

UN ANALISIS DE LA RELACION ENTRE AGREGADOS
MONETARIOS Y PRECIOS EN ESPAÑA

por Belén Mateos

89-10

Agradezco la ayuda y los comentarios de Alfonso
Novales y Arthur B. Treadway en la elaboración de
este documento

INDICE

- 1.- Introducción
- 2.- Análisis con datos anuales
 - 2.a. IPC y ALP
 - 2.b. IPC y M3
 - 2.c. IPC y M1
 - 2.d. Estructura dinámica de la respuesta de los precios al dinero
- 3.- Índice de Precios al Consumo (IPC) y Activos Líquidos en Manos del Público (ALP).
 - 3.a. Análisis con datos mensuales
 - 3.a.1. Análisis Univariante del Índice de Precios al Consumo (IPC)
 - 3.a.2. Análisis Univariante de los Activos Líquidos en Manos del Público (ALP)
 - 3.a.3. Análisis Bivariante de las series IPC y ALP.
 - 3.a.4. Capacidad predictiva del modelo del Índice de Precios al Consumo.
 - 3.b. Análisis con datos trimestrales
4. Índice de Precios al Consumo (IPC) y Disponibilidades Líquidas (M3).
5. Índice de Precios al Consumo (IPC) y Oferta Monetaria (M1).
6. Imposición de la ganancia unitaria
 - 6.a. Resultados con M3
 - 6.b. Resultados con M1

- 7. Agregados monetarios "netos" de politica monetaria.
 - 7.a. M1 descontado del efecto de M3 y su relacion con el IPC
 - 7.a.1. Estimacion del modelo de funcion de transferencia
 - 7.a.2. Estimacion del modelo bivalente M1RES-IPC
 - 7.b. M1 descontado del efecto de los ACSB y su relacion con el IPC.

1. INTRODUCCION

Desde 1973 la política monetaria en España se realiza a dos niveles (véase, por ejemplo, Trujillo y Cuervo Arango, 1988). En un primer nivel se pretende alcanzar un determinado objetivo final que en el caso español se resume en la elección de una tasa de inflación, a través del control de un objetivo intermedio definido habitualmente como el crecimiento de un agregado monetario. En un segundo nivel las autoridades monetarias tratan de alcanzar dicho objetivo intermedio utilizando una variable operativa que tradicionalmente han sido los activos de caja del sistema bancario. Puede decirse, por tanto, que en España se sigue una política de cantidades aunque ello no implica que no se preste atención a otras variables como los tipos de interés.

El éxito en la elección del agregado que se toma como objetivo intermedio depende de que éste sea controlable y guarde una relación estable con el objetivo último. Ya se ha realizado algún estudio sobre el grado de controlabilidad de los distintos agregados monetarios (Novales, 1987). Este artículo, sin embargo, se centra en el segundo aspecto, siendo un análisis del grado de conexión entre los agregados monetarios y los precios a través del tiempo.

Existen muchos modelos teóricos que ligan ambas variables: desde la teoría cuantitativa del dinero hasta el enfoque de expectativas racionales. El objetivo de este estudio se centra en analizar si, para la economía española y con los datos disponibles, se puede identificar y estimar una relación dinámica entre los precios y la cantidad de dinero. La teoría económica nos servirá en algún momento como instrumento de trabajo, pero

no la utilizaremos como censor previo del análisis de datos.

Se ha utilizado como indicador del objetivo de inflación el Índice de Precios al Consumo (IPC) y como variable monetaria el agregado controlado por el Banco de España en la actualidad (ALP), el agregado controlado hasta diciembre de 1983 (M3), y por último, y a efectos comparativos, un agregado más reducido y más próximo a los medios de pago de la economía (M1).

Como una primera aproximación para comparar la relación de cada uno de los agregados monetarios mencionados con los precios, se han representado sus tasas de variación para el periodo 1970-1988 (Figura 1). Según puede observarse, la evolución temporal de ALP y M3 muestra un perfil muy similar a la evolución del IPC. La tasa de crecimiento de M1, por el contrario, es algo más errática. El gráfico, sin embargo, sólo pone de relieve la posibilidad de una alta correlación entre los agregados y los precios, pero no puede decir nada acerca de la relación causal entre los mismos.

Para ir más allá de esta aproximación descriptiva se ha empleado el enfoque Box-Jenkins del Análisis de Series Temporales. Cada serie se somete a un análisis estocástico univariante donde sólo se considera su historia pasada como determinante de su evolución futura. A veces la serie temporal presenta valores anómalos que, si se ignoran, pueden distorsionar los resultados y los mismos instrumentos del análisis. Por ello, se han tratado adecuadamente las anomalías buscando información adicional que pudiera explicarnos la naturaleza y magnitud de las mismas. Una vez realizado el análisis univariante y representado

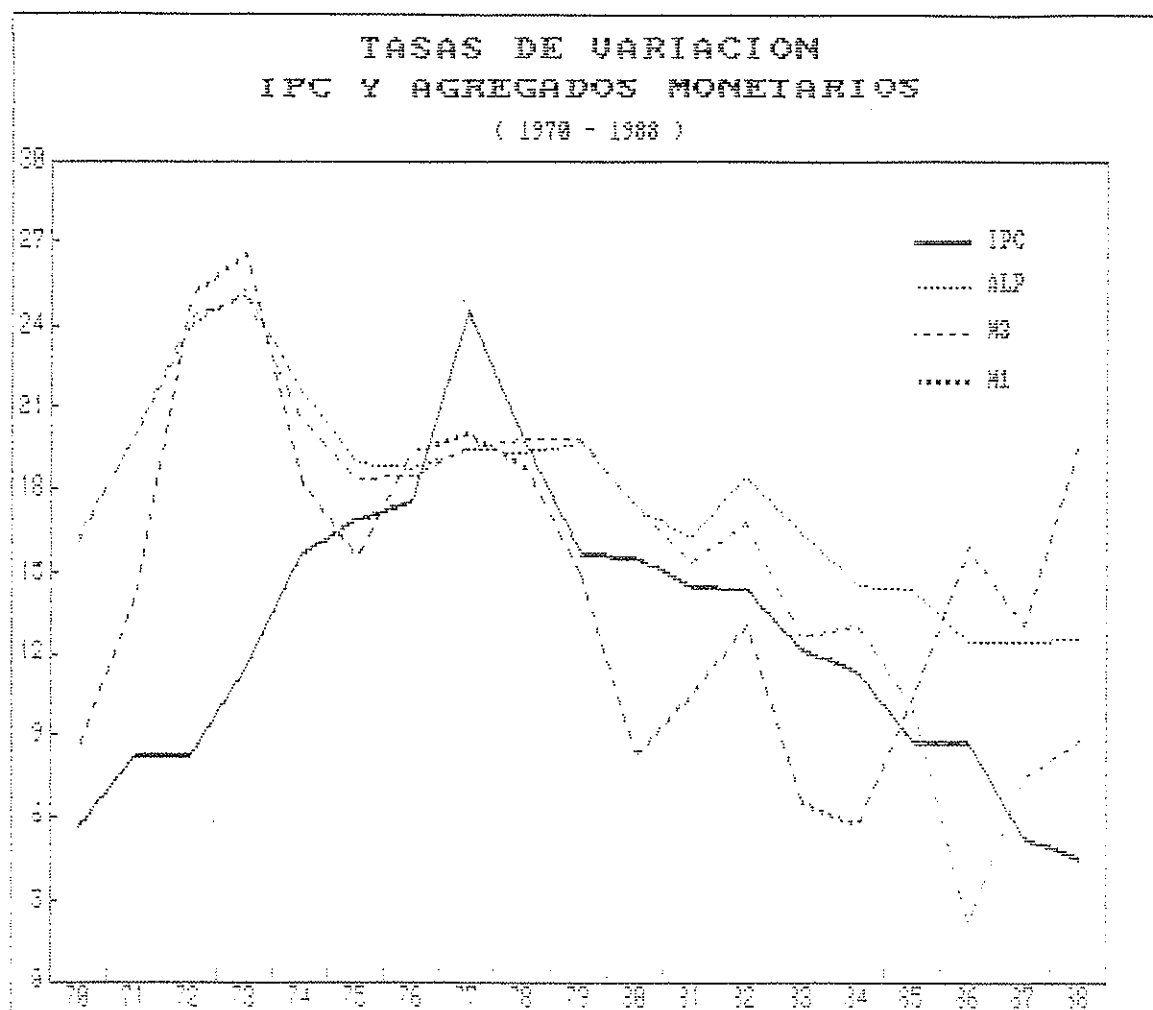


FIGURA A

adecuadamente los hechos anómalos por medio del análisis de intervención, hemos pasado al análisis de relaciones entre las distintas series.

Como punto de partida y a modo de orientación hemos trabajado con series anuales para el periodo muestral 1967-1988, estimando la influencia de cada una de las variables monetarias sobre los precios por medio del análisis de transferencia. Es decir, como una primera aproximación hemos supuesto causalidad unidireccional, y por tanto, ausencia de realimentación de los precios al dinero. Los resultados obtenidos parecen apoyar la hipótesis de que la cantidad de dinero influye en el nivel general de precios con elasticidad unitaria a largo plazo. Además, la respuesta estimada es duradera, no detectándose una respuesta contemporánea de los precios al dinero.

Para contrastar estos resultados que podrían conducirnos a afirmar que "el dinero es neutral" a largo plazo, hemos descendido en el nivel de agregación temporal de las series, utilizando datos mensuales y trimestrales para diferentes periodos muestrales. Los análisis univariantes realizados para las distintas series se han incorporado en modelos bivariantes estocásticos que relacionan los diferentes agregados monetarios con el Índice de Precios al Consumo. Al mismo tiempo que tratamos de estimar el impacto de cada uno de los agregados sobre la evolución de los precios, no descartamos la posible realimentación entre ambas variables que interpretamos como la reacción de la autoridad monetaria ante cambios en los precios.

Por otra parte, la correlación contemporánea entre el dinero y los precios al trabajar con datos de frecuencia mensual y trimestral, la

interpretamos en el sentido de que los precios son exógenos al explicar la evolución de los agregados monetarios en el mismo periodo. La interpretación opuesta sería difícil de creer pues, como hemos visto al trabajar con datos anuales, parece que la respuesta de los precios al dinero se produce con bastante retraso. Friedman, por ejemplo, hablaba de que cambios en la cantidad de dinero podrían no verse reflejados en los precios durante un periodo de 12 a 16 meses, por término medio (Friedman M., 1969). Por el contrario, es más plausible creer que la autoridad monetaria reacciona a corto plazo frente a cambios esperados y no esperados en los precios, dada la información de la que dispone.

Sin embargo, los modelos estimados con datos mensuales y trimestrales no permiten derivar muchas conclusiones acerca de la relación entre el dinero y los precios. Posiblemente, la reacción de estos últimos ante variaciones en la cantidad de dinero puede ser tan lenta que sí, además, no se utiliza una muestra suficientemente amplia, es dudoso que los datos puedan sostener tal relación. Por ello, y puesto que hay evidencia con datos anuales de una relación entre ambas variables con elasticidad unitaria a largo plazo, se ha recurrido a la teoría económica elemental para justificar la imposición de ganancia unitaria, y así poder determinar con mayor precisión la estructura dinámica de la relación existente entre el dinero y los precios.

Otra posible dificultad es que al trabajar con datos con una frecuencia relativamente alta, se introducen en el análisis fluctuaciones en las variables que tienen tan sólo un carácter temporal sin gran significado estructural. Ello hace que pueda parecer que no existe apenas relación entre ambas variables o bien encontrar que la reacción

de los precios al dinero es mucho más rápida de lo que se pensaba. Una explicación que aparece en la literatura (Pierce, 1977) a esta especial dificultad en la detección y representación de la relación existente entre el dinero y los precios, hace referencia a la existencia de estrategias de control donde el objetivo intermedio se ajusta para llevar al objetivo último de inflación sobre una senda deseada. Puesto que estas estrategias se llevan a cabo normalmente en el plazo de un año, el trabajar con datos mensuales y trimestrales puede favorecer la aparición de este efecto "feedback". Por ello, se ha hecho un intento de depurar la variable monetaria del efecto del control que la autoridad ejerce sobre ella y ver así el efecto que esta nueva variable presenta con el nivel de los precios.

