

INNOVACIONES MONETARIAS Y FLUCTUACIONES DEL PRODUCTO EN COLOMBIA

*Luis Eduardo Arango Thomas **

*Edison Henao Atehortúa ***

1. INTRODUCCION

En el debate reciente sobre las fluctuaciones macroeconómicas se han expuesto dos principales enfoques. Uno considera el problema desde el punto de vista del equilibrio mientras que el otro enfoque, por exclusión, considera el persistente desequilibrio en la economía como característica distintiva. El primero contiene dos corrientes: las expectativas racionales y la teoría del ciclo económico real. El segundo identifica la escuela (nuevo) keynesiana. En cada caso, las hipótesis sobre el relacionamiento entre dinero, inflación y producción tiene diferentes motivaciones; dos de ellos ofrecen similares resultados, la diferencia es introducida por el modelo del ciclo económico real.

Los modelos de expectativas racionales permiten impactos de corto plazo en el producto y en los precios causados por choques monetarios. Sin embargo, la condición para obtener dicho resultado es que los oferentes confundan movimientos generales de precios con cambios relativos en los mismos. La teoría del ciclo económico real considera, a su turno, que las fluctuaciones en

* Universidad de Liverpool.

** Profesor Universidad Nacional de Colombia, Medellín.

las variables macroeconómicas reales son producidas por choques —suficientemente fuertes— en la tecnología, en los gustos o en el nivel de gasto gubernamental. Mercados vacíos son la distinción de ambos tipos de modelos. Finalmente, los modelos nuevokeynesianos consideran la existencia de respuestas de corto plazo de la tasa de desempleo y del producto, al cambiar la oferta monetaria, debido a la rigidez de precios y salarios, establecidos ambos en contratos de largo término.

En ese sentido, este trabajo intenta mostrar el vínculo entre los choques monetarios y las fluctuaciones del producto en Colombia, usando datos anuales entre 1950 y 1994, los cuales permiten el contraste de la no neutralidad de los choques monetarios en el corto plazo y de la proposición de neutralidad de largo plazo. Sin embargo, como veremos al final los resultados no permiten describir una relación clara entre dichas variables, en el sentido más convencional.

En ese lapso, el salario industrial ha sido fijado, por períodos anuales, siguiendo la pauta marcada por la inflación del último o los dos últimos años y la tendencia de la productividad de los trabajadores (véase Lora, 1994, p. 295). En las empresas y organizaciones de mayor importancia, la tasa de salarios es fijada para períodos de dos años. Usualmente estos arreglos incluyen la revisión del nivel de salarios, una vez finaliza el primer año de la negociación, de acuerdo con el nivel de inflación anual de dicho año. El incremento en el salario mínimo, por su parte, ha sido efectuado anualmente (con algunas excepciones al comienzo del período muestral), por el gobierno y por representantes de mercado de trabajo, o por el primero exclusivamente cuando no se logra llegar a un acuerdo entre las partes. La fijación del salario mínimo sigue una pauta similar a la seguida para la determinación del salario industrial.

Para nuestro propósito aquí, se pueden destacar dos características fundamentales de la economía colombiana. Primero, aunque este hábito ha sido invertido en los últimos cuatro o cinco años del período de la muestra, el salario ha sido fijado para recuperar la pérdida del poder de compra en lugar de haber sido establecido para anticipar la misma. Segundo, los agentes planean sus decisiones de gasto con unos salarios temporalmente rígidos. Como resultado de ello, bajo los dos enfoques, el de las expectativas racionales y el de la nueva escuela keynesiana, estaría creado el espacio para explotar la curva de Phillips de corto plazo. Ello sería cierto incluso bajo el enfoque de expectativas adaptativas.

Debe tenerse en cuenta, sin embargo, que el objetivo de este trabajo no es contrastar el tipo de expectativas que se forman los agentes de la economía colombiana, sino examinar la no neutralidad de corto plazo y la neutralidad de largo plazo.

Adicionalmente, deben ser considerados los choques, ocurridos durante el período de análisis, cuyos antecedentes no son definitivamente monetarios. Los períodos de buenos precios del café a nivel internacional (1975-6, 1985-6 y en menor grado 1994), la ruptura del Acuerdo Internacional del Café en 1989, con las consecuencias conocidas desde entonces en materia de precios, y la apertura de la economía colombiana desde 1990 son, algunos de los hechos más relevantes de los últimos años. Por ello, en este período, es posible encontrar también, un espacio adecuado para una respuesta del tipo de las sugeridas por la teoría del ciclo económico real, al preguntar por la naturaleza de fluctuaciones macroeconómicas.

Algunas investigaciones, con el propósito de observar la existencia de alguna relación entre dinero, precios y producto, y la naturaleza de la misma, han sido realizadas previamente. Sin embargo, el vínculo entre tales variables no se ha hecho evidente en algunas de ellas. Entre éstas se destacan los trabajos de Barro (1979), Khan (1980), Edwards (1984) y Leiderman (1984). Por otro lado, los trabajos de Reinhart y Reinhart (1991) y García (1991), han sido un poco más claros al exhibir relaciones entre oferta monetaria, precios y producción. De acuerdo con los estudios anteriores, cuyas características son señaladas en la sección tres, los resultados sobre la correlación entre las variables en que estamos interesados, no han sido concluyentes en el caso de Colombia y el objetivo de este documento es examinar, de una forma muy simple, algunos elementos de discusión. Adicionalmente, es de interés para nosotros contrastar tres hipótesis, relacionadas, primero, con el ciclo económico real que puede introducir el sector externo en una economía con las características de la colombiana; segundo, con la exogeneidad de la oferta monetaria, al estilo de la mencionada por RR (1991), la cual creemos poco plausible en un contexto de largo plazo; y, tercero con el comovimiento entre precios y salarios, el cual es explicado por RR a través del tipo de cambio nominal. En este caso, podría esperarse una relación un poco más directa entre esas dos variables, máxime si se tiene en cuenta la forma como son fijados los salarios en Colombia, o ser interpuestas por una variable que preste una lógica más sencilla. Entendemos, sin embargo, en este

caso que en términos de causalidad, lo señalado por RR es posible empíricamente.

Siguiendo a RR y García, este trabajo revisa las propiedades de las series de tiempo de las variables, aunque, aquí vamos un poco más lejos al tratar de construir regresiones de co-integración del producto en las desviaciones del equilibrio de largo plazo entre dinero y precios. La estrategia continúa con la estimación de un sistema VAR estándar para explicar la relación dinámica entre las variables en discusión. Esta técnica trata el dinero, los precios, el producto real, el salario mínimo nominal, los precios nominales del café, el tipo de cambio nominal y el tipo nominal de interés, como potencialmente endógenos.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma. La sección dos considera el relacionamiento teórico entre dinero, precios y producto, de acuerdo con las corrientes de pensamiento definidas arriba. La sección tres contiene algunos detalles de los trabajos referenciados en la sección uno. La sección cuatro es dedicada a la explicación de algunos conceptos básicos de series de tiempo y de econometría. La sección cinco describe las características de los datos, las propiedades de series de tiempo de las variables, las regresiones de co-integración y los resultados del análisis VAR sin restricciones. Las conclusiones son ofrecidas en la sección seis.

2. *EL VINCULO ENTRE DINERO, NIVEL DE PRECIOS Y PRODUCTO: LOS PUNTOS DE VISTA*

El relacionamiento entre dinero nominal y las variaciones macroeconómicas ha tenido un lugar privilegiado en el análisis del ciclo económico. Dos principales escuelas de pensamiento han participado en el reciente debate sobre tal relacionamiento: la de tipo clásico y la del nuevo keynesianismo. De un lado, optimización, equilibrio y eficiencia son las palabras clave en el análisis de la corriente de tipo clásico, cuyas ramas son las expectativas racionales y los modelos de ciclo económico real. De otro lado, para la escuela keynesiana, las palabras clave son fallo de mercado y desequilibrio ⁽¹⁾.

1. Aunque los tres tipos de modelos incorporan expectativas racionales, esta característica de los agentes es utilizada aquí para distinguir el primer set de modelos, debido a que ellos fueron pioneros en el uso de este supuesto.

El relacionamiento entre choques monetarios no anticipados y producción, han estado relacionados con el estudio de la curva de Phillips. Las bases teóricas para este desarrollo han sido servidas en las últimas tres décadas por Friedman (1968), Phelps (1967, 1970), Lucas (1972, 1973), Lucas y Rapping (1969), Sargent y Wallace (1975) y Barro (1976a), entre otros. La hipótesis de la tasa natural, junto con la de expectativas racionales, implicaron que las reducciones en la tasa de desempleo podrían estar asociadas, únicamente, con la inflación no esperada. Tanto el intercambio temporal entre inflación y desempleo, como el no intercambio permanente entre tales variables (la neutralidad de largo plazo) es una característica común del análisis.

Los modelos de *expectativas racionales* asumen completa flexibilidad de precios, mercados vacíos y una oferta monetaria autónoma. Estos modelos distinguen entre los cambios monetarios anticipados y los no anticipados, puesto, los primeros tienen efectos plenos en las variables nominales como los precios⁽²⁾, (i. e., la distribución de probabilidad del producto es independiente de la regla monetaria actual la cual es determinística en estas circunstancias); los segundos, a su turno, tienen efectos no neutrales en producto y en precios⁽³⁾.

No obstante, en este subgrupo de macro modelos de perfil walrasiano, un elemento ha sido crucial para la existencia de una curva de oferta (de corto plazo) con pendiente positiva en el plano inflación-producto. Dicho elemento se refiere a la cantidad y calidad relativas de información que los agentes poseen. Cuanto más imperfecta es la información, menor será pendiente de la curva de oferta sorpresa (o de corto plazo) y mayor será el impacto temporal en el producto debido al choque monetario no anticipado. Nótese que la reacción es irrespectiva de unas expectativas formadas racionalmente⁽⁴⁾.

El mayor argumento para tener una curva de oferta (sorpresa) de corto plazo con pendiente positiva, está en que los agentes

2. Surge la 'proposición de ineffectividad'. Véase Sargent y Wallace (1975).

3. Véase Lucas (1973) y Sargent y Wallace (1975).

4. Como es lógico, las expectativas formadas hacia atrás en Friedman (1968) y en Lucas y Rapping (1969) también generan la posibilidad de intercambio de corto plazo entre precios y producción. Sería fácil probar que la naturaleza de las expectativas en esos casos reforzaría la imperfección de la información y por ende el resultado.

confunden choques monetarios con reales ya los agentes tienen problemas para extrapolar su micro-experiencia, en materia de precios, al nivel macro ⁽⁶⁾. Cuando la inflación no esperada se hace presente, la oferta agregada se incrementa debido a que los oferentes tanto de bienes como de trabajo interpretan ese hecho equivocadamente, como un mejoramiento en los precios relativos de sus bienes o de su trabajo; la razón, como ya se dijo, está en que ellos reciben instantáneamente la información acerca de los precios a un nivel micro, mientras que la información sobre los precios a un nivel agregado la reciben con retardo ⁽⁶⁾. Debe repetirse, primero, que este enfoque exhibe la neutralidad de largo plazo y, segundo, que bajo expectativas racionales plenas esta explicación sobre el ciclo económico no es posible, ya que, en este caso estrictamente teórico, no hay problemas de extracción de señales.

