

La serie "Borradores Semanales de Economía" es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los Trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

LA RELACION ENTRE EL CREDITO Y LA INFLACION

Por:
Hernando Vargas H.

1995

No. 37

Para comentarios favor dirigirse al autor:
Fax: 2865936 - Teléfono 3421035.

LA RELACION ENTRE EL CREDITO Y LA INFLACION

Hernando Vargas H.

Santafé de Bogotá, julio 1995

I. Introducción.

En los últimos dos años el crecimiento de la cartera del sistema financiero ha alcanzado niveles históricamente altos. En efecto, como se aprecia en el Gráfico 1, durante 1994 y parte de 1993, la cartera de todos los intermediarios creció por encima del 20% anual en términos reales, algo sin precedentes en los últimos diez años. Según el mismo gráfico, este fenómeno ha sido acompañado por un incremento significativo de los cuasidineros, aunque en proporciones inferiores a las del crédito. Por otra parte, según un trabajo reciente del Banco de la República, el alza de la cartera se ha concentrado en el crédito hipotecario y de consumo (Banco de la República, 1994).

Tales comportamientos han despertado inquietud acerca de su posible efecto sobre la estabilidad de precios.¹ El propósito del presente trabajo es, por lo tanto, determinar la relación entre crédito e inflación en Colombia. Con dicho fin, es necesario en primera instancia explorar los mecanismos a través de los cuales el crédito puede incidir sobre los precios. Este es el tema de la segunda sección e implica discutir los canales de transmisión de la política monetaria. En la tercera se propone una forma de probar estadísticamente posibles relaciones entre crédito e inflación. En la cuarta sección, se explora un canal alternativo del crédito a los precios a través de la inflación de activos. La quinta concluye el trabajo.

II. Dinero, crédito y canales de transmisión.

A. Revisión de la teoría.

El estudio de la incidencia del crédito sobre los precios necesariamente implica explorar los mecanismos de transmisión del dinero hacia la inflación y la actividad económica. Este tema ha sido ampliamente discutido en la literatura, que ha distinguido básicamente tres canales de transmisión. El primero de ellos es el bien conocido efecto liquidez, por medio del cual cambios en la oferta o en la demanda de dinero alteran la tasa de interés y, en consecuencia, el gasto de consumo o inversión. Este es el mecanismo presente en el análisis IS/LM tradicional, donde se supone que el crédito bancario y los "bonos" son sustitutos perfectos como instrumentos de financiación.

Gráfico 1



Un segundo canal se deriva de la existencia de imperfecciones y asimetrías de información en el mercado de crédito (véase p.ej. Stiglitz y Weiss, 1981). En estas circunstancias, surgen instituciones especializadas en la adquisición de información y la diversificación del riesgo (Diamond, 1984). Dichas instituciones pueden emplear instrumentos de racionamiento distintos del precio y, en la medida en que la información sobre la probabilidad de no-pago y otros eventos es muy específica a cada prestatario, pueden introducir contratos de crédito que dependen del comportamiento pasado del cliente (Blinder y Stiglitz, 1983, y Diamond, 1991). Todos estos factores hacen del crédito bancario algo "único", pues para varios agentes es su única fuente de financiación, o, en el mejor de los casos, hacen que los bonos sean un sustituto bastante imperfecto del crédito. Si, al mismo tiempo, los préstamos tampoco son sustitutos perfectos de los bonos en el portafolio activo de los bancos, se crea un mecanismo de transmisión distinto del efecto liquidez, en el cual una restricción de la oferta monetaria reduce la oferta de crédito y afecta la demanda agregada bien sea a través de una mayor tasa de interés activa o mediante el racionamiento del crédito.² Adicionalmente, la existencia de imperfecciones en el mercado de crédito hace que aquellos agentes con acceso más restringido al mismo sean más vulnerables a shocks monetarios y reales, en tanto se les dificulta "suavizar" su consumo o sus inventarios. Por esta vía se refuerza el canal de transmisión a través del crédito, puesto que su provisión puede depender también del ciclo económico (Gertler y Gilchrist, 1993 y Bernanke et al., 1994).

Un tercer canal de transmisión acepta las premisas del segundo, pero las integra en un modelo más general, donde la propagación de shocks monetarios se lleva a cabo mediante "un proceso de sustitución general inducido por cambios en los precios relativos de 1) varios activos, 2) activos reales y sus servicios, y 3) activos y producto." (Brunner y Meltzer, 1988, pp.446-447).³ Bajo esta óptica, una restricción severa del crédito que conduzca a la quiebra de algunas empresas y bancos puede generar un proceso deflacionario que incremente el valor real de las deudas nominales y reduzca el valor de los activos reales, lo cual implica a su vez más quiebras y mayor deflación. Tal proceso

aumenta además la incertidumbre en la economía, disminuyendo aún más la tasa de retorno de los activos reales y retroalimentando así la crisis bancaria y la deflación.

La evidencia sobre existencia de un canal independiente de crédito en los Estados Unidos es mixta. King (1986), Romer y Romer (1990) y Ramey (1993) son tres ejemplos de estudios que, en general, encuentran muy poca o ninguna evidencia sobre la existencia de un canal independiente de crédito. Bernanke y Blinder (1992), Kashyap et al. (1993), Gertler y Gilchrist (1993 y 1994), Bernanke et al. (1994) y Fackler y Rogers (1993), por otra parte, hallan evidencia en favor del mismo. El Apéndice 1 presenta una somera descripción de estos trabajos.

Para Colombia, Echeverry (1993) aplica la metodología de Bernanke y Blinder (1992), y obtiene evidencia favorable al efecto liquidez, aunque no puede rechazar la existencia de mecanismos de transmisión a través de la oferta de crédito.⁴ En otro estudio, Zarta (1994) estima un sistema de VAR estructural para una economía abierta bajo supuestos "clásicos" y "keynesianos" respectivamente, en donde los shocks exógenos pueden provenir alternativamente del dinero o del crédito interno. Zarta encuentra que un shock al crédito interno (aparentemente definido como el crédito del sistema financiero) tiene un efecto positivo sobre la inflación durante los dos primeros años, pero luego tal efecto se revierte en los dos siguientes, para finalmente desaparecer. Por otra parte, un shock a M1 produce una reacción irregular de la inflación, en la cual el impacto positivo ocurre nueve trimestres después del shock, tras un período de fluctuaciones.

B. Crédito e inflación.

Una vez han sido descritos los mecanismos de transmisión de la política monetaria y del crédito, es conveniente explorar las relaciones entre el crédito y la inflación que ellos implican. Un posible punto de partida podría ser un modelo de demanda y oferta agregada. El lado de la demanda estaría representado por un esquema IS-LM, posiblemente modificado para incorporar un canal independiente de crédito, como por ejemplo el expuesto por Bernanke y Blinder (1988). En este esquema, se supone que los

préstamos de los intermediarios financieros y los bonos son sustitutos imperfectos tanto en el portafolio activo de los intermediarios como en el portafolio pasivo de los prestatarios. Esto obliga a que la condición de equilibrio en el mercado de préstamos sea considerada explícitamente en el modelo, y a que la demanda agregada dependa no sólo de las tasas de interés de los bonos, sino también de la tasa de interés de los préstamos.⁵ Puesto que se supone que los depósitos que constituyen el dinero son la fuente de financiación de los préstamos (y de la demanda de bonos por los intermediarios), se crea de inmediato un vínculo entre la base monetaria (reserva) y la IS. De esta manera, un incremento en la base tendría un efecto incierto sobre la tasa de interés de los bonos, ya que, por un lado, induce un incremento del dinero relativo a los bonos, tendiendo a reducir su tasa de interés, y por otro, expande la oferta de crédito y estimula la demanda agregada, presionando las tasas de interés al alza.

Así, por ejemplo, en presencia de tasas de cambio flexibles y cierta movilidad de capitales, una expansión de la base monetaria normalmente producirá un incremento simultáneo de la demanda agregada y de los préstamos, exista o no un canal de crédito independiente.⁶ Una innovación positiva en la demanda de dinero, por otra parte, tendrá los efectos contrarios, aunque en ambos casos la cantidad de dinero probablemente aumente. Bajo un canal de crédito independiente, una innovación en la oferta de crédito (generada, por ejemplo, por la percepción de un menor riesgo crediticio) origina un alza en el ingreso y la tasa de los bonos que eventualmente sería (parcialmente) contrarrestada por una apreciación de la tasa de cambio.⁷ Lo contrario sucede si se presenta una innovación en la demanda de crédito, aunque en ambos casos los préstamos deben aumentar.

Por el lado de la oferta agregada, podría pensarse en una función tradicional, o podría incorporarse la disponibilidad de crédito dentro de sus determinantes, tal y como lo hace Blinder (1987), al estudiar los efectos que el racionamiento de crédito a las firmas puede tener sobre su oferta. Bajo este enfoque, algunas firmas no tienen acceso al crédito necesario para financiar su capital de trabajo, sus inventarios o su inversión en capital físico, lo cual implica que el efecto "multiplicador del crédito" sobre la actividad económica

sea restringido⁸, y que si las recesiones se deben factores de oferta, los precios tiendan a elevarse (no a caer) (Blinder, 1988, p. 328).⁹ Desde este punto de vista, una expansión de la base que eleve la demanda agregada, puede también relajar las restricciones de crédito enfrentadas por ciertas firmas, con lo cual el efecto neto sobre la inflación es incierto.

Finalmente, si los shocks a la oferta o demanda de crédito tienen efectos persistentes sobre el nivel y la composición del gasto agregado, es probable que dichos shocks conlleven ajustes de la tasa de cambio real y la balanza comercial en el largo y el mediano plazo.¹⁰

III. Análisis econométrico.

La breve discusión teórica esbozada arriba apunta a que las pruebas empíricas de la relación entre el crédito y la inflación deben considerar las posibles interacciones dinámicas entre ellos y con otras variables relevantes. En este sentido, el enfoque de VAR estructural adoptado por Zarta (1994) resulta adecuado, especialmente si se tiene una buena idea del modelo subyacente en los datos. Alternativamente, el uso de formas reducidas de VAR irrestrictos constituye otra metodología viable si no se quiere introducir una estructura particular de la economía. Este es el camino adoptado en este trabajo. En este punto es necesario recalcar que este enfoque no permite identificar claramente la presencia del canal de crédito o de dinero, pues adolece de los mismos problemas de identificación de los trabajos de Bernanke y Blinder (1992) y Ramey (1993) (ver Bernanke, 1993).¹¹

Los sistemas de VAR propuestos tienen la siguiente forma:

$$Y_t = A(L) Y_t + e_t$$

donde Y_t es un vector que incluye las siguientes variables:

- La tasa de crecimiento anual de un agregado monetario nominal, que puede ser la base (clbase), M1 (clm1) o M2 (clm2).
- La tasa de interés nominal de CDT de 90 días.

- La tasa de crecimiento anual de una variable de crédito nominal, que puede ser la cartera total del sistema financiero¹² (ccartot), la cartera de las CAV (clccav) o la cartera de las compañías de financiamiento (clccfc). Las dos últimas se incluyeron separadamente por su clara conexión con el consumo y la construcción.
- La tasa de crecimiento anual del índice de producción manufacturera (sin trilla), como variable de actividad económica.
- La tasa anual de inflación del IPC.

En la selección de estas series, se tuvo especial cuidado en incluir simultáneamente una variable indicativa de "dinero" y otra de "crédito", con el fin de discernir las respuestas de largo plazo de la inflación a shocks monetarios y crediticios, teniendo en cuenta las interacciones dinámicas entre todas las variables relevantes.¹³ Se utilizaron cifras mensuales desde diciembre de 1982 hasta agosto de 1994. La evaluación de los resultados del VAR (funciones de impulso respuesta y descomposiciones de varianza) se efectuó con el orden en que se enumeraron arriba las variables. Así, se supuso que los shocks monetarios no están contemporáneamente correlacionados con los de las demás series¹⁴, y se dejó la inflación en el último lugar a propósito, para minimizar la varianza de su pronóstico debida a sus propios shocks.

El orden de integración de las variables aparece en la Tabla 1. Todas las variables resultaron no estacionarias, al menos entre enero de 1980 y agosto de 1994¹⁵. Esto introduce un problema en el empleo de sistemas de VAR, ya que se requieren variables estables, o, en su defecto, es posible trabajar con las primeras diferencias, aunque en tal caso es necesario considerar explícitamente las posibles relaciones de largo plazo (de cointegración) que existan entre los niveles. Esta última alternativa se puede seguir con base en el método de Johansen (véase p. ej. Johansen y Juselius (1990)), que permite hallar el número de relaciones de cointegración presentes en el sistema, al tiempo que las incorpora en la estimación del VAR en diferencias. Este procedimiento fue aplicado al caso en discusión con resultados muy poco satisfactorios desde el punto de vista económico.¹⁶ Por tal razón se decidió estimar el VAR en niveles, utilizando un resultado

de la econometría que sostiene que si existe al menos un vector de cointegración, los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios son consistentes y asintóticamente se distribuyen normalmente. Este procedimiento es válido, como lo sugiere Lutkepohl (1991), en tanto el interés de la estimación se centre en las propiedades asintóticas y mientras no se practiquen inferencias sobre pruebas tipo Granger.¹⁷

De esta manera, el método finalmente empleado consiste en, primero, verificar si existe al menos un vector de cointegración, segundo, estimar el VAR, y tercero, obtener resultados sobre las funciones de impulso-respuesta y descomposición de varianza tradicionales.

A. Pruebas de cointegración

El primer paso en el análisis de cointegración consiste en determinar el número de rezagos de los sistemas de VAR. Para ello se emplearon 3 criterios estadísticos ampliamente usados en la literatura: Akaike, SC y H-Q. Los resultados de esta selección para cada uno de los modelos estimados se presentan en la Tabla 2. Se dio prioridad al criterio de H-Q a la hora de escoger el número de rezagos¹⁸.

En los sistemas de VAR se incluyó una constante irrestricta para modelar posibles tendencias determinísticas en los datos (Cuthbertson et al. (1992) p.148, y Johansen y Juselius (1990)). Los resultados de las pruebas de cointegración de Johansen se reportan en la Tabla 3. El primer modelo (Tabla 3a.), es tal vez el más adecuado para los propósitos del trabajo, por cuanto la variable monetaria que incluye (la base) es más una medida de "dinero" vs. "crédito" que otros agregados como M1 y M2, los cuales pueden reflejar en buena parte la escala de ambos lados del balance de los intermediarios financieros (Bernanke, 1993). En otras palabras, un agregado monetario amplio como M2 puede ser entendido fácilmente como una variable de crédito o como una variable monetaria.¹⁹ Como se aprecia en la tabla, tanto la prueba de la traza como la del máximo valor propio sugieren la existencia de dos vectores cointegrantes. El primero de ellos presenta signos "factibles" (la inflación depende negativamente del crecimiento del producto y positivamente de la tasa de interés, el dinero y el crédito), e implica una elasticidad de

largo plazo de los precios a la cartera nominal de 0.276. El segundo vector implica una respuesta positiva de la inflación al crecimiento del producto y una elasticidad de los precios a la cartera de 2.6. Las pruebas de hipótesis mostradas en la Tabla 3a. indican que no se pueden rechazar las hipótesis de que los coeficientes de la cartera sean, por separado, iguales a cero, aunque la prueba sobre la hipótesis conjunta señala lo contrario.

El segundo modelo (Tabla 3b.) incluye a M2 como variable monetaria. Las pruebas de cointegración apuntan hacia la existencia de dos vectores cointegrantes²⁰. El primero de ellos implica una relación negativa entre la tasa de interés y la inflación, y una elasticidad de largo plazo de los precios a la cartera de 0.204. El segundo de ellos presenta signos poco factibles. Los resultados de las pruebas de hipótesis sobre los coeficientes del crecimiento de la cartera arrojan resultados similares a los de la Tabla 3a. En el tercer modelo (Tabla 3c.), se utilizó M1 como variable monetaria. De nuevo, las pruebas de Johansen indican la existencia de dos vectores cointegrantes. El primero de ellos muestra signos factibles y una elasticidad de largo plazo de los precios a la cartera de 0.22. El segundo vector, implica una relación positiva entre inflación y crecimiento del producto, y valores ridículamente altos de las elasticidades. Los resultados de las pruebas de hipótesis sobre los coeficientes de la cartera son similares a los de los modelos anteriores.

En el cuarto y quinto modelos (Tablas 3d. y 3e.) se trataron de contrastar las hipótesis de que el crédito hipotecario y de consumo afecta en particular a la tasa de inflación. Para capturar los efectos monetarios y los del crédito de los otros intermediarios, se optó por incluir el agregado amplio, M2, al tiempo con las tasas de crecimiento de la cartera de las CAV y las compañías de financiamiento, respectivamente. La pruebas de Johansen indican que en ambos casos existe sólo un vector cointegrante. En el caso del crédito hipotecario, dicho vector implica una relación *negativa* entre la inflación y la cartera hipotecaria, y entre la inflación y la tasa de interés. Además, la prueba sobre el coeficiente de la cartera no permite rechazar la hipótesis de que es igual a cero. En contraste, el vector cointegrante de la cartera de las compañías de financiamiento registra signos

