primer momento, se puede recoger introduciendo elementos determinísticos como tendencias lineales, polinómicas, quebradas e incluso variables falsas, etc., en la especificación del proceso. Cuando se captura la no estacionariedad en media bajo estos métodos se puede hacer inferencia bajo los supuestos básicos clásicos del modelo lineal. Por otro lado, cuando la varianza (segundo momento) de la serie no permanece constante, es decir, que la varianza está en función del tiempo, ello puede ser provocado por la existencia de raíces unitarias, lo que ocasiona que la serie tenga memoria ilimitada, ya que su valor actual dependerá de todos los shocks aleatorios pasados, sin que el efecto de éstos se diluya en el tiempo hasta desaparecer.

De acuerdo con lo anterior, al hablar de estacionariedad de una serie temporal se deben identificar dos tipos: en media y en varianza, sin embargo se ha señalado, que pueden haber casos en que alguna de ellas (o ambas) no se presente. Wei (1990), dice que a pesar de que numerosas series de tiempo económicas no son estacionarias, éstas suelen tener una propiedad muy importante que se denomina homogeneidad o integrabilidad. Esta propiedad permite la aplicación de ciertas transformaciones en la serie original cuando ésta no es estacionaria. De este modo, para solucionar el problema de la no estacionariedad en media, generalmente se acude a la aplicación de diferencias transformando la serie en un proceso $I(d)$

donde d se denomina orden de integrabilidad. En el mismo sentido cuando hay estacionariedad en varianza se recomienda la aplicación de logaritmos.

Una herramienta útil para verificar si el proceso generador de datos de la serie es estacionario es el test de Dickey y Fuller, que permite verificar la existencia de raíces unitarias. Además cuando se hace referencia al contraste del orden de integrabilidad de una serie generalmente se asocia con el test de raíz unitaria.

Las series para nuestro análisis son la variación del IPC (como medida de la inflación) y la variación del M1 real (como medida de las variaciones en la oferta monetaria), dado que lo que nos interesa observar son las relaciones de causalidad entre los cambios porcentuales de las variables en estudio. Así se quiere analizar si una variación en los precios, puede ser explicada por un cambio en la oferta monetaria, si es al contrario o si no existe ninguna relación.

El test de Dickey y Fuller enfrenta dos procesos: uno no estacionario con uno estacionario. La hipótesis que se plantea es la siguiente:

$$\begin{cases} H_o : \text{Proceso No Estacionario} & (\text{RAÍZ UNITARIA}) \\ H_a : \text{Proceso Estacionario} \end{cases}$$

La estructura del contraste anida los procesos que se enfrentan y en la anidación aparece un proceso generador de datos AR(1)¹². Una vez que se llegue a la ecuación del contraste, o sea el modelo anidador que identifica los dos procesos implícitos, se debe verificar (que el coeficiente de la variable dependiente rezagada un periodo, τ , sea estadísticamente diferente de cero):

$$\begin{cases} H_o : \tau = 0 \\ H_a : \tau < 0 \end{cases}$$

¹² AR(1) denota un proceso autorregresivo lineal de primer orden, en el que la variable dependiente está en función de ella misma rezagada un periodo, es decir: $Y_t = \phi Y_{t-1} + \delta + U_t$. Este es un proceso que tiene media y varianza constante (es estacionario) siempre y cuando $|\phi| < 1$. Debe recordarse que $|\phi| = 1$ sería un proceso de raíz unitaria

La regla de decisión consiste en rechazar H_0 si $t_\tau < DM$, donde DM corresponde a los valores críticos de Davidson y Mackinnon (1993). Si la hipótesis nula se rechaza no hay raíz unitaria y por lo tanto las series en cuestión serían estacionarias, pero si se rechaza la hipótesis nula, hay que tener cuidado porque este test tiene un defecto, es poco potente, es decir, tiende al no rechazo de la hipótesis nula cuando debería hacerlo. Lo anterior es un problema que se presenta sobre todo cuando la muestra es pequeña, es por eso que cuando el test rechaza la hipótesis nula, éste resultado es creíble dado que tiene más probabilidad de encontrar raíces unitarias donde no las hay. El Cuadro 1 muestra los resultados de aplicar el test de Dickey y Fuller convencional. Como se puede observar se rechaza la hipótesis nula y se evidencia que no hay raíz unitaria y también se verifica la significancia estadística del coeficiente τ .