Las técnicas que se usan en la sección cinco, nos permiten examinar —para el set de datos, su frecuencia y período muestral— la hipótesis conjunta de la formación de expectativas racionales y de imperfección en la información que los agentes poseen. Sin embargo, como veremos más adelante, en la sección cinco nosotros no obtenemos una relación del tipo de la curva de Phillips, por lo que es preciso rechazar dicha hipótesis ⁽⁷⁾.

De acuerdo con Blanchard (1990), el hecho que este enfoque (expectativas racionales con información imperfecta y choques monetarios) no haya sido completamente exitoso empíricamente, sumado al uso creciente de la selección intertemporal, ha llevado a que se presenten desarrollos en el marco del *ciclo económico real*. Este enfoque ha sido teóricamente soportado, entre otros, por Kydland y Prescott (1982), King y Plosser (1984), Barro (1977), Cooley y Hansen (1989), Plosser (1989) y Prescott (1986) ⁽⁸⁾.

Los modelos de ciclo económico real se apoyan en cambios imprevistos en la tecnología, los gustos o el gasto del gobierno, como primera fuente de las fluctuaciones económicas, y en la sus-

5. Se trata de un problema de 'extracción de señales'.

6. Véase Lucas (1972, 1973) y Barro (1976a).

7. Es difícil aislar los fenómenos de expectativas racionales y de imperfección de la información, por lo que se deben examinar conjuntamente. Sin embargo, estamos ciertos que el test conducido adelante no es el más apropiado para verificar la formación de esta clase de expectativas.

8. Críticas a este enfoque, se encuentran en Blanchard y Fischer (1989, capítulo siete), Mankiw (1989) y Summers (1986), entre otros.

titución intertemporal del ocio como mecanismo para transmitir dichos cambios por toda la economía cuando se presentan dichos cambios. De esta manera, en respuesta a grandes choques, del tipo de los mencionados arriba, los individuos modifican sus niveles de oferta de trabajo y consumo.

La teoría subyacente, hace énfasis en el rol pasivo de la política monetaria, la cual se restringe a un rol acomodante. Esto es, la regla monetaria incorpora un 'feedback' para suavizar el comportamiento del producto (y/o de la inflación), lo cual trae como consecuencia una correlación reversada entre dinero y producto (Blanchard, 1990): el dinero se relaciona con el nivel del producto pero es necesariamente su causa.

King y Plosser (1984), sin embargo, encuentran una relación entre las fluctuaciones en el producto y los depósitos en cuenta corriente en los bancos; Bernanke (1986), igualmente, presenta una explicación alternativa a las fluctuaciones de corto plazo apoyándose, más que en el dinero, en el crédito. En el primero, la vía para introducir el dinero en escena son los servicios financieros (préstamos, transacciones, etc.) los cuales son tratados como insumos del proceso de producción. En el segundo, choques al mercado de crédito tienen efectos en el producto real, pero la alta correlación entre dinero y crédito es evidente y destacada por Bernanke (1986).

Además de los factores considerados como generadores de fluctuaciones en la producción, en el caso de Colombia, el sector externo podría constituir (fundamentalmente, a través del precio del café), una fuente adicional de fluctuaciones reales⁹. En los últimos veinte años, se han presentado al menos cuatro choques procedentes del sector externo: tres bonanzas o períodos de altos precios mundiales del café (1975, 1985, 1994), la ruptura del Acuerdo Internacional del Café en 1989 y la apertura de la economía en 1990. Edwards (1984), ya había mencionado un vínculo entre la masa monetaria y el precio mundial del café, al cual le prestamos mayor atención en el presente estudio. En nuestro caso, es posible rechazar, que dicha variable no ayuda a pronosticar las fluctuaciones del producto una vez su propia historia es tomada en cuenta (véase la figura 5.1 adelante).

Finalmente, el enfoque *nuevo keynesiano* (del desequilibrio), explica la existencia de una curva de Phillips de corto plazo debi-

9. Para la posibilidad de adicionar la lista de fuentes véase, Stadler (1994).

do a que los salarios y/o los precios están pre-fijados en contratos de largo plazo. Bajo estas circunstancias, la autoridad económica puede reaccionar más rápido que los agentes cuando se produce una innovación, a pesar del grado de perfección de la información que los agentes posean al momento de formar sus expectativas. La falta de fundamentos microeconómicos de base, se dice, es el principal defecto de este enfoque, pese a los múltiples intentos por imponer una estructura en tal sentido.

En este tipo de modelos, los agentes forman sus expectativas racionalmente ⁽¹⁰⁾, pero debido, de un lado, a la existencia de mercados que no se vacían, incluyendo en ellos el mercado de trabajo, y, del otro, a que los empleados son más aversos al riesgo que los empleadores, aquellos están más dispuestos a firmar contratos por períodos más prolongados. Adicionalmente, el costo económico de las transacciones y la asimetría de información entre empleados y empleadores, figuran en la base de la explicación de contratos de largo término.

Según Fischer (1977a), el stock monetario cambia más frecuentemente que los contratos de trabajo son renegociados, lo cual implica que la política monetaria puede afectar el producto en el corto plazo. Esos efectos pueden permanecer por el número de períodos que, en promedio, son firmados los contratos; es decir, las variaciones del producto debido a choques monetarios dependen de la distribución de la duración de los contratos y de la proporción de contratos que son firmados cada vez. Bajo el enfoque nuevo keynesiano, la proposición de neutralidad de largo plazo permanece.

En Gray (1976), la ineffectividad de la política monetaria depende de si los salarios están o no indiciados. Indización, con un corrector entre cero y uno, hace la mímica de precios flexibles, escenario en el que la política sería menos efectiva; las innovaciones monetarias serán más neutralizadas cuando el coeficiente de indización sea más cercano a uno, de otro modo, la autoridad monetaria tendrá una mayor oportunidad de explotar la curva de Phillips de corto plazo ⁽¹¹⁾.

10. Mussa (1991) presenta un modelo donde se resuelven algunas de las dificultades de combinar expectativas racionales con precios rígidos.

11. Barro (1976b) se refiere al modelo de Gray, señalando que sus principales defectos son la rigidez de los salarios y la permisibilidad de situaciones en que los mercados no se vacían. La literatura en esta materia incluye, entre otros, a Fischer (1977a, b) y Barro (1977) para rigidez de salarios y Phelps y Taylor (1977) para rigidez en precios.

Alguien podría esperar que, en Colombia, siempre que sean inesperados (al momento de firmar los contratos), los choques monetarios tendrían efectos sobre las fluctuaciones del producto, ya que los salarios están pre-definidos típicamente para un año. Si ello fuera así, el resultado podría, sin embargo, llevarnos a la conclusión de que el modelo correcto para Colombia es uno nuevo keynesiano, siendo realmente uno de expectativas racionales o una combinación lineal de ellos (lo cual nos coloca de frente a un problema de *equivalencia observacional*) o, incluso, un modelo en el cual las expectativas son formadas adaptativamente. Ahora, debido a que, con la información de que disponemos y con los tests practicados, no es posible construir una curva oferta de corto plazo, con pendientes positivas, no podremos estar seguros de cuál de los modelos estamos rechazando realmente.

3. ALGUNOS VISTAZOS EXTERNOS AL PROBLEMA

En esta sección se presentan breves detalles de algunos estudios recientes sobre la materia, realizados por investigadores foráneos. Por ejemplo, Barro (1979) usando datos anuales entre 1951 y 1972 no encuentra ningún relacionamiento, del tipo sugerido por la curva de Phillips, entre choques monetarios y producto en Colombia. Además de la posibilidad de que tal vínculo no exista en el período considerado o que el mismo no sea evidente para una frecuencia de datos anuales, el reducido tamaño de la muestra o el tipo de datos sobre la oferta monetaria, posiblemente, puedan ayudar a explicar el resultado, debido a que éstos son de fin de año, en lugar de ser un promedio del año.

Los trabajos de Khan (1980) y Edwards (1984), aunque dedicados, prioritariamente, a la relación dinero-precios, permiten algunas conclusiones en la dirección del presente trabajo. El primero utiliza un 'modelo de corrección de error' para mostrar la lentitud en la reacción de los precios en el corto plazo después de un choque monetario, mientras el segundo utiliza un modelo de 'enfermedad holandesa' para mostrar que, a menos que sea esterilizado, el incremento en las reservas internacionales producido por unas altas cotizaciones mundiales del café, causan inflación. Estos resultados, como veremos más adelante, tienen mucha importancia para los resultados obtenidos aquí. Leiderman (1984), por su parte, utilizando un modelo de vectores autorregresivos

(VAR) sin restricciones, muestra, en línea con Barro (1979), que el crecimiento del dinero y el crecimiento del producto son bastante autónomos. Hasta este punto, el factor común de los trabajos, ha sido la correlación positiva encontrada entre el crecimiento del dinero y la inflación.

Otros artículos, como Reinhart y Reinhart [RR, (1991)], de importante influencia en el presente trabajo ⁽¹²⁾, o García (1993), muestran una mayor correlación entre dinero, precios y producto. RR, utilizando un modelo VAR sin restricciones muestran que el dinero es exógeno e influencia otras variables mientras que el producto es el último eslabón en la "cadena de causalidad", construida utilizando datos anuales (1960-1987) para dinero, precios, PIB real, tipo de cambio nominal, salarios y tasa de interés. En el análisis donde todas las variables son tratadas como potencialmente endógenas, los choques monetarios son independientes de las variaciones en la producción. En su análisis estructural, RR utilizan información del análisis anterior, para proponer dos sistemas que posiblemente describan la dinámica de la macroeconomía colombiana: un arreglo de tipo neoclásico-keynesiano y un modelo de ciclo económico real. Al final, RR proponen el primero de ellos, puesto que en Colombia, debido a la temporal rigidez de salarios, hay espacio para explotar una expansión monetaria no anticipada. En este modelo, las innovaciones contemporáneas en la oferta monetaria, explican de una manera significativa, las fluctuaciones en el PIB real.

Finalmente, García (1993), utilizando el método de Vectores Autorregresivos Bayesianos, encuentra que el producto es causado por cambios en el stock monetario; sin embargo, no observa la exogeneidad en la oferta monetaria reportada por RR, ya que ésta es influenciada por el tiempo de cambio real, el cual a su vez refleja el monto de reservas internacionales; así mismo, García señala que las variables nominales influyen el sector real y, en contraste con RR, que el PIB real no es la variable terminal debido a que ésta afecta otras tales como el tipo de cambio y el tipo de interés real. García encuentra que la neutralidad monetaria de largo plazo aplica, para la frecuencia (trimestral) y el período, por ella, escogido (1976 I-1993 I).