En la Sección 2 se presentan los análisis realizados con datos anuales para detectar la relación que presentan los distintos agregados monetarios con el Índice de Precios al Consumo. Un análisis con datos mensuales y trimestrales para las variables monetarias ALP, M3 y M1 se presentan en las Secciones 3, 4, y 5, respectivamente. La metodología utilizada para imponer la restricción de ganancia unitaria se describe en la Sección 6, así como su aplicación a los agregados M3 y M1. En la Sección 7 se describe el esquema utilizado para descontar de los diferentes agregados el efecto del control monetario, y se muestra una aplicación para el agregado más reducido, M1. Por último, se presentan las conclusiones de este estudio en la Sección 8.

2. ANALISIS CON DATOS ANUALES

En esta primera sección se presentan tres modelos en los que se estima la relación entre los diferentes agregados monetarios considerados en este trabajo y el Índice de Precios al Consumo. Utilizamos datos agregados anualmente (medias simples) de las series IPC general y ALP, M3 y M1 originales¹ abarcando el periodo de 1967 a 1988 con un total de 22 observaciones².

Dado el pequeño número de observaciones con el que trabajamos, se ha optado por comenzar con un análisis de transferencia considerando exógenas las variables monetarias y por tanto, manteniendo la hipótesis de ausencia de realimentación de los precios al dinero. Al no admitir relaciones bidireccionales evitamos la pérdida de grados de libertad como consecuencia de la estimación de un mayor número de parámetros.

El primer paso del análisis ha sido la modelización univariante de IPC, ALP, M3 y M1.

En el análisis estadístico de IPC, una vez tomados logaritmos y dos diferencias regulares para conseguir estacionariedad tanto en la varianza como en la media, la serie no presenta estruc-

¹Los datos manejados para los agregados monetarios son las medias mensuales de cifras diarias del Boletín Económico del Banco de España. El IPC desde enero de 1977 se ha tomado del Boletín Estadístico del Banco de España. El resto de las cifras para IPC se ha construido mediante un cambio de base a partir de los valores que aparecen en "Apuntes y Documentos Económicos. Economía Española. Series Históricas" del Ministerio de Economía y Hacienda (1988).

²En el caso de M1 sólo se dispone de datos a partir de 1969 y por ello se trabaja con una muestra algo más corta.

tura significativa y por tanto se puede considerar su tasa de variación como un paseo aleatorio. Sin embargo, hay un valor extremo en 1977 que representa un incremento permanente en el nivel de precios.

En efecto, el ritmo medio de crecimiento de los precios al consumo en 1977 fue del 24.5%. Tal cifra implica una aceleración sin precedentes del proceso inflacionista español difícil de justificar, y que posiblemente estuviese influida por las inevitables distorsiones estadísticas surgidas de la introducción de un nuevo índice de precios al consumo (Informe Anual del Banco de España, 1977).

Puesto que las causas de este incremento se pueden considerar ajenas a la política monetaria llevada a cabo por la autoridad, se ha procedido a realizar un análisis de intervención en la serie de IPC recogiendo el efecto sobre los precios por medio de una variable unitaria del tipo escalón³.

El modelo de intervención estimado da los siguientes resultados:

$$\ln IPC_t = (.060 + .026B) \xi_t^{s, 77} + N_t$$

$$(.009) \quad (.009)$$

$$\nabla^2 N_t = \frac{1}{1 - .20B - .40B^2} a_t$$

$$(.22) \quad (.22)$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.32\% \quad a = -.0035 \quad \hat{\sigma}_a = .0032$$

Valores extremos 1974: 2.7 SD

³La existencia de valores muy extremos en muestras cortas puede distorsionar los análisis realizados. Por ello, en un principio se ha optado por llevar a cabo un análisis de intervención. Sin embargo, se podría considerar la posibilidad de no intervenir y examinar el posible cambio en los resultados que aquí se presentan.

La mejora en el poder explicativo de este modelo respecto a la variable $\nabla^2 \ln IPC_t$ en términos de desviación típica es del 48% y los distintos instrumentos utilizados para la diagnosis no evidencian necesidad de reformulación. El modelo indica que en 1977 hubo un incremento permanente en el nivel de precios del 6% y éste se volvió a incrementar al año siguiente en un 2.6% ⁴.

Los modelos univariantes estimados para los distintos agregados monetarios fueron los siguientes:

$$1) \quad \nabla^2 \ln ALP_t = a_t$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.89\% \quad a = -.0018 \quad \hat{\sigma}_a = .0042$$

$$2) \quad \nabla^2 \ln M3_t = a_t$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 2.92\% \quad a = -.0034 \quad \hat{\sigma}_a = .0065$$

Valores extremos: 1986: -2.5 SD

$$2) \quad \nabla^2 \ln M1_t = \frac{1}{1 - .14B + .45B^2} a_t$$

(.20)(.12)

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 3.32\% \quad a = -.0009 \quad \hat{\sigma}_a = .0083$$

⁴ El modelo US del IPC para la muestra (1969-1988) es el siguiente:

$$\ln IPC_t = (.059 + .027B) \xi_t^{s,77} + N_t$$

(.010)(.010)

$$\nabla^2 N_t = \frac{(.29)}{1 - .53B} a_t \quad \text{cov}(\theta_1, \phi_1) = .73$$

1 - .82B
(.21)

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.34\% \quad a = -.0029 \quad \hat{\sigma}_a = .0033$$

per. = 4.3 años d = .67

Valores extremos: 1988: 2.6 SD

Las tasas de variación de ALP y M3 siguen estructura de paseo aleatorio. La serie M1 presenta estructura autorregresiva de orden dos con raíces complejas estimándose un periodo de 4.3 años y un factor de amortiguamiento de .67.

Para analizar la relación entre los agregados monetarios y los precios, se ha corregido primero esta última serie del efecto de 1977 y 1978 y se han estimado modelos de transferencia tomando como variable input cada uno de los agregados y como variable output IPC corregida. Los resultados del análisis de función de transferencia se presentan a continuación:

2.a IPC y ALP

El modelo de función de transferencia estimado, tomando como input la serie de Activos Líquidos en Manos del Público (ALP), fue el siguiente:

$$\ln IPC_t = \frac{\begin{matrix} (.12) \\ .47B \end{matrix}}{\begin{matrix} 1 - .83B \\ (.12) \end{matrix}} \ln ALP_t + N_t$$

$$\nabla^2 N_t = a_t$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.15\% \qquad a = .0028 \qquad \hat{\sigma}_a = .0028$$

Valores extremos: 1971: 2.5 SD

$$\hat{g} = \hat{\nu}(1) = 2.76 \\ (1.75)$$

Con la introducción de ALP como variable explicativa, la estructura autorregresiva del

término del ruido desaparece. La mejora en la capacidad explicativa del modelo de transferencia respecto al modelo de intervención del IPC es de un 13% en términos de la desviación típica. Los distintos instrumentos utilizados para la diagnosis del modelo no presentan evidencia clara de mala especificación. El gráfico de residuos, así como la acf y pacf de los mismos se muestran en las Figuras 2 y 3. La ccf se presenta en la Figura 4.

En la función de correlación cruzada se puede observar un valor relativamente grande y positivo en el primer retardo en la dirección causal de los precios al dinero, lo cual sugiere la posible existencia de un efecto de realimentación, interpretable como la reacción de la autoridad monetaria ante un cambio en el nivel general de precios.

Sin embargo, puede resultar extraño que este efecto sea del mismo signo que la variación producida en los precios. Ante un incremento de éstos, la reacción lógica de la autoridad sería emprender una política monetaria de carácter restrictivo. Entonces, ¿cómo se explicaría el efecto positivo detectado en la relación de precios a dinero?.