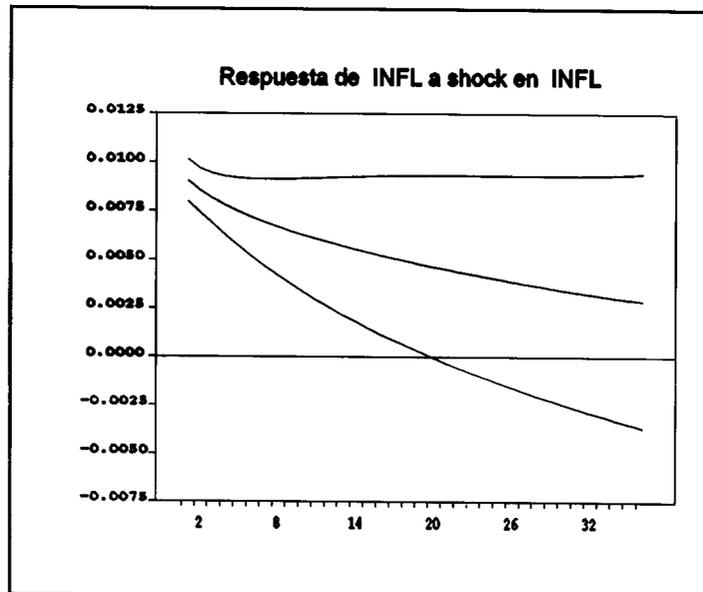
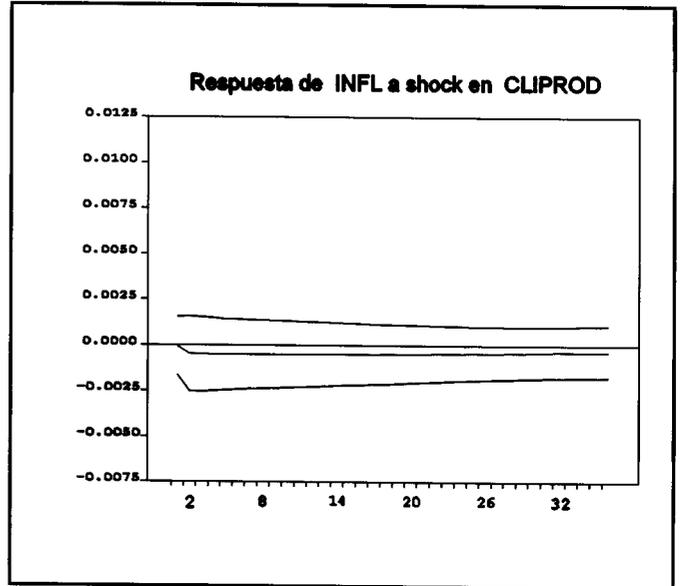
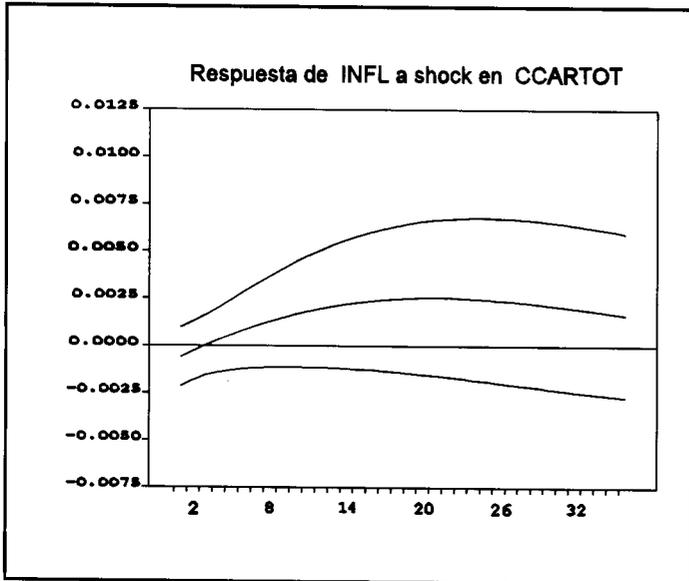
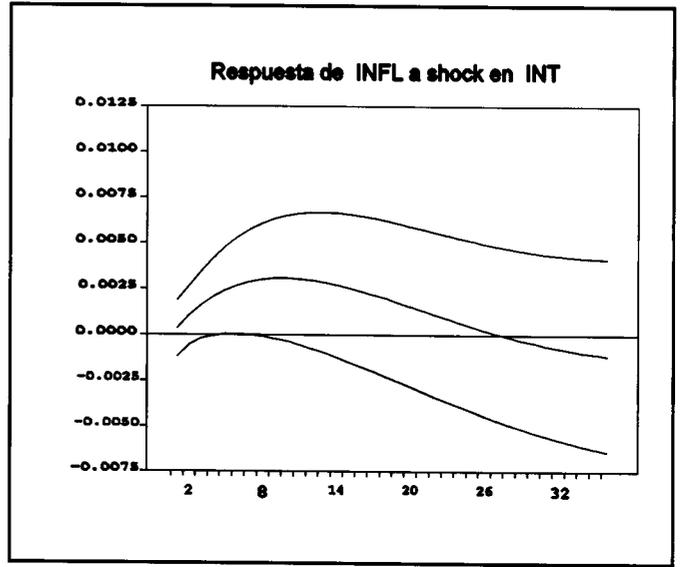
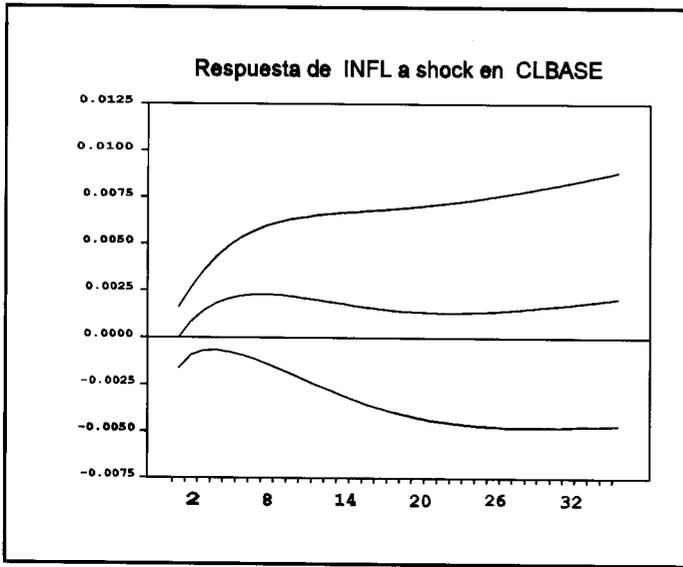
factibles, una elasticidad de los precios a la cartera de consumo de 0.128, y un coeficiente de la cartera significativamente distinto de cero.

Así, aunque la evidencia sobre el efecto de la cartera en la inflación es débil hasta el momento, podría decirse que se inclina, aparentemente, hacia la corroboración de una relación positiva. Tal resultado es más fuerte en lo concerniente a la cartera de consumo, en tanto que es inválido respecto a la cartera hipotecaria.

B. Resultados de los sistemas de VAR.

La interpretación de los coeficientes de las regresiones cointegrantes como elasticidades de largo plazo es problemática, pues ignora los efectos indirectos derivados de la dinámica del sistema de VAR. Lutkepohl (1990, p. 380) ofrece como alternativa el uso de las funciones de impulso respuesta del mismo.²¹ Las funciones de respuesta de la inflación correspondientes a los modelos presentados anteriormente aparecen en los Gráficos 2 a 6. En todos los casos se calcularon intervalos de confianza de dos desviaciones estándar alrededor de las respuestas para dar una idea sobre la significancia de la mismas.²² En el Gráfico 2 se ilustran las respuestas de la inflación del modelo que incluye la base como variable monetaria. Las reacciones a shocks a la oferta monetaria y a la cartera son ambas positivas y de similar magnitud. Si se es tolerante con el error tipo I, podría decirse que la respuesta a shocks en la base parece ser significativa durante los primeros seis meses, mientras que aquella a innovaciones en la cartera lo sería a partir del décimo mes y hasta el mes 24 después del shock. El valor de la elasticidad de los precios a la cartera alcanza un máximo de 0.21 18 meses después del shock. La reacción a innovaciones en la tasa de interés es la esperada: primero positiva y luego negativa, aunque dicha respuesta deja de ser significativamente positiva sólo 18 meses después del shock. La reacción a innovaciones en el crecimiento no es estadísticamente distinta de cero, mientras que la respuesta a choques propios ilustra un alto grado de inercia. Las funciones de impulso-respuesta de las demás variables del VAR se presentan en el Apéndice 2.

Gráfico 2



En los Gráficos 3 y 4 aparecen las respuestas de la inflación de los modelos con M2 y M1 respectivamente. Los resultados son básicamente los mismos del Gráfico 2, aunque en este caso las reacciones ante shocks en las variables monetarias no son estadísticamente distintas de cero, confirmando, tal vez, la idea de Bernanke (1993) en cuanto a que agregados monetarios (amplios) reflejan también el comportamiento del crédito y viceversa. En ambos casos, la elasticidad de los precios a la cartera alcanza un máximo de 0.17 alrededor del mes 19 siguiente al shock. En el Gráfico 5 se presentan las funciones correspondientes al modelo con la cartera hipotecaria. De nuevo, se observa la insignificancia de la respuesta al shock monetario, pero se obtiene esta vez una respuesta negativa significativa a shocks en la variable de crédito. Esto es compatible con el signo de la misma variable en la ecuación de cointegración respectiva. En contraste, el Gráfico 6 muestra que innovaciones en la cartera de las compañías de financiamiento implica respuestas significativamente positivas de la inflación prácticamente desde el tercer mes, alcanzando una elasticidad máxima de 0.116, 17 meses después del shock. De nuevo, este resultado concuerda con el obtenido en el análisis de cointegración.

En la Tabla 4 aparece el resumen de los ejercicios de descomposición de varianza para cada uno de los modelos estimados. Las Tablas 4a. a 4c. muestran que la varianza del pronóstico de la inflación se explica en su mayor parte por la propia inflación. Entre los tres agregados monetarios incluidos, la base es la variable que más explica la varianza del pronóstico de la inflación, lo cual concuerda con los resultados de las funciones de impulso-respuesta. En todos los casos la variable de cartera explica un mayor porcentaje de la varianza que las variables monetarias. Cabe destacar también el alto poder predictivo de la tasa de interés sobre la cartera (y en menor medida sobre el dinero)²³, y el hecho de que innovaciones en las variables monetarias tienden a explicar un mayor porcentaje de la varianza del crédito que al contrario. De otra parte, es notable que las carteras de consumo e hipotecaria (Tablas 4d. y 4e.) expliquen la varianza de la inflación en mayor porcentaje que la variable de crédito total.

Gráfico 3

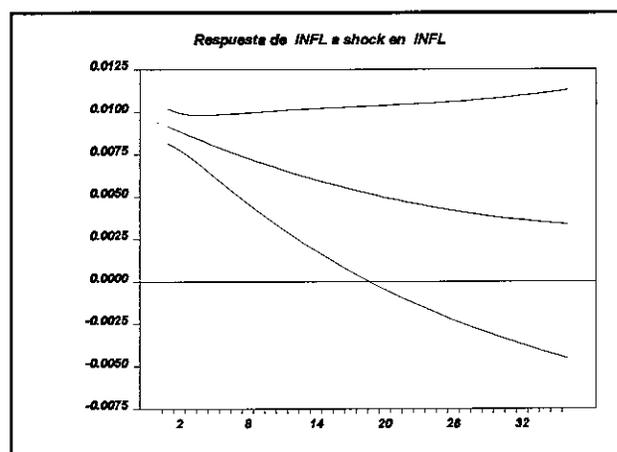
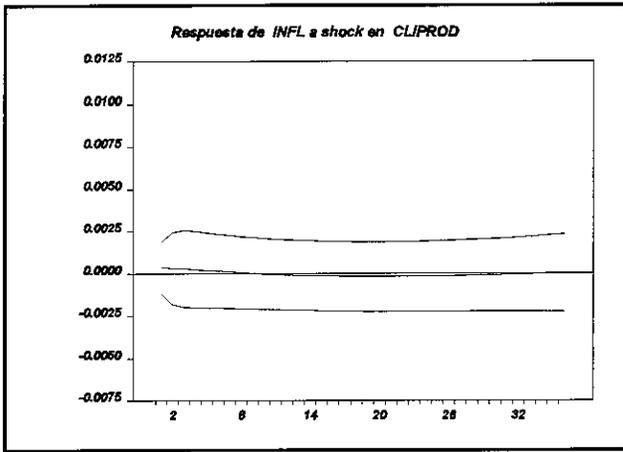
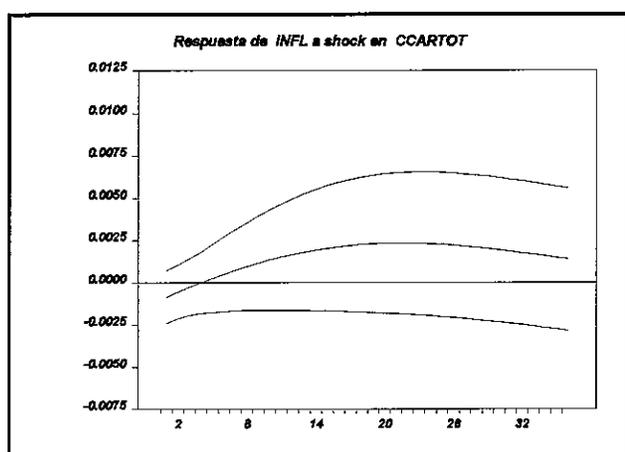
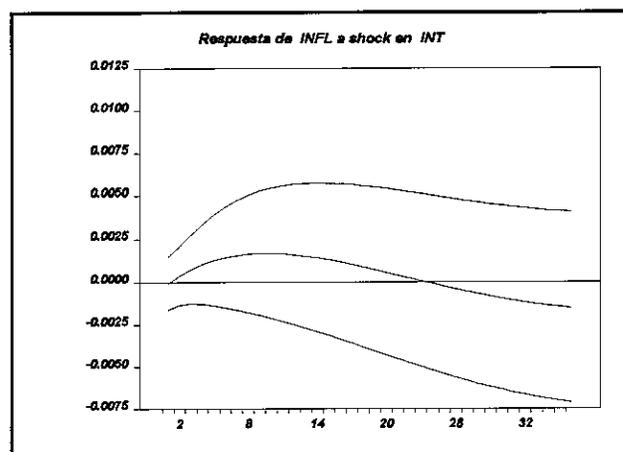
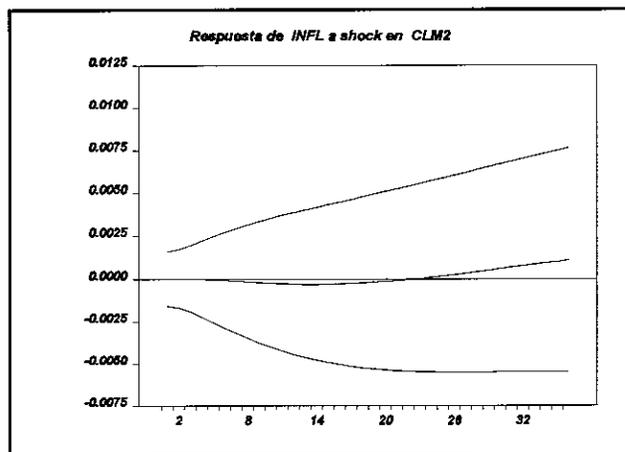


Gráfico 4

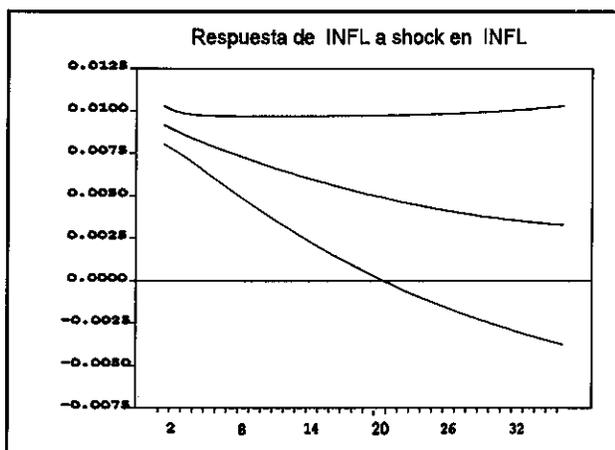
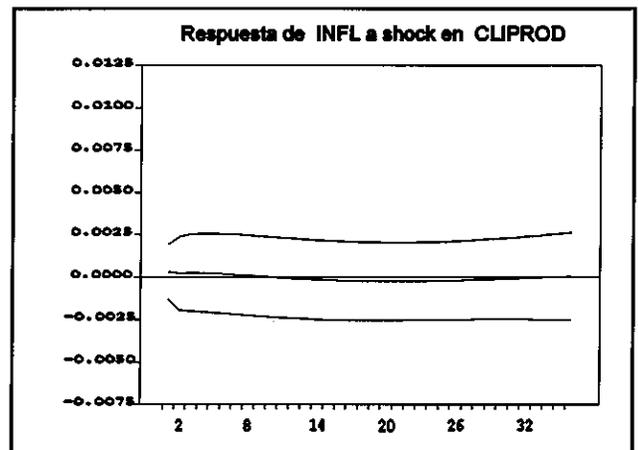
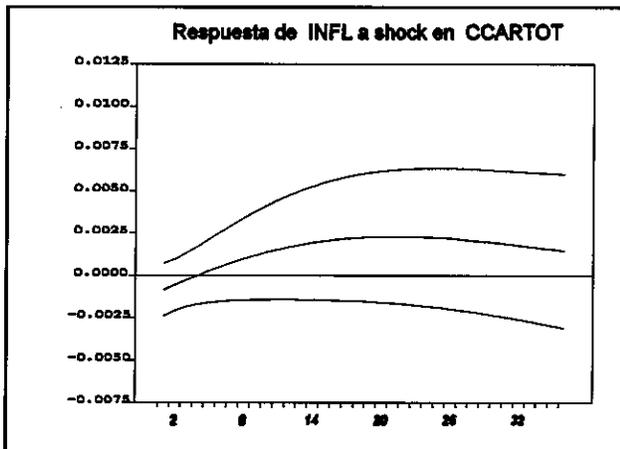
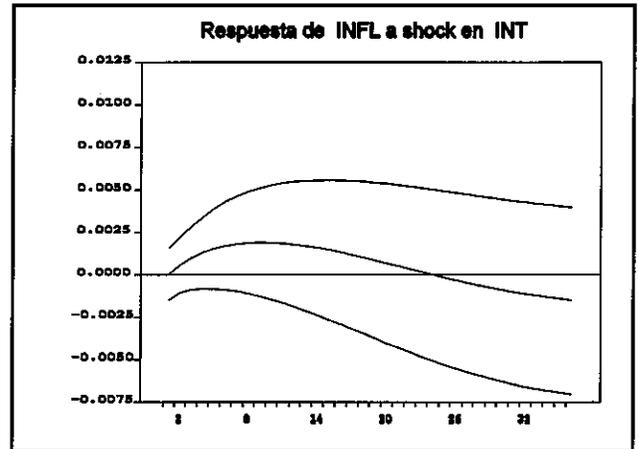
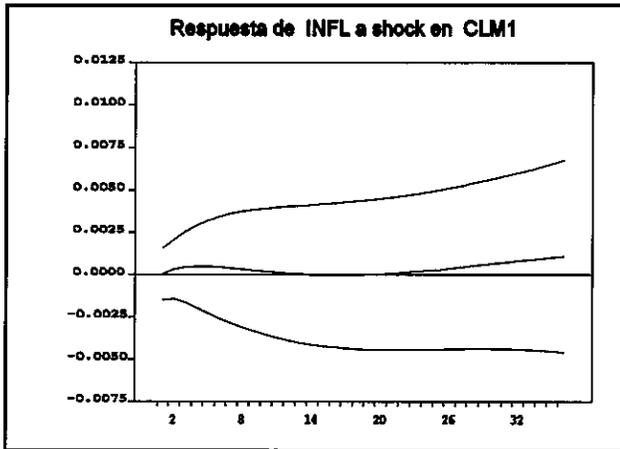