Cuadro 1
Test de Dickey y Fuller para las series Var IPC y Var M1 real (datos mensuales)

$\Delta Var_IPC = \tau Y_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 t$		
Variable Estimada	Variación de IPC	Variación de M1
τ	-0.03482 (0.0309) [-11.242] {0.0000}	-1.17355 (0.0403) [-29.064] {0.0000}
β_0	0.36754 (0.07316) [5.023] {0.0000}	0.52667 (0.27020) [1.94915] {0.0517}
β_1	0.00028 (0.0002) [1.4689] {0.1424}	0.00035 (0.00078) [-0.4591] {0.6463}
Fc	63.2618 {0.0000}	422.3796 {0.0000}
R ² (%)	17.3	58.6
D.W	2.004	2.053
VALORES CRÍTICOS: 1% 5% 10%		
H ₀ : $\tau=0$ -3.97 -3.42 -3.13		
Entre () Errores Estándar [] Razones t { } Nivel de Significancia		

FUENTE: Cálculos propio del autor

En el anexo 1 se muestra los resultados de aplicar el Test de Dickey y Fuller teniendo en cuenta diferentes especificaciones del modelo: Con constante y tendencia, con constante y sin constante ni tendencia. Se puede verificar que no existe evidencia de la presencia de raíces unitarias en las series y por lo tanto se concluye que son estacionarias con orden de integrabilidad $d=0$.

3.2 Especificación del Modelo

Para la verificación de la hipótesis de esta investigación se utilizará la prueba de causalidad de Granger, como ya se mencionó anteriormente. Granger (1969), estableció que una variable X causa estadísticamente una variable Y si los valores pasados de X pueden ayudar a proyectar mejor los valores futuros de Y y viceversa. El hecho que X cause a Y no significa que Y puede ser mejor explicada por la información pasada de X y por sus valores pasados.

Este método tiene dos pasos y la prueba, que es una prueba de restricción nula, tiene a la vez dos modelos: en el primer paso del método se prueba la hipótesis nula que dice que las variaciones en M1 (Var_M1) no contribuyen a explicar las variaciones en el IPC (Var_IPC). El modelo no restringido incluye la variación del IPC como variable dependiente y valores rezagados de ésta y de variaciones en M1 como variables independientes. El modelo restringido incluye Var_IPC como variable dependiente y sólo valores rezagados de ésta como variables independientes.

La idea básica es que si Var_M1 efectivamente explica Var_IPC, sus valores rezagados deben contribuir a predecir significativamente el valor de Var_IPC. Es decir, la Suma de los errores al cuadrado del modelo restringido debería ser significativamente más grande que el modelo no restringido. Se utiliza el estadístico F para probar la hipótesis.

La especificación del modelo es como sigue:

1) Modelo no restringido:

$$Var_IPC = \sum_{i=1}^m \alpha_i Var_IPC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i Var_M1_{t-1} + \varepsilon_t$$

2) Modelo restringido:

$$Var_IPC = \sum_{i=1}^m \alpha_i Var_IPC_{t-1} + \varepsilon_t$$

En el segundo paso se prueba la hipótesis nula de que Var_IPC no causa Var_M1; utilizando el mismo procedimiento pero con Var_M1 como variable dependiente en ambos modelos. Se podrá concluir que las variaciones en M1 causan las variaciones en IPC sí y sólo si la prueba muestra que Var_M1 causa Var_IPC pero que Var_IPC no causa Var_M1. Una causalidad mutua podría implicar una dependencia común de tercera variable.

Se correrán las pruebas de Granger para los tres periodos bajo análisis: primero entre 1954 y 1972, considerado como periodo Keynesiano donde se supone que la causalidad va de los precios hacia la oferta monetaria; el segundo periodo comprendido entre 1973 y 1989, de corte monetarista, donde se supone que la relación de causalidad va de precios a agregados monetarios. Y, finalmente para el periodo comprendido entre 1990 y 2004, donde se supone que no existe una relación de causalidad de los agregados monetarios hacia la Inflación (Verificación de la hipótesis).

4. RESULTADOS DE LAS PRUEBAS DE CAUSALIDAD

Para realizar la prueba de causalidad se utilizó el paquete econométrico Eviews 5.0, el módulo para pruebas de Granger y se tuvo en cuenta el rezago 1 y el rezago 13 en las variables explicativas.