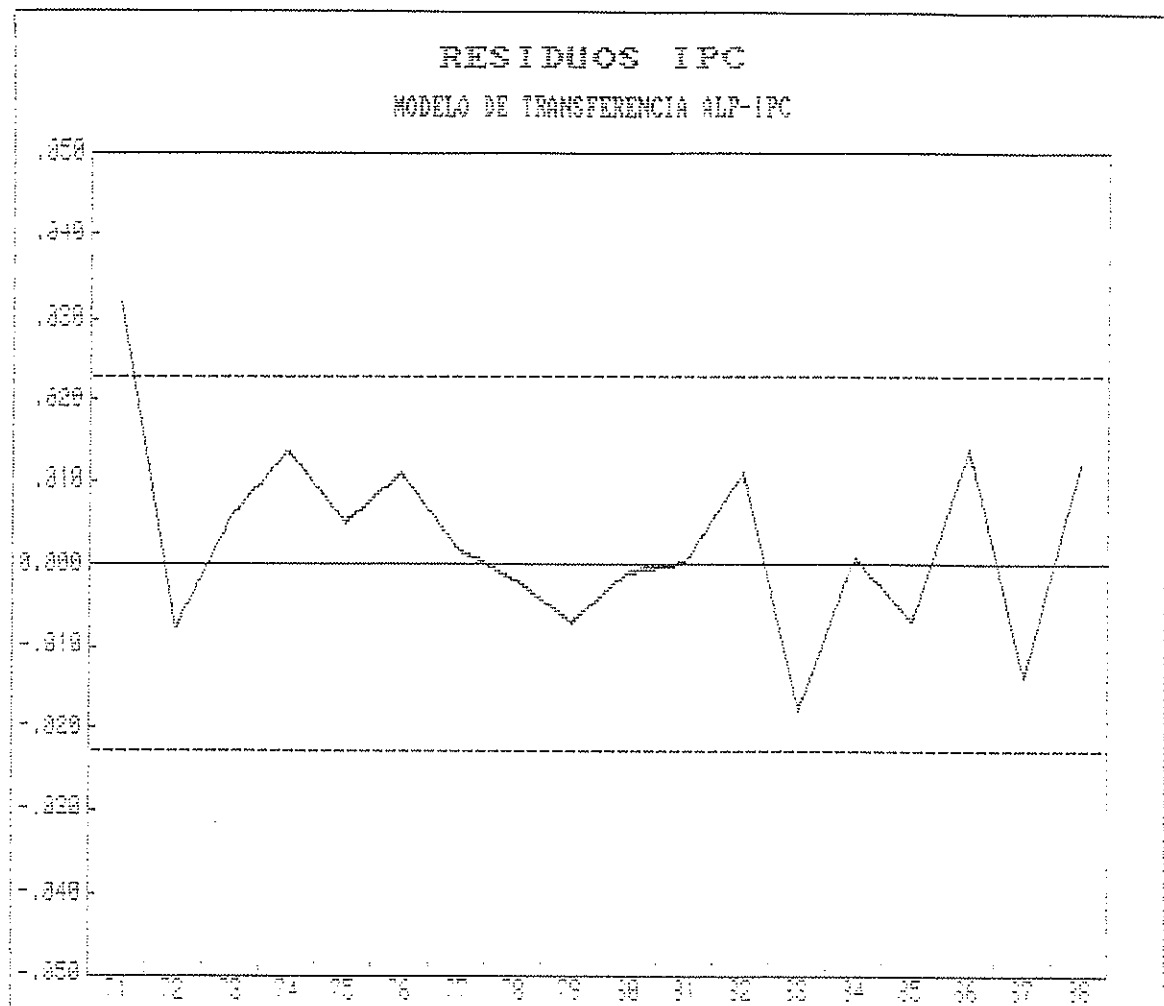


FIGURA Nº 2

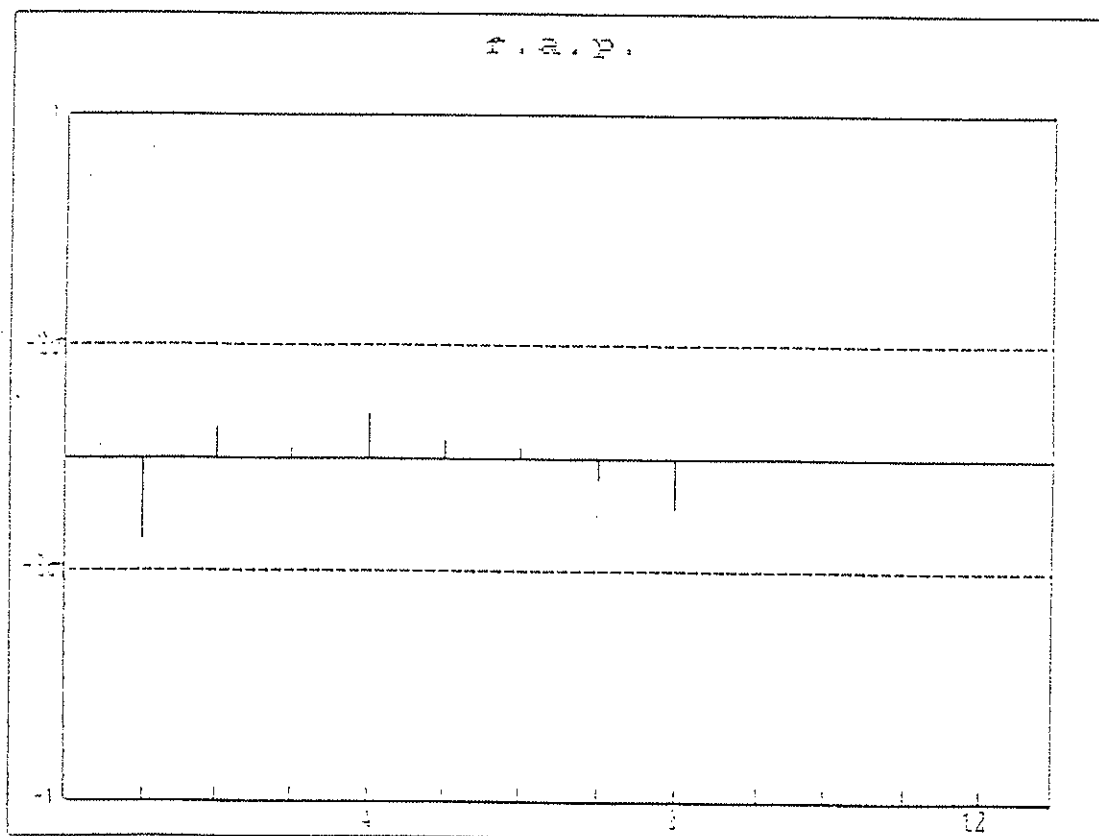
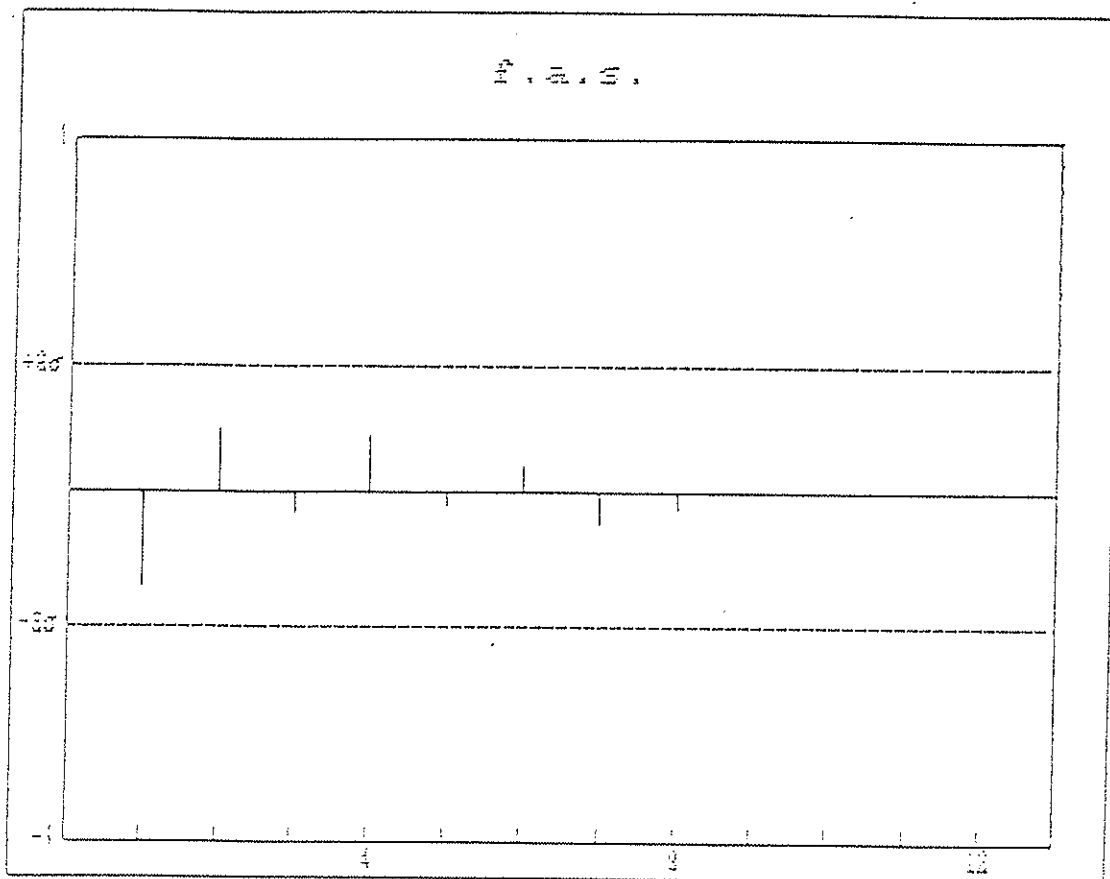


Figure 113

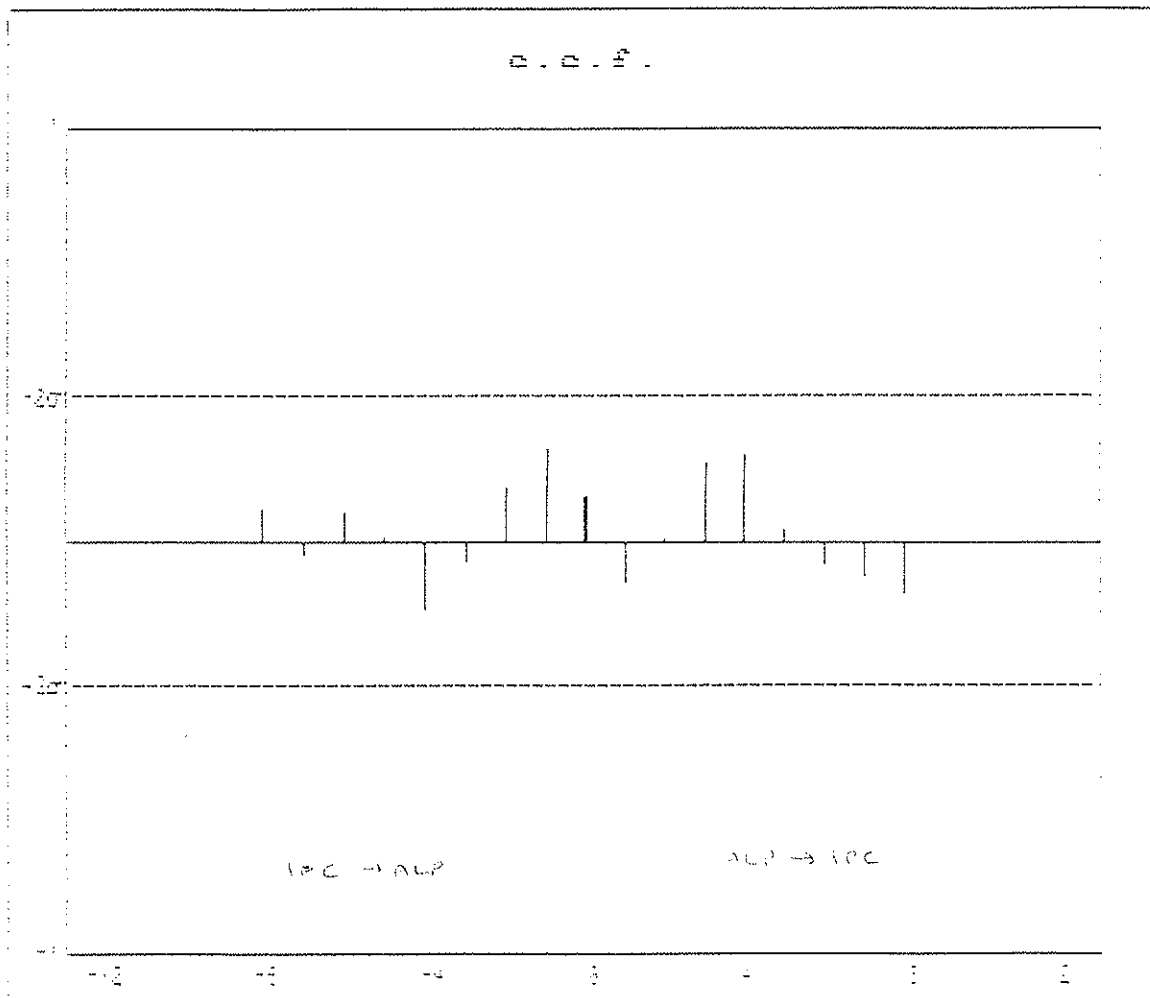


FIGURA 44

Supongamos que el Banco de España no controla perfectamente el agregado monetario que se toma como objetivo intermedio a través de la variable instrumental que ha sido tradicionalmente los Activos de Caja del Sistema Bancario, y que se vale de algún otro instrumento para llevar a cabo la política monetaria. Si ese instrumento es el tipo de interés del mercado interbancario, ante una subida no esperada de los precios, la reacción del Banco emisor puede ser una subida de los tipos de interés que tendrá a su vez un efecto sobre los diferentes agregados monetarios.

Un agregado más estrecho que refleje esencialmente lo que son medios de pago, como M1, se vería afectado negativamente como consecuencia del coste de oportunidad de mantener los activos incluidos en dicho agregado. Sin embargo, agregados más amplios como M3 y ALP, incluyen otro tipo de activos que pueden estar relacionados positivamente con los tipos de interés (por ejemplo, los depósitos a plazo o los Pagarés del Tesoro). Si este efecto positivo sobre los componentes de los agregados amplios que no son esencialmente medios de pago supera el efecto negativo que se produce sobre M1⁵, la relación que se esperaría entre precios y tanto ALP como M3 puede llegar a ser positiva.