Gráfico 5

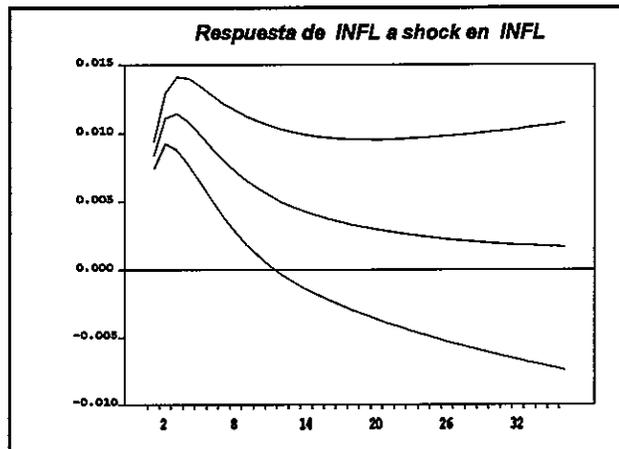
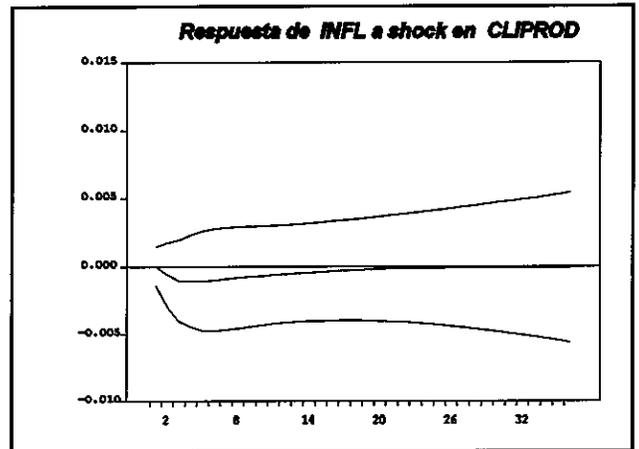
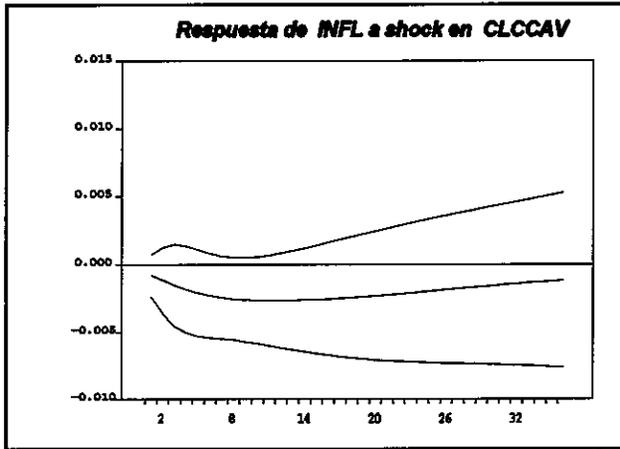
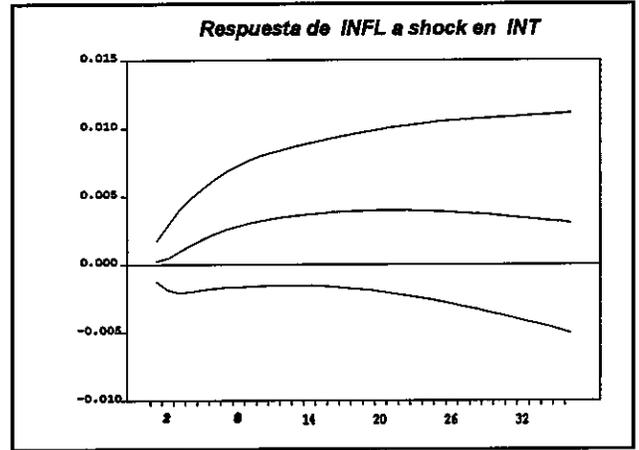
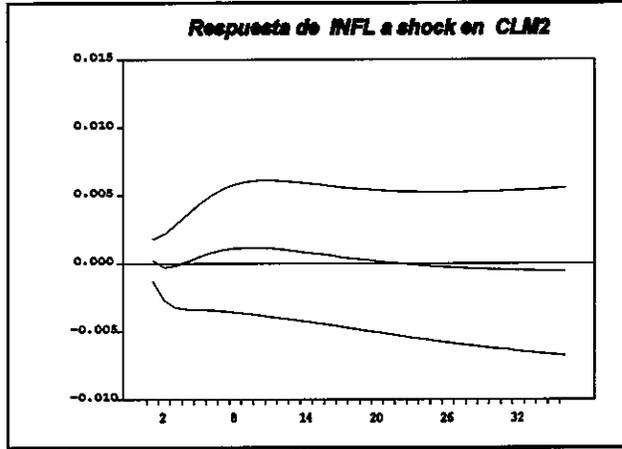
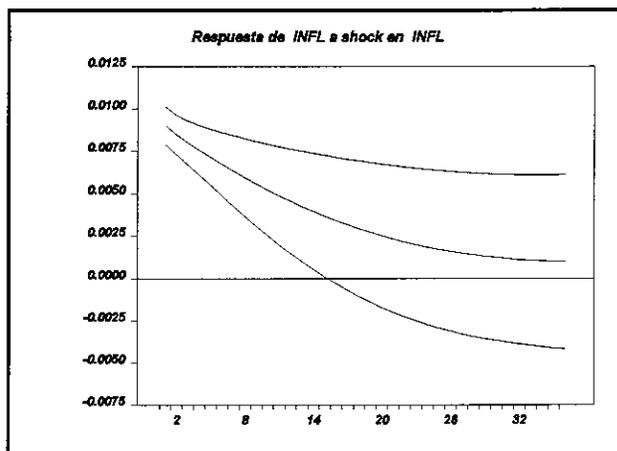
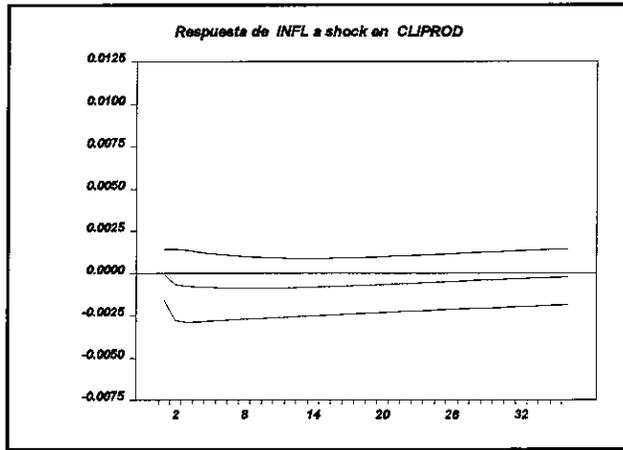
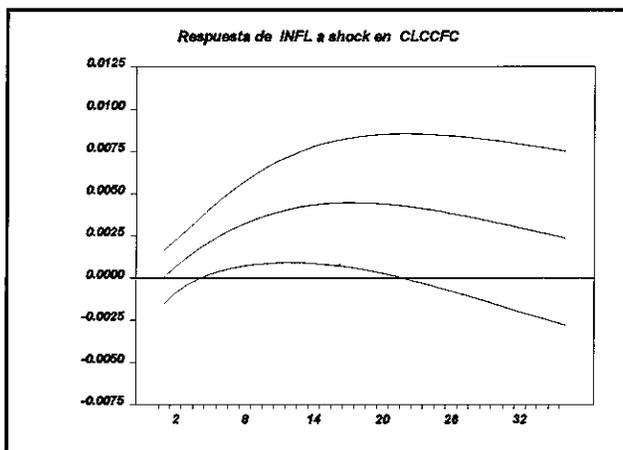
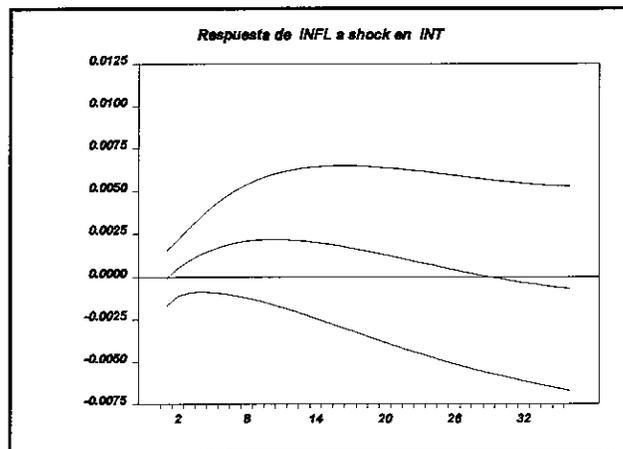
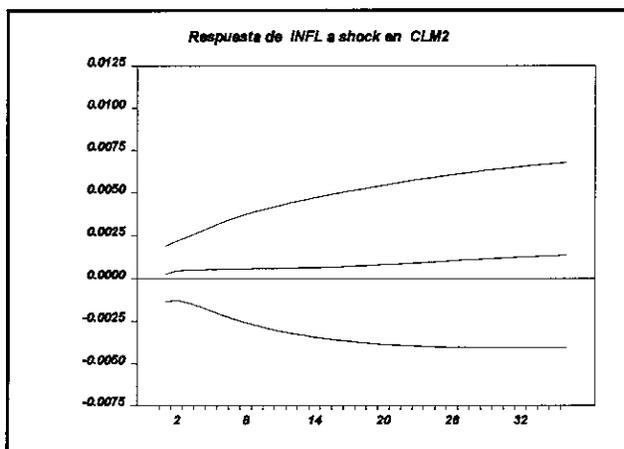


Gráfico 6



Finalmente, la Tabla 5 exhibe las pruebas de causalidad de Granger para la inflación, correspondientes a los modelos anteriores. Hay que recordar que en presencia de variables no estacionarias, las pruebas de causalidad pueden tener problemas. Por esta razón, se optó por presentar dos indicadores:

- Los valores de los estadísticos t de los rezagos en las ecuaciones estimadas en niveles (que en los casos de 1 rezago corresponden a las pruebas F).
- Los p -values de las pruebas ("F") de causalidad obtenidas de los mismos sistemas de VAR, pero estimados en diferencias y con 12 rezagos.²⁴ Con esto se pretende verificar la significancia conjunta de los coeficientes de los rezagos de una variable en cada ecuación.²⁵

De acuerdo con los resultados de la descomposición de varianza (y teniendo en cuenta que la inflación es $I(1)$), la propia inflación recoge la mayor parte del poder predictivo sobre sí misma. Cabe destacar la significancia de casi todas las variables en el primer modelo (Tabla 5a.) al estimarse en niveles. La cartera de consumo resulta también significativa en el quinto modelo en niveles (Tabla 5e.). Por otra parte, el crecimiento de la base, M1 y la producción industrial aparecen como buenos predictores de la inflación (aparte de ella misma) en las estimaciones en diferencias (Tablas 5a. y 5c.).²⁶ En general, parece que los agregados monetarios menos amplios (M1 y base) tienen un poder predictivo mayor sobre la inflación que el agregado de cartera.

Como conclusión del análisis de los sistemas de VAR, podría anotarse que, aparte de la propia inflación, la cartera es tan importante o más que las otras variables (en particular las monetarias) en la determinación de la dinámica de los precios. Este resultado es claro en el análisis de descomposición de varianza y las funciones de impulso-respuesta, pero es menos fuerte en las pruebas de causalidad. Esto no implica que el canal de crédito sea la vía predominante de transmisión monetaria, ya que, como se mencionó inicialmente, tanto el crédito como los depósitos pueden reflejar ambos canales.²⁷

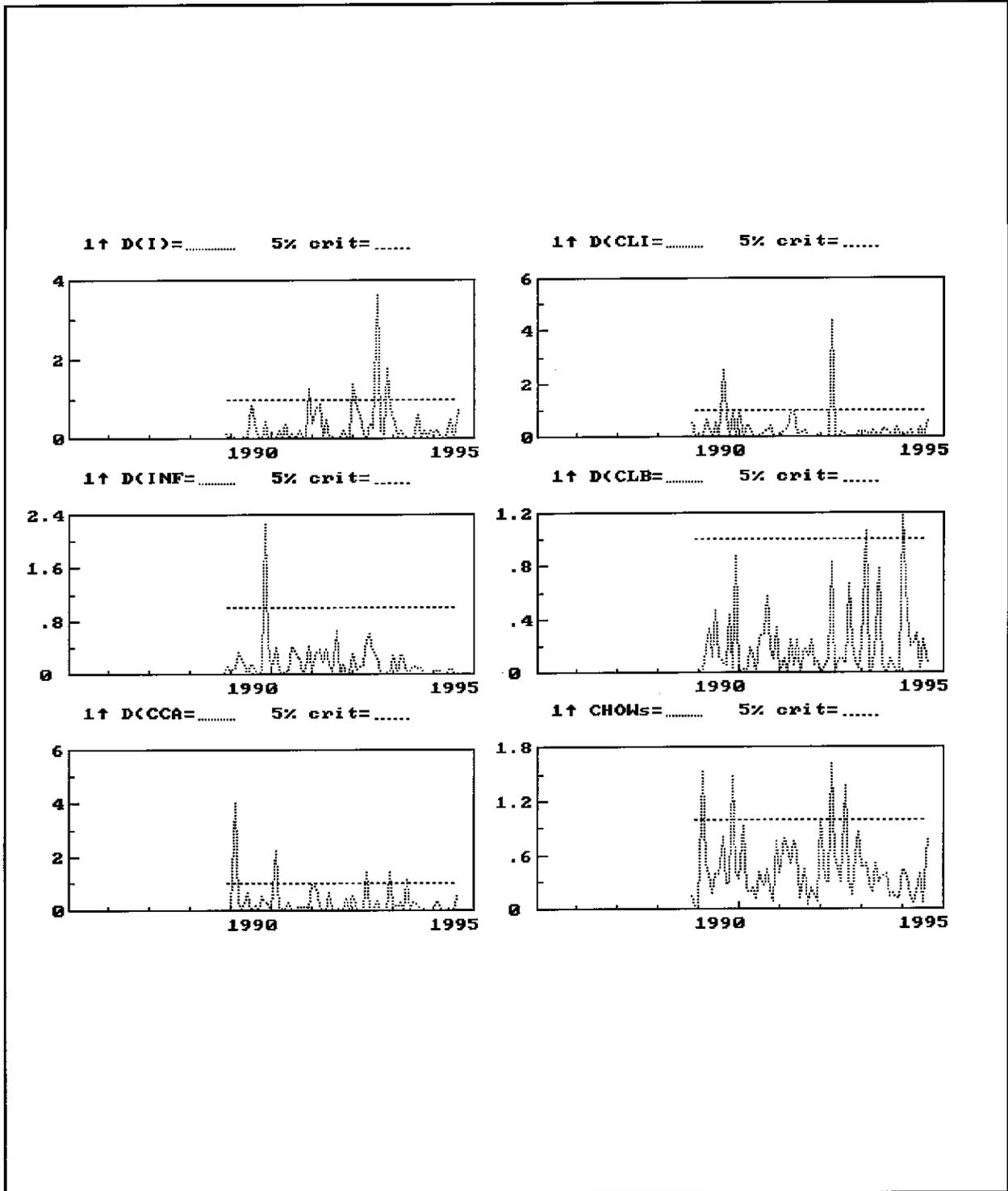
C. Pruebas de cambio estructural

Durante el período de estimación considerado hasta el momento (1982-1994) ocurrieron varios cambios importantes en la política y la estructura económica del país. En efecto, desde 1990 hubo dos reformas financieras, una apertura comercial y de la cuenta de capitales, se abandonó el "crawling peg" y se adoptó el sistema de bandas cambiarias. Por lo demás, se pasó bruscamente de una política de esterilización de influjos de capital con devaluación de la tasa de cambio a otra de revaluación con menores tasas de interés. Se impusieron controles al crecimiento de la cartera, se varió el grado de apertura de la cuenta de capitales y se presentaron modificaciones drásticas en el nivel de los encajes requeridos.²⁸ Incluso antes de 1990 hubo períodos de controles a la tasa de interés y cambios importantes en los requerimientos de encaje.

Todos estos acontecimientos sugieren la conveniencia de efectuar pruebas de estabilidad sobre los sistemas estimados en las secciones anteriores. Con este fin, se utilizaron tres pruebas tipo Chow, generadas a partir de estimaciones por mínimos cuadrados recursivos.²⁹ No obstante, para poder usar estas pruebas se requiere de sistemas de ecuaciones estables. Por esta razón, y dada la especificación original de los sistemas (con variables $I(1)$), se optó por hacer las pruebas sobre los VAR en diferencias con 9 rezagos.³⁰

En primer lugar, se calcularon los estadísticos de la prueba "de un paso" ("one-step Chow test") para cada una de las ecuaciones de cada modelo y para cada sistema como un todo. En este tipo prueba se estima el sistema para muestras sucesivas que van desde octubre de 1983 hasta el mes t , luego se re-estima para la muestra octubre/83-mes $t+1$ y se comparan las varianzas de los residuales mediante una prueba F . Si se rechaza la hipótesis de que dichas varianzas son iguales, entonces se dice que existe evidencia en favor de un cambio de los coeficientes de la ecuación (o del sistema) entre los meses t y $t+1$. El Gráfico 7a. presenta la secuencia de estas pruebas para las ecuaciones del sistema $\{clbase, i, ccartot, cliprod, infl\}$. Las series ilustran el valor de la prueba F dividido por su correspondiente valor crítico al 95%, de modo que, si el resultado excede a 1 (línea punteada) en un período t , hay evidencia de cambio estructural en ese momento. Las

Gráfico 7A
PRUEBAS DE CAMBIO ESTRUCTURAL
 Modelo: cibase i ccartot cliprd infl
 Prueba de Chow de "un paso"¹



¹ One step Chow test.

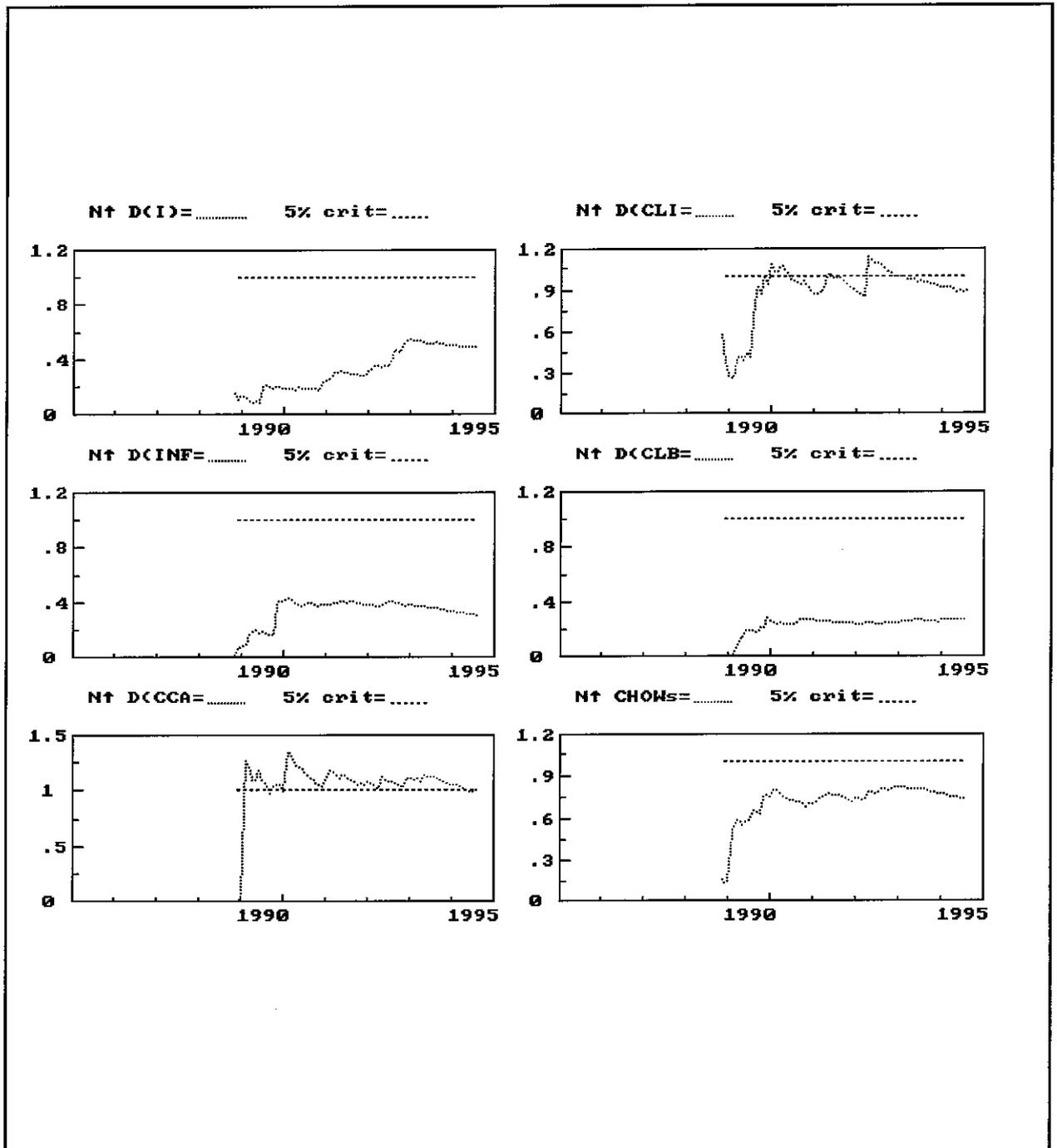
pruebas para las ecuaciones de la tasa de interés y la producción industrial señalan cambios estructurales en 1992, en tanto que las correspondientes a las ecuaciones de la inflación, la producción industrial y la cartera indican que hubo cambios estructurales en 1989. Las pruebas para el sistema como un todo (última gráfica, esquina inferior derecha) confirman estos hallazgos.