En la sección siguiente, se consideran algunos conceptos, eco-

12. Mucha de la metodología aplicada por RR es utilizada aquí. La razón, se encuentra en la posibilidad de realizar el ejercicio con un tamaño de muestra mayor.

nométricos y de series de tiempo, básicos que permiten hacen más comprensible la lectura de la sección cinco.

4. UN REPASO DE CONCEPTOS BASICOS DE ECONOMETRIA Y DE SERIES DE TIEMPO

4.1. *Propiedades de las Series de Tiempo de las Variables*

En un *sentido estrecho*, conocer las características de series de tiempo de las variables, es igual a conocer si ellas poseen o no raíces unitarias y si permiten o no, la construcción de regresiones de variables cointegradas. En otras palabras, cuando se habla de las propiedades de series de tiempo de las variables, en un sentido estrecho, como en el que nos concentraremos aquí, nos estamos refiriendo al análisis del equilibrio estadístico singular y conjunto. En un *sentido amplio*, las propiedades de series de tiempo de una variable, implican el conocimiento, además de las propiedades en un sentido estrecho, del modelo ARIMA que posiblemente ha generado la realización observada. Un concepto importante para comenzar es el de estacionaridad.

4.1.1. *Estacionaridad* ⁽¹³⁾ *y raíces unitarias*

Sea X_t un proceso estocástico y sea $(X_{t1}, X_{t2}, X_{t3}, \dots, X_{tN})$ un vector $N \times 1$ de tales variables. Una caracterización completa de estos procesos requeriría especificar las respectivas funciones de distribución. Sin embargo, debido a que en la mayoría de los casos en economía, los analistas disponen solamente de una realización de X_t , es difícil emprender dicha tarea de caracterización. De todas formas, apoyados en el hecho que la distribución teórica existe, se puede escribir la media de X_t y la covarianza entre X_t y X_s como: $E(X_t) = \mu_t$ y $Cov(X_t, X_s) = E(X_t - \mu_t)(X_s - \mu_s) = \sigma_{t,s}$, respectivamente. Debe tenerse en cuenta que $\sigma_{t,t} = \sigma_t^2$. Cuando los procesos siguen una distribución normal multivariada estos momentos son suficientes para caracterizar la distribución del proceso.

13. El desarrollo de este concepto aquí sigue de cerca el de Granger y Newbold (1986).

Sin embargo, con una distribución singular de X_t , nosotros no podemos computar las propiedades definidas arriba. Para resolver este inconveniente, se asume que el proceso es *estacionario*. Se dice que un proceso es *covarianza-estacionario* o *débil-estacionario* ⁽¹⁴⁾, cuando la media y la varianza son constantes y la covarianza entre las observaciones del proceso, en dos puntos en el tiempo, es independiente del tiempo y dependerá del rezago o de la distancia entre estos puntos en el tiempo. Así las cosas, se puede escribir la media de X_t y la covarianza entre X_t y X_{t-k} como: $E(X_t) = \mu$ y $Cov(X_t, X_{t-k}) = E(X_t - \mu)(X_{t-k} - \mu) = \sigma_k$. Cuando $\sigma_0 = \sigma^2$, la cual es finita.

En el mismo sentido, sea $G(X_{t+j}, X_{t+2}, X_{t+3}, \dots, X_{t+N})$ la función de distribución del proceso estocástico X_{t+j} , ($j = 1, 2, \dots, N$). X_{t+j} será *estrictamente estacionaria* si para algún valor positivo (entero) de N , G no depende de t . Por lo tanto, estricta estacionaridad implica débil estacionaridad pero no al contrario, a menos que el proceso siga una distribución normal N -dimensional, caso en el cual las definiciones son equivalentes. En la práctica, es más común tratar con débil estacionaridad debido a que el concepto de estricta estacionaridad demanda mucho más que el primero.

De acuerdo, entonces, con las cualidades requeridas para que un proceso sea estacionario, intuitivamente puede ser aceptado que cuando un proceso que cumple con ellas, es afectado por un choque, el efecto de este último es temporal. Esto es, el efecto de una innovación en una variables estacionaria desaparece con el paso del tiempo y la variable retorna a su media 'natural', μ en nuestra notación ⁽¹⁵⁾. Por exclusión, cuando la innovación choca un proceso no estacionario, su efecto nunca desaparece. Más aún, la varianza de un proceso estacionario es finita e independiente del tiempo mientras que la varianza de una secuencia estacionaria tiende a infinito con el paso del tiempo. Finalmente, las autocorrelaciones (K_k) disminuyen cuando k se incrementa, para el caso estacionario, mientras que las K_k 's tienden a uno para todo k en el caso no estacionario ⁽¹⁶⁾.

14. También conocida como 'estacionaridad en sentido amplio' o 'estacionaridad de segundo orden'.

15. Cuando una variable fluctúa alrededor de su media natural (o de largo plazo), se dice que dicha variable es media-revertible.

16. Las autocorrelaciones de un proceso son definidas como $K_k = Cov(X_t, X_{t-k}) / Cov(X_t, X_t)$.

Una vez conocido el concepto de estacionaridad, el de *raíces unitarias* es simple. Cuando un proceso estocástico X_t requiere ser diferenciado d veces para hacerse estacionario, se dice que X_t tiene d raíces unitarias o que es integrada de orden d , $I(d)$.

Granger y Newbold (1974) han mostrado que falsas (espurias) regresiones ⁽¹⁷⁾ serán obtenidas cuando en un modelo econométrico bivariado, las dos variables se comportan como *random walk*; en otras palabras, cuando cada variable en el modelo tiene una raíz unitaria, el resultado, si se llega a obtener alguno, carecerá de significado. Por su parte, Ohanian (1988), con un estudio de Monte Carlo, obtuvo que cuando las variables de un modelo VAR se comportan como un *random walk*, las regresiones podrían resultar en inferencia espuria debido a que la hipótesis nula de la exogeneidad de bloque es rechazada, en promedio, más que el nivel de significancia. Consecuentemente, Ohanian sugiere que a las variables se les debería eliminar la tendencia, bien incluyendo un componente determinístico o bien diferenciándolas, para alcanzar estacionaridad. El análisis de Ohanian es particularmente importante ya que fue realizado en un modelo sobre el relacionamiento dinero-precios-producto, con la adición de la tasa de interés, tal como en Sims (1980a, b).

Considere la secuencia:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

donde ϵ_t es ruido blanco (es común encontrar el término *white-noise*). Cuando ρ es uno, la ecuación (1) se convierte en un proceso *random walk*. Considere ahora el proceso:

$$X_t = \beta_0 + \rho X_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

Aquí si ρ es uno, (2) se convierte en un proceso *random walk con acumulado* (β_0). En ambas ecuaciones, si X_t recibe un choque en cualquier momento, el efecto de dicho choque permanecerá en el tiempo; en este caso, X_t seguirá una *tendencia estocástica*. Note, sin embargo, que esos procesos se hacen estacionarios al diferenciar la variable [i. e. $\Delta X_t (= X_t - X_{t-1})$ es estacionario] o integrado de orden uno (1), [i. e. $X_t \sim I(1)$, en la notación usual].

Cuando $|\rho| < 1$, se dice que los procesos (1) y (2) son esta-

17. Esta expresión se refiere a las regresiones que exhiben simultáneamente un alto R^2 y un bajo Durbin-Watson (autocorrelación serial lineal y positiva de orden uno).

cionarios ⁽¹⁸⁾ [i. e. $X_t \sim I(0)$] o que ellos no tienen raíces unitarias; en este caso las cosas son diferentes ya que si X_t recibe un choque, sus efectos serán temporales y desaparecerán. La velocidad de disipación de tales efectos depende de la cercanía de ρ a cero.

Este análisis puede ser hecho considerando una *tendencia determinística*. Por lo tanto, podemos escribir:

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \rho X_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Convencionalmente, para hacer contrastes de hipótesis paramétricas, los procesos (1), (2) y (3) son respectivamente escritos como:

$$\Delta X_t = \lambda X_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \lambda X_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \lambda X_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

donde $\lambda = \rho - 1$. Estas regresiones son construidas para llevar a cabo lo que se conoce como el test de Dickey-Fuller (DF) para raíces unitarias, en el cual la hipótesis nula es la de no estacionaridad ($H_0: \lambda = 0$) y los errores se asumen independientes y con varianza constante. Adicionalmente, estos test son de una cola (e. $H_1: \lambda < 0$) y mantienen sus propios valores críticos (diferentes de los estándar). La presencia o ausencia de acumulación y de una tendencia determinística en la formulación de la hipótesis nula afecta la distribución de los estadísticos (Dickey y Fuller, 1979). Los valores críticos para contrastar la hipótesis nula son comúnmente identificados como τ , τ_μ , y τ_δ para las ecuaciones (4), (5) y (6) respectivamente ⁽¹⁹⁾.

La construcción del test Dickey-Fuller Aumentado (ADF), es similar a la construcción del Dickey-Fuller. ADF incorpora términos adicionales para excluir la autocorrelación serial en el término de error. De esta forma tenemos,

$$\Delta X_t = \lambda X_{t-1} + \sum_{k=1}^k \delta_k \Delta X_{t-k} + \epsilon_t \quad (4')$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \lambda X_{t-1} + \sum_{k=1}^k \delta_k \Delta X_{t-k} + \epsilon_t \quad (5')$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \lambda X_{t-1} + \sum_{k=1}^k \delta_k \Delta X_{t-k} + \epsilon_t \quad (6')$$

18. Aquí no estamos interesados en el caso en que $\rho > 1$, el cual representa un proceso explosivo (no estacionario).

19. Véase el pie de página de la tabla 5.1, más adelante, para los valores críticos.

En estos casos, la magnitud del rezago (k) debería excluir alguna autocorrelación serial. Sin embargo, cuanto mayor sea k , menor será el poder de los tests debido a la pérdida de grados de libertad producida por la estimación de parámetros adicionales.

Note que los valores críticos τ , τ^H y τ_B son aún válidos para (4'), (5'), y (6').

Para raíces unitarias de mayor orden (r), la expresión, sin constante, podría ser:

$$\Delta^r X_t = \lambda X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta^{r-1} X_{t-1} + \epsilon_t; \quad (k < r) \quad (7)$$

Test que es llevado a cabo como los anteriores. Nuestros resultados sobre los tests de raíces unitarias están en las tablas 5.1 y 5.2 más adelante.

4.1.2. Co-integración

La definición de co-integración es provista por Engle y Granger (1987) y Granger y Newbold (1986). Si X_t y Y_t son dos series ambas $I(d)$, entonces, generalmente, es verdad que la combinación lineal $\epsilon_t = X_t - aY_t$ será usualmente $I(d)$. Pero es posible que ϵ_t sea integrada de orden menor: $\epsilon_t \sim I(d-b)$, $b > 0$. Si ello es así, X_t y Y_t estarán co-integradas. Cuando $d = b = 1$, el parámetro permite una combinación lineal de variables no estacionarias²⁰ la cual es estacionaria [i. e. $\epsilon_t \sim I(0)$]. Por lo tanto, tendencias estocásticas compartidas son la característica del concepto de co-integración. La implicación de este tipo de relacionamiento entre las variables es que ellas tienen componentes de largo plazo que desaparecen con la construcción de ϵ_t . Cuando éste es el caso, podemos decir que las variables están en *equilibrio* y que el *error de equilibrio* (ϵ_t) —la desviación del equilibrio— cruzará la línea de la media (cero) frecuentemente y que será estacionario.