Por otra parte, la ganancia estimada para la respuesta de los precios al dinero es de 2.76 con una desviación típica de 1.75. Esto implica que un incremento del 1% en la serie de ALP daría lugar a largo plazo a un incremento del 2.76% en el Índice de Precios al Consumo. Aunque este valor numérico es ciertamente elevado, no se puede rechazar la

⁵Aparte del efecto negativo que supondría una política restrictiva en cantidades.

hipótesis de ganancia unitaria con un nivel de confianza del 95%. El efecto de una variación en ALP tiene lugar con un año de retraso, completándose el 50% de la respuesta en cuatro años, como se puede observar en la función de respuesta al impulso estimada:

$$\hat{D}(B) = .47B + .39B^2 + .32B^3 + .27B^4 + .22B^5 + .19B^6 + .15B^7 + .13B^8 + \dots$$

2.b. IPC y M3

Los resultados del modelo de transferencia estimado, tomando como input la serie de Disponibilidades Líquidas (M3), son los que siguen:

$$\ln IPC_t = \frac{(.07) \quad (.09) \quad .19B + .20B^2}{1 - .67B \quad (.20)} \ln M3_t + N_t$$

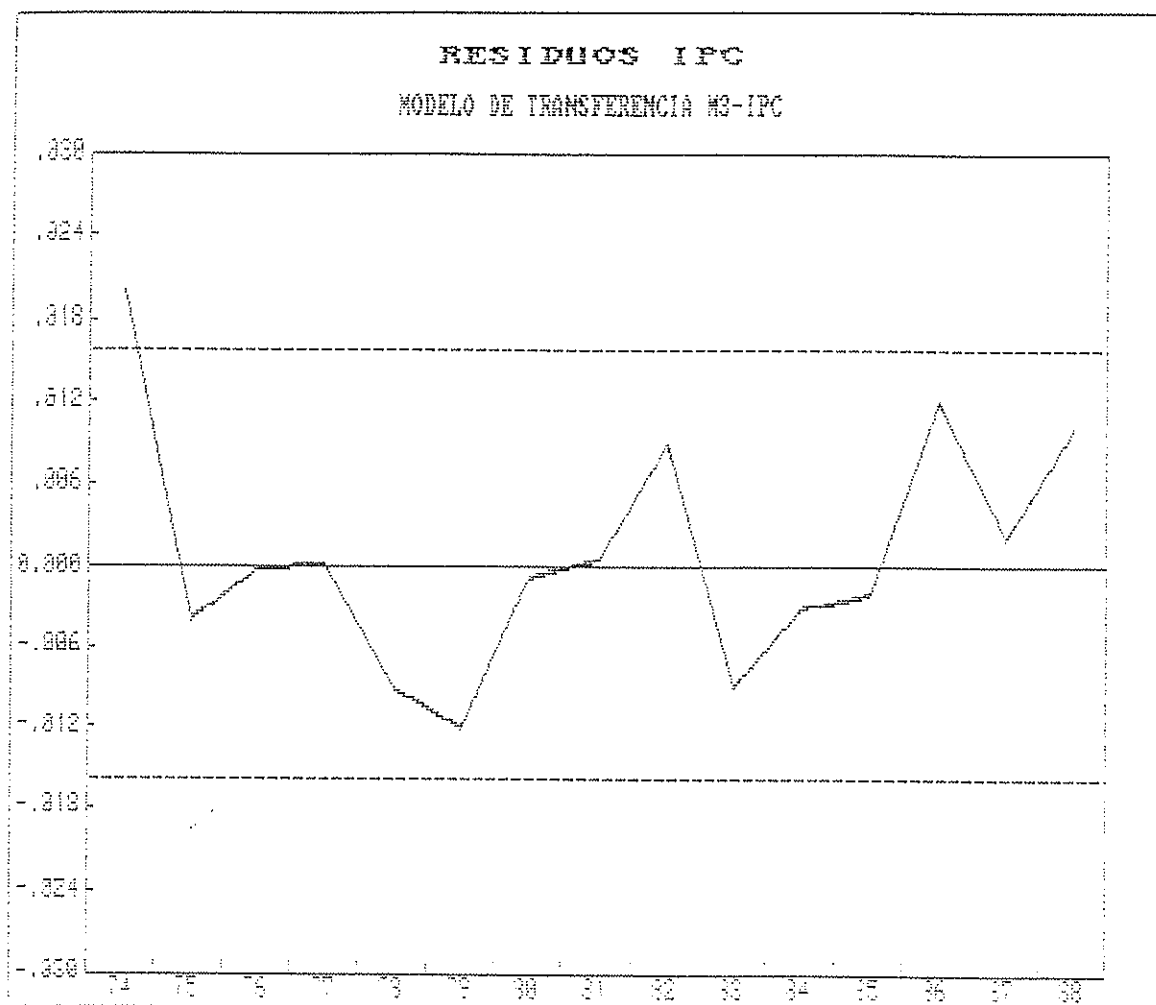
$$V^2 N_t = \frac{1}{1 - .00B - .61B^2 \quad (.23) \quad (.23)} a_t$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = .83\% \quad a = .0009 \quad \hat{\sigma}_a = .0021$$

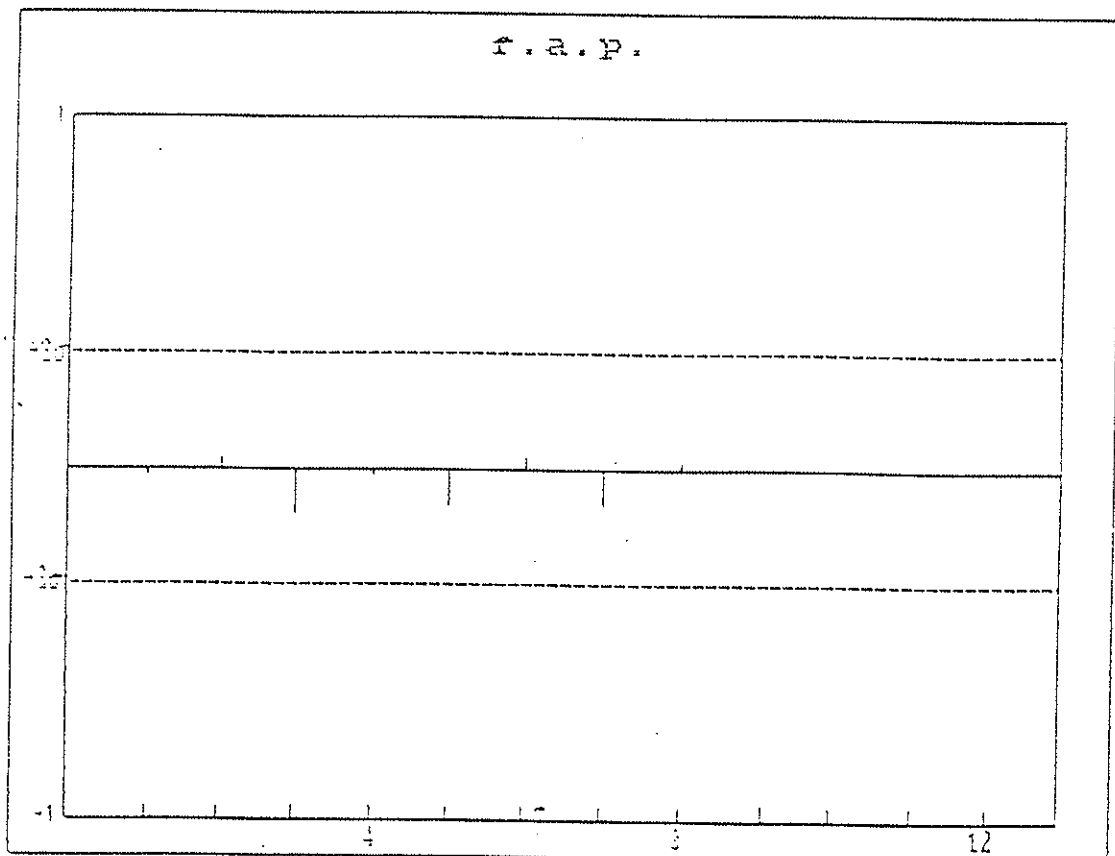
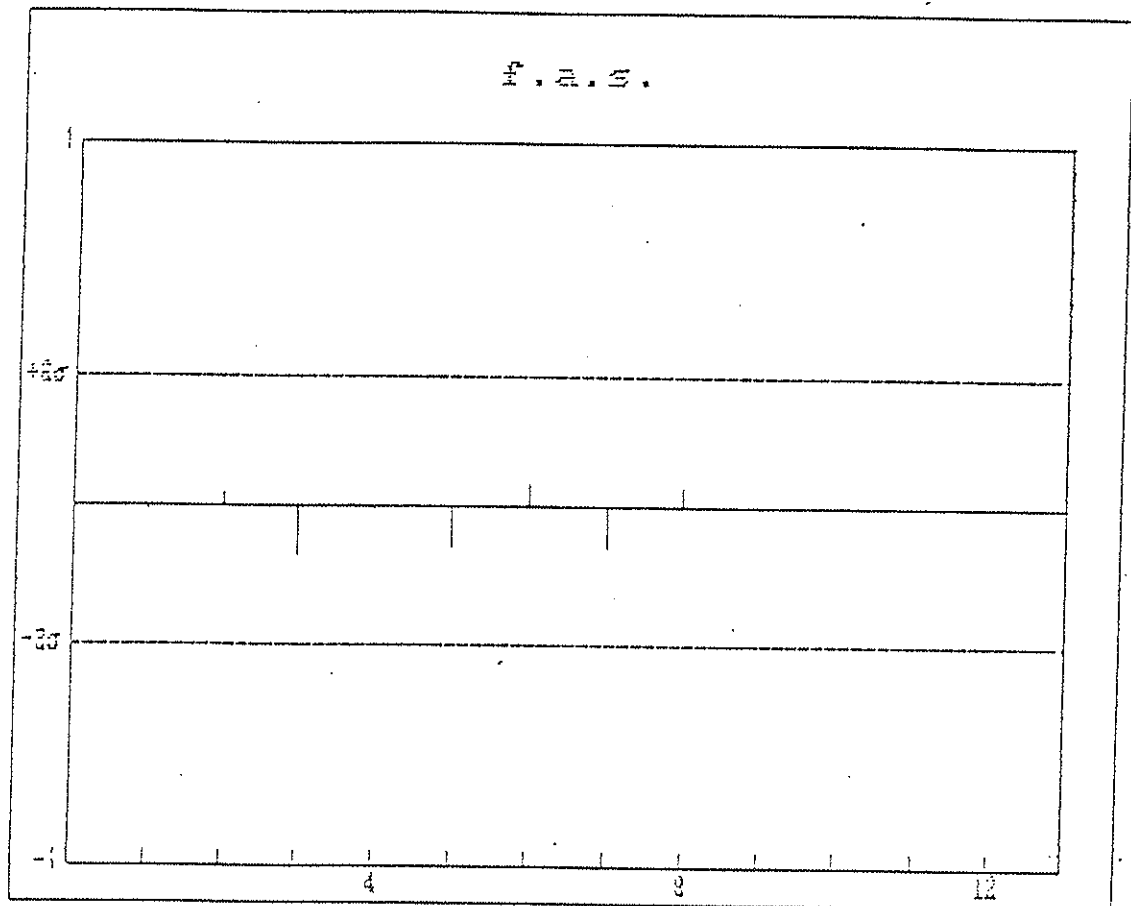
$$\hat{g} = \hat{D}(1) = 1.18 \quad (.61)$$

Con la introducción de M3 la estructura del ruido no varía y hay una mejora en la capacidad explicativa de la serie del 37% respecto al modelo de intervención. El gráfico de residuos, así como la acf y pacf de los mismos aparecen en las Figuras 5 y 6. La ccf se presenta en la Figura 7⁶.