En el Gráfico 7b. se presenta un segundo tipo de pruebas para el mismo modelo {clbase, i, ccartot, cliprod, infl}. Aquí se fija el período de estimación en octubre/83-diciembre/88, y se efectúan las pruebas de Chow contra períodos cada vez más largos: octubre/83-enero/89, octubre/83-febrero/89, y así sucesivamente. Este tipo de pruebas se conoce como de predicción ("Chow forecast test"). La secuencia de pruebas (de nuevo estadísticas F normalizadas por su valor crítico al 95%), indica si hubo cambio estructural entre diciembre/88 y el mes t. El gráfico correspondiente a las ecuaciones de la cartera y la producción industrial muestran evidencia de cambio estructural a partir de 1989 (respecto al período enero/83-diciembre/88). No obstante, para el sistema como un todo, no se detecta cambio estructural alguno.

El Gráfico 7c. muestra un tercer tipo de pruebas tipo Chow llamadas de "cambio estructural". Esta vez, el período de estimación inicial no es fijo, sino que se va incrementando a partir de enero/89, y se compara la varianza de los residuales con los que resultan de estimar el modelo para el período completo octubre/83-agosto/94. Así, esta prueba detecta cambios estructurales entre el mes t y agosto/94. Al igual que en los casos anteriores, las gráficas exhiben las estadísticas F normalizadas por su valor crítico al 95%. Las ecuaciones de la producción industrial y la cartera registran cambios estructurales en 1989, en tanto que la de la tasa de interés lo hace para 1990, 1991 y comienzos de 1992. Las pruebas para el sistema en conjunto, sin embargo, no indican la presencia de cambios estructurales.

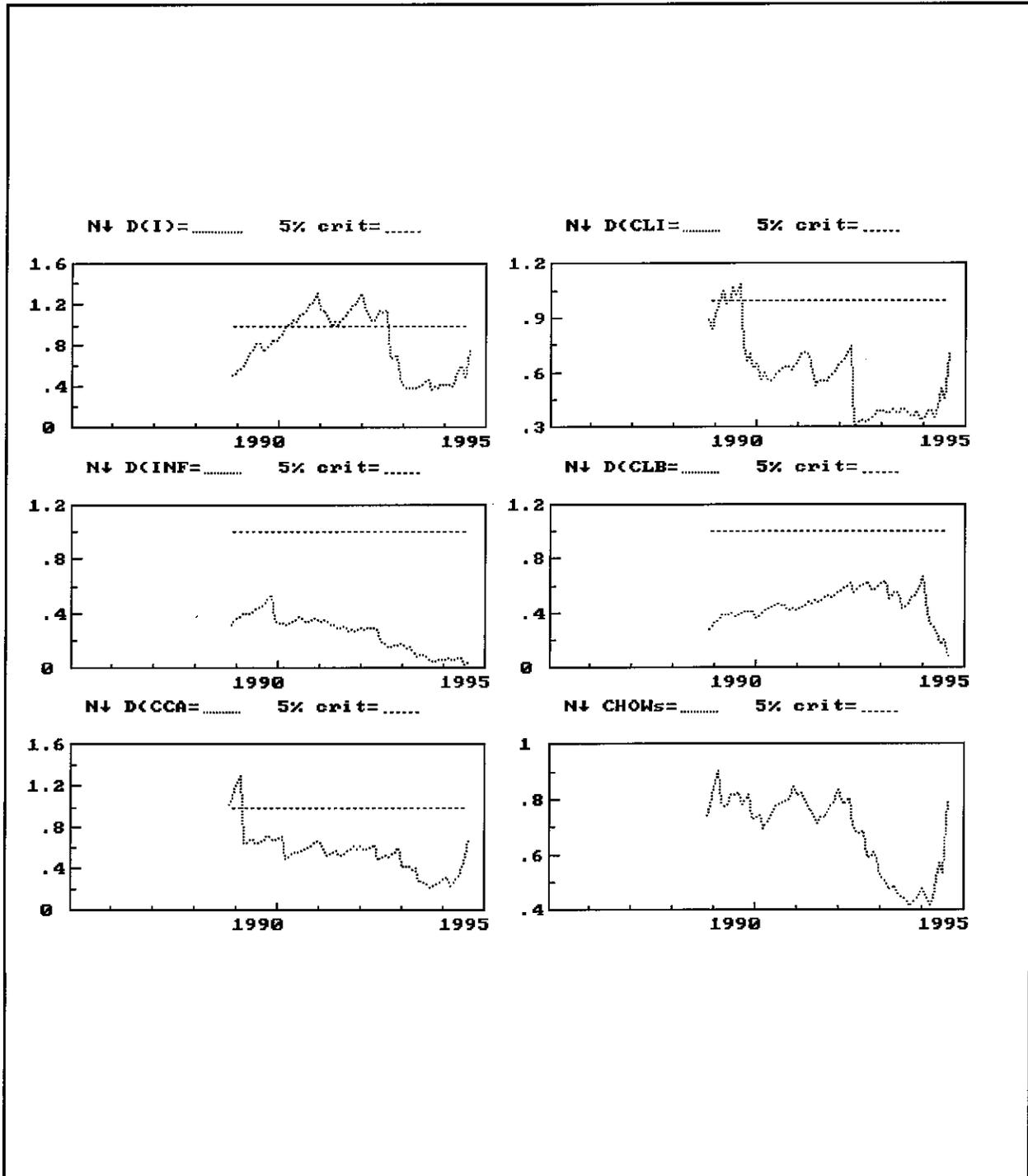
En los Gráficos 8a. y 8b. se presentan los resultados de las pruebas (de los sistemas como un todo) para los demás modelos estimados anteriormente. Para el modelo que incluye M1 y la cartera total, las pruebas "de un paso" sugieren la existencia de cambios estructurales en 1989 y 1992. En el caso del modelo con M2 y la cartera total, las

Gráfico 7B
PRUEBAS DE CAMBIO ESTRUCTURAL
 Modelo: clbase i ccartot cliprd infl
 Prueba de Chow de Predicción¹



¹ Forecast Test.

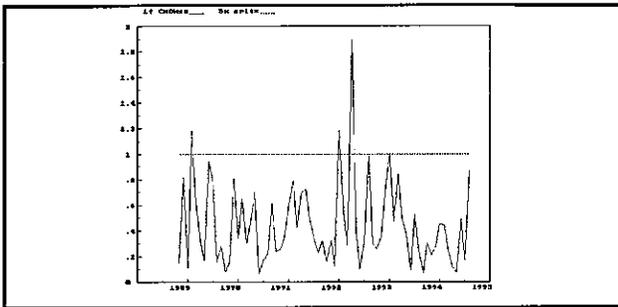
Gráfico 7C
PRUEBAS DE CAMBIO ESTRUCTURAL
Modelo: clbase i ccartot cliprd infl
Prueba de Chow de Cambio Estructural¹



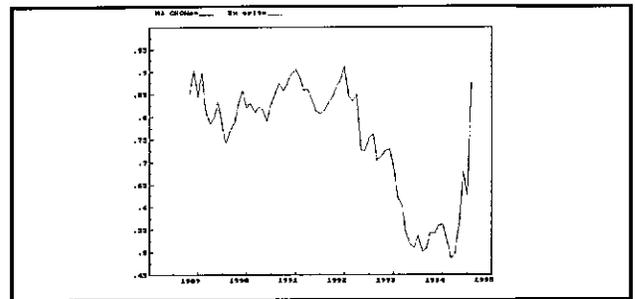
¹ Break-point test.

Gráfico 8A
PRUEBAS DE CAMBIO ESTRUCTURAL
a. Modelo: clm1 i ccartot cliprod infl

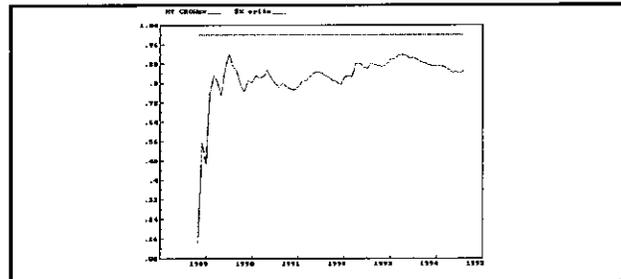
Prueba de "un paso"



Prueba de cambio estructural

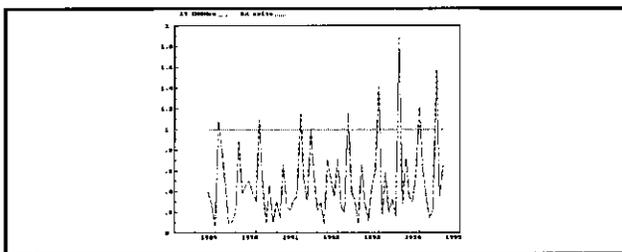


Prueba de predicción

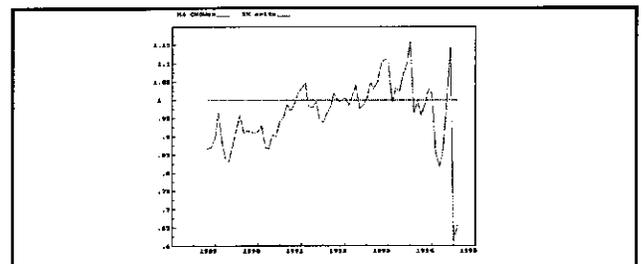


b. Modelo: clm2 iccartot cliprod infl

Prueba de "un paso"



Prueba de cambio estructural



Prueba de predicción

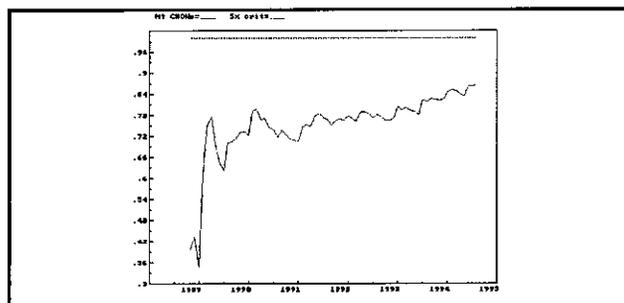
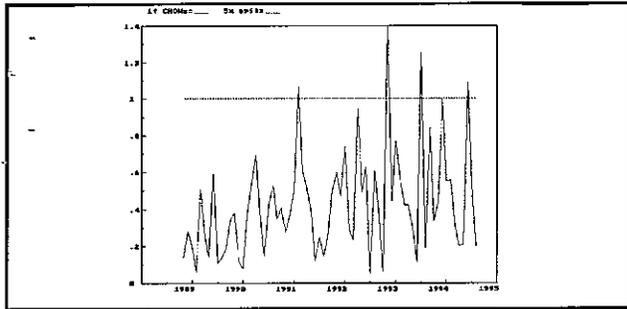
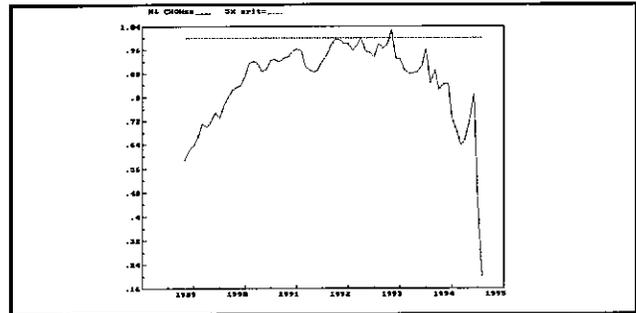


Gráfico 8B
PRUEBAS DE CAMBIO ESTRUCTURAL
c. Modelo: clm2 i clccav cliprod infl

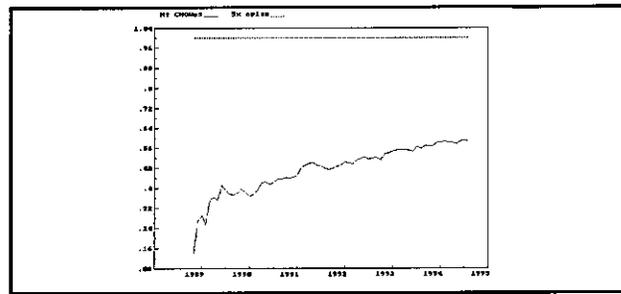
Prueba de "un paso"



Prueba de cambio estructural

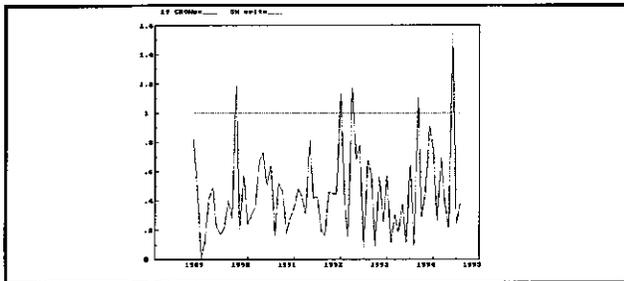


Prueba de predicción

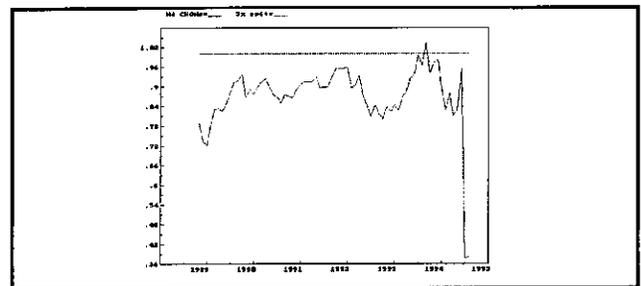


d. Modelo: clm2 i clccfc cliprod infl

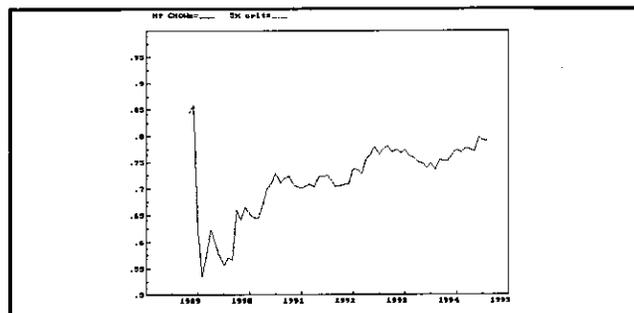
Prueba de "un paso"



Prueba de cambio estructural



Prueba de Predicción



pruebas "de un paso" y de cambio estructural indican una gran inestabilidad desde 1990. Para el modelo con M2 y la cartera de las CAV, la prueba "de un paso" señala cambios en 1991, 1992 y 1993. Y, finalmente, el modelo que contiene a M2 y a la cartera de las CFC registra cambios en 1989, 1992, 1993 y 1994, de acuerdo con las pruebas "de un paso" y de cambio estructural. Existe, en conclusión, alguna evidencia sobre la inestabilidad de los sistemas estimados en las secciones anteriores.

Si hubo cambios estructurales, ¿cómo varió el comportamiento implícito en los sistemas de VAR después de los mismos? Es difícil dar una respuesta a esta inquietud debido al poco tiempo transcurrido desde los posibles cambios y al hecho de que ocurrieron en fechas más bien distantes. Esto hace que el número de grados de libertad disponibles para la estimación de los VAR en cada "régimen" sea bastante reducido, con lo cual la confiabilidad de los resultados es baja. En particular, se presentan dos problemas importantes. Primero, la teoría asintótica sobre la cual se basan las estimaciones de las secciones anteriores tiene aún menos aplicación; y segundo, la varianza de los residuales y los coeficientes estimados se vuelve tan grande que produce unos intervalos de confianza de las funciones de impulso-respuesta muy amplios para períodos mayores de 12 meses. Sin embargo, para dar una idea de la posible dirección de los cambios, se estimó el modelo {clbase, i, ccartot, cliprod, infl} en tres períodos: 1982-diciembre/1988, enero/1989-diciembre/1991 y enero/1992-noviembre/1994³¹. Estas submuestras se escogieron con base en los resultados de las pruebas en la Gráficos 7a. a 7c.

En los Gráficos 9 a 11 se presentan las funciones de impulso-respuesta de la inflación en los tres subperíodos. Entre 1982 y 1988, las respuestas son similares a las del período completo (1982-1994), salvo que en este caso la reacción de la inflación a shocks en el crecimiento de la base no es significativa en ningún mes. La respuesta a innovaciones en el crecimiento de la cartera resulta un poco más significativa, al menos entre los meses 6 y 12 después del shock. Para el período 1989-1991, sucede prácticamente lo mismo, sólo que esta vez la reacción al shock en la cartera es más significativa que en subperíodo anterior, y aquella a la tasa de interés deja de serlo. Entre

Gráfico 9

Período 1982 - 1988

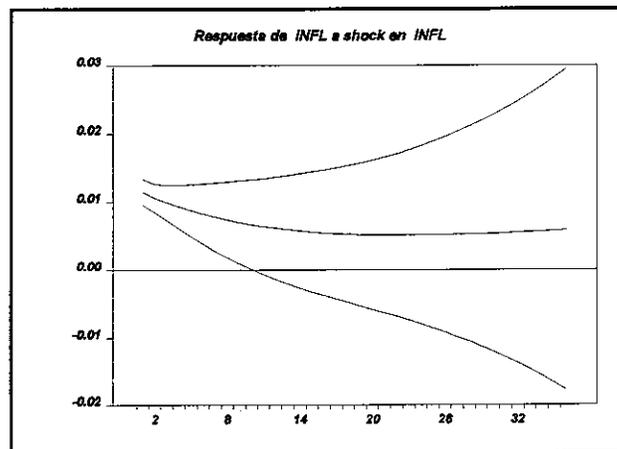
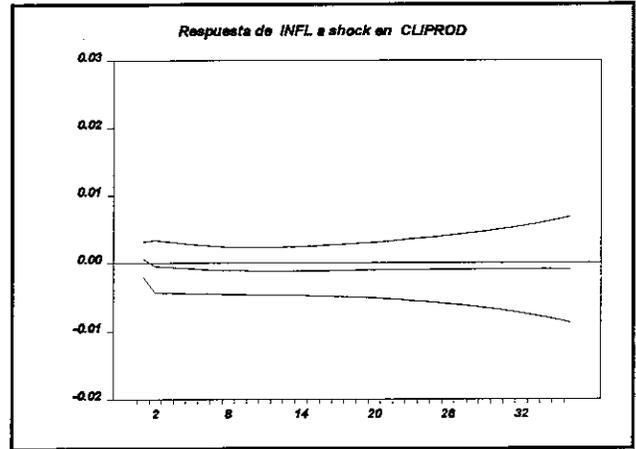
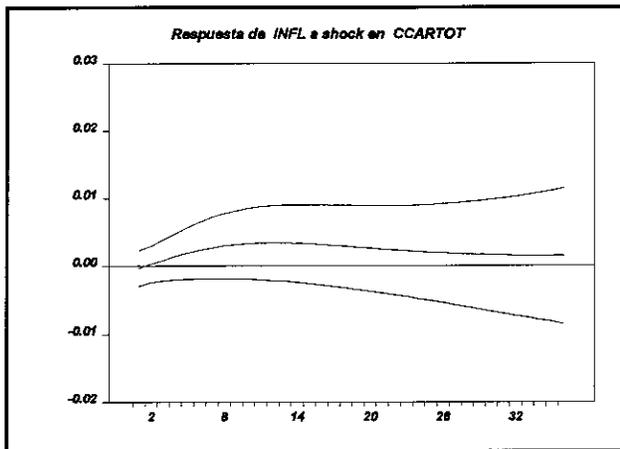
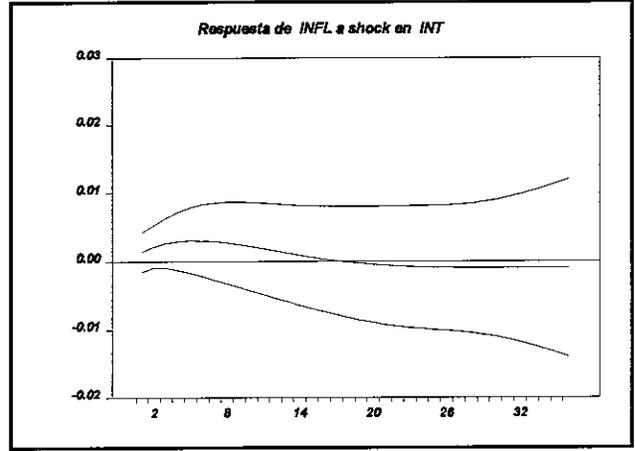
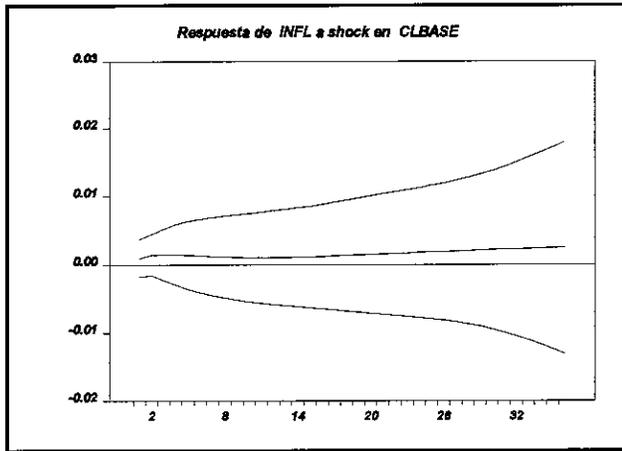