Es posible verificar el rezago óptimo a través de varios estadísticos en las salidas del paquete de Eviews: el coeficiente de correlación ajustado, el cual aumenta cuando las variables explicativas aumentadas explican mejor la variable dependiente, y los estadísticos de Schwarz y Criterio de Información de Akaike el cual escoge como mejor modelo el que tenga el menor valor. A continuación se muestran los resultados de estimar el rezago óptimo de la serie, siguiendo a Davidson y Mackinnon citados en Jhoston y Dinardo (2001), quienes sugieren comenzar en un valor grande (12 ó 15) de rezagos y luego ver si el ajuste del modelo se deteriora significativamente cuando éste es reducido sin imponer restricciones sobre la forma del rezago. En el anexo 3, se encuentran los listados de Eviews realizados para esta prueba. En el cuadro 2 se observa que para la serie Var_M1, el R^2 mejora al pasar del rezago 12 al rezago 13, igual sucede con Var_IPC, a su vez, con los criterios de información Akaike y Schwarz que mejoran cuando el número de rezagos aumenta. Es posible verificar que si se disminuye el número de rezagos, éstos estadísticos muestran un deterioro importante. Se concluye que tal y como lo plantea Jalil y Melo (2000), el número de rezagos óptimo es 13.

Cuadro 2
Verificación de criterio del rezago óptimo

Estadístico	13 Rezagos		12 Rezagos	
	Var_M1	Var_IPC	Var_M1	Var_IPC
R ² Ajustado	0.995	0.4954	0.993	0.4968
Criterio de Info. Akaike	18.09	2.32	18.41	2.31
Criterio de Info. Schwarz	18.19	2.42	18.51	2.41

FUENTE: Cálculos propios del autor

El rezago 1 nos explica la causación de las variables en el muy corto plazo, es decir, mes a mes. El rezago en el mes 13 explicaría la causación de las variables en el largo plazo. El cuadro 3 muestra los resultados de aplicar la prueba para el periodo comprendido entre julio de 1954 y julio de 2004. Se observa que al corroborar la primera hipótesis, Var_M1 no causa Var_IPC, tanto en el corto como en el largo plazo el agregado monetario causa la inflación, la segunda hipótesis del cuadro 3 permite rechazar la hipótesis nula tanto en el corto como en el largo plazo, es decir, hay causalidad de los precios al agregado monetario M1. Dado que hay una doble causación lo que el modelo indica es que hay una dependencia común de una tercera variable, sin embargo se puede notar que la relación es más fuerte de los precios hacia los agregados monetarios.

Cuadro 3
Prueba de Causalidad de Granger en el periodo 1954:07 a 2004:07

Ho: Variación en M1 no Causa Variación en IPC		
Rezagos	Estadístico F	Probabilidad
1 periodo	4.0247	0.04529
13 períodos	2.13922	0.01094
Ho: Variación en IPC no Causa Variación en M1		
Rezagos	Estadístico F	Probabilidad
1 periodo	32.5602	1.8E-08
13 períodos	5.86111	3.3E-10

FUENTE: Cálculos propios del autor

Para el año de 1951 el decreto 756 ordena al Banco de la República aplicar una política de crédito y de cambios que favorezca al desarrollo de la economía. Ésta política de crédito daba lugar a una creación de dinero casi endógena, puesto que se adaptaba a las solicitudes del sector productivo y excluía los usos especulativos. Éste periodo de dos decenios se concibe como de corte Keynesiano. Se espera que para éste período los precios sean los que causen los agregados monetarios. El cuadro 4, para el primer periodo comprendido entre 1954 a 1972 muestra en la primera hipótesis que en el corto plazo no hay causalidad del agregado a los precios, sin embargo para el largo plazo la hipótesis se rechaza, es decir, que los saldos reales causan efectivamente la variación en precios. Para la segunda hipótesis la probabilidad del estadístico “F” permite rechazar la hipótesis nula tanto en el corto como en el largo plazo, por tanto se sigue presentando causalidad mutua al menos en el largo plazo. En el corto plazo si apreciamos una relación unidireccional de los precios hacia el agregado monetario.

Cuadro 4

Prueba de Causalidad de Granger en el periodo 1954:07 a 1972:12

Ho: Variación en M1 no Causa Variación en IPC		
Rezagos	Estadístico F	Probabilidad
1 periodo	0.49571	0.48215
13 períodos	3.00713	0.00051
Ho: Variación en IPC no Causa Variación en M1		
Rezagos	Estadístico F	Probabilidad
1 periodo	17.2029	4.8E-05
13 períodos	8.33674	4.6E-13

FUENTE: Cálculos propios del autor

En el segundo periodo a consideración, comprendido entre 1973 y 1989, tomando como coyuntura los años 1972 y 1973, se afirma el periodo monetarista. Para esta época hubo rápido crecimiento de la inflación, la reforma monetaria de 1974 cambia la política de crédito por las políticas monetarias dirigidas a combatir la inflación a través del control del volumen a los medios de pago, se incentivó el

ahorro, se unificó e incrementó tasa de interés por encima de la inflación, se acudió a las operaciones de mercado abierto. (Lorente, 1990). Para éste segundo periodo la teoría indicaría que la relación de causalidad va de los agregados monetarios a los precios. El cuadro 5 muestra que tanto en el corto como en el largo plazo, la relación de causalidad es unidireccional de los precios al agregado monetario, es decir, se evidencia lo contrario a la adopción de política monetaria de corte monetarista, que siguió el segundo período en estudio.