⁶De nuevo se observan valores positivos en los dos primeros retardos en la dirección causal de precios a dinero. Ya se ha explicado en la



16000 M 5



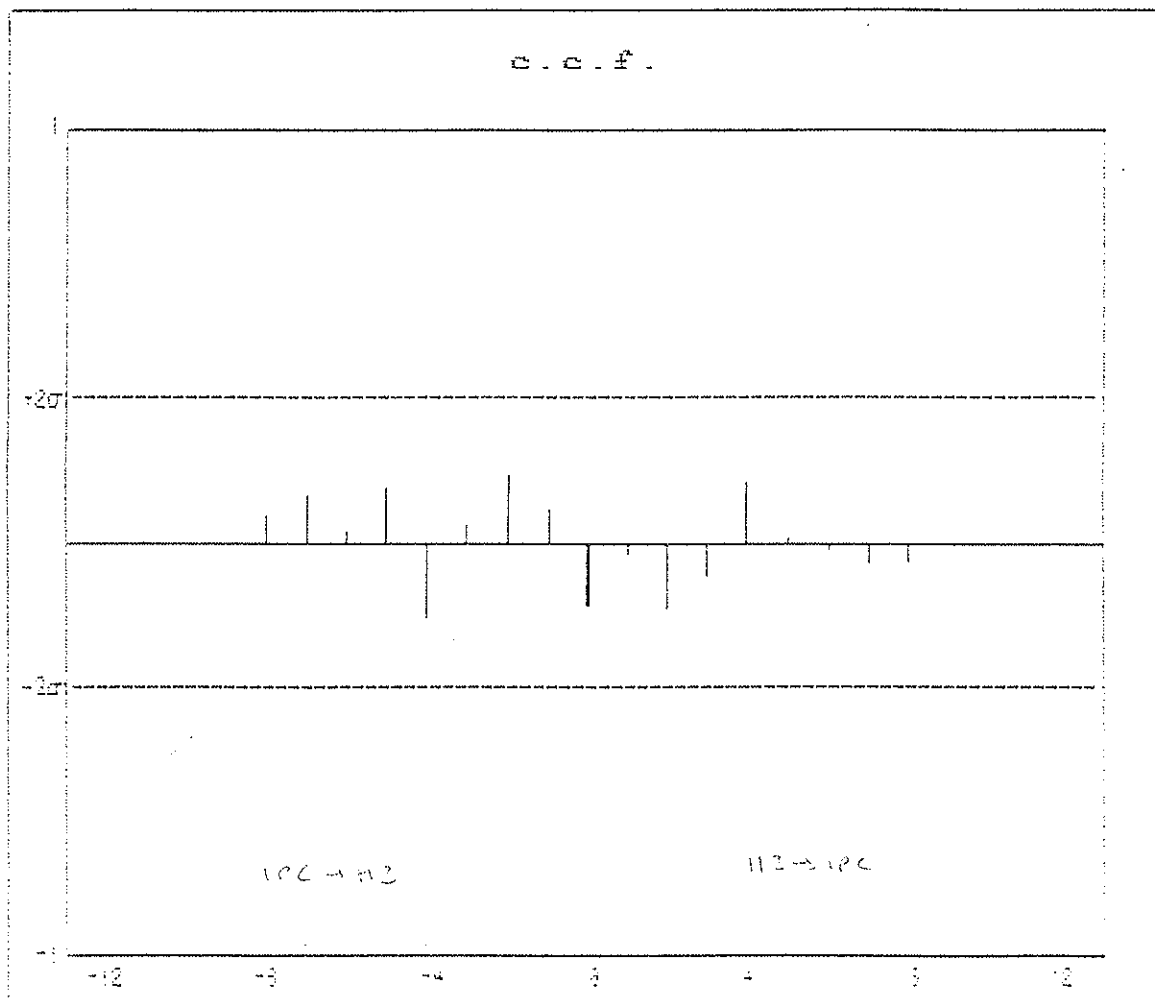


FIGURA 7

La elasticidad a largo plazo de los precios al agregado monetario M3 no es significativamente distinta de la unidad. El 75% del efecto total de una variación en M3 se deja sentir en los tres primeros años, no detectándose una respuesta contemporánea de los precios al dinero, como indica la función de respuesta al impulso estimada:

$$\hat{\nu}(B) = .19B + .33B^2 + .22B^3 + .15B^4 + .10B^5 + \dots$$

2.c. IPC y M1

Al preblanquear IPC y M1 por el modelo del input no se observó ninguna estructura obvia en la ccf. Sin embargo, se probaron distintos modelos para la función de transferencia $\nu(B)$ y el que mejor recogía el comportamiento de los datos fue el siguiente:

$$\ln IPC_t = \frac{\begin{matrix} (.06) \\ .18B^2 \end{matrix}}{1 - .78B} \ln M1_t + N_t$$

$$\nabla^2 N_t = a_t \quad (.12)$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.24\% \quad a = -.0042 \quad \hat{\sigma}_a = .0031$$

Valores extremos: 1987: -2.3 SD

$$\hat{g} = .82$$

$$(.41)$$

La desviación típica residual, sin embargo, sólo se reduce en un 7.5% respecto a la del modelo con intervención del IPC. El gráfico de residuos así como las funciones de autocorrelación simple y

Sección 2.a las razones por las que se podría esperar un efecto de tal signo.

parcial se presentan en las Figuras 8 y 9. La función de correlación cruzada de los residuos del modelo de transferencia y los del modelo US del input se muestran en la Figura 10⁷.

La función de respuesta al impulso derivada de la función de transferencia estimada es:

$$\hat{D}(B) = .18B^2 + .14B^3 + .11B^4 + .09B^5 + .07B^6 + .05B^7 + .04B^8 + .03B^9 + .02B^{10} \dots$$

El efecto de la oferta monetaria sobre los precios se detecta con un desfase de dos años. La ganancia estimada es de .82, completándose el 50% del efecto en tres años y el 75% en seis años.

2.d. Estructura dinámica de la respuesta de los precios al dinero

Hemos visto que en ninguno de los modelos de transferencia estimados se puede rechazar la hipótesis de elasticidad unitaria a largo plazo de los precios al dinero. Pero quizás lo más importante del análisis no sea el valor de la ganancia (estimada con un error standard muy alto), sino la evidencia aportada acerca de la estructura dinámica de la respuesta de los precios al dinero.

⁷La existencia de un valor negativo en el primer retardo en la dirección causal de precios a dinero se puede interpretar como la reacción de la autoridad monetaria ante cambios no esperados en los precios. Como ya se ha explicado, ante un incremento en los precios, la política restrictiva que seguiría el Banco emisor, tanto a través de los ACSB como del tipo de interés del mercado interbancario, tendría un efecto negativo sobre el agregado más estrecho, M1. El efecto, sin embargo, podría no ser tan grande como sugiere la ccf pues un 64% de este valor viene explicado por valores extremos que se encuentran al final de la muestra (1987 y 1988) y que podrían no ser representativos de la relación existente a lo largo de todo el período muestral, sino únicamente del mayor grado de intervención de la autoridad monetaria en el pasado más reciente.