El procedimiento sugerido por Engle y Granger, para encon-

20. Hay dos puntos que vale la pena mencionar aquí. Primero, las variables consideradas en un modelo econométrico tienen que tener el mismo orden de integración. Segundo, si el modelo es multivariado, tendremos un vector de estimadores en lugar de un estimador singular; en tal caso, la posibilidad de unicidad de la combinación lineal que permite una regresión de co-integración (un vector de co-integración) es eliminada.

trar el relacionamiento de largo plazo entre las variables, demanda trabajar en niveles. Es decir, que este procedimiento no implica diferenciar las variables o eliminar la tendencia por medio de la inclusión de un elemento determinístico, el único requisito es que las variables tengan el mismo orden de integración. Este método, uno de los posibles, para examinar la co-integración de las variables como fue bosquejado arriba, es conocido como procedimiento de dos pasos. Dicho método, recomienda primero correr el modelo. Considere, por ejemplo:

$$X_t = C + a Y_t + \epsilon_t \quad (8)$$

donde las variables se asumen I (1), para el ejemplo, y segundo efectuar el test para determinar la presencia de raíces unitarias en el proceso. Esto es, contrastar la hipótesis que ϵ_t es una serie no estacionaria [i. e. $\epsilon_t \sim I(1)$]. En este caso, el test requerirá construir una ecuación para ϵ_t , tal como:

$$\Delta \epsilon_t = \lambda \epsilon_{t-1} + u_t \quad (9)$$

o,

$$\Delta \epsilon_t = \lambda \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \epsilon_{t-i} + u_t \quad (10)$$

para excluir alguna autocorrelación serial del proceso de error. Si λ es, estadísticamente significativa, menos que cero, las variables X_t y Y_t están co-integradas y (8) es una regresión de co-integración⁽²¹⁾. En otras palabras, el procedimiento Granger-Engle, usa el DF o ADF para contrastar la hipótesis nula de no estacionariedad de los procesos de error o más adecuadamente, la hipótesis nula de no estacionariedad de sus estimadores⁽²²⁾. Si la estacionariedad de los errores es obtenida, entonces el uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) en (8) producirá un estimador de a que converge hacia el verdadero valor, más rápido que el estimador usual usando MCO. Así, a en la ecuación (8) es un estimador "super-consistente" (Stock, 1987).

21. El procedimiento descrito tiene dos fallos fundamentales. Primero, el ordenamiento de las variables en el lado izquierdo o en el lado derecho podría producir diferentes resultados. Esto es, un resultado será obtenido si la regresión es ajustada como en (8), pero otro si la regresión es invertida [$Y_t = d + bX_t$]. En nuestro caso los resultados podrían ser diferentes cuando el dinero explica el producto de aquellos que cuando el producto explica el dinero a través de alguna regla de retroalimentación en la oferta monetaria. Segundo, los resultados en esta procedimiento de dos pasos se apoya en aquellos obtenidos en el primer paso.

22. La hipótesis nula implica regresiones de variables no co-integradas.

Nuestros resultados sobre regresiones de co-integración están en la tabla 5.3 mientras que las tablas 5.4 y 5.5 están los resultados de los tests de estacionaridad de los residuales.

4.2. Causalidad de Granger y Exogeneidad

Este concepto puede ser explicado estableciendo la forma de realizar tests para examinar causalidad de Granger. Consideremos el modelo:

$$X_t = a + \sum_{i=1}^k \delta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (11)$$

donde ϵ_t es ruido blanco. Si la hipótesis nula que $\gamma_1 = \dots = \gamma_l = 0$ no puede ser rechazada, podemos afirmar que Y no causa X, al estilo de Granger. Si ello es así, la variable Y es incapaz de mejorar el pronóstico de X, una vez su propia historia es tenida en cuenta. La hipótesis nula de la no existencia de causalidad al estilo de Granger, puede ser contrastada usando la prueba F para $H_0: \gamma_1 = \dots = \gamma_l = 0$ cuando ambas variables son estacionarias; en otro caso, se debe incluir la variable tiempo como argumento de explicación para absorber la tendencia y de este modo permitir un buen desempeño a la prueba F.

La magnitud del rezago de ambos componentes del lado derecho de (11), pueden ser seleccionados usando la prueba F, si el tamaño de la muestra es lo suficientemente cómodo; de otra manera, instrumentos como el Criterio Akaike de Información (AIC) o el Criterio Bayesiano de Schwartz (SBC), los cuales no utilizan grados de libertad adicionales, podrían ser usados. Los resultados de estos tests para causalidad en el sentido de Granger aparecen en la tabla 4.7.

Considere a continuación el modelo:

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 Y_t + u_t \quad (12)$$

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 X_t + u_t \quad (13)$$

Si en el sistema (12)-(13), la hipótesis nula $H_0: \beta_2 = 0$ no puede ser rechazada, la variable X es exógena al proceso generador de Y. La adición de exogeneidad y no causalidad al estilo de Granger, produce lo que se conoce como *exogeneidad firme* (o *fuerte*).

4.3. Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR)

Algunos trabajos previos sobre las innovaciones monetarias y las fluctuaciones del producto en Colombia, han usado este mé-

todo. Por ejemplo, Leiderman (1984), RR (1991) y García (1993) usan modelos de vectores autorregresivos en la búsqueda de explicaciones, en ese sentido. Por ello, para hacer la lectura más sencilla en la siguiente sección, es útil revisar los aspectos básicos de este método empírico, expuesto inicialmente por Sims en sus artículos de (1989a, b).

El método VAR apareció como respuesta a la práctica usual de imponer restricciones carentes de credibilidad (en la terminología de Sims) a los modelos en su forma estructural. En consecuencia, en el análisis VAR se da igual tratamiento a todas las variables incorporadas en el modelo: todas ellas son potencialmente *endógenas*, ya que no se imponen restricciones a priori a los parámetros del modelo. Por lo tanto, lo que se obtiene es un vector autorregresivo —sin restricciones—, donde las variables son incorporadas utilizando la teoría económica. La técnica VAR es utilizada fundamentalmente para realizar proyecciones.

En la forma más simple, puede decirse que en un modelo VAR las variables son expresadas en términos de valores rezagados de las variables. Considere el *sistema primario*:

$$B_1 X_t = B_0 + B_2(L) X_{t-1} + u_t \quad (14)$$

donde X_t es un $n \times 1$ vector de variables endógenas (valores actuales de dinero, precios y producto, por ejemplo); B_1 es una $n \times n$ matriz cuyos elementos en la diagonal principal son iguales a uno y algunos elementos fuera de la misma son diferentes de cero, $B_1 \neq I$; B_0 es un $n \times 1$ vector de constantes y $B_2(L)$ es una $n \times n$ matriz de polinomios en L , el operador de rezagos tal que $LX_t = X_{t-1}$; X_{t-1} es un $n \times 1$ vector de variables rezagadas un período; y u_t es un $n \times 1$ vector de errores ruido blanco no correlacionados. El orden de un modelo VAR dependerá del orden de los polinomios rezagados en $B_2(L)$. Nótese que la forma primaria en (14) no puede ser estimada directamente —por técnicas de estimación estándar— debido a la correlación entre X_t y u_t ⁽²³⁾. El sistema en (14) puede ser escrito como:

$$X_t = A_0 + A_1(L) X_{t-1} + A_2 u_t \quad (15)$$

o, en forma equivalente,

23. La correlación 'ruidosa' se presenta entre los términos de error y los valores corrientes de las otras variables incorporadas en la ecuación primaria de alguna de las variables.

$$X_t = A_0 + A_1(L) X_{t-1} + e_t \quad (16)$$

El sistema de ecuaciones en (16) representa un modelo VAR en su *forma estándar*: cada variable está expresada como una función de una constante, valores rezagados de sí misma, valores rezagados de las otras variables y un término de error⁽²⁴⁾. Allí, los términos de error, e_t , son combinaciones lineales de los choques originales o de las innovaciones, u_t . Por lo tanto, los e_t 's tienen media cero, varianza constante y no están ni individual y ni serialmente correlacionados, como sus predecesores, pero éstos podrían estar contemporáneamente correlacionadas con cada uno de los demás. Esto se hace evidente al notar que e_t es $A_2 u_t$.

La forma estándar de un modelo VAR se dice que es sobreparametrizada, debido a que algunos de los parámetros en (16) son irrelevantes en términos de la información que contienen. Pese a ello, podrían aparecer algunos problemas de identificación. Por ejemplo, si el sistema en (14) es menos que identificado (subidentificado), los parámetros originales no pueden ser recuperados utilizando los de (16). Por esta razón, en (14) se deben imponer algunas restricciones, si es que existe algún interés en identificar el sistema primario. Contrariamente, si (14) está más que identificado (sobreidentificado), las restricciones deben ser impuestas en (16).

Los estimadores de (16) son difíciles de interpretar en el sentido de definir una relación precisa entre las variables. Para resolver este inconveniente, la *representación de promedios móviles* del modelo VAR es implementada. Dicha representación, requiere la estacionaridad de las variables⁽²⁵⁾. De ser así, ello nos permite expresar cada variable en términos de la historia de sus propias innovaciones y de las innovaciones de otras variable. Por lo tanto el modelo puede ser representado como:

$$X_t = A + \sum_{i=1}^{\infty} \theta_i e_{t-i} \quad (17)$$

donde A es el equilibrio intertemporal como en cualquier ecuación en diferencias y cada matriz θ_i puede ser interpretada como el *multiplicador (dinámico) de impacto*. Este es, la reacción del modelo a un choque unitario en cada variable. Por su parte, la

24. El sistema de ecuaciones en (16) puede ser estimado utilizando MCO siempre que la magnitud del rezago en cada ecuación del sistema sea igual.

25. La condición de estacionaridad en este caso requiere que las raíces de los polinomios en $A_1(L)$ estén por fuera del círculo de unidad.

reacción de una variable a un choque unitario ocurrido a otra variable (los elementos de θ_i) son las *funciones de impulso respuesta*.