Gráfico 10

Período 1989 - 1991

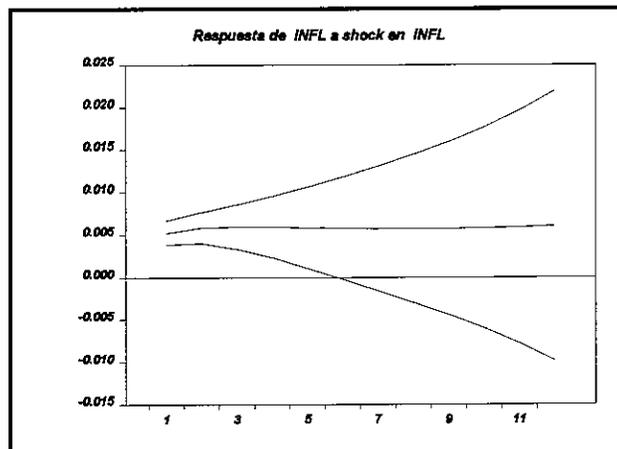
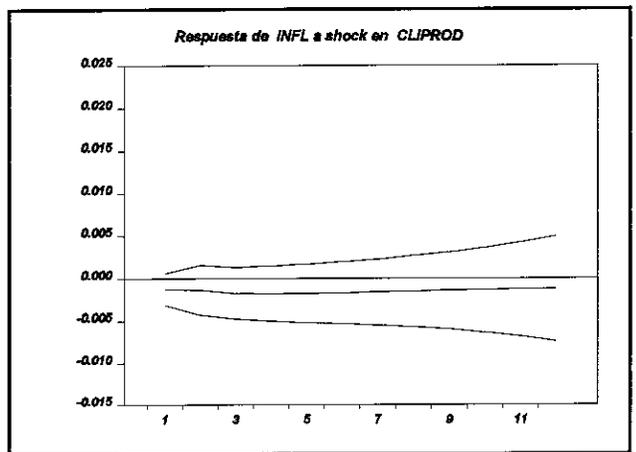
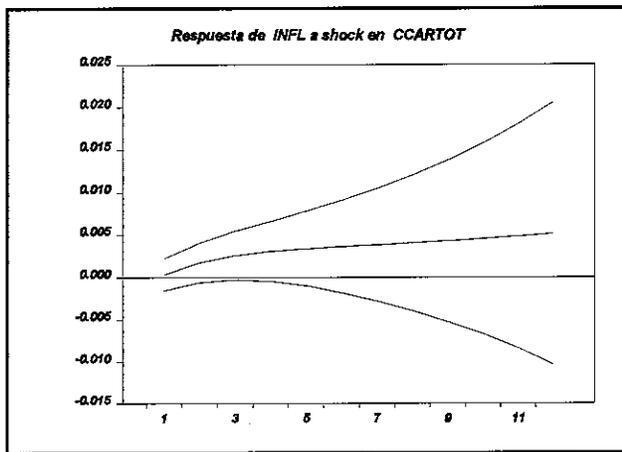
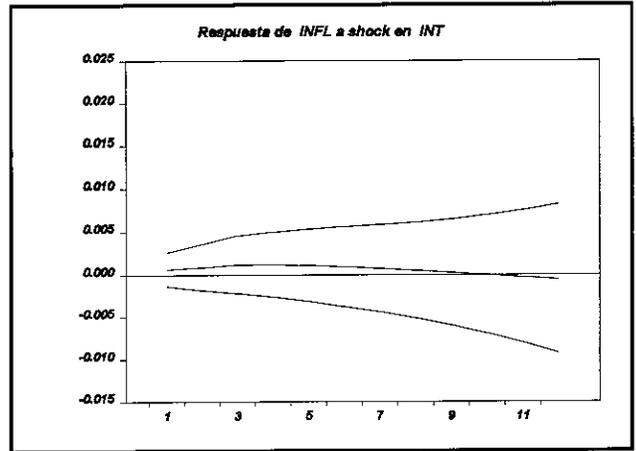
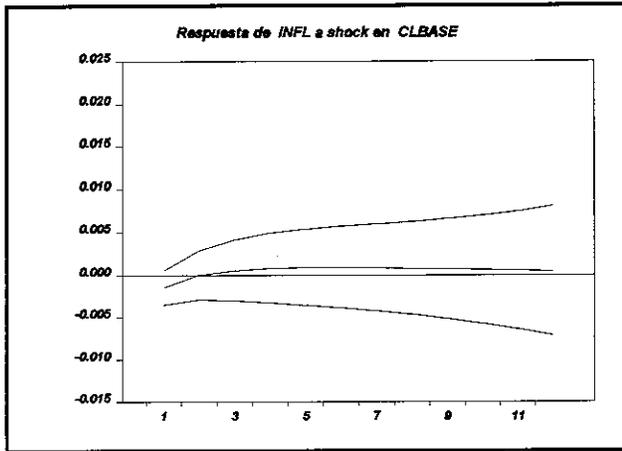
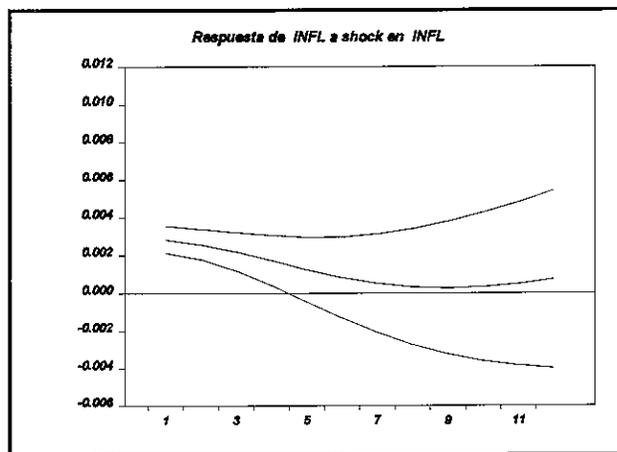
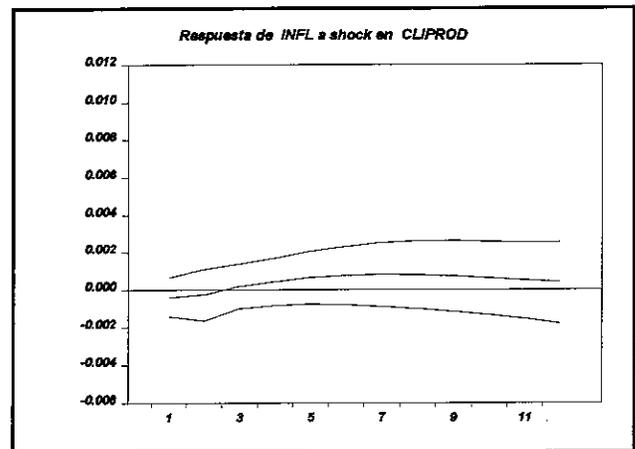
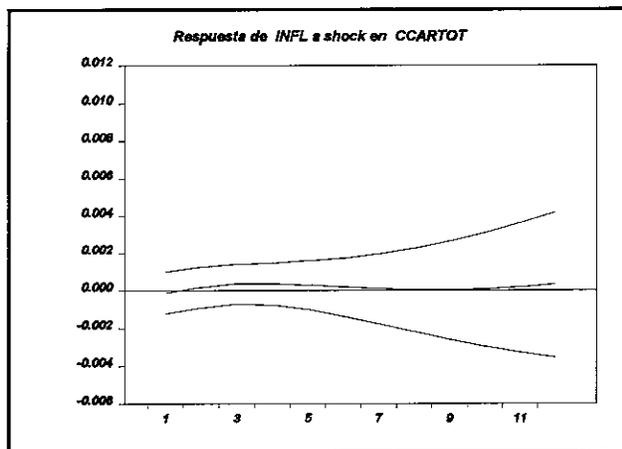
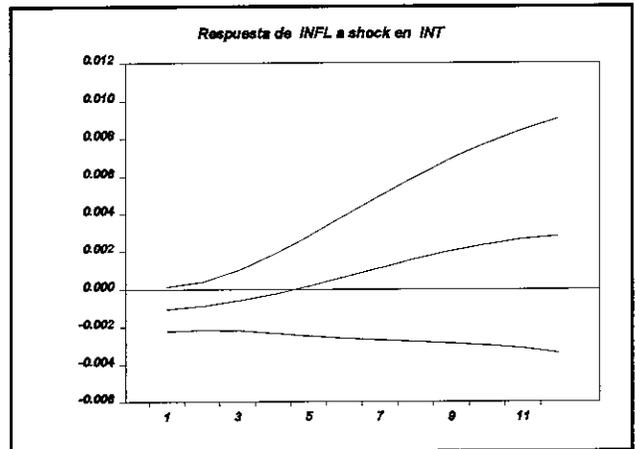
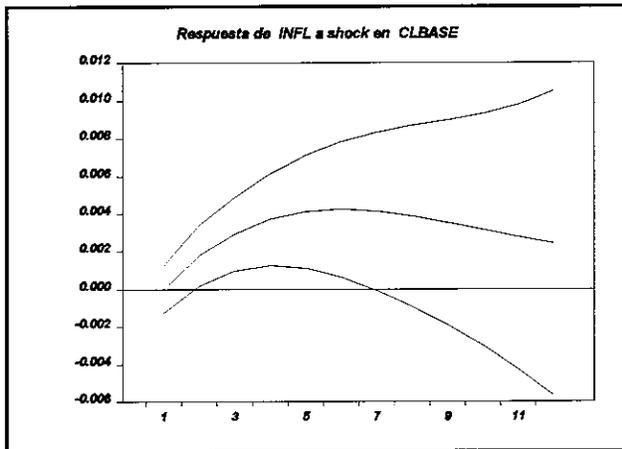


Gráfico 11

Período 1992 - 1994



1992 y 1994 se presentan cambios importantes en las respuestas de la inflación. En primer lugar, la reacción a la shocks en el crecimiento de la base se torna significativa, mientras que la respuesta a innovaciones en la cartera pierde toda significancia. En segundo lugar, la reacción a la tasa de interés cambia de signo (se vuelve negativa) y es significativa durante los primeros meses.

Por otro lado, en la Tabla 6 aparecen las descomposiciones de varianza para las mismas sub-muestras. Los resultados para el sub-período 1982-1988 coinciden a grandes rasgos con los de la estimación de toda la muestra, con la diferencia de que la varianza del pronóstico del crecimiento de la base aparece determinada en forma importante por la tasa de interés. Para el período 1989-1991 esta tendencia se acentúa y las innovaciones en el crecimiento de la cartera se convierten también en determinantes importantes del de la base. Para el mismo período, la cartera también contribuye a explicar una porción significativa del error de predicción de la inflación (30%), y la misma inflación se convierte en un factor determinante en la explicación de los errores de la cartera, la tasa de interés y la base monetaria. En el período 1992-1994, la base y la tasa de interés pasan a explicar la mayor parte del error de predicción de la inflación (50% y 23% respectivamente), de acuerdo con lo encontrado en las funciones de impulso-respuesta.

No sobra repetir que estos resultados deben ser interpretados con cautela, pues, al menos para las dos últimas sub-muestras, el número de grados de libertad es muy bajo. Como conclusión, sin embargo, el análisis de la presente sección parece indicar que desde 1992, la base monetaria y la tasa de interés exhiben una relación fuerte y significativa con la inflación del IPC, mientras que la cartera la ha perdido, especialmente con respecto al subperíodo 1989-1991. Este resultado puede indicar que el efecto de la política (contraccionista) de esterilización de los flujos de capital mediante altas tasas de interés y elevados niveles de encaje durante 1990 y 1991, se manifestó particularmente a través de restricciones en el crédito. Después de 1992, con el nuevo régimen cambiario, la revaluación y las menores tasas de interés, fue posible que se presentaran al mismo

tiempo una expansión del crédito y una desaceleración de la inflación y del crecimiento de la base.

IV. Crédito, inflación de activos e inflación.

Un canal de transmisión del crédito a los precios no considerado hasta el momento es el que tiene lugar a través de la inflación de activos. Según este enfoque, reformas estructurales de la economía (tales como reformas financieras y tributarias) pueden reorientar el destino del crédito hacia la financiación de la adquisición de activos (físicos y financieros). Esto sucede, por ejemplo, cuando una reforma financiera permite a ciertos agentes nacionales endeudarse en el exterior, con lo cual se libera parte del crédito intermediado internamente y se le dirige a sectores anteriormente restringidos (e.g. la compra de finca raíz). En el caso de Japón, Hoffmaister y Schinasi (1994) proponen la hipótesis de la "concentración" para explicar por qué el "boom" de precios de los activos de los años ochenta no estuvo acompañado por un proceso generalizado de inflación. De acuerdo con esta hipótesis, la confluencia de políticas macroeconómicas laxas, liberalización financiera y otros cambios estructurales (en especial en el tratamiento impositivo de los activos), creó un ambiente en el cual los excesos de liquidez fueron canalizados hacia ciertos grupos cuya participación en los mercados de activos era importante (Hoffmaister y Schinasi, 1994, p. 6, nota 1)³².

Sin embargo, los procesos de inflación de activos pueden desencadenar presiones inflacionarias mediante varios canales³³. En Colombia, un primer canal mecánico sería aquel que vincula el precio de los arrendamientos con el de la finca raíz. La percepción de un aumento de su riqueza por parte de los poseedores de activos constituiría un segundo canal, puesto que implica un incremento del consumo (especialmente de bienes no transables). Finalmente, un tercer canal expuesto por Carrasquilla et al. (1994), tiene que ver con la decisión de las autoridades de inflar, cuando la expansión de las expectativas y del gasto generada por reformas estructurales no resulta sostenible bajo una política austera. En tal caso, las autoridades pueden optar por sacrificar algo de

inflación a cambio de evitar un colapso de las expectativas, los precios de los activos y la actividad económica.

Para explorar la existencia de un canal de transmisión del crédito a la inflación a través de los precios de los activos, se propone de nuevo un sistema de VAR que incluye el crecimiento real anual de la cartera del sistema financiero ($ccareal$), el crecimiento del PIB real ($clpib$), la tasa de interés real ($ireal$) y el crecimiento anual del precio relativo de los activos ($clpra$), definido éste como la relación entre el precio nominal de los activos y el nivel general de precios. Se postula así que éstas son las variables relevantes que recogen los efectos directos e indirectos más importantes de la cartera sobre el precio relativo de los activos. Se espera, por lo tanto, que la dinámica de las funciones de impulso-respuesta de estos precios relativos ante shocks en el crecimiento de la cartera describa los adelantos y/o rezagos de los precios de los activos respecto al índice general de precios.

Como en la sección anterior, el primer paso del análisis es la verificación de la estacionariedad de las series del VAR. Como variable de crédito se incluyó la cartera total del sistema financiero (sin FEN ni organismos cooperativos); la tasa de interés es, como antes, la de CDT de 90 días de bancos; el precio de los activos se obtuvo a partir de una versión actualizada de la serie calculada por Carrasquilla et al. (1994), y consiste en un promedio ponderado del precio de la finca raíz y de las acciones, siendo la ponderación de estas últimas igual a 5%. Todas estas variables se deflactaron con el IPC total nacional y se incluyeron con frecuencia trimestral desde junio de 1985 hasta diciembre de 1994³⁴. El PIB proviene de la trimestralización elaborada por el DNP. Las pruebas de raíz unitaria sobre las series del VAR se presentan en la Tabla 7 e indican que todas las variables son $I(1)$, excepto el crecimiento del PIB que resultó ser $I(0)$. Esto significa que es necesario efectuar el análisis de co-integración de Johansen, como en la sección anterior.

La elección del rezago del VAR se basó en los criterios empleados arriba (Akaike, H-Q y Schwartz), y todos ellos coincidieron en identificar óptimamente sólo un rezago para el sistema³⁵.

Las pruebas de cointegración se muestran en la Tabla 8 y presentan clara evidencia en favor de la ausencia de relaciones de co-integración entre las variables $I(1)$. Como consecuencia, es posible estimar el VAR en diferencias. Se procedió entonces de este modo, incorporando también el crecimiento del PIB en diferencias.

Esta vez, sin embargo, los criterios de selección de rezagos no arrojaron un resultado único. Se consideraron únicamente 2 rezagos debido al bajo número de grados de libertad. Mientras el criterio de Akaike favorece el empleo de 2 rezagos, H-Q y Schwartz indican la conveniencia de usar sólo uno. Otros criterios de selección tipo "portmanteau" sugieren que los residuales de los sistemas con uno y dos rezagos no son ruido blanco. No obstante, la estimación con un solo rezago genera autocorrelación en las ecuaciones del crecimiento del PIB, del crecimiento de los precios de los activos y en la de la tasa de interés, en tanto que la inclusión del segundo rezago corrige la autocorrelación en las dos primeras. Por esta razón, se eligió la especificación con 2 rezagos.