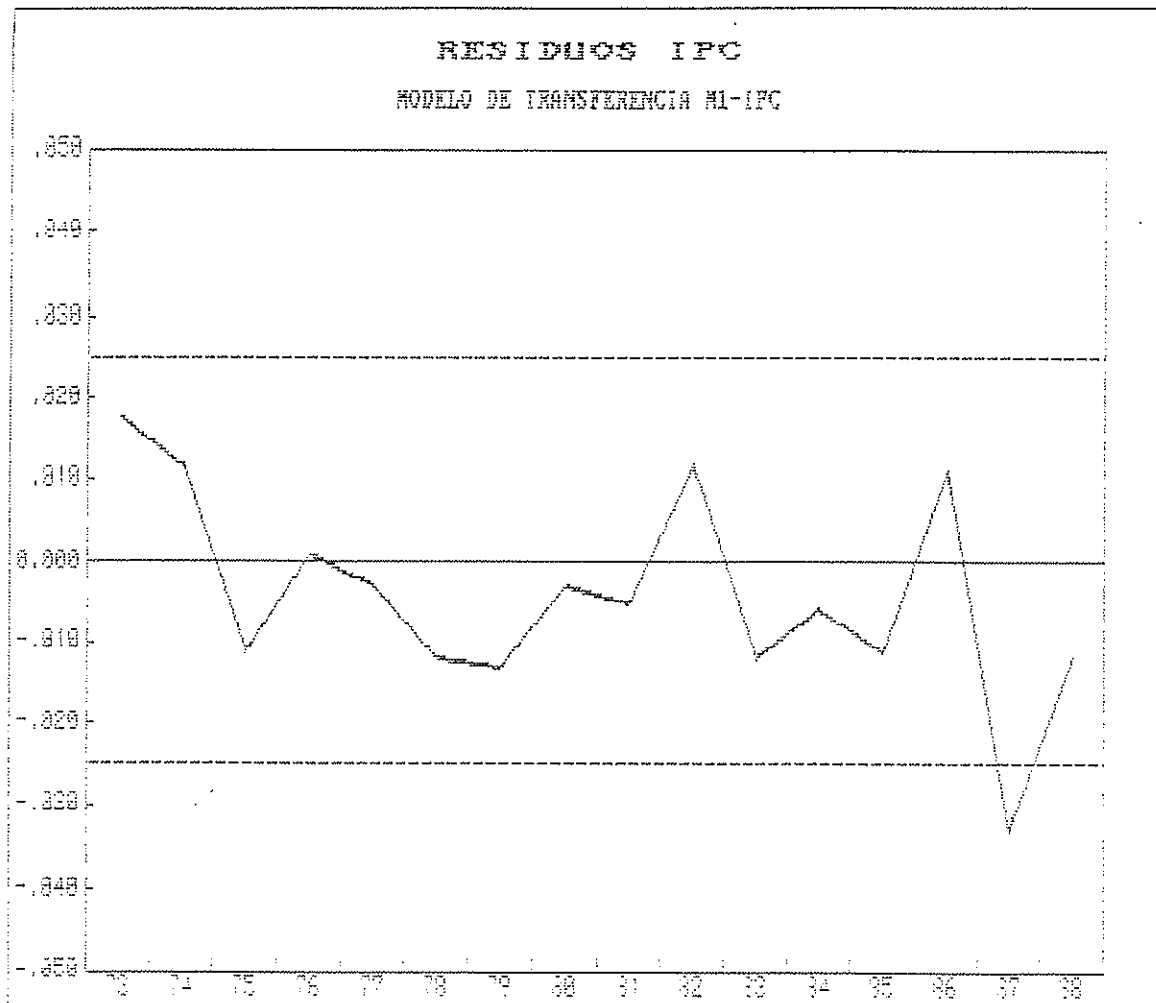


FIGURA 8

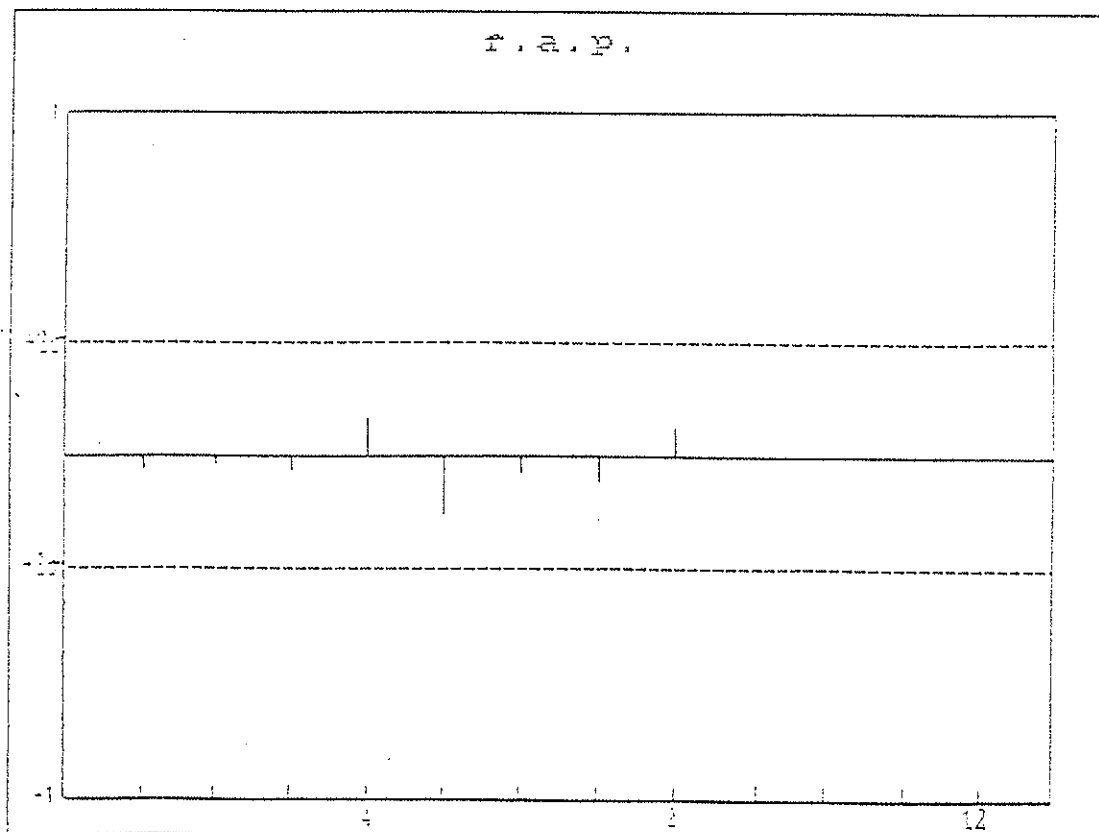
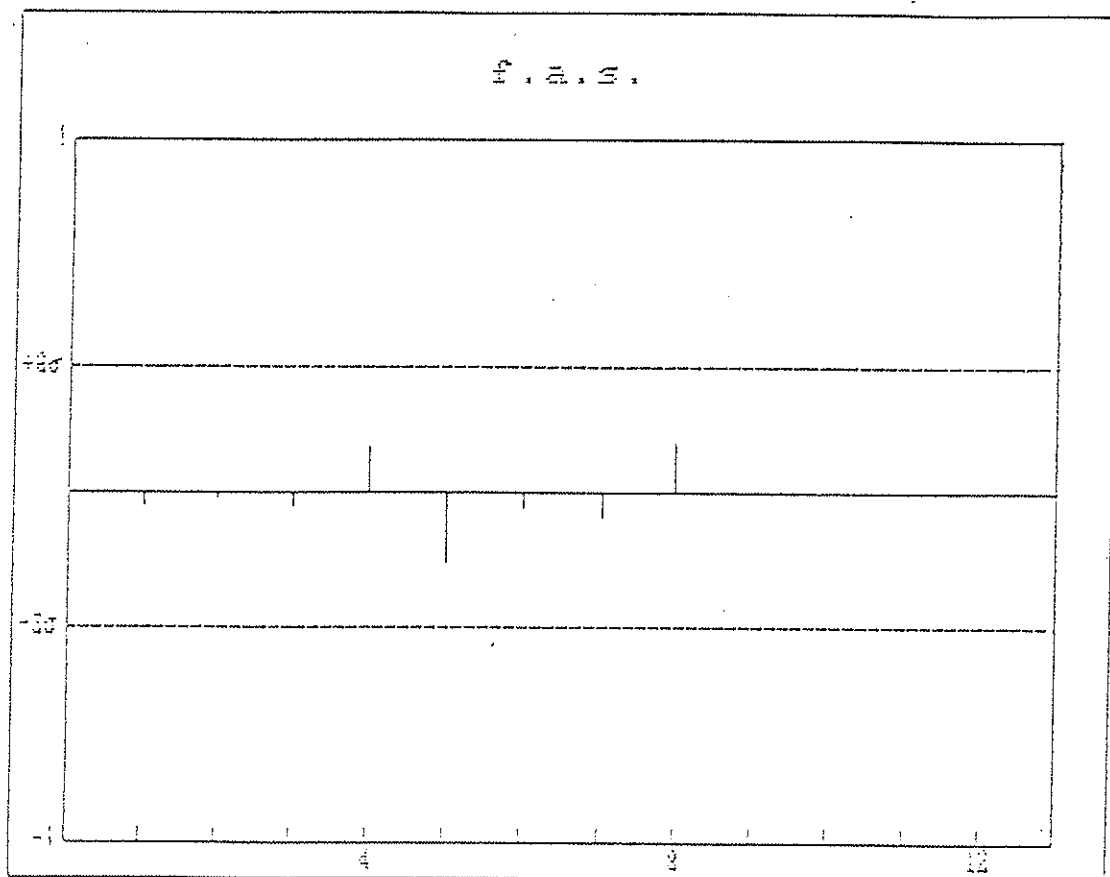


FIGURA 9

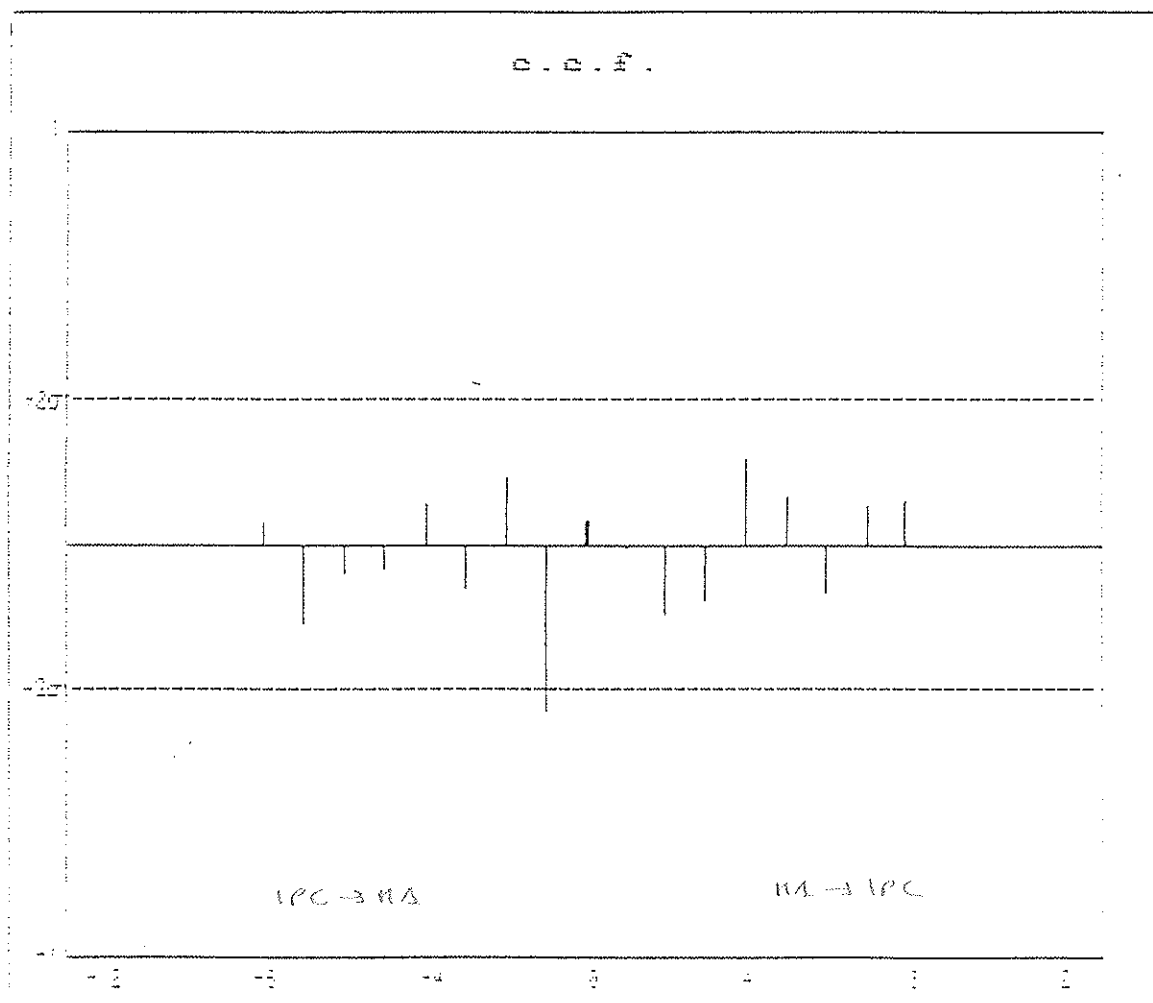
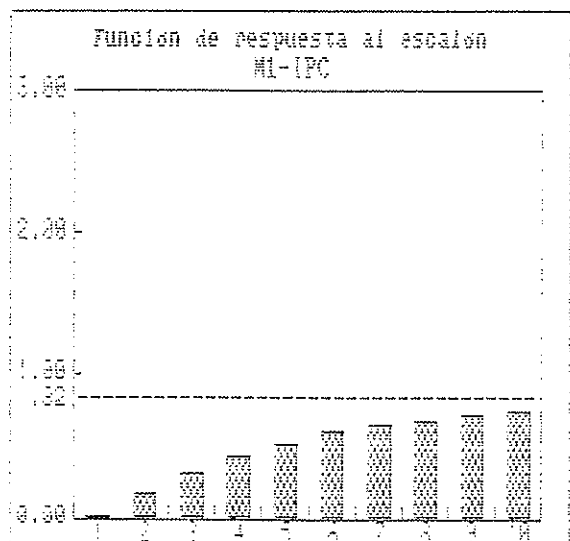
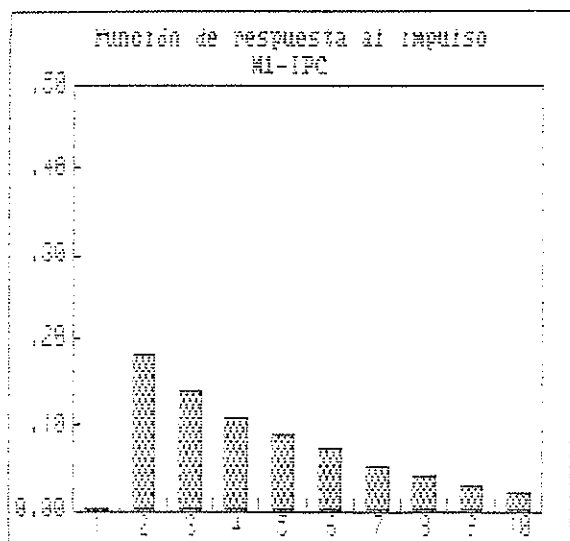
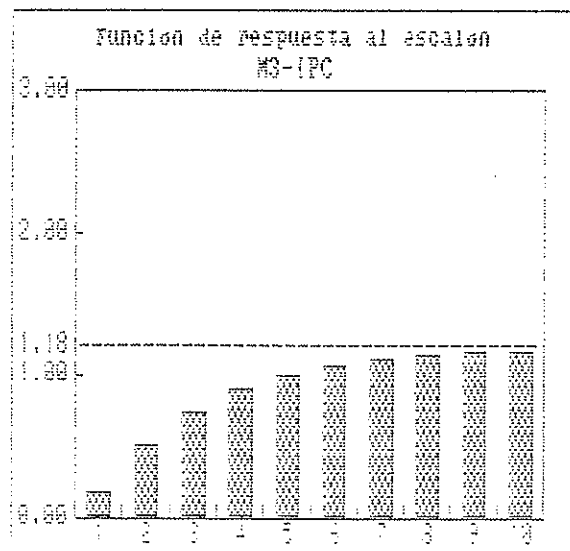
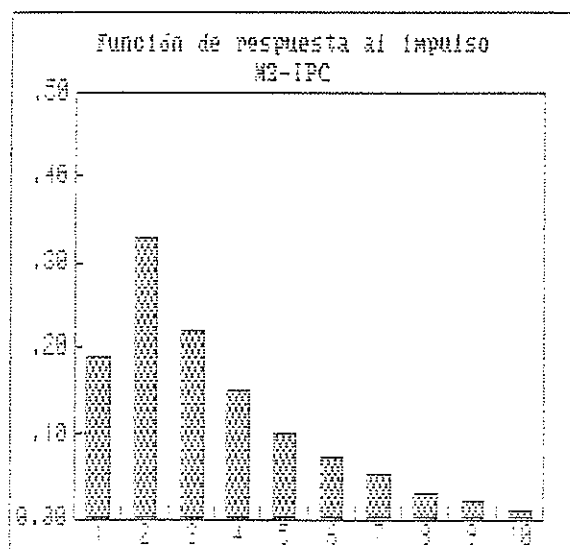
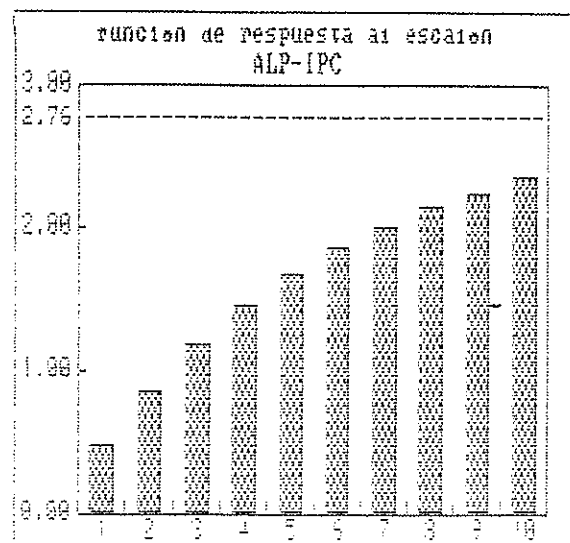
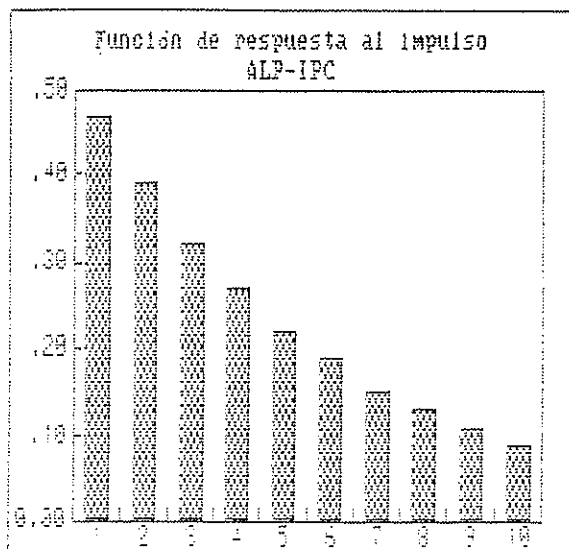