Sin embargo, las innovaciones no están necesariamente incorrelacionadas contemporáneamente; por ello, es necesario imponer algunas restricciones, de una forma tal que las innovaciones sean ortogonales. En otras palabras, se necesita identificar la fuente de cada innovación⁽²⁶⁾. Esto puede ser hecho asumiendo un orden específico de las variables⁽²⁷⁾. Se podría asumir, por ejemplo, como en Leiderman (1984) y en el ejemplo de RR (1991), que el dinero abre el triángulo ($e_{1t} = u_{1t}$), el producto entra en segundo lugar ($e_{2t} = u_{2t} + a_1 e_{1t}$) y los precios cierran la transmisión de innovaciones contemporáneas ($e_{3t} = u_{3t} + a_2 u_{2t} + a_3 u_{1t}$). En el ciclo económico real, como un segundo ejemplo de RR, el producto entraría en primer lugar, los precios en el segundo y el dinero (que es acomodante) cierra el triángulo de ortogonalización. Note que la importancia del ordenamiento depende del grado de correlación entre e_t 's. Por ello, cuando a 's $\rightarrow 0$, el orden es menos relevante y los resultados serán más robustos.

El último paso en relación con modelos VAR sin restricciones, es la *descomposición de la varianza del error del pronóstico*. De (16), el error del pronóstico un período adelante es:

$$X_{t+1} - E_t X_{t+1} = e_{t+1} \quad (18)$$

donde E es el operador de expectativas. De manera similar, el error de la proyección n -períodos adelante es:

$$X_{t+n} - E_t X_{t+n} = \sum_{i=1}^n A^{n-i} e_{t+i} \quad (19)$$

Expresión de la cual se puede computar fácilmente la descomposición de la varianza. Este ejercicio es hecho en la tabla 5.9 de la sección siguiente.

26. De (14) a (16) tenemos que $B_0^{-1}u_t = A_3 u_t = e_t$. Así, los términos de error en la forma estándar son combinaciones lineales de los del sistema primario. Por construcción, ellos están contemporáneamente correlacionados, pero no en otro rezago.

27. Este procedimiento usualmente utiliza lo que se conoce como la descomposición de Cholesky. Bernanke (1986), señala que este procedimiento de ortogonalización implica fuertes suposiciones con respecto a la estructura económica subyacente. Esto es aceptable en el sentido que el econometrista introduce supuestos específicos acerca de la exogeneidad, lo que hace que los resultados varíen dependiendo del ordenamiento seleccionado. Tal procedimiento va en contra de la intención original de Sims.

5. DATOS HIPOTESIS y RESULTADOS

Las variables utilizadas en este trabajo han sido seleccionadas usando como criterios los artículos de RR (1991) y García (1993). Los datos para el período 1950-1954 son extractados del Banco de la República (1993, 1994). Las series de la tasa de interés es tomada de Carrizosa (1985) para el período 1950-1984 y de los ejemplares mencionados del Banco de la República, para el período restante. La notación puede ser leída como: $M1e$ para la oferta monetaria de fin de período, $M1a$ para la oferta monetaria nominal promedio ⁽²⁸⁾, IR para la tasa de interés nominal, CPI para los precios mundiales de café medidos por el índice de precios al consumidor, COP para los precios mundiales de café medidos en dólares por libra, EXR para el tipo de cambio nominal expresado en pesos por dólar, MW para el salario mínimo mensual promedio y PIB para el producto interno bruto real.

5.1. Propiedades de las Series de Tiempo

Con las variables definidas de la forma anterior, lo siguiente es considerar sus posibles raíces unitarias, es decir, sus propiedades en términos de series de tiempo (en sentido estrecho). Para llevar a cabo los tests pertinentes, se utilizan las ecuaciones (6') a (4'), si se percibe correlación en los residuales, o (6) a (4) en caso contrario. Un $k > 0$ es requerido para eliminar la autocorrelación serial en los residuales. El número de rezagos k , el error estándar de la regresión (SE) y los demás estimadores aparecen en la tabla 5.1.

En relación con la tabla 5.1, es necesario hacer algunos comentarios. Primero, ninguna de las siete variables considerada es estacionaria en (log) niveles. Todas ellas tienen, al menos, una raíz unitaria; hallazgo éste que es soportado por García (1993), quien encontró las mismas propiedades aunque para diferentes períodos y frecuencia de datos. Las propiedades encontradas aquí para la tasa de interés, contravierten las encontradas por RR (1991), ya que ellos señalan que dicha variable es estacionaria en niveles. Es posible que el resultado sea sensible al período muestral.

28. Se refiere al promedio simple de la oferta monetaria nominal de fin de trimestre.

Segundo, en el panel del lado derecho de la tabla 5.1, una vez las variables han sido diferenciadas, la hipótesis nula de no estacionaridad puede ser rechazada a un nivel de significancia del 1%, para las secuencias de las tasas de interés, precio del café, tipo de cambio, salario mínimo y PIB. Sin embargo, las realizaciones de $M1_c$, $M1_a$, y precios tienen al menos dos raíces unitarias. El caso de los precios estaría sugiriendo que los agentes se forman, en cuanto a ellos, expectativas extrapolativas, en lugar de racionales.

El último resultado, de al menos dos raíces unitarias para $M1_c$ y CPI, es corroborado al usar datos trimestrales para el período 1954 I-1994 IV, sin realizar ningún ajuste por estacionalidad²⁹. El estadístico t muestra que la oferta monetaria tiene al menos dos raíces unitarias a un nivel de significancia del 1%. Sin embargo, esta conclusión es permitida solamente a un nivel de significancia del 5% para precios ya que al 10% el estadístico t aparece sobre la línea de demarcación de los valores críticos (véase la nota de pie de página de la tabla 5.2).

Una vez es conocido que la oferta monetaria, precios y producto no tienen el mismo orden de integración, la intención de ajustar PIB real en $M1_a$ [en lugar de $M1_c$, para atender la sugerencia de Barro (1979)] y precios es reemplazada debido a que esa condición debe ser satisfecha para ajustar una regresión de co-integración, de otra manera la regresión que se obtendría sería espuria (Engle y Granger, 1987). Así, la condición de orden en este caso implica la incompatibilidad de las variables en un marco de co-integración.

En consecuencia, la opción de examinar si esas variables han tenido algún comovimiento de equilibrio en el largo plazo, es sustituida por una opción (ad-hoc) que consiste en i) regresar $M1_a$ [$\sim I(2)$] en precios [$\sim I(2)$] y observar si los residuales son $I(1)$; de ser así, ii) regresar PIB real [$\sim I(1)$] sobre los residuales resultantes del paso i) anterior. La hipótesis aquí, es que el PIB responde a las desviaciones contemporáneas del equilibrio de largo plazo (error de equilibrio) entre dinero y precios.

La regresión en el primer paso de nuestra opción es completamente justificado, no solamente porque las dos variables tienen el mismo orden de integración (lo cual es una condición neces-

29. El manejo de los datos excluye $M1_a$ de la tabla 4.2, donde aparecen los resultados del test.

TABLA 5.1
TESTS PARA RAICES UNITARIAS⁽³⁰⁾

Xts	k	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\lambda}$	SE	Xt	k	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\lambda}$	SE
M1e	0			0.018 (31.0)	0.044	Δ M1e	2		0.018 (0.45)	0.050
M1a	0			0.018 (30.7)	0.044	Δ M1a	1	0.531 (1.96)	-0.248 (-1.86)	0.044
IR	1	0.509 (2.48)	0.009 (2.18)	-0.243 (-2.40)	0.117	Δ IR	0		-0.832 (-5.44)	0.122
CPI	0	0.104 (9.58)		0.027 (6.89)	0.053	Δ CPI	1	0.045 (2.16)	-0.263 (-2.11)	0.056
COP	0			0.004 (0.52)	0.245	Δ CP	0		-1.045 (-6.02)	0.248
EXR	0	0.077 (1.86)		0.019 (1.74)	0.130	Δ EXR	0	0.098 (3.40)	-0.708 (-4.75)	0.130
MW	1	0.311 (1.91)	0.017 (1.85)	-0.083 (-1.57)	0.131	Δ MW	0	0.118 (3.70)	-0.679 (-4.67)	0.136
PIB	1	0.096 (1.75)		-0.005 (-1.22)	0.015	Δ GDP	0	0.029 (-4.26)	-0.645 (-4.45)	0.015

ria para ajustar una regresión de co-integración), sino por la fuerte correlación entre oferta monetaria e inflación reportada en los estudios citados en la sección uno. El modelo es simplemente:

$$CPI_t = \alpha + \beta M1_{at} + \mu_{1t,A} \quad (20)$$

mientras que el modelo invertido, corrido para comparar con los resultados de (20), es:

$$M1_{at} = \alpha + \beta CPI_t + \mu_{2t,A} \quad (21)$$

Las estimaciones aparecen en la tabla 5.3 abajo, donde todos los estimadores son significantes a un nivel de 1%; sin embargo, debido a que los modelos son estáticos, autocorrelación serial está presente en los residuales.

30. Para una muestra de 50 observaciones, los valores críticos para los tests DF y ADF son:

Nivel de Significancia	1%	5%	10%
τ	-2.62	-1.95	-1.61
$\tau\mu$	-3.58	-2.93	-2.60
$\tau\beta$	-4.15	-3.50	-3.18

Fuente: Enders (1995) Tabla A, extractada a su vez de Wayne Fuller, *Introduction to Statistical Time Series*. (New York), 1976.

TABLA 5.2
TEST PARA RAICES UNITARIAS DE OFERTA MONETARIA
Y PRECIOS. DATOS TRIMESTRALES ⁽³¹⁾

X_t	k	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\lambda}$	SE	X_t	k	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\lambda}$	SE
M1e	4			0.006 (5.62)	0.034	Δ M1e	11	0.015 (1.40)	-0.277 (-1.30)	0.031
CPI	6	0.021 (4.72)		0.004 (3.40)	0.021	Δ CPI	7	0.011 (2.63)	-0.267 (-2.58)	0.021

Los resultados de la tabla 5.3 soportan la correlación entre dinero y precios sugerida en artículos anteriores, aquí dicho resultado podría ser espurio ya en todos los casos hay un alto R^2 y un bajo Durbin-Watson (DW). Ahora, para completar el primer paso, es necesario examinar la no estacionaridad de los residuales en las ecuaciones (20) y (21). Estos tests, cuyos resultados aparecen en la tabla 5.4, son efectuados usando las ecuaciones (9) y (10).

TABLA 5.3
REGRESIONES DE CO-INTEGRACION: DINERO-PRECIOS

Ecuación	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	SE	DW	R^2	Residual
(20) Datos Anuales	-6.723	0.807	0.178	0.099	0.993	$\mu_{1t,A}$
(20) Datos Trimestrales	-6.975	0.824	0.148	0.225	0.994	$\mu_{1t,Q}$
(21) Datos Anuales	8.339	1.229	0.219	0.098	0.993	$\mu_{2t,A}$
(21) Datos Trimestrales	8.482	1.207	0.179	0.226	0.994	$\mu_{2t,Q}$

31. Para una muestra de 150 observaciones, los valores críticos para los tests de DF y ADF son:

Nivel de Significancia	1%	5%	10%
τ	-2.59	-1.95	-1.61
τ^A	-3.50	-2.88	-2.58
τ^B	-4.00	-3.45	-3.15

Fuente: Enders (1996) Tabla A, extractado a su vez de Wayne Fuller. Introduction to Statistical Time Series. (New York). 1976.