Cuadro 5

Prueba de Causalidad de Granger en el periodo 1973:01 a 1989:12

Ho: Variación en M1 no Causa Variación en IPC		
Rezagos	Estadístico F	Probabilidad
1 periodo	0.66573	0.41552
13 periodos	1.03122	0.42404
Ho: Variación en IPC no Causa Variación en M1		
Rezagos	Estadístico F	Probabilidad
1 periodo	21.0043	8.1E-06
13 periodos	4.22540	4.6E-06

FUENTE: Cálculos propios del autor

Para el último periodo, de 1990 a 2004, casi iniciando la nueva era del Banco de la República como banco independiente¹³ con un marcado propósito de política monetaria de control de precios a través del control de los agregados monetarios, es decir, se esperaría, como en el período anterior, que la relación de causalidad fuese de los saldos reales hacia los precios. El cuadro 6 muestra que en el corto plazo la relación es unidireccional de los precios al agregado monetario; en el largo plazo, a un nivel crítico del 5% se presenta la misma relación, es decir, el crecimiento de los precios es un proceso independiente de si hay o no aumento de la masa monetaria.

¹³ Virtud otorgada en la Nueva Constitución Política de Colombia del año 1991, donde además, entre otras funciones, se le encarga el manejo de los precios en la economía.

Cuadro 6

Prueba de Causalidad de Granger en el periodo 1990:01 a 2004:07

Ho: Variación en M1 no Causa Variación en IPC		
Rezagos	Estadístico F	Probabilidad
1 periodo	0.56584	0.45296
13 períodos	1.72070	0.06331
Ho: Variación en IPC no Causa Variación en M1		
Rezagos	Estadístico F	Probabilidad
1 periodo	21.1261	8.4E-06
13 períodos	1.97768	0.02714

FUENTE: Cálculos propios del autor

Las diferencias en los resultados para los diferentes períodos en lo concerniente a lo que se esperaría según la política monetaria aplicada en su momento, nos permite ver que hay otros factores o variables que influyen tanto en M1 como en la inflación; y permite cuestionarnos sobre la efectividad que tiene el Banco de la República en el control de los precios en la economía.

CONCLUSIONES

La discusión teórica acerca de si la inflación precede a los medios de pago o viceversa, va a ser algo muy propio de todas las escuelas de pensamiento, Lorente (1990) en forma contundente encuentra que el agregado monetario M1 no precede a la inflación, por el contrario, Jalil y Melo (2000) concluyen que el mejor agregado para predecir la inflación son los saldos reales, mostrándose que no hay consenso y que las conclusiones a las que se lleguen están determinadas por el marco teórico desde el que se ve el problema, así como de la metodología empleada para su comprobación empírica.

El comportamiento de las series no es consistente con la política monetaria empleada en cada periodo. En el primer periodo, 1954 - 1972, del cual se esperaría con contundencia que los precios causaran el agregado M1 hay una aparente dependencia de una tercera variable, es decir, una doble causación. Para el segundo periodo, 1973 - 1989, de corte monetarista, donde se propugna el manejo de los precios a través de los medios de pago la causación es contundente de los precios hacia el agregado monetario. Para el tercer periodo, 1990 – 2004, que es el periodo de análisis más reciente y el aporte de este trabajo, la causación es clara de los precios a los saldos reales en el corto plazo, es decir, para periodos muy cortos, la inflación es determinante en la cantidad de dinero que posee la gente y en los depósitos a la vista. (Moore, 1988). Para las políticas de largo plazo se presenta la misma relación, es decir, de los precios al agregado monetario, aunque en forma débil (Lorente, 1990).

Al realizar el test de Dickey y Fuller a las series de M1 e IPC, se encontró que la hipótesis de raíz unitaria es rechazada sin necesidad de acudir a las diferenciaciones que ofrece el test de Dickey y Fuller en el paquete econométrico de Eviews 5.0, es

decir, con orden de integrabilidad $d(0)$; así se concluye que estamos en presencia de procesos estacionarios lineales, es decir, que las series con que se establecen las relaciones de causalidad no presentan raíz unitaria, siendo estacionarias en media y en varianza.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANCO DE LA REPÚBLICA, (2000). Reportes del emisor: Investigación e información económica, santa fe de Bogotá, agosto, #15.