FIGURA 1449 1.0

Si comparamos el efecto de los tres agregados estudiados, desde el más amplio hasta el más reducido, sobre el nivel de precios, podemos decir que el IPC responde más rápidamente a ALP y M3 que a M1. Mientras que el retraso en la respuesta del IPC a los agregados más amplios es de un año, hay que esperar dos años para observar la reacción de los precios al agregado más estrecho, M1. Por otra parte, los tres agregados afectan de modo permanente a los precios, estimándose siempre una respuesta larga.

En la Figura 11 se pueden observar las funciones de respuesta al impulso y al escalón de los precios a la cantidad de dinero en los tres modelos de función de transferencia estimados. Sin embargo, aunque estas funciones nos permiten reconocer algunas de las características de la respuesta de los precios a cada uno de los agregados monetarios (como el tiempo muerto o la duración del efecto correspondiente), no posibilitan una comparación más exhaustiva de la reacción que los precios pueden tener ante cambios en los distintos agregados, al ser diferente la magnitud de la ganancia en cada caso.

Puesto que los resultados obtenidos de los análisis realizados sin imponer a priori ninguna restricción, parecen dar evidencia de la neutralidad del dinero en el largo plazo, sería interesante imponer la restricción de ganancia unitaria en cada uno de los modelos, con objeto de poder comparar la estructura de retardos de las diferentes respuestas y a su vez ver cómo se agotan en el tiempo cada una de ellas. Sin embargo, este análisis no se ha realizado por el momento, aunque será objeto de un trabajo posterior.



En las tres secciones siguientes se estudia la relación entre el índice general de precios y las variables monetarias ALP, M3 y M1, respectivamente, utilizando datos que se observan con una mayor frecuencia en el tiempo, tanto mensual como trimestralmente.

3. INDICE DE PRECIOS AL CONSUMO (IPC) Y ACTIVOS LIQUIDOS EN MANOS DEL PUBLICO (ALP)

3.a. Análisis con datos mensuales

En este apartado se pretende modelizar la relación dinámica existente entre el Índice de Precios al Consumo (IPC) y el agregado monetario que controla actualmente el Banco de España, Activos Líquidos en Manos del Público (ALP). En particular, se estudia si el modelo de relación estimado mejora las predicciones del IPC que se obtienen de un modelo donde únicamente se tiene en cuenta la historia pasada de la variable relevante. Los datos utilizados consisten en 142 observaciones mensuales de las series IPC y ALP cubriendo el período de enero de 1977 a octubre de 1988⁸.

En primer lugar se lleva a cabo un análisis univariante (US) del IPC. En segundo lugar se especifica y estima un modelo bivariante (MS) que explica la relación observada entre dinero y precios, tomando ambas variables como endógenas y permitiendo así la posibilidad de detectar realimentación de precios a dinero. Ambos modelos se ajustan hasta diciembre de 1987 con objeto de analizar su capacidad predictiva en el período 1/88-10/88. Las predicciones se han realizado de forma recursiva, incorporando siempre en la estimación del modelo el último dato disponible.

⁸El análisis que se presenta en este apartado es el resultado de un trabajo anterior en el que se utilizaron datos mensuales a partir de enero de 1977. Aunque podría disponerse de una muestra más larga al comienzo del intervalo considerado, no parece que los resultados fuesen a diferir esencialmente de los que aquí se presentan.

3.a.1 Análisis Univariante del Índice de Precios al Consumo (IPC)

La serie del IPC presenta una tendencia creciente a lo largo del período muestral. Se ha pasado de un valor de 42.09 en 1977 a un 137.38 en 1987, lo cual supone un incremento porcentual del 226.40%. Sin embargo, la tasa a la que los precios han crecido ha sido cada vez menor pasando del 24.49% en 1977 a un 5.26% en 1987.

La serie mensual de precios se caracteriza además por su comportamiento heterocedástico. Con el fin de corregir la no estacionariedad en la varianza es necesario realizar la transformación logarítmica de la serie. Por otra parte, se han aplicado dos diferencias regulares para conseguir estacionariedad en la media. La presencia de no estacionariedad de carácter estacional implica también la necesidad de una diferencia estacional. Por tanto, se obtiene una serie estacionaria con la transformación $\nabla^2 \nabla_{12} \ln^9$.

En la acf y pacf de la serie $\nabla^2 \nabla_{12} \ln \text{IPC}_t$ se identifica un proceso de medias móviles de orden uno en sus componentes regular y estacional. Al mismo tiempo se observa un valor extremo en enero de 1986, que refleja la existencia de un escalón en la serie en nivel en el momento de implantación del Impuesto sobre el Valor Añadido.

El análisis de intervención junto con la

⁹Con períodos muestrales similares, otros analistas consideran la serie $\nabla \nabla_{12} \ln \text{IPC}$ como estacionaria e incluyen en el modelo un proceso autorregresivo de orden 1 (Manzano M.C. y Espasa A., 1986).

estimación de los procesos identificados, da los siguientes resultados¹⁰:

$$\ln IPC_t = .016 \xi_t^{s, 1/86} + N_t$$

(.005)

$$\nabla^2 \nabla_{12} N_t = (1-.97B) (1-.65B^{12}) a_t$$

(.06)

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = .46\% \quad a = .0000 \quad \hat{\sigma}_a = .0004$$

Valores extremos: 6/78: -2.2 SD (valor mayor de racha negativa 6/78-11/78)

1/80: 2.5 SD

3/81: 2.6 SD

6/81: -2.2 SD

5/82: 2.1 SD

12/82: 2.5 SD

7/83: -2.3 SD

El modelo indica que en enero de 1986 se produjo un incremento permanente en el nivel de los precios del 1.6%. El valor extremo encontrado en diciembre de 1982 puede considerarse como el punto final de un proceso de elevaciones de precios que trataban de adelantarse a la devaluación del día 6 de diciembre (Informe Anual BE, 1982). Sin embargo, se ha optado por no intervenir dicho valor debido a la estrecha conexión entre el tipo

¹⁰ Puesto que la serie necesita dos diferencias regulares para conseguir estacionariedad en la media, en principio se ha fijado el parámetro del proceso media móvil regular en .97 a pesar de que la estimación por el método de máxima verosimilitud exacta utilizado por el programa SCA presentaba problemas de convergencia indicando no invertibilidad de dicho proceso. Por otra parte, al mantener el operador media móvil en vez de cancelarlo con una diferencia regular e incluir una constante en el modelo, se pueden obtener predicciones más evolutivas o adaptativas que las que se obtendrían de un modelo con término constante.

de cambio, los precios y el dinero.

El gráfico de los residuos del modelo se muestra en la Figura 12. Las funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos no presentan indicios claros de mala especificación (Figura 13). El valor más preocupante es el que ocurre en el retardo $K=3$. Sin embargo, su ocurrencia en ambas funciones de autocorrelación sugiere la posibilidad de que esté producido por correlaciones de residuos extremos separados 3 periodos (la correlación entre los residuos del 3/81 y 6/81 explica cerca de un 25% de dicho valor).

3.a.2 Análisis Univariante de los Activos Líquidos en Manos del Público (ALP)

Los resultados del análisis estadístico de la serie ALP original son los siguientes¹¹:

$$\ln ALP_t = -.008\xi_t^{s, 12/82} - .011\xi_t^{s, 7/85} - .013\xi_t^{s, 7/86} + N_t$$

(.003) (.003) (.003)

$$\nabla^2 \nabla_{12} N_t = (1-.97B) (1-.74B^{12}) a_t$$

(.07)

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = .34\% \quad a = .0000 \quad \hat{\sigma}_a = .0003$$

¹¹La estructura del ruido es semejante a la estimada para la serie IPC_t : un proceso de medias móviles regular con parámetro fijo en .97 y otro estacional.