En las ecuaciones (20) y (21), para ambos casos anual y trimestral, podemos rechazar la hipótesis nula que CPI y M1, no están co-integradas, ya que los residuales generados por cada regresión entre dos variables que son I (2), ha generado una secuencia de residuales que es I (1). Esto facilita el segundo paso de la opción, en la cual examinamos si las desviaciones del equilibrio de largo plazo entre dinero y precios pueden explicar el comportamiento del producto.

Por lo tanto, las regresiones son:

$$PIB_t = \alpha + \beta \mu_{1t,A} + e_{1t} \quad (22)$$

y,

$$PIB_t = \alpha + \beta \mu_{2t,A} + e_{2t} \quad (23)$$

En consonancia con la tabla 5.5, las estimaciones de las ecuaciones (22) y (23) no son estadísticamente significativas, a la vez que presentan muy bajos coeficientes de ajuste y DW. Adicionalmente, las combinaciones lineales $PIB - \mu_{1t,A}$, y $PIB - \mu_{2t,A}$ ⁽³²⁾, en (22) y (23) generan residuales que son I (1). No hay parámetros de co-integración para cada ecuación, por lo que la hipótesis establecida arriba es rechazada. En consecuencia, el producto no responde a las desviaciones del equilibrio de largo plazo entre dinero y precios.

Para sumarizar, el estudio de las propiedades de las series de tiempo (en sentido estrecho) nos ha dejado con cinco variables que tienen una raíz unitaria: tasa de interés, PIB, precio internacional del café, tipo de cambio y salario mínimo; tres variables que tienen al menos dos raíces unitarias: M1_e, M1_a y precios, resultado que se mantiene utilizando datos bien sea anuales o trimestrales; un par de regresiones de co-integración entre dinero y precios para datos anuales y trimestrales; y finalmente, sin evidencia de una influencia significativa de las desviaciones del equilibrio de largo plazo entre dinero y precios en el PIB real.

5.2. El modelo VAR sin Restricciones Estimado

El sistema VAR tiene siete variables potencialmente endógenas. La longitud del rezago (un periodo) en el modelo ha sido seleccionada utilizando el SBC, cuya expresión está dada por:

32. Recuérdese que cada variable es I(1).

TABLA 5.4

TESTS PARA RAICES UNITARIAS DE LOS RESIDUALES DE LAS REGRESIONES DE CO-INTEGRACION (33)

X_t	k	$\hat{\lambda}$	SE	X_t	k	$\hat{\lambda}$	SE
$\mu_{1t,A}$	0	0.090 (1.94)	0.053	$\Delta\mu_{1t,A}$	0	0.969 (-6.28)	0.0567
$\mu_{2t,A}$	0	-0.098 (-2.14)	0.065	$\Delta\mu_{2t,A}$	0	-0.970 (-6.29)	0.069
$\mu_{1t,Q}$	9	-0.032 (-1.46)	0.035	$\Delta\mu_{1t,Q}$	10	-1.241 (-3.71)	0.035
$\mu_{2t,Q}$	8	-0.036 (-1.66)	0.042	$\Delta\mu_{2t,Q}$	8	-1.251 (-4.18)	0.043

TABLA 5.5

REGRESIONES Y TESTS DE RAICES UNITARIAS PARA LOS RESIDUALES

Ecuación	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	SE	DW	R ²	k	$\hat{\lambda}$	SE
(22)	12.71 (141.7)	-0.645 (-1.55)	0.601	0.009	0.053	3	-0.004 (-0.34)	0.043
(23)	12.71 (139.5)	0.510 (0.98)	0.611	0.007	0.021	3	-0.002 (-0.024)	0.029

33. Los valores críticos para las estadísticas t de $\mu_{1t,A}$, $\mu_{2t,A}$, $\mu_{1t,Q}$ y $\mu_{2t,Q}$ son provistos por Engle y Yoo (1987). Para un residual de regresión de co-integración de dos variables, los valores críticos —sin rezagos— son:

Nivel de significancia

Tamaño de la Muestra	1%	5%	10%
50	-4.32	-3.67	-3.28
100	-4.07	-3.43	-3.03
200	-4.00	-3.43	-3.02

Quando se requieren rezagos para eliminar autocorrelación serial, los valores críticos son:

Nivel de significancia

Tamaño de la Muestra	1%	5%	10%
50	-4.12	-3.29	-2.90
100	-3.73	-3.17	-2.91
200	-3.78	-3.25	-2.98

$$SBC_{(k)} = \ln \det (\hat{\Sigma}_k) + \frac{d^2 k \ln T}{T} \quad (24)$$

donde $\hat{\Sigma}_k$ es una estimación del residual de la matriz de covarianza Σ_n obtenida con el modelo VAR $_{(k)}$, d es el número de variables en el sistema, k es la longitud del rezago y T es el tamaño de la muestra (Lutkepohl, 1985). Este criterio minimiza el valor de la expresión anterior a través de la selección de la longitud del rezago. Los valores para rezagos de cero, uno, dos y tres años son -28.7 , -35.6 , -33.5 y -31.8 , respectivamente para el sistema VAR estudiado aquí.

El sistema, cuyas estimaciones aparecen en la tabla 5.6, corresponde a las ecuaciones (16) anteriores⁽³⁴⁾, aunque se ha adicionado un elemento determinístico en razón a que las variables (en log-niveles) son no estacionarias⁽³⁵⁾. Así mismo debido a que la longitud del rezago es igual para todas las ecuaciones, ha sido posible utilizar MCO. A pesar de la dificultad para interpretar los estimadores de un modelo VAR sin restricciones en su forma estándar⁽³⁶⁾ (Sims, 1980a), se permite el examen de proposiciones como la de neutralidad de largo plazo. Siguiendo a Stock y Watson (1989), bajo la hipótesis nula de neutralidad del dinero, la suma de los coeficientes de los rezagos del dinero en la ecuación del producto no puede ser significativamente diferente de cero. En ese sentido, la falta de significancia del coeficiente del rezago del dinero en dicha ecuación, nos permite concluir que el dinero es neutral en el largo plazo. Resultado éste que coincide con los de Barro (1979), Leiderman (1984), RR (1991) y García (1993), y, más importante aún, es un resultado predicho tanto por el enfoque de las expectativas racionales como por el nuevo keynesiano.

34. Con respecto a dichas ecuaciones es saludable señalar que la ecuación de los precios internacionales del café tiene que ser, ex ante y ex post, completamente espuria desde el punto de vista de la teoría económica. Esta afirmación se debe a que ninguna de las variables incluidas en el sistema tiene la habilidad de explicar o incluso de ayudar a pronosticar los precios mundiales del café, cuyos determinantes, seguramente, no están incluidos en el sistema de corriente manejo. Por lo tanto, la ecuación en la tabla 5.6 debería ser simplemente interpretado como una de las del sistema, sin —hasta ahora— ningún papel atribuido por un modelo más elaborado.

35. Véase Ohanian (1988) y Stock y Watson (1989), entre otros.

36. Este tipo de modelos es usado principalmente para realizar pronósticos, como ya se dijo.

5.3. Una alternativa cadena de causalidad al estilo de Granger (37)

Las regresiones de la tabla 5.6 han sido usadas como versiones no restringidas para hacer el análisis de exclusión de variables, cuyos resultados aparecen en la tabla 5.7. A su vez los resultados de las pruebas F son usados para elaborar la cadena de causalidad en el sentido de Granger entre las siete variables del sistema (figura 5.1). Por ejemplo, PIB real es Granger, causado por el tipo de cambio nominal, el salario mínimo nominal y los precios mundiales del café. En otras palabras, esas variables ayudan a pronosticar el PIB real, una vez su propia historia es considerada.

TABLA 5.6
MODELO VAR SIN RESTRICCIONES ESTIMADO (68)

Variables	C	T	PIB(-1)	M ₁ _n (-1)	CPI(-1)	IR(-1)	EXR(-1)	MW(-1)	COP(-1)
PIB	1.893 (1.53)	0.010 (1.36)	0.845 (7.11)	-0.013 (-0.17)	-0.018 (-0.36)	-0.004 (-0.19)	0.045 (2.89)	-0.025 (-1.70)	0.020 (2.34)
M ₁ _n	1.726 (0.44)	0.042 (1.78)	0.218 (0.58)	0.444 (1.89)	0.443 (2.33)	-0.078 (-1.12)	0.059 (1.22)	-0.031 (-0.67)	0.048 (1.76)
CPI	-9.992 (-2.2)	0.047 (1.75)	0.776 (1.82)	0.111 (0.42)	0.883 (4.72)	-0.039 (-0.43)	0.027 (0.49)	0.056 (1.07)	0.016 (0.53)
IR	-28.44 (-3.2)	-0.11 (-2.1)	2.452 (2.91)	0.013 (0.02)	-0.127 (-0.34)	0.509 (3.24)	-0.104 (-0.95)	0.260 (2.49)	-0.01 (-0.15)
EXR	22.71 (2.04)	0.117 (1.73)	-1.984 (-1.85)	0.108 (0.16)	0.077 (0.16)	0.025 (0.12)	0.617 (4.42)	-0.023 (-0.18)	-0.023 (-0.30)
MW	0.610 (0.05)	-0.036 (-0.5)	-0.693 (-0.63)	1.165 (1.71)	-0.591 (-1.23)	-0.027 (-0.13)	-0.220 (-1.53)	0.811 (5.97)	0.025 (0.31)
COP	-16.33 (-0.7)	-0.078 (-0.6)	1.636 (0.78)	0.068 (0.05)	0.436 (0.47)	0.045 (0.11)	-0.194 (-0.71)	-0.246 (-0.94)	0.579 (3.73)

Este ejercicio nos permite someter las tres hipótesis adicionales mencionadas en la sección uno, para comparar los resultados con los de previos estudios. Las hipótesis son que *i*) los precios del café pueden actuar produciendo efectos que imitan los del ciclo económico real, *ii*) la exogeneidad del dinero no puede ser posible en un análisis de largo plazo, y *iii*) el relacionamiento en-

37. En RR (1991) y García (1993), presentan las cadenas de causalidad correspondientes a sus modelos respectivos.

38. Cada fila corresponde a una ecuación. Por ejemplo, la primera fila es la regresión del PIB sobre el primer rezago de cada variable dentro del sistema. Los estadísticos t están en paréntesis. Las ecuaciones son significantes conjuntamente.

tre precios y salarios debería ser o bien más directo o bien a través de una diferente a la del tipo de cambio nominal, como en RR (1991).