CHUMACERO, Rómulo (2005). “No Estaba Muerta, ... : La Teoría Cuantitativa y la Relación Entre Dinero E Inflación”. Banco Central de Chile, *Documentos de Trabajo*, No. 324, Julio 2005.

GARCÍA, Mario. 1994, “Endogeneidad del dinero y tasa de interés”, *cuadernos de Economía*, v. XIV, n. 21, Bogotá, pp. 143-155.

GILBODY, J. (1988). “The U.K. monetary and financial system; an introduction”, Routledge, London and New York.

GRANGER, C. W. J. (1969): “Investigating casual relationships by econometric models and cross spectral methods”, *Econometric*, vol. 37, pages. 425-435.

HANSEN, Alvin (1964). “Teoría monetaria y política fiscal”. Fondo de Cultura Económica. Bogotá.

JALIL, M Y MELO, L., (2000), “Una relación no lineal entre la inflación y los medios de pago”, en: *Borradores Semanales de Economía*; N°145, Banco de la República, Bogotá.

JOHNSTON, J. y DINARDO, J.(2001), “Métodos de econometría”, Ed. Vicens Vives, 2001

LORA, Eduardo, (1986). “Dinero, actividad económica y precios; una guía de estudios de teoría y política monetaria”. Universidad Nacional de Colombia. Bogotá.

LORENTE, Luis (1990), “Políticas monetaria e inflación: Colombia 1951-1989”. En *Coyuntura Agropecuaria*, Vol. 7, N° 4, cuarto trimestre de 1990, suplemento.

MOORE, B.J. (1988), “Horizontalist and verticalist: The Macroeconomics Of Credit Money” Cambridge University Press, London.

REYES, Nidia; GÓMEZ, José E. (2000). “Política monetaria, inflación y crecimiento económico” en *Cuadernos de Economía*, v. XIX, n. 32, Bogotá, pp. 139-153.

RODRÍGUEZ Carlos - PADRÓN, David – OLIVERA, Antonio (2002). “La endogeneidad de la oferta monetaria: teoría y evidencia empírica para la economía española” En *Revista Asturiana de Economía – RAE* No. 29, 2004

SAENZ, Jorge – HERRERA, Juan – GUZMAN, Oscar (2003). “Contracciones leves y profundas: efectos asimétricos sobre la pobreza. El caso colombiano 1984 – 2000”. En *Archivos de Economía* N° 231, DNP

URRUTIA, M Y RAMIREZ, M., (1992), “Medios de pago, reservas internacionales, crédito e inflación”, en: *Coyuntura Económica*, Vol. XXII, N°2, julio, Bogotá, pp. 83 - 90

WEI, William (1990). “Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods”. Addison – Wesley, Reading, Massachusetts.

WRAY, Randall (1992). “Commercial Banks, the central bank, and endogenous money”. *Journal of Postkeynesian Economics* 14,3,297-310.

ANEXOS

1. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS CON EL TEST DE DICKEY

FULLER

Variación en Var_IPC con Constante

ADF Test Statistic	-11.14112	1% Critical Value*	-3.4437
		5% Critical Value	-2.8667
		10% Critical Value	-2.5695

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VAR_IPC)

Method: Least Squares

Date: 02/10/06 Time: 19:54

Sample(adjusted): 1954:10 2004:07

Included observations: 598 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_IPC(-1)	-0.340882	0.030597	-11.14112	0.0000
C	0.443749	0.051642	8.592715	0.0000
R-squared	0.172365	Mean dependent var		0.002234
Adjusted R-squared	0.170977	S.D. dependent var		0.889332
S.E. of regression	0.809743	Akaike info criterion		2.419139
Sum squared resid	390.7872	Schwarz criterion		2.433833
Log likelihood	-721.3224	F-statistic		124.1246
Durbin-Watson stat	2.011574	Prob(F-statistic)		0.000000

Variación en Var_IPC con Constante y Tendencia

ADF Test Statistic	-11.24285	1% Critical Value*	-3.9779
		5% Critical Value	-3.4194
		10% Critical Value	-3.1320

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VAR_IPC)