En el Gráfico 12 se presenta la función de impulso-respuesta del crecimiento de los precios relativos de los activos ante innovaciones de una desviación estándar en el crecimiento de la cartera real. Como se aprecia en la figura, hay una respuesta significativamente positiva en el primer trimestre, que es compensada por otra significativamente negativa en el tercero. Las respuestas acumuladas se ilustran en el Gráfico 13, donde se observa que un incremento de un punto en la tasa de crecimiento de la cartera real eleva el crecimiento del precio relativo de los activos en 0.5 puntos durante el trimestre siguiente. Dicho efecto desaparece, sin embargo, al cabo del tercer trimestre. Esto significa que ante un shock en la cartera real, los precios de los activos reaccionan antes que los precios generales, pero después de tres trimestres el crecimiento de estos últimos alcanza al de los primeros. Tal resultado puede indicar una relación causal de los precios de los activos al nivel general de precios, aunque no necesariamente; también puede reflejar simplemente una velocidad de ajuste distinta de los dos precios, sin que medie una relación entre ellos. En otras palabras, la evidencia verifica el cumplimiento de una condición necesaria (mas no suficiente) para la existencia

Gráfico 12

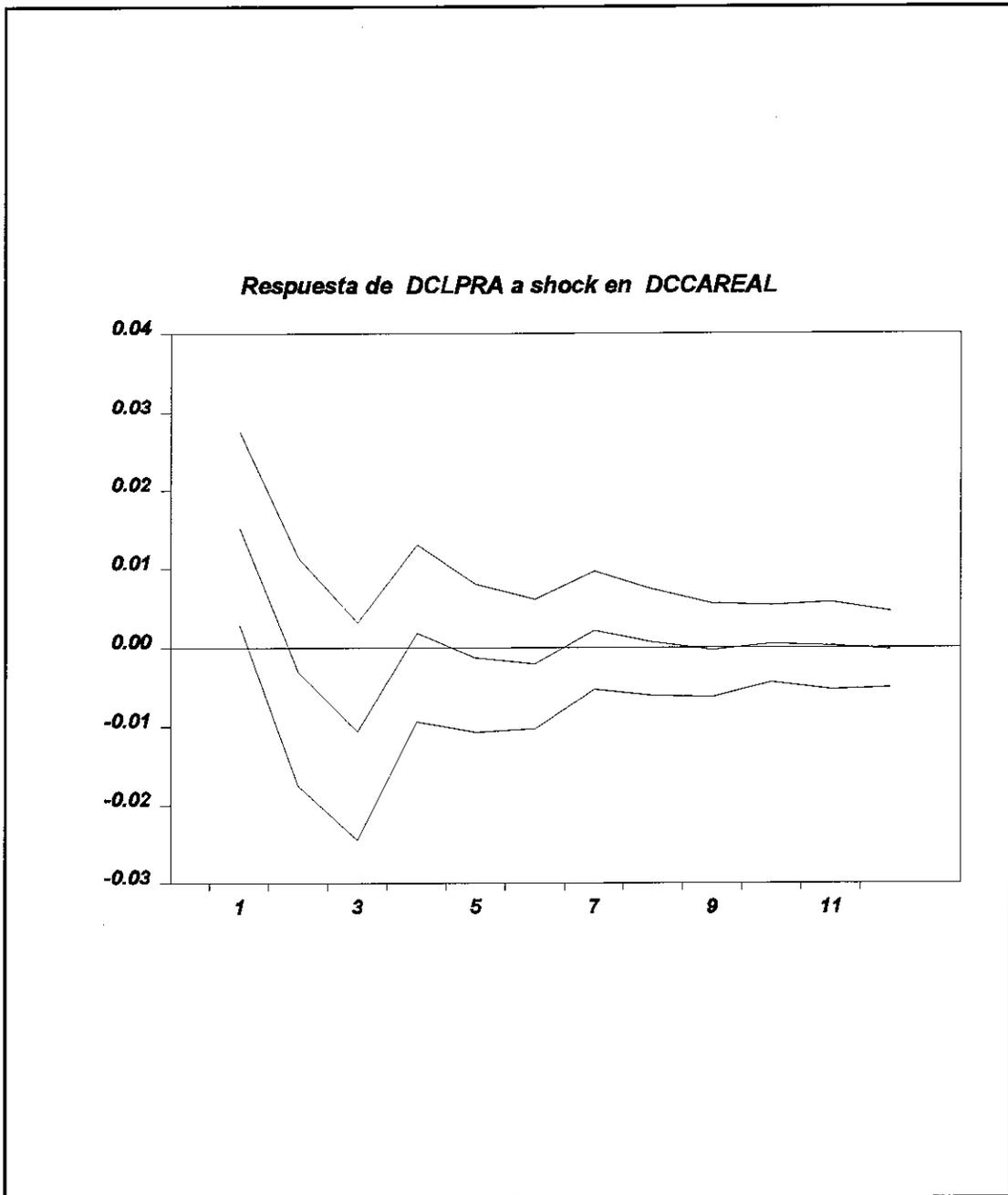
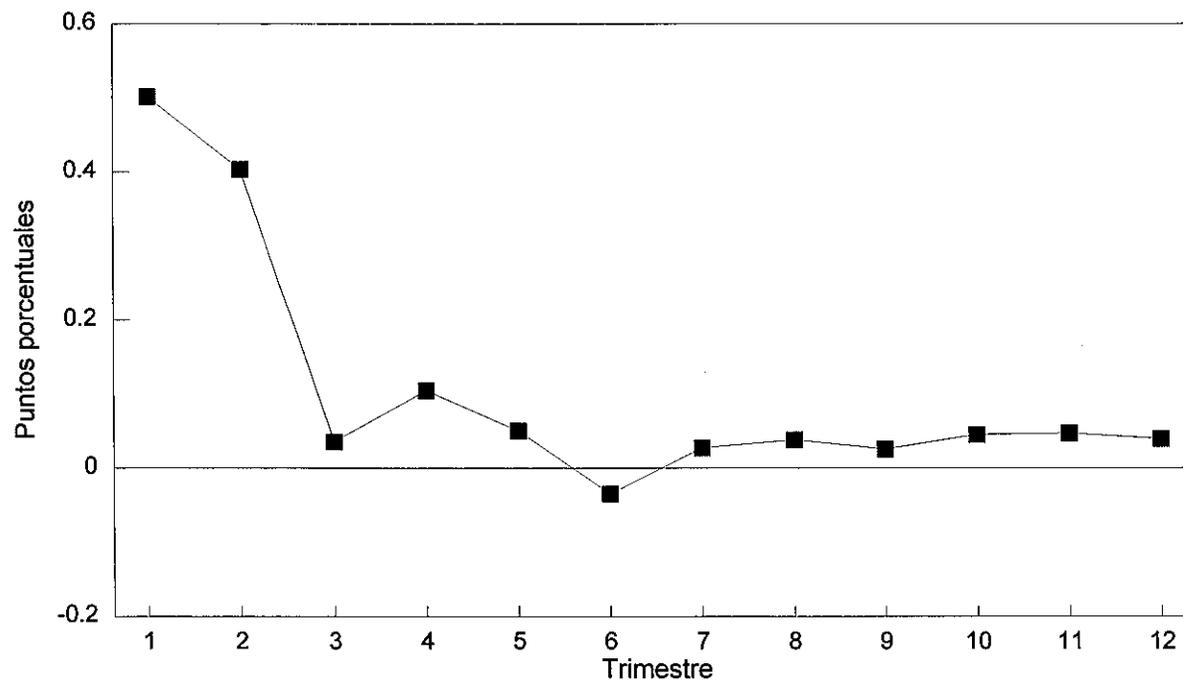


Gráfico 13
Respuesta acumulada de DCLPRA a un shock de un punto en DCCAREAL



de un canal de transmisión de la cartera a la inflación a través de los precios de los activos³⁶.

Otras pruebas econométricas no respaldan una relación clara entre las inflaciones de activos y de bienes³⁷, con excepción de la regresión entre inflación de servicios e inflación de activos presentada en la Tabla 9. De acuerdo con el resultado de esta regresión, la inflación de activos es un determinante importante de la inflación de servicios, lo cual arroja cierta evidencia en favor del canal mecánico de precios de los activos a arrendamientos. Nótese, además, que la respuesta positiva de la inflación de servicios a la inflación de activos de tres trimestres atrás coincide con el rezago hallado en la función de impulso-respuesta del ejercicio anterior.

V. Conclusiones

En este trabajo se presentó una breve reseña sobre los canales de transmisión del crédito a la inflación y se exploraron las relaciones entre estas variables mediante el empleo de sistemas de VAR. Una relación positiva entre cartera e inflación puede reflejar tanto la operación del conocido efecto liquidez (en la medida en que las variables de crédito reflejan el comportamiento de los depósitos), como la de un canal de crédito independiente. En presencia del último, la política monetaria en una economía cerrada puede ser más efectiva que en su ausencia (Blinder, 1987 y Bernanke y Blinder, 1988). En una economía abierta con tasa de cambio fija y movilidad de capitales algo similar sucede, mientras que bajo tasas de cambio flexibles y movilidad de capitales, la ganancia de efectividad puede ser menor. Adicionalmente, puede existir un vínculo entre crédito e inflación a través de la inflación de activos que normalmente sigue a procesos de reforma económica y liberalización financiera.

Existe cierta evidencia (no muy fuerte) sobre una relación positiva entre la cartera total y la inflación en Colombia entre 1982 y 1994. Tal evidencia proviene del análisis de cointegración y de los resultados de los VAR presentados en este estudio. En particular, las funciones de impulso respuesta y las descomposiciones de varianza indican que las

variables de cartera son tan importantes o más que otras variables en la determinación de la dinámica de la inflación (salvo la propia inflación). Se encontró, además, que la cartera hipotecaria no tiene una relación positiva con la inflación, mientras que la cartera de consumo sí, y bastante significativa. No obstante, los resultados de las pruebas de estabilidad sugieren que ha habido cambios de "régimen" a lo largo del período considerado. Específicamente, la relación entre crédito e inflación parece haber sido más fuerte en el lapso comprendido entre 1989 y 1991, mientras que a partir de 1992 dicha relación se debilita.

Por otra parte, los resultados de un ejercicio de VAR con variables reales sugieren que, ante shocks en la cartera, la inflación de activos reacciona antes que la de bienes, y que esta última alcanza a la primera con un rezago de tres trimestres. Esta secuencia es compatible con la que implica el canal de transmisión a través de los precios de los activos, aunque constituye solo una condición necesaria (no suficiente) para probar la existencia de dicho canal. Evidencia adicional en el mismo sentido se obtuvo al comprobar el vínculo entre la inflación de servicios y la de activos mediante un simple análisis de regresión.

Tabla 1

Orden de Integración de las variables incluidas en los VAR

Variable	ADF	t	McKinnon 5%	L-B p-Value	Orden Integración
infl	c,13	-1.866	-2.88	.483 (12)	I(1)
d(infl)	12	-4.159	-1.942	.421 (12)	
clm2	t,13	-2.390	-2.440	.773 (12)	I(1)
d(clm2)	12	-5.862	-1.942	.755	
clm1	t,12	-2.261	-3.440	.991 (12)	I(1)
d(clm1)	11	-5.868	-1.942	.983 (12)	
clbase	t,12	-2.339	-3.440	.929 (12)	I(1)
d(clbase)	11	-5.927	-1.924	.887 (12)	
ccartot	t,13	-2.375	-3.444	.913 (12)	I(1)
d(ccartot)	13	-2.662	-1.942	.921 (12)	
clccav	t,12	-.1573	-3.4394	.765 (12)	I(1)
d(clccav)	12	-4.0146	-1.942	.974 (12)	
clccfc	c,12	-1.703	-2.883	.976 (12)	I(1)
d(clccfc)	11	-4.999	-1.942	.965 (12)	
cliprod	c,13	-2.650	-2.881	.803 (12)	I(1)
d(cliprod)	12	-4.588	-1.942	.720	
i	c,12	-2.619	-2.879	.996 (12)	I(1)
d(i)	11	-3.092	-1.942	.999 (12)	

Tabla 2

Número de rezagos de los sistemas de VAR
según criterio de selección (*)

Modelo	Akaike	SC	H-Q
clm2 i ccartot cliprod infl	12	1	1
clm1 i ccartot cliprod infl	12	1	1
clbase i ccartot cliprod infl	12	1	1
clm2 i clccav cliprod infl	12	1	2
clm2 i clccfc cliprod infl	12	1	1

(*) Los valores de los criterios pueden ser solicitados al autor para consulta de los interesados.

Tabla 3
Resultados de las pruebas de cointegración

a. Modelo: CLBASE I CCARTOT CLIPROD INFL

Ho:rank=p	-Tlog(1-μ)	using T-nm	95%	-TΣlg(1-μ)	using T-nm	95%
p == 0	90.83**	87.59**	33.5	152.1**	146.6**	68.5
p <= 1	33.85**	32.64**	27.1	61.24**	59.06**	47.2
p <= 2	16.34	15.76	21.0	27.39	26.42	29.7
p <= 3	8.524	8.219	14.1	11.06	10.66	15.4
p <= 4	2.533	2.442	3.8	2.533	2.442	3.8

Vectores cointegrantes:

CLBASE	CCARTOT	CLIPROD	INFL	I
1.000	1.203	-4.916	-4.359	1.126
0.4633	1.000	0.07168	-0.3849	3.485

Pruebas de Hipótesis:

- Ho: Coeficientes de la cartera en ambos vectores cointegrantes = 0:
loglik = 2785.31 unloglik = 2791.89
LR-test, rank=2: Chi²(≈2) = 13.162 [0.0014] **
- Ho: Coeficiente de la cartera en el primer vector cointegrante = 0:
loglik = 2791.89 unloglik = 2791.89
LR-test, rank=2: Chi²(≈0) = 0.00057619 [1.0000]
- Ho: Coeficiente de la cartera en el segundo vector cointegrante = 0:
loglik = 2791.89 unloglik = 2791.89
LR-test, rank=2: Chi²(≈0) = 0.00061491 [1.0000]

b. Modelo: CLM2 CCARTOT CLIPROD INFL I

Ho:rank=p	-Tlog(1-μ)	using T-nm	95%	-TΣlg(1-μ)	using T-nm	95%
p == 0	80.15**	77.29**	33.5	128.4**	123.8**	68.5
p <= 1	25.65	24.73	27.1	48.22*	46.5	47.2
p <= 2	12.64	12.19	21.0	22.57	21.76	29.7
p <= 3	7.642	7.369	14.1	9.926	9.572	15.4
p <= 4	2.284	2.203	3.8	2.284	2.203	3.8

Vectores cointegrantes:

CLM2	CCARTOT	CLIPROD	INFL	I
1.000	0.7748	-5.652	-3.805	-0.6004
0.08557	1.000	-0.1617	0.1076	2.431

Pruebas de Hipótesis:

- Ho: Coeficientes de la cartera en ambos vectores cointegrantes = 0:
loglik = 2923.37 unloglik = 2927.06
LR-test, rank=2: Chi²(≈2) = 7.3925 [0.0248] *
- Ho: Coeficiente de la cartera en el primer vector cointegrante = 0:
loglik = 2927.06 unloglik = 2927.06
LR-test, rank=2: Chi²(≈0) = 0.00040069 [1.0000]

Tabla 3 (cont.)

- Ho: Coeficiente de la cartera en el segundo vector cointegrante = 0:
 loglik = 2927.06 unloglik = 2927.06
 LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(\approx 0) = 0.00039417$ [1.0000]

c. Modelo:

	CLM1	CCARTOT	CLIPROD	INFL	I	
Ho:rank=p -Tlog(1- μ)	using T-nm		95% -T Σ lg(1- μ)		using T-nm 95%	
p == 0	89.1**	85.91**	33.5	144.7**	139.5**	68.5
p <= 1	26.71	25.75	27.1	55.58**	53.59*	47.2
p <= 2	17.81	17.17	21.0	28.87	27.84	29.7
p <= 3	8.764	8.451	14.1	11.07	10.67	15.4
p <= 4	2.301	2.219	3.8	2.301	2.219	3.8

Vectores cointegrantes:

	CLM1	CCARTOT	CLIPROD	INFL	I
	1.000	0.3581	-2.017	-1.627	0.4556
	0.8763	1.000	0.03984	-0.06034	3.341

Pruebas de Hipótesis:

- Ho: Coeficientes de la cartera en ambos vectores cointegrantes = 0:
 loglik = 2873.58 unloglik = 2877.27
 LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(\approx 2) = 7.3636$ [0.0252] *

- Ho: Coeficiente de la cartera en el primer vector cointegrante = 0:
 loglik = 2877.26 unloglik = 2877.27
 LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(\approx 0) = 0.00085397$ [1.0000]

- Ho: Coeficiente de la cartera en el segundo vector cointegrante = 0:
 loglik = 2877.26 unloglik = 2877.27
 LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(\approx 0) = 0.00073256$ [1.0000]

d. Modelo:

	CLM2	CLCCAV	CLIPROD	INFL	I	
Ho:rank=p -Tlog(1- μ)	using T-nm		95% -T Σ lg(1- μ)		using T-nm 95%	
p == 0	39.01**	36.2*	33.5	84.67**	78.58**	68.5
p <= 1	26.89	24.96	27.1	45.66	42.38	47.2
p <= 2	11.59	10.76	21.0	18.77	17.42	29.7
p <= 3	4.67	4.334	14.1	7.179	6.662	15.4
p <= 4	2.509	2.329	3.8	2.509	2.329	3.8

Vector cointegrante:

	CLM2	CLCCAV	CLIPROD	INFL	I
	1.000	-0.5483	-5.281	-4.144	-1.559

Prueba de Hipótesis:

- Ho: Coeficiente de la cartera en el primer vector cointegrante = 0:
 loglik = 2987.25 unloglik = 2987.57
 LR-test, rank=1: $\text{Chi}^2(\approx 1) = 0.63645$ [0.4250]

Tabla 3 (cont.)

e. Modelo:	CLM2	CLCCFC	CLIPROD	INFL	I	
Ho:rank=p	-Tlog(1-μ)	using T-nm	95% -TΣlg(1-μ)	using T-nm	95%	
p == 0	86.84**	83.72**	33.5	126.9**	122.3**	68.5
p <= 1	18.75	18.08	27.1	40.05	38.61	47.2
p <= 2	9.831	9.477	21.0	21.3	20.53	29.7
p <= 3	8.433	8.129	14.1	11.47	11.05	15.4
p <= 4	3.034	2.925	3.8	3.034	2.925	3.8

Vector cointegrante:

CLM2	CLCCFC	CLIPROD	INFL	I
1.000	0.4185	-3.913	-3.262	0.2659

Prueba de Hipótesis:

- Ho: Coeficiente de la cartera en el primer vector cointegrante = 0:
 loglik = 2724.8 unloglik = 2729.49
 LR-test, rank=1: Chi²(=1) = 9.3739 [0.0022] **

Tabla 4

Ejercicios de descomposición de varianza

% de la varianza de la variable en la fila explicado por la variable en la columna

a. Modelo:	CLBASE	I	CCARTOT	CLIPROD	INFL
CLBASE					
24 meses	95.76	1.35	0.37	0.09	2.42
36 meses	93.33	2.31	0.59	0.09	3.67
I					
24 meses	35.98	54.25	8.79	0.06	0.90
36 meses	34.80	55.02	9.10	0.06	1.01
CCARTOT					
24 meses	17.85	56.65	23.61	0.06	1.81
36 meses	24.66	50.14	23.00	0.06	2.13
CLIPROD					
24 meses	7.06	7.22	3.18	64.32	18.21
36 meses	6.89	7.18	4.64	62.08	19.19
INFL					
24 meses	7.39	8.94	8.16	0.31	75.18
36 meses	9.58	8.40	10.09	0.34	71.58
b. Modelo:	CLM2	I	CCARTOT	CLIPROD	INFL
CLM2					
24 meses	82.08	6.13	8.55	1.01	2.22
36 meses	78.23	6.97	9.60	1.02	4.16
I					
24 meses	19.47	62.26	17.08	0.62	0.55
36 meses	18.53	61.00	18.12	0.64	1.68
CCARTOT					
24 meses	22.56	50.19	26.20	0.26	0.76
36 meses	25.54	44.87	28.42	0.45	0.70
CLIPROD					
24 meses	6.53	5.10	3.59	69.70	15.06
36 meses	6.55	5.15	5.59	67.07	15.61
INFL					
24 meses	0.05	2.42	6.27	0.11	91.14
36 meses	0.80	3.45	7.78	0.10	87.85

Tabla 4 (Cont.)

c. Modelo:						
	CLM1	I	CCARTOT	CLIPROD	INFL	
	CLM1	I	CCARTOT	CLIPROD	INFL	
CLM1						
24 meses	75.61	11.30	3.14	3.79	6.15	
36 meses	73.45	11.33	3.24	3.71	8.25	
I						
24 meses	20.16	65.92	12.31	1.04	0.56	
36 meses	19.48	64.88	13.15	1.03	1.45	
CCARTOT						
24 meses	15.32	57.66	25.85	0.47	0.68	
36 meses	17.41	54.91	26.32	0.72	0.63	
CLIPROD						
24 meses	9.93	7.50	2.72	64.59	15.24	
36 meses	9.73	7.50	4.39	62.45	15.91	
INFL						
24 meses	0.08	3.55	6.78	0.07	89.51	
36 meses	0.83	4.41	8.46	0.08	86.21	
d. Modelo:						
	CLM2	I	CLCCAV	CLIPROD	INFL	
	CLM2	I	CLCCAV	CLIPROD	INFL	
CLM2						
24 meses	69.58	20.17	3.56	1.86	4.81	
36 meses	68.44	19.81	3.60	2.08	6.05	
I						
24 meses	9.94	83.71	4.43	0.40	1.52	
36 meses	9.95	82.79	4.49	0.52	2.24	
CLCCAV						
24 meses	6.69	31.29	59.32	0.40	2.28	
36 meses	7.27	35.83	54.37	0.40	2.14	
CLIPROD						
24 meses	3.59	9.62	6.01	65.41	15.36	
36 meses	3.53	9.63	7.61	64.09	15.13	
INFL						
24 meses	2.47	6.12	23.93	6.27	61.21	
36 meses	3.14	8.20	26.28	5.80	56.57	

Tabla 4 (Cont.)

e. Modelo:	CLM2	I	CLCCFC	CLIPROD	INFL
	CLM2	I	CLCCFC	CLIPROD	INFL
CLM2					
24 meses	74.31	8.68	7.97	1.05	7.97
36 meses	70.83	8.16	8.16	0.98	11.86
I					
24 meses	16.60	67.84	10.48	0.45	4.61
36 meses	17.09	62.89	11.49	0.44	8.07
CLCCFC					
24 meses	11.74	21.69	64.52	0.28	1.76
36 meses	15.34	26.18	56.30	0.38	1.79
CLIPROD					
24 meses	5.14	6.49	7.72	67.10	13.53
36 meses	5.01	6.56	11.84	63.67	12.90
INFL					
24 meses	1.21	4.62	32.98	0.85	60.33
36 meses	2.77	4.79	38.24	0.78	53.40

Tabla 5

Pruebas de Causalidad

Hipótesis Nula: Las variables de las filas no causan la inflación en el sentido de Granger

a. Modelo: CLBASE I CCARTOT CLIPROD INFL

Niveles: Diferencias (12 rezagos):

Variable Estadístico t (1 rezago) p-value (Estadístico F)

CLBASE	2.15	0.049
I	2.41	0.322
CCARTOT	1.79	0.180
CLIPROD	-0.56	0.159
INFL	33.8	0.000

b. Modelo: CLM2 I CCARTOT CLIPROD INFL

Niveles: Diferencias (12 rezagos):

Variable Estadístico t (1 rezago) p-value (Estadístico F)

CLM2	0.15	0.615
I	1.19	0.510
CCARTOT	1.31	0.427
CLIPROD	0.05	0.139
INFL	39.83	0.000

c. Modelo: CLM1 I CCARTOT CLIPROD INFL

Niveles: Diferencias (12 rezagos):

Variable Estadístico t (1 rezago) p-value (Estadístico F)

CLM1	0.66	0.036
I	1.52	0.245
CCARTOT	1.38	0.480
CLIPROD	-0.01	0.040
INFL	37.99	0.000

Tabla 6

Ejercicios de descomposición de varianza en las sub-muestras

% de la varianza de la variable en la fila explicado por la variable en la columna

Modelo: clbase, i, ccartot, cliprod, infl

a. Período: 1982-1988.