TABLA 5.7
TESTS PARA CAUSALIDAD DE GRANGER (39)

<i>Variables</i>	<i>PIB</i>	<i>M1_a</i>	<i>CPI</i>	<i>IR</i>	<i>EXR</i>	<i>MW</i>	<i>COP</i>
PIB		0.031	0.128	0.036	8.403*	2.896*	5.483*
M1 _a	0.339		5.456*	1.253	1.493	0.455	3.113*
CPI	3.316*	0.175		0.182	0.243	1.141	0.277
IR	8.473*	0.001	0.117		0.895	6.202*	0.022
EXR	3.434*	0.025	0.027	0.015		0.030	0.086
MW	0.399	2.914*	1.500	0.018	2.352		0.097
COP	0.603	0.003	0.221	0.014	0.499	0.893	

El primer resultado, y más importante, es el relacionado con la influencia ejercida por los precios del café en la economía, ya que ellos ayudan a pronosticar el dinero y el PIB real una vez sus propias historias son consideradas. Estas causalidades en el sentido de Granger, están en la línea de los resultados estructurales destacados por Edwards (1984).

Por lo tanto, se podría argumentar primero, que el precio del café se refleja en el nivel de reservas internacionales, las cuales, a su vez, tienen un efecto directo en la oferta monetaria, y, segundo, que el ingreso disponible se moverá en la dirección del precio mundial del grano (40). Podría señalarse que en una pequeña economía semi-abierta (como fue la colombiana en la mayor parte del período analizado), el sector externo puede introducir innovaciones (reales) cuyos efectos pueden ser similares a aquellos introducidos por los cambios en gustos, en la tasa de cambio tecnológico o en el gasto del gobierno. Es decir, la forma en

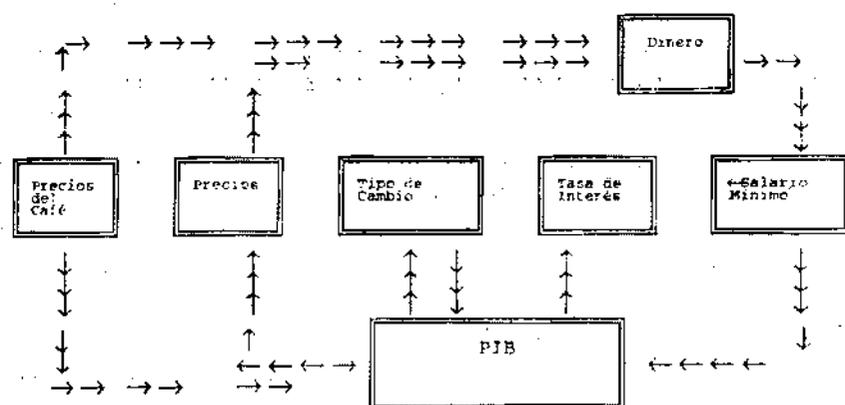
39. Las variables excluidas aparecen en las columnas. Así, por ejemplo, 0.031 corresponde al valor de la prueba F cuando M1_a es excluido de la ecuación de PIB. Los valores críticos para la prueba F a los niveles de significancia del 10%, 5% y 1%, son 2.52, 4.1 y 7.4 respectivamente. * denota el rechazo de la hipótesis nula a un 10% de nivel de significancia.

40. Note que dicho precio no tiene predecesores en la cadena de la figura 5.1. Es bastante lógico que, ninguna de las variables incluidas en el modelo ayude a pronosticar los precios mundiales del café, primero debido a la naturaleza de las variables en sí mismas y segundo porque los precios mundiales del café siguen un random walk.

la cual el precio del café colombiano en los mercados mundiales entra en el modelo, remeda las causales que generan el ciclo económico real.

FIGURA 4.1

CAUSALIDAD DE GRANGER (CADENA) ALTERNATIVA



Aparte del precio del café, los precios domésticos también Granger-causan el dinero. Esto es, la segunda hipótesis de que el dinero no es exógeno es estadísticamente significativa, lo cual es más sensato que esperar una masa monetaria independiente del resto de la economía para recibir alguna ayuda de pronóstico de alguna otra variable. Una muy simple explicación a este hecho, sería considerar una regla de retroalimentación en la fijación de la oferta monetaria; sin embargo, el mecanismo dinámico completo de retroalimentación incluye el salario mínimo y el PIB real.

Dos mecanismos adicionales son bosquejados por Khan (1980) en su explicación de la influencia de los precios en la oferta monetaria. El primero está relacionado con el déficit del gobierno para financiar sus operaciones. El déficit fiscal podría ser incrementado vía inflación si el gobierno pretende mantener el nivel de gastos reales mientras que los ingresos están rezagados tras la inflación. Si tales déficit son financiados por el sistema bancario,

el stock monetario doméstico recibiría el efecto de la medida. El segundo mecanismo es explicado utilizando el sector externo para compensar algún desequilibrio producido por los precios domésticos en el mercado de dinero.

El tercer resultado, relativo a nuestra última hipótesis, se refiere a un relacionamiento más directo entre precios y salarios cuando hablamos de pronosticar el último. Sin embargo, aunque la causalidad no es directa, ella se presenta a través de la oferta monetaria sin recurrir al tipo de cambio nominal [RR(1991)]. Por lo tanto, nada conclusivo, teóricamente hablando, se puede decir acerca de ello. Ambas ilustraciones empíricas son lícitas.

Con respecto a la causalidad del salario mínimo al PIB real, es importante recordar que los acuerdos anuales para reajustar el salario mínimo de los trabajadores usualmente incorporan una meta sobre la productividad de los mismos. Ello podría explicar, al menos parcialmente esa causalidad.

Otra dinámica observada en la figura 5.1 es la bilateral causalidad de Granger entre PIB y tipo de cambio. La explicación dada por Edwards (1984) podría ayudar a soportar este hallazgo. Finalmente, la causalidad al estilo de Granger del salario mínimo a la tasa de interés, sumada al hecho que esta última es una variable terminal, ya que el pronóstico de ninguna variable en el sistema puede ser mejorado con la historia de la tasa, constituyen algo cuestionable.

5.4. *Las funciones de impulso respuesta y la descomposición de la Varianza del error del pronóstico*

Una vez la representación del sistema en medias móviles, en la tabla 4.6, es obtenida, los términos de error deben ser ortogonalizados. Para hacerlo de esa manera, utilizamos la descomposición de Cholesky; el ordenamiento relevante es:

$$u_{1t} = e_{1t} ; u_{2t} = e_{2t} + a_1 e_{1t} ; u_{3t} = e_{3t} + a_2 e_{2t} + a_3 e_{1t} \quad (25)$$

donde las innovaciones monetarias e_{1t} originan reacciones subsecuentes en precios e_{2t} , y PIB e_{3t} . Este ordenamiento difiere del de Leiderman (1984) ya que aquí los precios entran segundo y el producto al último. En su ordenamiento, los precios cierran mientras que el producto entra en segundo lugar. Nuestro ordenamiento atiende la teoría en el sentido que para ambos, expectativas racionales y modelos nuevo keynesianos, después que se pre-

senta una innovación monetaria, viene una reacción en los precios y tercero en la fluctuación del producto ⁽⁴¹⁾.

Los resultados en el panel superior de la tabla 5.8 muestran las reacciones de los precios y el producto después que una innovación en la oferta monetaria de un error estándar (de la regresión en la tabla 5.6) ⁽⁴²⁾. La respuesta del producto es muy pequeña cuando una innovación de un error estándar es producida en la oferta monetaria. Dicha respuesta alcanza sólo un 0.07 veces su error estándar. La mayor respuesta es alcanzada en el segundo año. Después de ello, la reacción continúa siendo pequeña pero al alza. De esta manera puede señalarse que el producto es independiente de las innovaciones tanto en el corto como en el largo plazos. Este resultado replica, en cierta medida, los de Barro (1979), Leiderman (1984), y RR (1991), ya que durante el horizonte considerado aquí, el PIB deja sólo muy levemente su trayectoria. La respuesta de los precios es mayor que la del producto. Después del choque, el dinero se mueve lentamente en la dirección de su trayectoria.

En el panel central, cuando la innovación tiene origen en los precios, la respuesta del producto es creciente, como en el caso previo, pero ahora, el producto deja, en promedio, su trayectoria durante el horizonte considerado, aproximadamente un estándar error ⁽⁴³⁾. Una reacción similar, aunque de menor proporción, parece ocurrir al dinero, mientras los precios, de nuevo lentamente, se mueven en dirección de su trayectoria.

Finalmente, en el panel inferior, cuando las trayectorias de las variables son alteradas por una innovación en el producto, primero los precios y segundo la oferta monetaria se mueven en dirección contraria de dicha innovación, lo cual tiene sentido. Sin embargo, el comovimiento es irrelevante por los valores en sí mis-

41. El ordenamiento de las variables restantes es irrelevante. Aquí, no disponemos de un modelo para soportar un ordenamiento completo de todas las variables.

42. Cada columna ha sido dividida por el error estándar de la regresión respectiva, cuyos valores son 0.042, 0.48 y 0.013 para dinero, precios y producto. Sin embargo, note que después de realizar las divisiones, las innovaciones primarias en los paneles medio e inferior, no son iguales a la unidad debido a los coeficientes de las ecuaciones (25) arriba.

43. El valor del multiplicador de largo plazo es aproximadamente 10 (ver panel central de la tabla 4.8), para un período de 10 años. Las $\sum(i)$ denotan la respuesta acumulada después transcurridos i años: los multiplicadores de largo plazo.

mos y porque las variables exhiben su propiedad del regresar a su media.

TABLA 5.8
LAS FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA

<i>Choques</i>	<i>Respuestas de:</i>		
	M_t	P_t	Y_t
e_{1t}	1.00	0.00	0.00
e_{1t-1}	0.76	0.25	0.07
e_{1t-2}	0.60	0.37	0.22
$\Sigma(5) e_{1t}$	3.33	1.55	1.27
$\Sigma(10) e_{1t}$	5.50	4.00	5.22
e_{2t}	0.50	0.89	0.00
e_{2t-1}	0.71	0.79	0.45
e_{2t-2}	0.88	0.66	0.74
$\Sigma(5) e_{2t}$	3.93	3.50	3.21
$\Sigma(10) e_{2t}$	7.20	6.43	9.92
e_{3t}	0.07	-0.10	0.89
e_{3t-1}	0.05	-0.10	0.75
e_{3t-2}	-0.02	-0.08	0.60
$\Sigma(5) e_{3t}$	-0.14	-0.39	3.13
$\Sigma(10) e_{3t}$	-0.95	-0.46	3.73

Los resultados anteriores son confirmados al observar la descomposición de la varianza del error del pronóstico en la tabla 5.9. La varianza del dinero es explicada, básicamente, por sí misma, aunque el poder de explicación de los precios es creciente. La varianza del error del pronóstico de los precios y el dinero están relacionados entre sí y con la del producto. Los resultados aquí son similares a los de Leiderman. Esto es, alguna autonomía es observada entre dinero y producto, mientras dinero y precios exhiben una mayor covariación.