Method: Least Squares

Date: 02/10/06 Time: 20:04

Sample(adjusted): 1954:10 2004:07

Included observations: 598 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_IPC(-1)	-0.348223	0.030973	-11.24285	0.0000
C	0.367541	0.073164	5.023491	0.0000
@TREND(1954:08)	0.000285	0.000194	1.468997	0.1424
R-squared	0.175356	Mean dependent var		0.002234
Adjusted R-squared	0.172584	S.D. dependent var		0.889332
S.E. of regression	0.808957	Akaike info criterion		2.418863
Sum squared resid	389.3751	Schwarz criterion		2.440904
Log likelihood	-720.2400	F-statistic		63.26185
Durbin-Watson stat	2.004014	Prob(F-statistic)		0.000000

Variación en Var_IPC sin Constante ni tendencia

ADF Test Statistic	-6.695193	1% Critical Value*	-2.5691
		5% Critical Value	-1.9400
		10% Critical Value	-1.6159

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VAR_IPC)

Method: Least Squares

Date: 02/10/06 Time: 20:06

Sample(adjusted): 1954:10 2004:07

Included observations: 598 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_IPC(-1)	-0.139131	0.020781	-6.695193	0.0000
R-squared	0.069835	Mean dependent var	0.002234	
Adjusted R-squared	0.069835	S.D. dependent var	0.889332	
S.E. of regression	0.857716	Akaike info criterion	2.532584	
Sum squared resid	439.1995	Schwarz criterion	2.539932	
Log likelihood	-756.2428	Durbin-Watson stat	2.197208	

Variación en Var_M1_Real con Constante y Tendencia

ADF Test Statistic	-29.06471	1% Critical Value*	-3.9779
		5% Critical Value	-3.4194
		10% Critical Value	-3.1320

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(VAR_M1_REAL)

Method: Least Squares

Date: 02/10/06 Time: 20:08

Sample(adjusted): 1954:10 2004:07

Included observations: 598 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_M1_REAL(-1)	-1.173559	0.040377	-29.06471	0.0000
C	0.526679	0.270209	1.949151	0.0517
@TREND(1954:08)	-0.000357	0.000778	-0.459198	0.6463
R-squared	0.586736	Mean dependent var	0.000593	
Adjusted R-squared	0.585347	S.D. dependent var	5.099520	
S.E. of regression	3.283761	Akaike info criterion	5.220860	
Sum squared resid	6415.935	Schwarz criterion	5.242901	
Log likelihood	-1558.037	F-statistic	422.3796	
Durbin-Watson stat	2.053343	Prob(F-statistic)	0.000000	

Variación en Var_M1_Real con Constante

ADF Test Statistic	-29.08037	1% Critical Value*	-3.4437
		5% Critical Value	-2.8667
		10% Critical Value	-2.5695

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(VAR_M1_REAL)
 Method: Least Squares
 Date: 02/10/06 Time: 20:09
 Sample(adjusted): 1954:10 2004:07
 Included observations: 598 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_M1_REAL(-1)	-1.173237	0.040345	-29.08037	0.0000
C	0.419209	0.134964	3.106082	0.0020
R-squared	0.586590	Mean dependent var		0.000593
Adjusted R-squared	0.585896	S.D. dependent var		5.099520
S.E. of regression	3.281586	Akaike info criterion		5.217870
Sum squared resid	6418.209	Schwarz criterion		5.232564
Log likelihood	-1558.143	F-statistic		845.6681
Durbin-Watson stat	2.053159	Prob(F-statistic)		0.000000

Variación en Var_M1_Real con Constante y Tendencia

ADF Test Statistic	-29.06471	1% Critical Value*	-3.9779
		5% Critical Value	-3.4194
		10% Critical Value	-3.1320

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(VAR_M1_REAL)
 Method: Least Squares
 Date: 02/21/06 Time: 20:25
 Sample(adjusted): 1954:10 2004:07
 Included observations: 598 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VAR_M1_REAL(-1)	-1.173559	0.040377	-29.06471	0.0000
C	0.526679	0.270209	1.949151	0.0517
@TREND(1954:08)	-0.000357	0.000778	-0.459198	0.6463
R-squared	0.586736	Mean dependent var		0.000593
Adjusted R-squared	0.585347	S.D. dependent var		5.099520
S.E. of regression	3.283761	Akaike info criterion		5.220860
Sum squared resid	6415.935	Schwarz criterion		5.242901
Log likelihood	-1558.037	F-statistic		422.3796
Durbin-Watson stat	2.053343	Prob(F-statistic)		0.000000

2. PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

2.1 Pruebas de Granger para el Periodo 1954:07 – 2004:07

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/21/06 Time: 22:25

Sample: 1954:08 2004:07

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
M1_DEST does not Granger Cause VAR_IPC	598	4.02471	0.04529
VAR_IPC does not Granger Cause M1_DEST		32.5602	1.8E-08