	CLBASE	I	CCARTOT	CLIPROD	INFL
CLBASE					
24 meses	63.22	22.30	4.16	0.50	9.81
36 meses	60.87	21.27	4.23	0.49	13.12
I					
24 meses	12.60	68.43	10.88	0.02	8.06
36 meses	12.54	67.35	11.15	0.02	8.93
CCARTOT					
24 meses	13.72	39.32	41.50	0.19	5.26
36 meses	13.95	37.85	40.10	0.19	7.89
CLIPROD					
24 meses	3.41	19.21	14.79	50.78	11.80
36 meses	3.42	19.30	14.86	50.64	11.77
INFL					
24 meses	5.47	4.85	12.41	0.20	77.06
36 meses	7.23	5.55	11.90	0.21	75.08

b. Período: 1989-1991.

	CLBASE	I	CCARTOT	CLIPROD	INFL
CLBASE					
24 meses	18.40	40.25	18.14	4.84	18.37
36 meses	14.93	36.16	17.13	5.48	26.28
I					
24 meses	2.64	54.01	5.38	7.26	30.70
36 meses	2.51	50.41	8.31	6.91	31.86
CCARTOT					
24 meses	3.24	28.92	17.34	8.01	42.49
36 meses	2.98	26.00	20.32	7.41	43.28
CLIPROD					
24 meses	2.98	4.52	6.09	76.54	9.87
36 meses	2.99	5.33	6.17	75.48	10.04
INFL					
24 meses	1.22	5.14	30.75	3.75	59.12
36 meses	1.43	9.63	28.52	4.31	56.11

Tabla 6 (cont.)

c. Período: 1992-1994.

	CLBASE	I	CCARTOT	CLIPROD	INFL
CLBASE					
24 meses	64.45	21.85	3.89	3.22	6.59
36 meses	64.41	21.84	3.93	3.22	6.60
I					
24 meses	3.39	48.35	20.20	0.81	27.25
36 meses	3.88	48.05	20.11	0.81	27.13
CCARTOT					
24 meses	40.43	32.95	10.96	0.62	15.03
36 meses	40.20	32.76	11.31	0.62	15.11
CLIPROD					
24 meses	30.17	6.54	6.06	51.79	5.44
36 meses	30.18	6.60	6.06	51.69	5.47
INFL					
24 meses	50.57	23.14	3.98	1.27	21.02
36 meses	50.36	23.06	4.27	1.27	21.03

Tabla 7

Pruebas de raíz unitaria de las variables trimestrales

Variable	ADF	t	McKinnon 5%	L-B p-Value	Orden Integración
ccareal	1	-1.159	-1.950	.821 (6)	I(1)
d(ccareal)	0	-4.397	-1.950	.862 (6)	
ireal	c,0	-2.424	-2.940	.961 (6)	I(1)
d(ireal)	0	-6.314	-1.950	.737 (6)	
clpib	c,3	-6.314	-2.947	.889 (6)	I(0)
clpra	t,4	-1.527	-3.547	.633 (6)	I(1)
d(clpra)	3	-5.516	-1.951	.620 (6)	
inflser	c,0	-1.759	-2.940	.733 (6)	I(1)
d(inflser)	0	-5.166	-1.951	.625 (6)	
inflact	t,3	-3.689	-3.542	.284 (6)	I(0)

Tabla 8

Pruebas de co-integración - Canal del inflación de activos (*)

Modelo: ccareal ireal clpra

Tendencia en las series, sin tendencia en PGD.

<u>Prueba del máximo valor característico</u>			<u>Prueba de la traza</u>	
Ho	Estadístico	Valor Crítico 95%	Estadístico	Valor Crítico 95%
r=0	11.041	21.074	23.068	31.525
r<=1	7.890	14.900	12.027	17.953
r<=2	4.137	8.176	4.137	8.176

Modelo: ccareal ireal clpra

Tendencia en las series, con tendencia en PGD.

<u>Prueba del máximo valor característico</u>			<u>Prueba de la traza</u>	
Ho	Estadístico	Valor Crítico 95%	Estadístico	Valor Crítico 95%
r=0	11.041	20.967	23.068	29.680
r<=1	7.890	14.069	12.027	15.410
r<=2	4.137	3.762	4.137	3.762

Modelo: ccareal ireal clpra; clpib como variable I(0)

Tendencia en las series, sin tendencia en PGD.

<u>Prueba del máximo valor característico</u>			<u>Prueba de la traza</u>	
Ho	Estadístico	Valor Crítico 95%	Estadístico	Valor Crítico 95%
r=0	12.289	21.074	24.935	31.525
r<=1	6.682	14.900	12.646	17.953
r<=2	5.964	8.176	5.964	8.176

Modelo: ccareal ireal clpra; clpib como variable I(0)

Tendencia en las series, con tendencia en PGD.

<u>Prueba del máximo valor característico</u>			<u>Prueba de la traza</u>	
Ho	Estadístico	Valor Crítico 95%	Estadístico	Valor Crítico 95%
r=0	12.289	20.967	24.935	29.680
r<=1	6.682	14.069	12.646	15.410
r<=2	5.964	3.762	5.964	3.762

(*) Abreviaturas: **ccareal** = crecimiento de la cartera real; **ireal** = tasa de interés real; **clpra** = cambio en el precio relativo de los activos; **clpib** = crecimiento del PIB.

Tabla 9

Regresión entre inflación de servicios e inflación de activos (*)

Variable Dependiente: DINFLSER

Sample: 1986:2 1994:4

Included observations: 35 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C	0.001019	0.001688	0.603437	0.5508
DINFLACT	0.109984	0.047082	2.336009	0.0264
DINFLACT(-1)	-0.077305	0.047221	-1.637077	0.1121
DINFLACT(-3)	0.094904	0.045927	2.066392	0.0475
DINFLSER(-1)	0.324902	0.162517	1.999182	0.0547
R-squared	0.298456	Mean dependent var		0.002908
Adjusted R-squared	0.204917	S.D. dependent var		0.009934
S.E. of regression	0.008857	Akaike info criterion		-9.321429
Sum squared resid	0.002354	Schwartz criterion		-9.099237
Log likelihood	118.4622	F-statistic		3.190711
Durbin-Watson stat	1.853960	Prob(F-statistic)		0.026875

(*) Primeras diferencias. Según la Tabla 7 la inflación de activos es I(0), mientras que la de servicios es I(1). Por esta razón se corrió la regresión en diferencias.

Notas

1. ¿Debería el Banco Central fijar su política de acuerdo con una meta intermedia de crédito? Friedman (1983) encontró para los Estados Unidos que un agregado amplio de crédito (endeudamiento total de los prestatarios no financieros) cumplía con todos los requisitos de una meta intermedia tan bien como cualquier otro agregado monetario. Friedman favorece entonces el uso de las dos variables como metas intermedias simultáneas, en la medida en que cada una refleja información sobre un lado distinto del balance del público.

2. Blinder (1987) ilustra además cómo el racionamiento del crédito puede alterar la oferta agregada si las firmas no pueden financiar su capital de trabajo, sus inventarios o su inversión. Por otra parte, en el modelo de Christiano y Eichenbaum (1992) la oferta agregada responde a la tasa de interés en la medida en que las firmas demandan dinero y capital de trabajo para producir, y les es difícil ajustar sus planes de producción una vez iniciados. Se establece de esta manera un vínculo entre el canal de dinero (efecto liquidez) y la oferta (véase Ramey, 1993).

3. Traducción mía.

4. Echeverry encuentra que un "shock" negativo de política monetaria (a la tasa de interés), reduce permanentemente el empleo y el crédito con un rezago de 6 trimestres. Esto es similar al hallazgo de Bernanke y Blinder (1992) en el mismo sentido, y puede ser interpretado como evidencia en favor del canal de crédito, como lo hacen estos autores, o como la respuesta de la demanda de crédito a la actividad económica.

5. Formalmente, Bernanke y Blinder suponen que la condición de equilibrio en el mercado de crédito puede representarse así:

$$L(r,i,y) = h(r,i) D (1-t)$$

donde y es el producto, r es la tasa de interés de los préstamos, i , la de los bonos, $L(.)$ es la demanda de crédito y $h(.)$ es la proporción de los recursos prestables = $D(1-t)$ (D = Depósitos; t = tasa de encaje requerido) que los bancos destinan a préstamos. Obviamente $h_1 > 0$ y $h_2 < 0$. Nótese que los efectos cíclicos descritos por Bernanke et al. (1994) y por Brunner y Meltzer (1988) podrían incorporarse, haciendo de $h(.)$ una función de y .

6. La existencia de un canal de crédito independiente es más relevante, por ejemplo, bajo tasas de cambio fijas y perfecta movilidad de capitales, caso en el cual la expansión de la base afecta la demanda agregada (desplaza la IS) vía el canal de crédito, al tiempo que incrementa la oferta monetaria (Bernanke y Blinder, 1988). Por otra parte, bajo tasas de cambio flexibles, la presencia de un canal de crédito independiente afecta la estabilidad del esquema, por cuanto las tasas de interés de bonos y préstamos pueden moverse en direcciones opuestas, implicando reacciones distintas de la tasa de cambio.

7. De nuevo, el movimiento de la tasa de cambio es incierto, debido a que la tasa de préstamos caería y los agentes tratarían de endeudarse más en el país que en el exterior.
8. Este efecto se refiere a lo siguiente: si las firmas requieren financiación por parte de los bancos para producir, un incremento de la demanda genera mayores préstamos, más producción, más ingreso, más demanda de depósitos motivo transacciones, más disponibilidad de préstamos, más demanda y más producción. Según Blinder, este multiplicador operaría al tiempo con el keynesiano.
9. Es necesario anotar, sin embargo, que la trayectoria de los precios en el modelo de Blinder depende crucialmente del mecanismo de ajuste de los mismos que se suponga.
10. En el corto plazo, la tasa de cambio real puede fluctuar ante innovaciones en el dinero y el crédito, especialmente si existen rigideces de precios.
11. Bernanke(1993) aboga por el uso de métodos como los de Kashyap et al. (1993) para la identificación de canales. El problema básico de metodología como las de Bernanke y Blinder, y Ramey es que es imposible discernir entre el canal de crédito y de dinero con base en el mero poder predictivo que agregados de crédito y dinero tengan sobre variables de actividad económica.
12. Incluye la cartera de los bancos, las corporaciones de ahorro y vivienda, las compañías de financiamiento comercial y las corporaciones financieras (sin FEN).
13. Sin embargo, más adelante se discutirán los problemas de incluir agregados monetarios amplios como variable de "dinero".
14. Echeverry (1993) muestra que "la evidencia favorece más interpretar la tasa de interés como objetivo intermedio y M1 como 'instrumento' de la política monetaria" entre 1975 y 1991. El orden en que M1 y la tasa de interés entran en el VAR no afectó sustancialmente los resultados descritos a continuación.
15. En el caso de la cartera y M2 se trabajó con el período diciembre de 1982 - agosto de 1994, porque la información sobre compañías de financiamiento no es completa antes de 1981.
16. Por ejemplo, en las funciones de impulso respuesta se encontraba que shocks al crecimiento de la oferta monetaria tenían efectos permanentes sobre el crecimiento del producto.
17. Lutkepohl (1991), Proposición 11.3. Lutkepohl advierte sobre la imposibilidad de efectuar inferencias sobre pruebas tipo Granger, en la medida en que la matriz de varianzas y co-varianzas de los coeficientes del VAR es singular (Lutkepohl, pp.378-378). Esta restricción también impone limitaciones sobre uso de algunas estadísticas tipo t.

18. Esto se hizo por tres razones: primero, tanto H-Q como SC asintóticamente seleccionan el rezago real del VAR, mientras que Akaike tiende a sobreestimar el número de parámetros; segundo, Lutkepohl (1991, p. 384) advierte que las propiedades asintóticas de otros instrumentos de selección como las autocorrelaciones de los residuales y los estadísticos "portmanteau", no son válidas en presencia de variables integradas; y tercero, el software disponible no permite probar cointegración en sistemas de VAR de 12 rezagos.

19. En este punto es interesante destacar un ejemplo de Bernanke (1993): supóngase que 1) el canal de crédito opera y el de dinero (efecto liquidez) no, y 2) la relación entre la oferta de crédito deseada por los intermediarios y los depósitos es perfectamente estable. En tal caso cambios en los depósitos serán una estadística *suficiente* del efecto de la política monetaria en el producto, aún cuando el efecto liquidez no opere!

20. La prueba del máximo valor propio indica la presencia de un solo vector cointegrante. Siguiendo la advertencia de Johansen y Juselius (1990, pp.183 y 192) sobre el bajo poder de los tests, se optó por tolerar niveles mayores de significancia, y se siguió, por lo tanto, el resultado sugerido por la prueba de la traza.

21. No obstante, Lutkepohl también recuerda las limitaciones del análisis basado en estas funciones (puede existir más de un conjunto de funciones de impulso-respuesta para un sistema dado).

22. Para esto se utilizó la rutina existente en RATS y se hicieron 500 replicaciones para cada función. Dicha rutina, al igual que la mayor parte de las técnicas de VAR, está diseñada para trabajar con variables estables. Para sustentar su aplicación el caso de variables no estacionarias, se invocan los resultados de Lutkepohl (1991, Proposición 11.3 y p. 380).

23. Esto se confirma con la función de impulso-respuesta de la cartera a la tasa de interés del Apéndice 2.

24. Al diferenciar cada VAR en niveles, resulta un término de error MA (suponiendo que el error del VAR en niveles es ruido blanco). Por esta razón, los sistemas de VAR en diferencias se estimaron con 12 rezagos, en el entendido de que el VARMA puede ser aproximado por un VAR con bastantes rezagos.

25. Este procedimiento no hace explícitas las relaciones de largo plazo entre los niveles de las variables, pero se supone que los coeficientes del VAR en diferencias esconden ambos, la dinámica de corto plazo y las relaciones de largo plazo.

26. La Tabla 5d. indica que el crecimiento de M2 y la cartera hipotecaria son también buenos predictores de la inflación. Debe recordarse, no obstante, que los ejercicios anteriores indican una relación negativa entre el incremento de los precios y el de la cartera hipotecaria.

27. Similares ejercicios de cointegración y de análisis de sistemas de VAR se efectuaron con la inflación de bienes no transables, obteniéndose fundamentalmente los mismos resultados que los ya expuestos. La introducción de una variable que refleje períodos de contracción monetaria se llevó a cabo mediante la inclusión del coeficiente de reserva en los VAR. Los resultados referentes a la inflación no varían sustancialmente, y, en cambio, se obtienen respuestas contra-intuitivas en otras direcciones.

28. Algunos de los cambios de política claramente identificables en el tiempo fueron incorporados en el sistema de VAR mediante variables "dummy" u otros indicadores (como el coeficiente de reserva correspondiente al agregado monetario en uso), sin que resultasen significativos en las ecuaciones, ni afectasen sustancialmente los resultados.

29. Estas estimaciones se realizaron el programa PC-FIML.

30. De nuevo, si los sistemas originales son VAR en niveles, los sistemas en diferencias deben ser VARMA. Por lo tanto, se incluyeron 9 rezagos para aproximar el VARMA con un VAR con varios rezagos. No se incluyeron 12, como en el caso de las pruebas de causalidad, porque se quiso disponer de suficientes grados de libertad en la estimación inicial de los mínimos cuadrados recursivos en una muestra que llegara hasta una fecha anterior a enero de 1989.

31. Para la muestra 1982-1988 se comprobó que el rezago óptimo era de un mes. En los otros casos un rezago mayor a uno implicaría un número demasiado bajo de grados de libertad. En los tres subperíodos se verificó la existencia de al menos un vector cointegrante.

32. Por cierto, estos autores arguyen que la política macroeconómica fue laxa debido a que inicialmente las autoridades consideraron normal un incremento en los precios relativos de los activos, dada la reforma en el tratamiento tributario de los últimos.

33. De hecho, en la Gráfica 5 de su trabajo, Hoffmaister y Schinasi (1994, p. 8b) muestran que al "boom" de precios de los activos japoneses de 1971 y 1972 sucedió un incremento pronunciado en el nivel general de precios durante 1973 y 1974.

34. El uso de datos trimestrales se debe a que la serie de precios de los activos sólo existe con esta frecuencia.

35. Además, el reducido número de grados de libertad de que se dispone hace que sea imposible considerar un número de rezagos superior a tres. Las pruebas de Akaike, H-Q y Schwartz se llevaron a cabo sobre sistemas de VAR en niveles considerando el crecimiento de la cartera real, la tasa de interés real y el crecimiento del precio relativo de los activos. El crecimiento del PIB no se incluyó por ser $I(0)$, o se incluyó (con varias combinaciones de rezagos) como variable exógena. En ningún caso cambió el resultado de un solo rezago óptimo.

36. En este punto vale la pena anotar que el resultado anterior es sensible al orden de las variables en el análisis de impulso-respuesta. En particular, tal resultado se obtiene cuando la cartera precede a los precios relativos. Es decir, el comportamiento descrito es válido si se supone que los precios relativos reaccionan sólo con rezago ante innovaciones en la cartera.