TABLA 5.9

Descomposición de la Varianza de los Errores de Predicción ⁽⁴⁴⁾

Varianza de	Nº de años adelante	Var. Explicatorias		
		M _t	P _t	Y _t
M _t	1	90.3	4.82	0.05
	2	79.3	11.2	0.29
	4	62.4	21.6	1.35
	9	41.9	29.6	4.62
P _t	1	28.4	70.0	0.69
	2	36.6	59.1	1.74
	4	42.9	44.5	3.85
	9	33.3	34.7	7.40
Y _t	1	2.43	13.8	71.9
	2	1.77	12.8	60.5
	4	6.44	9.4	45.1
	9	21.7	6.39	31.7

6. CONCLUSIONES

Utilizando datos anuales para dinero, precios, producto, tasa de interés nominal, tipo de cambio nominal, salario mínimo nominal y precios mundiales de café para los últimos 45 años, no se ha encontrado un relacionamiento de corto plazo definido entre las innovaciones en la oferta monetaria y las fluctuaciones del producto. Esto es que usando el set de datos descrito antes, no se ha encontrado un relacionamiento del tipo de la curva de Phillips promovido tanto por los modelos de expectativas racionales con imperfecta información como por los modelos (nuevo) keynesianos de salarios o precios (pre) fijados. Una respuesta como la lentitud en la reacción de los precios de Khan (1980) no sería suficiente para lograr alguna fluctuación en el producto. La explicación, podría estar más bien en la periodicidad de la informa-

44. La diferencia para alcanzar el 100% en la explicación de la varianza es atribuida a las otras cuatro variables del modelo VAR que no aparecen en la tabla 5.9.

ción; posiblemente, una frecuencia más reducida como en García (1993), quien utiliza datos trimestrales, sea más conveniente.

Sin embargo, se encuentra un fuerte relacionamiento entre dinero y precios. Ambos resultados han sido mencionados en trabajos anteriores como en los de Barro (1979), Leiderman (1984) y, en el análisis sin restricciones de Reinhart y Reinhart (1991). Los resultados de García (1993) son algo diferentes ya que, usando cifras trimestrales, encuentra algunas respuestas del PIB frente a choques monetarios en el corto plazo. Este punto es bastante interesante, ya que la falta de respuesta que nosotros hemos obtenido aquí, puede deberse a que los datos anuales están ocultando alguna reacción en el PIB cuando los intervalos de tiempo considerados son menores a un año.

Nuestros resultados están basados en los siguientes hechos. Primero, aunque el dinero y los precios tienen el mismo orden de integración [I (2)], no ocurre lo mismo con el producto el cual es I (1). Segundo, consecuentemente, ninguna regresión de co-integración directa puede ser hecha entre dinero y producto, como lo es para dinero y precios. Sin embargo, cuando adoptamos la alternativa de regresar PIB en las desviaciones del error de equilibrio de largo plazo entre dinero y precios, las estimaciones son estadísticamente insignificantes. Tercero, en el ejercicio de causalidad de Granger, se encuentra que el dinero no causa el producto mientras que los precios mundiales del café, el salario mínimo y el tipo de cambio nominal causan el producto. El dinero, por su parte, es Granger-causado por precios. Cuarto, las funciones de impulso respuesta y la descomposición de la varianza del error de pronóstico practicados con el modelo VAR sin restricciones, cuyo Cholesky-ordenamiento fue dinero, precios y producto, no muestran un vínculo estrecho entre choques monetarios y fluctuaciones del producto.

La neutralidad de largo plazo permanece. Sin embargo, un interesante ciclo dinámico es encontrado entre PIB, precios, dinero y salario mínimo. De allí, y tomando en cuenta que el precio del café, además de Granger-causar PIB, Granger-causa dinero, lo cual va en contra de la exogeneidad del dinero expresada por Reinhart y Reinhart (1991).

Aquí, los salarios no son causados en el sentido de Granger por el tipo de cambio, sino por la oferta monetaria, lo cual es igualmente factible, desde el punto de vista empírico. Una implicación importante de nuestro análisis es que los precios del café han

inducido, en el período analizado, ciclo económicos cuyas características se asemejan a las introducidas por los cambios en gustos, en la tasa de cambio tecnológica o en los gastos del gobierno para producir lo que se denomina el ciclo económico real.

REFERENCIAS

- Banco de la República (1993), 'Principales Indicadores Económicos 1923-1992'. Bogotá.
- Banco de la República (1994), 'Revista del Banco de la República'. Diciembre.
- Barro, Robert J. (1979), 'Money and Output in Mexico, Colombia and Brazil', in Short-term Macroeconomic Policy in Latin America, ed. by J. Behrman and J. A. Hanson (Cambridge, Massachusetts: Ballinger Publishing).
- Barro, R. J. (1976a), 'Rational Expectations and the Role of Monetary Policy', *Journal of Monetary Economics*, 2., 1-32.
- Barro, R. J. (1976b), 'Indexation in a Rational Expectations Model', *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, 229-244.
- Barro, R. J. (1977) 'Long-Term Contracting, Sticky Prices, and Monetary Policy', *Journal of Monetary Economics*, 3, 305-316.
- Bernanke B. S. (1986), 'Alternative Explanations of Money-Income Correlation' in 'Real Business Cycles, Real Exchange Rates and Actual Policies', Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, K. Brunner and A. Meitzer, eds. Autumn 1986, Vol. 25, 49-99.
- Blanchard, O. J. (1990), 'Why Does Money Affect Output?' in *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 2, Benjamin Friedman and Frank Hahn F. (Ed.) 779-835. North Holland. Oxford.
- Blanchard, O. J. y Fischer, S. (1989), 'Lectures in Macroeconomics'. The MIT press. London.
- Carrizosa, M. (1985), 'Las Tasas de Interés y el Ahorro Financiero en Colombia'. En *La Coyuntura del Sector Financiero y la Tasa de Interés*, Asociación Bancaria de Colombia, Banca 85, 88-157.
- Cooley T. F. y Hansen G. D. (1989), 'The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model', *The American Economic Review*, Vol. 79, 733-748.
- Edwards, S. (1984), 'Coffee, Money and Inflation in Colombia', *World Development*, Vol. 12, 1107-1117.
- Enders, W. (1995), 'Applied Econometric Time Series'. John Wiley. New York.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987), 'Co-integration and Error Correction:

- Representation, Estimation, and Testing'. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 251-276.
- Engle, R. F. y Yoo, B. S. (1987), 'Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems'. *Journal of Econometrics*, Vol. 35, 143-159.
- Dickey, D. A. y Fuller, A. W. (1979), 'Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root'. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 427-431.
- Fisher, S. (1977a), 'Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule'. *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 1, 191-205.
- Fisher, S. (1977b), 'Long-Term Contracting, Sticky Prices, and Monetary Policy, A comment', *Journal of Monetary Economics*, 3, 317-323.
- Friedman, M. (1968), 'The role of Monetary Policy', *The American Economic Review*, Vol. LVIII, 1-17.
- García M. E. (1993), 'Output Fluctuations and Monetary Choques in Colombia, Comment on RR', *IMF Staff Papers*. Vol. 40, No. 4, 871-875.
- Granger, C. W. J. y Newbold, P. (1986), 'Forecasting Economic Time Series'. (Second ed.), Academic Press, London.
- Granger, C. W. J. y Newbold, P. (1974), 'Spurious Regressions in Econometrics', *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 111-120.
- Gray, J. A. (1976), 'Wage Indexation: A Macroeconomic Approach', *Journal of Monetary Economics*, 2, Vol. 2, 221-235.
- Khan, M. (1980), 'Monetary Choques and the Dynamic of Inflation'. *Staff Papers*, International Monetary Fund, Vol. 27, 363-440.
- King R. G. y Plosser C. I. (1984), 'Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle', *The American Economic Review*, Vol. 74, 363-440.
- Kydland F. E. y Prescott E. C. (1982), 'Time to Build and Aggregate Fluctuations', *Econometrica*, Vol. 50, No. 6, 1345-1430.
- Leiderman, L. (1984), 'On the Monetary-Macro Dynamics of Colombia and Mexico', *Journal of Development Economics*, Vol. 14, 183-201.
- Lora, E. (1994), 'El Corto Plazo: Actividad Económica, Inflación y sus políticas de Estabilización' in *Introducción a la Macroeconomía Colombiana*, ed. Eduardo Lora, José A. Ocampo and Roberto Steiner, 3a. ed., Tercer Mundo Editores, Bogotá.
- Lucas, R. E. Jr (1972) 'Expectations and the Neutrality of Money', *Journal of Economic Theory*, 4, 103-124.
- Lucas, R. E. Jr (1972), 'Expectations and the Neutrality of Money', *Journal of Economic Theory*, 4, 103-124.
- Lucas, R. E. Jr (1973), 'Some International Evidence on Output-inflation Tradeoff'. *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, 326-334.

- Lucas, R. E. Jr y Rapping L. A. (1969), 'Real Wages, Employment, and Inflation', *Journal of Political Economy*, 77, 721-754.
- Lutkepohl, H. (1985), 'Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process'. *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 6, No. 1, 35-52.
- Mankiw, G. (1989), 'Real Business Cycle: a New Keynesian Perspective'. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 3, No. 3, Summer 1989, 79-90.
- Mussa, M. (1981), 'Sticky Prices and Disequilibrium Adjustment in a Rational Model of the Inflationary Process', *The American Economic Review*, Vol. 71, No. 5, 1020-1027.
- Ohanian L. E: (1988), 'The Spurious Effects of Unit Roots on Vector Autorregressions. A Monte Carlo Study'. *Journal of Econometrics*, Vol. 39, 251-266.
- Phelps, E. (1967), 'Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time'. *Economica*, Vol. 34, 254-281.
- Phelps, E. (1970), 'Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory'. New York, Norton.
- Phelps, E. S. y Taylor J. B. (1977), 'Stabilization Powers of Monetary Policy: under Rational Expectations', *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 1, 163-190.
- Plosser, C.I. (1989), 'Understanding Real Business Cycles', *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, No. 3, Summer 1989, 51-77.
- Prescott, E. C. (1986) 'Theory Ahead of Business-Cycle Measurement'. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 25, 11-44.
- Reinhart C. M. y Reinhart V. R. (1991), 'Output Fluctuations and Monetary Choices, Evidence from Colombia'. *IMF Staff Papers*. Vol. 44, No. 4, 705-735.
- Sargent, T. y Wallace, N. (1975), 'Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money supply Rule'. *Journal of Political Economy*, Vol. 83, No. 2, 241-254.
- Sims, C. A. (1980a), 'Macroeconomics and Reality', *Econometrica*, Vol. 48 No. 1, 1-48.
- Sims, C. A. (1980b), 'Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered', *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 2, 250-257.
- Stadler, G. W. (1994), 'Real Business Cycles', *Journal of Economics Literature*, Vol. 32, 1760-1783.
- Stock, J. H. (1987), 'Asymptotic Properties of the Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors'. *Econometrica*, Vol. 55, 1035-1056.
- Stock, J. H. y Watson, M. W. (1989), 'Interpreting the Evidence of Money-Income Causality'. *Journal of Econometrics*, Vol. 40, 161-181.
- Summers, L. H. (1986), 'Some Skeptical Observations on Real Business Cycle Theory'. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Fall 1986.