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/21/06 Time: 22:26

Sample: 1954:08 2004:07

Lags: 13

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
M1_DEST does not Granger Cause VAR_IPC	586	2.13922	0.01094
VAR_IPC does not Granger Cause M1_DEST		5.86111	3.3E-10

Para el Periodo 1: 1954:07 – 1972:12

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/21/06 Time: 22:27

Sample: 1954:07 1972:12

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VAR_IPC does not Granger Cause M1_REAL_DEST	219	17.2029	4.8E-05
M1_REAL_DEST does not Granger Cause VAR_IPC		0.49571	0.48215

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/21/06 Time: 22:27

Sample: 1954:07 1972:12

Lags: 13

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VAR_IPC does not Granger Cause M1_REAL_DEST	207	8.33674	4.6E-13
M1_REAL_DEST does not Granger Cause VAR_IPC		3.00713	0.00051

Periodo 2: 1973:01 – 1989:12

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/21/06 Time: 22:28

Sample: 1973:01 1989:12

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VAR_IPC does not Granger Cause	202	21.0043	8.1E-06
M1_REAL_DEST			
M1_REAL_DEST does not Granger Cause		0.66573	0.41552
VAR_IPC			

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 02/21/06 Time: 22:29

Sample: 1973:01 1989:12

Lags: 13

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VAR_IPC does not Granger Cause	190	4.22540	4.6E-06
M1_REAL_DEST			
M1_REAL_DEST does not Granger Cause		1.03122	0.42404
VAR_IPC			

Periodo 3: 1990:01 – 2004:07

Pairwise Granger Causalita Tests

Date: 02/21/06 Time: 22:31

Sample: 1990:01 2004:07

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VAR_IPC does not Granger Cause	173	21.1261	8.4E-06
M1_REAL_DEST			
M1_REAL_DEST does not Granger Cause		0.56584	0.45296
VAR_IPC			

Pairwise Granger Causalita Tests

Date: 02/21/06 Time: 22:31

Sample: 1990:01 2004:07

Lags: 13

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
VAR_IPC does not Granger Cause	161	1.97768	0.02714
M1_REAL_DEST			
M1_REAL_DEST does not Granger Cause		1.72070	0.06331
VAR_IPC			

3. DETERMINACIÓN DEL REZAGO K (ÓPTIMO)

Variable M1 rezagada 13 periodos

Dependent Variable: M1_DEST

Method: Least Squares

Date: 04/21/06 Time: 00:14

Sample(adjusted): 1955:09 2004:07

Included observations: 587 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	176.4711	232.2365	0.759877	0.4476
M1_DEST(-1)	0.814377	0.035429	22.98641	0.0000
M1_DEST(-2)	0.108587	0.040031	2.712590	0.0069
M1_DEST(-3)	0.038380	0.040285	0.952727	0.3411
M1_DEST(-4)	0.016803	0.040119	0.418822	0.6755
M1_DEST(-5)	0.069200	0.040083	1.726428	0.0848
M1_DEST(-6)	0.084685	0.040168	2.108256	0.0354
M1_DEST(-7)	-0.072857	0.040881	-1.782168	0.0753
M1_DEST(-8)	-0.062326	0.040833	-1.526357	0.1275
M1_DEST(-9)	-0.044201	0.040844	-1.082182	0.2796
M1_DEST(-10)	-0.089114	0.040871	-2.180358	0.0296
M1_DEST(-11)	-0.016846	0.041024	-0.410646	0.6815
M1_DEST(-12)	0.696030	0.040845	17.04078	0.0000
M1_DEST(-13)	-0.542619	0.036293	-14.95112	0.0000
R-squared	0.995199	Mean dependent var	74260.95	
Adjusted R-squared	0.995090	S.D. dependent var	28952.48	
S.E. of regression	2028.716	Akaike info criterion	18.09176	
Sum squared resid	2.36E+09	Schwarz criterion	18.19610	
Log likelihood	-5295.930	F-statistic	9136.782	
Durbin-Watson stat	1.975645	Prob(F-statistic)	0.000000	