37. Los resultados de las pruebas de causalidad de Granger entre la inflación de activos y la de bienes (en primeras diferencias, e incluyendo y excluyendo otras variables) permiten rechazar causalidad de la segunda a la primera. Esto se aplica a la inflación total, de no transables y de servicios.

Referencias

- Banco de la República. Evolución de la cartera del sistema financiero. Mimeo, Unidad Técnica, Subgerencia monetaria y de reservas, noviembre de 1994.
- Bernanke, Ben. How important is the credit channel in the transmission of monetary policy? A comment. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, 1993.
- Bernanke, B. y Blinder, A. Credit, Money and Aggregate Demand. AER, Vol. 78, No. 2, Mayo, 1988.
- _____. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. AER, Vol. 82, No. 4, September, 1992.
- Bernanke et al. The Financial Accelerator and the Flight to Quality. NBER Working Paper No. 4789, July, 1994.
- Blinder, Alan. Credit Rationing and Effective Supply Failures. The Economic Journal 97, June, 1987.
- Blinder, A. y Stiglitz, J. 1983. Money, Credit Constraints, and Economic Activity. AER vol 73, No. 2, May, 1983.
- Brunner, K. y Meltzer, A. Money and Credit in the Monetary Transmission Process. AER, Vol. 78, No. 2, May, 1988.
- Carrasquilla, A., Galindo, A. y Patrón, H. Endeudamiento e inflación de activos en Colombia. XIV Simposio del Mercado de Capitales. Asobancaria, noviembre de 1994.
- Cuthbertson, K. et al. "Applied Econometric Techniques". Harvester Wheatsheaf, 1992.
- Christiano, L. y Eichenbaum, M. Liquidity Effects, Monetary Policy and the Business Cycle. Federal Reserve Bank of Chicago, WP-92-15.
- Diamond, Douglas. Financial Intermediation and Delegated Monitoring. Review of Economic Studies, 1984.
- _____. Monitoring and Reputation: The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt. JPE, vol. 99, No. 4, 1991.
- Echeverry, Juan Carlos. Indicadores de política y canales de transmisión monetaria. Colombia, 1975-1991. ESPE, diciembre de 1993.

- Fackler, J. y Rogers, J. An Empirical Open-Economy Macro Model with Credit. Journal of Macroeconomics, Spring, 1993.
- Friedman, Benjamin. Monetary Policy with a Credit Aggregate. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 18, 1983.
- _____. Money, Credit and Interest Rates in the Business Cycle. Cap. 7 de "The American Business Cycle". Chicago University Press, 1986.
- Gertler, M. y Gilchrist, S. The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence. The Scandinavian Journal of Economics, Vol. 95, No. 1, 1993.
- Gertler, M. y Gilchrist, S. Monetary Policy, Business Cycles, and the behavior of Small Manufacturing Firms. QJE, Vol. CIX, May, 1994.
- Hoffmaister, A. y Schinasi, G. Asset Prices, Financial Liberalization and the Process of Inflation in Japan. International Monetary Research Department, Working Paper October 1994.
- Johansen, S. y Joselius, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52,2 (1990).
- Kashyap, A., et al. Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance. AER, Vol. 83, No. 1, March, 1993.
- King, Stephen. Monetary Transmission. Through Bank Loans or Bank Liabilities? Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 18, No. 3, August, 1986.
- Lutkepohl, Helmut. "Introduction to Multiple Time Series". Springer Verlag, 1991.
- Ramey, Valery. How important is the credit channel in the monetary transmission of monetary policy? Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, 1993.
- Romer, C. y Romer, D. New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism. Brookings Papers on Economic Activity 1, 1990.
- Stiglitz, J. y Weiss A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. AER, Vol. 71, No. 3, June, 1981.
- Zarta, Alvaro. Crecimiento e inflación bajo la influencia del dinero y el crédito en la economía colombiana. 1994, Mimeo, DNP.

Apéndice 1

Evidencia sobre un canal de crédito independiente en los EEUU

Usando datos agregados del sistema bancario, King (1986) encontró que los bancos efectivamente mantienen activos de corto plazo por temor a pagar altos costos de financiación en caso de verse ilíquidos. Sin embargo, King descarta la existencia de un canal independiente de crédito, al hallar que la oferta de crédito bancario depende significativamente de la tasa de interés, en contra de la hipótesis de racionamiento de equilibrio de Stiglitz y Weiss (1981), y al comprobar la baja respuesta del PNB nominal a variables de crédito en sistemas de VAR y pruebas de causalidad de Granger, en contraste con un mayor poder predictivo del dinero.¹ Un resultado similar obtuvieron Romer y Romer (1990), quienes construyeron un indicador de política monetaria restrictiva a partir de las actas del FOMC, y hallaron que, ante intenciones contraccionistas, el dinero antecede a movimientos del producto, mientras que el crédito se mueve contemporáneamente con la actividad económica. Ramey (1993) efectúa pruebas basadas en las velocidades de circulación del crédito bancario y de M2, y no encuentra evidencia que sustente la existencia de un canal de crédito independiente², con excepción del poder explicativo que la diferencia entre las tasas de crecimiento de la deuda de pequeñas y grandes firmas tiene sobre el PNB real.

Bernanke y Blinder (1992) critican los resultados de King, arguyendo que es difícil y riesgoso hacer inferencias estructurales (como la existencia o relevancia de un canal de crédito) a partir de formas reducidas, como lo son en últimas los sistemas de VAR irrestrictos utilizados por dicho autor. Con base en su bien conocida metodología, Bernanke y Blinder encuentran que las funciones de impulso respuesta derivadas de los sistemas de VAR brindan evidencia en favor del canal de crédito, pues se observa que, ante un shock al alza en la Fed Funds Rate, los activos líquidos de los bancos se reducen en primera instancia, mientras que los préstamos lo hacen con un cierto rezago (5 o 6 meses), que coincide aproximadamente con el rezago de la reacción del desempleo al mismo shock³. Bernanke y Blinder interpretan este resultado aduciendo que los préstamos son arreglos cuasi-contractuales cuyo stock no puede cambiar rápidamente, y, por lo tanto, que el mecanismo de transmisión a través del crédito es importante, así la cartera no anteceda a las variables reales. Ramey (1993) critica esta interpretación y

¹ Vale la pena anotar que los resultados de King difieren según los subperíodos considerados. En particular, durante lapsos de "Credit Crunch" resultan especialmente significativos la demanda de activos líquidos por parte de los bancos y los excesos de demanda de crédito. Friedman (1986) aporta cierta evidencia acerca de la naturaleza cambiante de la relación entre dinero, crédito, precios, actividad económica y tasas de interés entre diferentes episodios de fluctuaciones económicas.

² Esta conclusión se deriva de que las fluctuaciones del crédito inducidas por la política económica no tienen poder predictivo sobre la producción industrial, ni son importantes en la respuesta dinámica de esta última ante "shocks" monetarios.

³ Además, poco después de que el crédito empieza a reaccionar, los acervos de activos líquidos comienzan a ser reconstruidos por los bancos.

sostiene que tal resultado puede reflejar ajustes endógenos del crédito a la actividad económica.

Kashyap et al. (1993) plantean, de forma similar, que existe un problema de identificación en los estudios del canal de crédito, pues la mera coincidencia de movimientos de crédito y producto puede reflejar igualmente cambios en la oferta o la demanda de crédito. En consecuencia proponen una prueba alternativa de la existencia de dicho canal a través del estudio de la estructura financiera de las empresas. Si éstas no dependen exclusivamente del crédito bancario, pero sí lo prefieren a la financiación directa, episodios de restricción monetaria serán acompañados por un cambio en la mezcla de financiamiento hacia papeles comerciales. Kashyap et al. confirman empíricamente esta hipótesis y la asocian con el bien conocido poder predictivo que el "spread" entre la tasa de interés de los papeles comerciales y la tasa de bajo riesgo tiene sobre las variables de actividad económica. Adicionalmente, los autores encuentran que la mezcla de financiación resulta significativa en ecuaciones de inversión en inventarios y en equipo durable. Gertler y Gilchrist (1993 y 1994) y Bernanke et al. (1994) refinan aún más el hallazgo de Kashyap et al., demostrando que las variables de actividad de las firmas pequeñas (ventas, inventarios etc.) reaccionan más a contracciones monetarias y a otros shocks, que las correspondientes a firmas grandes con mayor acceso al mercado de capitales.⁴ Adicionalmente, Bernanke et al. (1994) encuentran que tanto el crédito de corto plazo como las variables de actividad de las firmas pequeñas son procíclicas, sugiriendo en consecuencia la existencia del llamado "acelerador financiero", mediante el cual, perturbaciones menores pueden inducir grandes fluctuaciones en la actividad económica, al exacerbar los costos de acceso al crédito de los pequeños prestatarios ante una contracción económica.⁵ Por la misma razón, se pueden presentar demoras en el fin de las recesiones y asimetrías en el mecanismo de transmisión entre expansiones y contracciones de la economía.

Finalmente, Fackler y Rogers (1993) estiman un VAR estructural para una economía abierta, permitiendo además la existencia de un canal de crédito. Según sus ejercicios de descomposición de varianza y sus funciones de impulso-respuesta, concluyen que los cambios en el crédito son tan importantes en la explicación de movimientos en el producto, los precios y las tasas de interés, como los de cualquier otra variable, confirmando de esta manera la presencia de un canal de crédito⁶

⁴ De hecho, tras una contracción monetaria, las firmas grandes aumentan la emisión de papeles comerciales y su demanda de crédito bancario (Ramey, 1993). Gertler y Gilchrist (1994) encuentran que tras una contracción monetaria, las grandes firmas inicialmente solicitan préstamos para financiar sus inventarios.

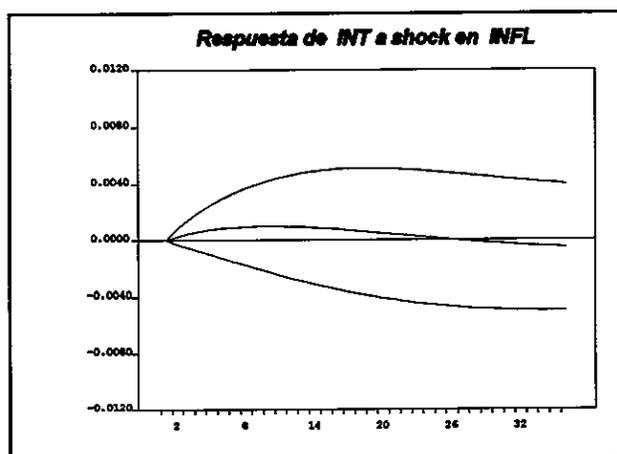
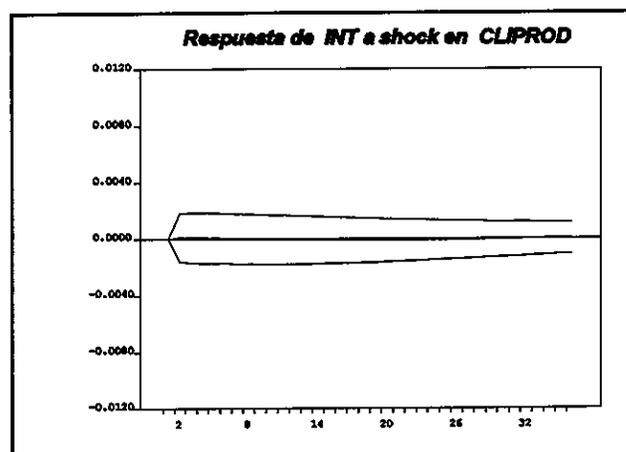
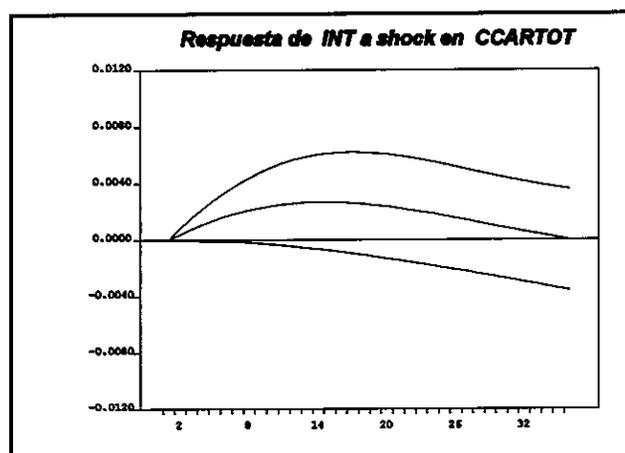
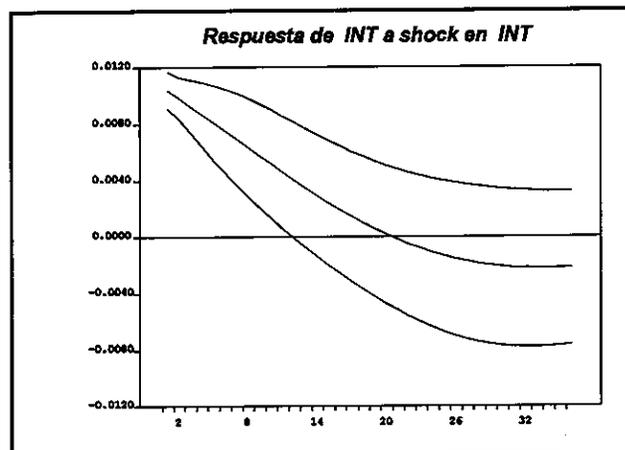
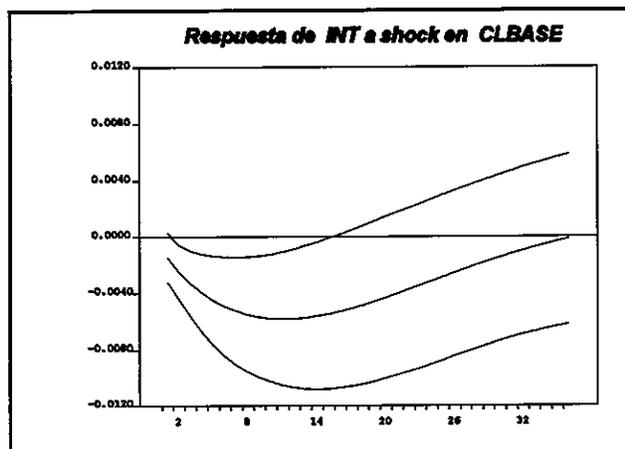
⁵ "Flight to quality". Nótese la semejanza de esta idea con el tercer y más amplio canal de transmisión de Brunner y Meltzer.

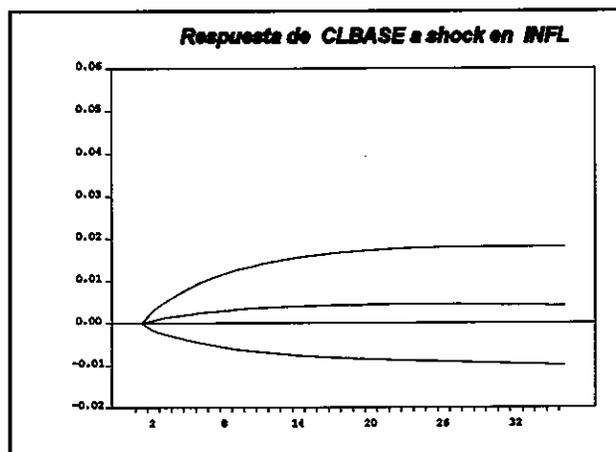
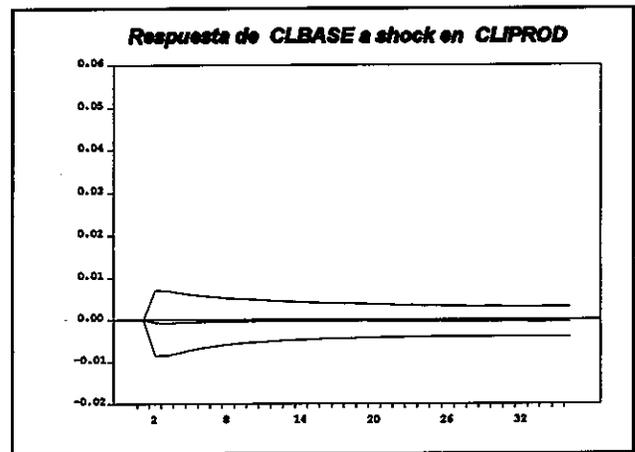
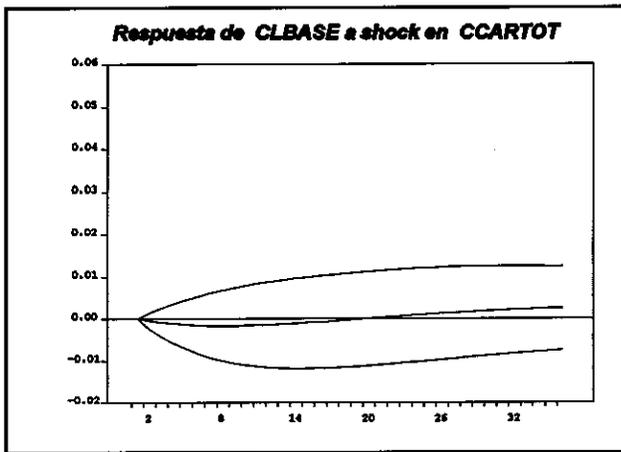
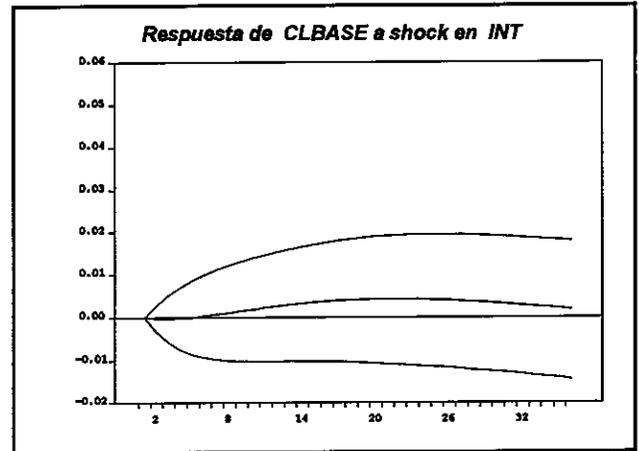
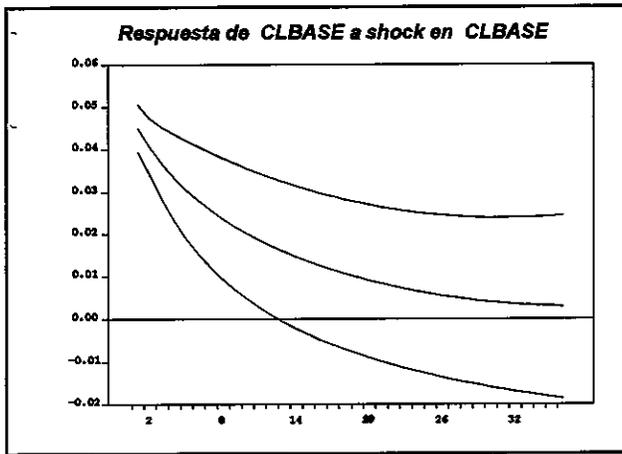
⁶ Curiosamente, según la función de impulso respuesta del nivel de precios al nivel de crédito, ¡una innovación del último produce una reducción del primero!. Los autores no explican este resultado, pero, si es correcto, puede reflejar efectos sobre la oferta agregada como los descritos por Blinder (1987) y Ramey (1993), ésta última citando a Christiano y Eichenbaum (1992).

Apéndice 2

Funciones de Impulso

Respuesta del modelo con base monetaria





Continuación apéndice 2