M1 rezagada 12 periodos

Dependent Variable: M1_DEST

Method: Least Squares

Date: 04/21/06 Time: 00:20

Sample(adjusted): 1955:08 2004:07

Included observations: 588 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	148.4212	272.4678	0.544729	0.5862
M1_DEST(-1)	0.630318	0.039103	16.11945	0.0000
M1_DEST(-2)	0.161400	0.046936	3.438728	0.0006
M1_DEST(-3)	0.122742	0.046942	2.614736	0.0092
M1_DEST(-4)	0.058156	0.047110	1.234462	0.2175
M1_DEST(-5)	0.133574	0.046907	2.847663	0.0046
M1_DEST(-6)	0.179170	0.046695	3.837065	0.0001
M1_DEST(-7)	-0.173874	0.047449	-3.664396	0.0003
M1_DEST(-8)	-0.127576	0.047783	-2.669892	0.0078
M1_DEST(-9)	-0.079253	0.047994	-1.651305	0.0992
M1_DEST(-10)	-0.158669	0.047798	-3.319578	0.0010
M1_DEST(-11)	-0.099227	0.047853	-2.073590	0.0386
M1_DEST(-12)	0.356511	0.039966	8.920277	0.0000
R-squared	0.993356	Mean dependent var	74179.02	
Adjusted R-squared	0.993217	S.D. dependent var	28995.96	

S.E. of regression	2388.046	Akaike info criterion	18.41620
Sum squared resid	3.28E+09	Schwarz criterion	18.51296
Log likelihood	-5401.363	F-statistic	7163.933
Durbin-Watson stat	1.631167	Prob(F-statistic)	0.000000

Variable IPC rezagada 13 periodos

Dependent Variable: VAR_IPC
Method: Least Squares
Date: 04/21/06 Time: 00:28
Sample(adjusted): 1955:10 2004:07
Included observations: 586 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.231171	0.074902	3.086318	0.0021
VAR_IPC(-1)	0.556767	0.041743	13.33809	0.0000
VAR_IPC(-2)	0.072725	0.047255	1.539014	0.1244
VAR_IPC(-3)	-0.072939	0.047041	-1.550540	0.1216
VAR_IPC(-4)	-0.055360	0.047137	-1.174458	0.2407
VAR_IPC(-5)	0.014881	0.046854	0.317607	0.7509
VAR_IPC(-6)	0.032878	0.046811	0.702358	0.4827
VAR_IPC(-7)	-0.022023	0.046820	-0.470386	0.6383
VAR_IPC(-8)	-0.042395	0.046795	-0.905970	0.3653
VAR_IPC(-9)	0.121523	0.046790	2.597233	0.0096
VAR_IPC(-10)	-0.025230	0.047018	-0.536589	0.5918
VAR_IPC(-11)	0.130709	0.046924	2.785526	0.0055
VAR_IPC(-12)	0.165453	0.047094	3.513210	0.0005
VAR_IPC(-13)	-0.049499	0.041432	-1.194704	0.2327
R-squared	0.506706	Mean dependent var	1.322575	
Adjusted R-squared	0.495495	S.D. dependent var	1.074165	
S.E. of regression	0.762964	Akaike info criterion	2.320388	
Sum squared resid	332.9691	Schwarz criterion	2.424870	
Log likelihood	-665.8738	F-statistic	45.19634	
Durbin-Watson stat	2.002668	Prob(F-statistic)	0.000000	

Variable IPC rezagada 12 periodos

Dependent Variable: VAR_IPC
Method: Least Squares
Date: 04/21/06 Time: 00:31
Sample(adjusted): 1955:09 2004:07
Included observations: 587 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.214997	0.074203	2.897403	0.0039
VAR_IPC(-1)	0.549036	0.041329	13.28440	0.0000
VAR_IPC(-2)	0.067296	0.046971	1.432698	0.1525
VAR_IPC(-3)	-0.072469	0.047050	-1.540261	0.1240
VAR_IPC(-4)	-0.058856	0.046807	-1.257423	0.2091
VAR_IPC(-5)	0.014891	0.046820	0.318045	0.7506
VAR_IPC(-6)	0.033770	0.046816	0.721337	0.4710
VAR_IPC(-7)	-0.022632	0.046802	-0.483560	0.6289
VAR_IPC(-8)	-0.041494	0.046774	-0.887110	0.3754

VAR_IPC(-9)	0.123127	0.046749	2.633778	0.0087
VAR_IPC(-10)	-0.021256	0.046933	-0.452899	0.6508
VAR_IPC(-11)	0.125395	0.046816	2.678437	0.0076
VAR_IPC(-12)	0.142178	0.041000	3.467761	0.0006
R-squared	0.507116	Mean dependent var	1.319414	
Adjusted R-squared	0.496812	S.D. dependent var	1.075977	
S.E. of regression	0.763253	Akaike info criterion	2.319442	
Sum squared resid	334.3863	Schwarz criterion	2.416334	
Log likelihood	-667.7563	F-statistic	49.21454	
Durbin-Watson stat	1.981797	Prob(F-statistic)	0.000000	