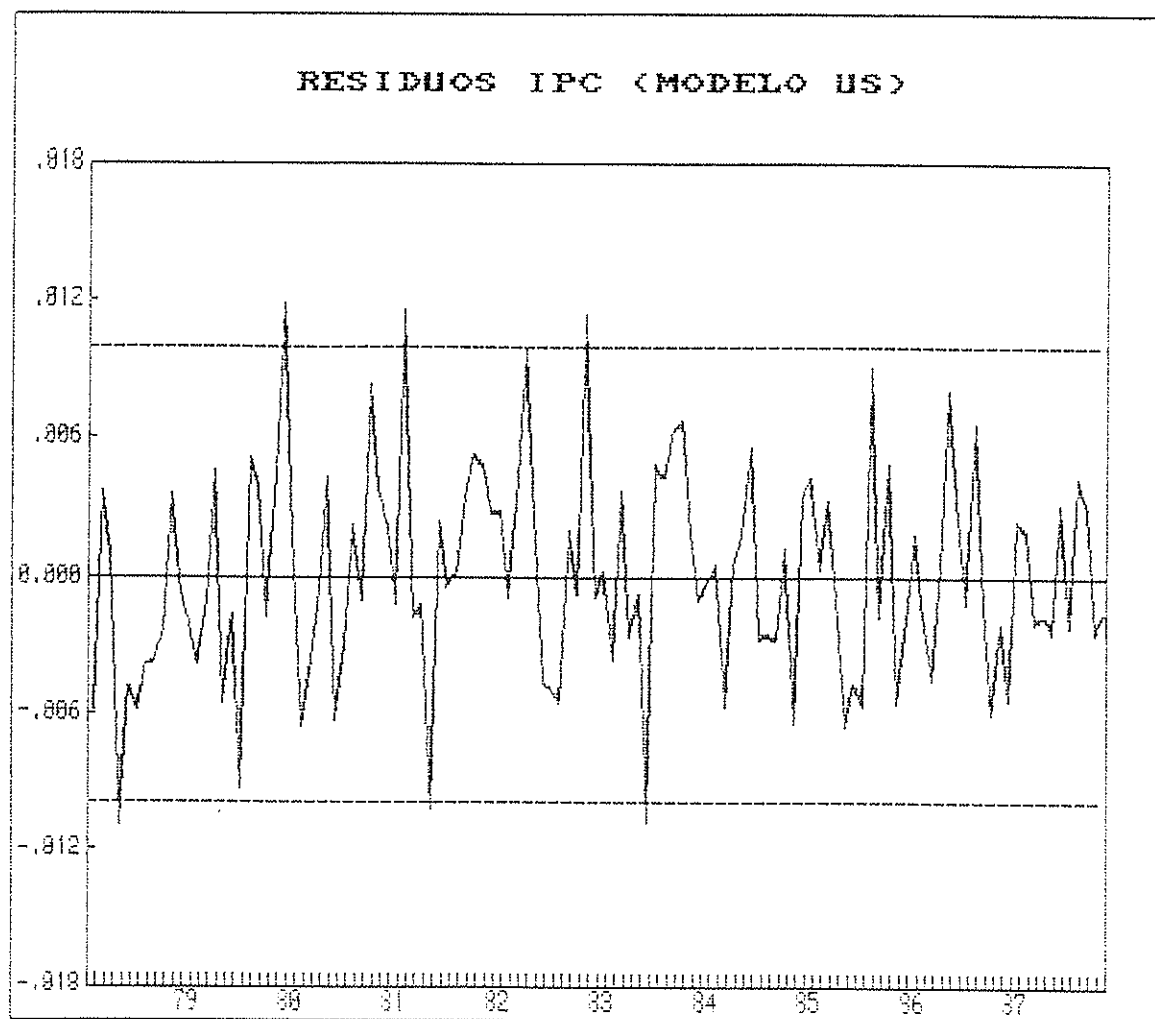


FIGURA 12

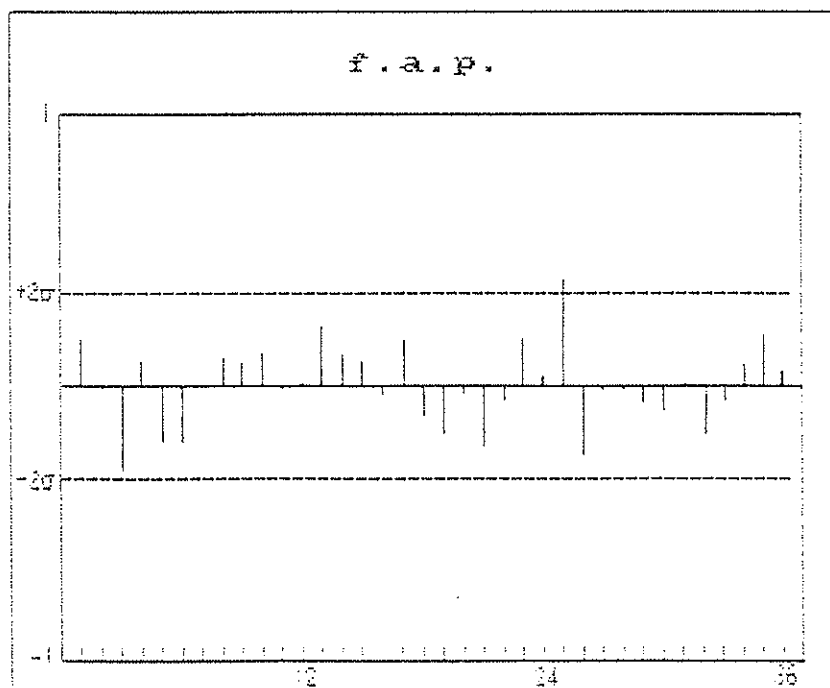
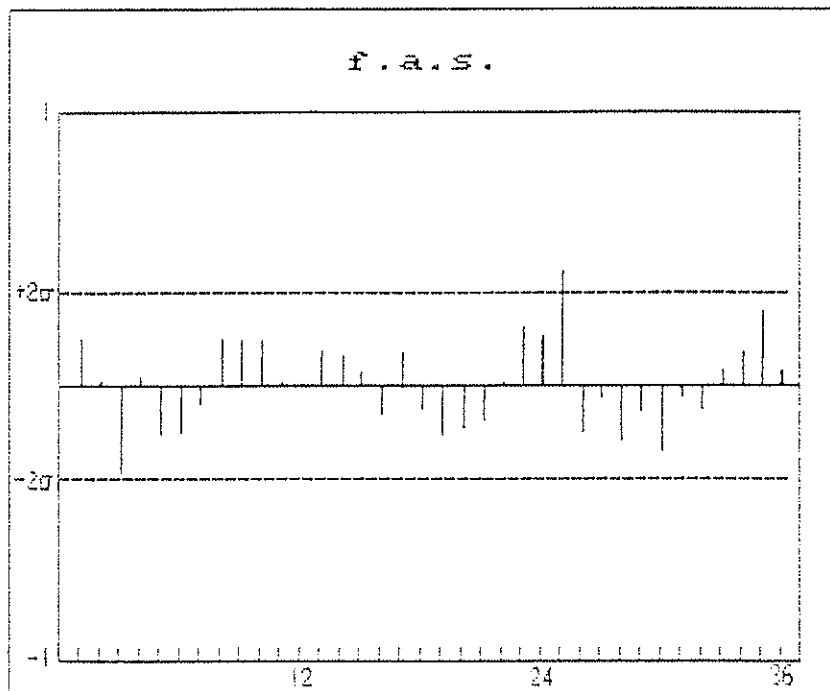


FIGURA 2 13

Valores extremos: 8/79: -2.3 SD
 6/83: -2.0 SD (valor mayor de
 racha negativa 3/83-8/83)
 7/84: 2.1 SD
 2/85: 2.3 SD
 7/87: -2.1 SD
 8/87: 2.4 SD (valor mayor de
 racha positiva 8/87-11/87)

El modelo indica que en diciembre de 1982 se produjo una caída permanente en los ALP del .8%. La intervención de este valor se ha realizado por considerarse como explicación fundamental de la misma el efecto que supuso sobre el agregado monetario la elevación en un 1% del coeficiente de caja, quedando éste desde el 11 de diciembre al 6.75% (Informe Anual BE, 1982)¹². Sin embargo, parte de esta caída también pudo venir explicada por la política monetaria restrictiva llevada a cabo a partir de septiembre de 1982 ante las expectativas de depreciación del tipo de cambio.

Por otra parte, tanto en julio de 1985 como en julio de 1986 se produjeron sendas caídas permanentes del 1.1% y 1.3% respectivamente, debido a que no se renovó una buena parte de los Pagarés del Tesoro que entonces vencieron (Informe Anual BE, 1985 y 1986).

La racha positiva observada en los residuos desde agosto a noviembre de 1987, se debe al efec-

¹²Otra explicación apuntada por Espasa A. y Salaverría J. (1988) es la exclusión de los depósitos del sector público del total de depósitos de la banca. Sin embargo, esta deducción se ha realizado desde enero de 1983 (Notas al Boletín Estadístico, 1987) y por tanto el posible efecto sobre ALP se debería haber registrado a partir de este mes y no del anterior. Supuesto pequeño, posiblemente ya estaría incorporado en el valor estimado para la variable escalón en el 12/82.

to que tuvo la aparición de las Letras del Tesoro y que dio lugar a un brusco crecimiento de los ALP en este período. Este efecto no se ha recogido mediante ninguna variable determinista, al no aparecer valores extremadamente grandes que pudieran distorsionar la estimación de los parámetros del modelo.

El gráfico de los residuos así como las funciones de autocorrelación simple y parcial de las mismas aparecen representados en las Figuras 14 y 15.

3.a.3 Análisis Bivariante de las series IPC y ALP

El análisis de la relación entre las variables ALP e IPC se ha llevado a cabo siguiendo la metodología sugerida por Jenkins y Alavi (1981) de identificación por preblanqueo. Una vez corregidas ambas series de los efectos deterministas que se observaron en ellas, se ha comenzado estimando un modelo bivariante diagonal formado por las respectivas estructuras univariantes, lo que equivale a la estimación conjunta de ambos modelos con correlación contemporánea. Tomando como punto de partida la función de correlación cruzada de las dos series de residuos obtenidas en la estimación, se lleva a cabo un proceso iterativo de reformulación media-móvil del tipo empleado por Jenkins y Alavi hasta llegar a un modelo bivariante final a partir del cual podemos obtener la estructura dinámica de las series originales.

El modelo finalmente estimado es el siguiente:

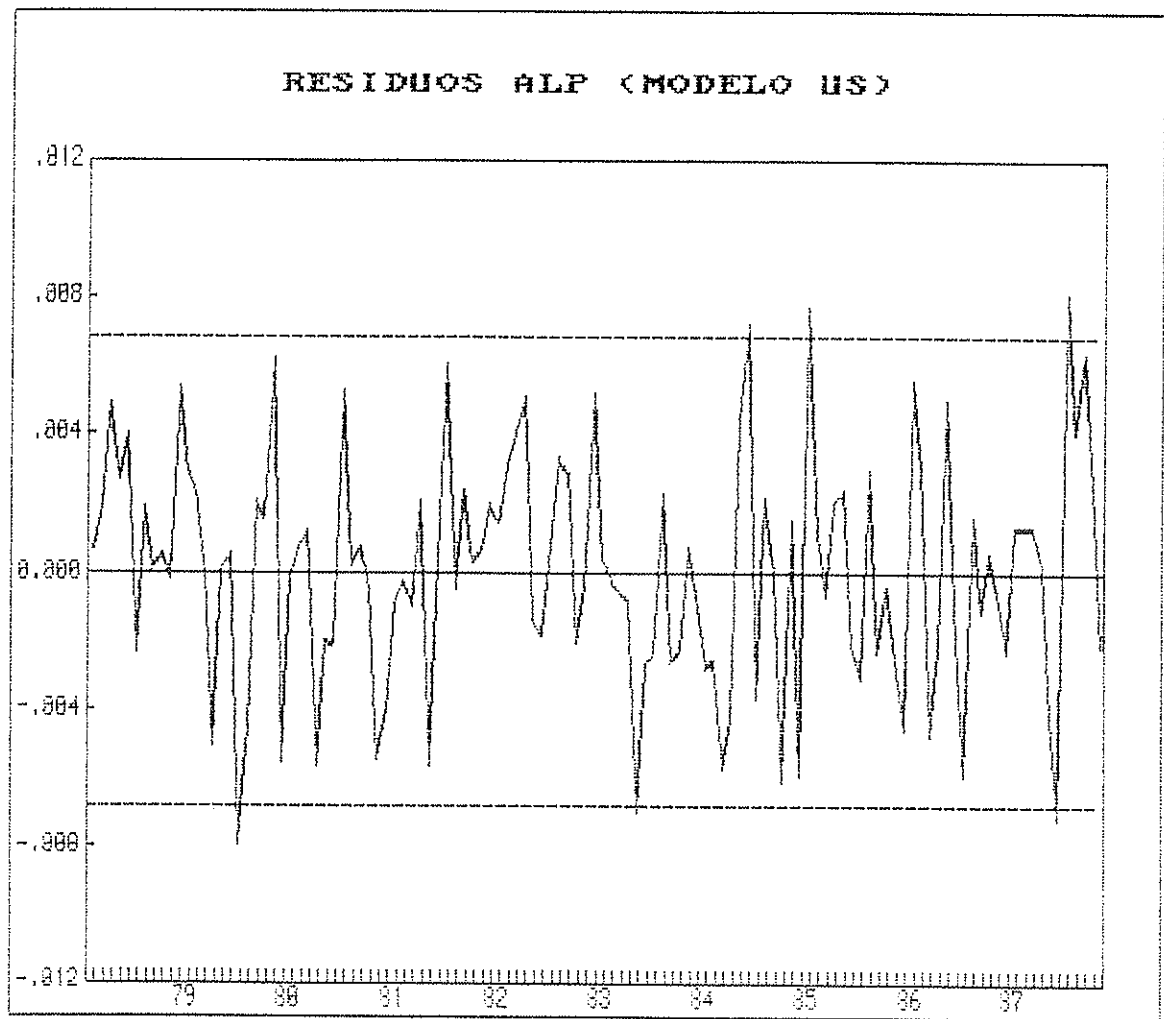


FIGURA 14

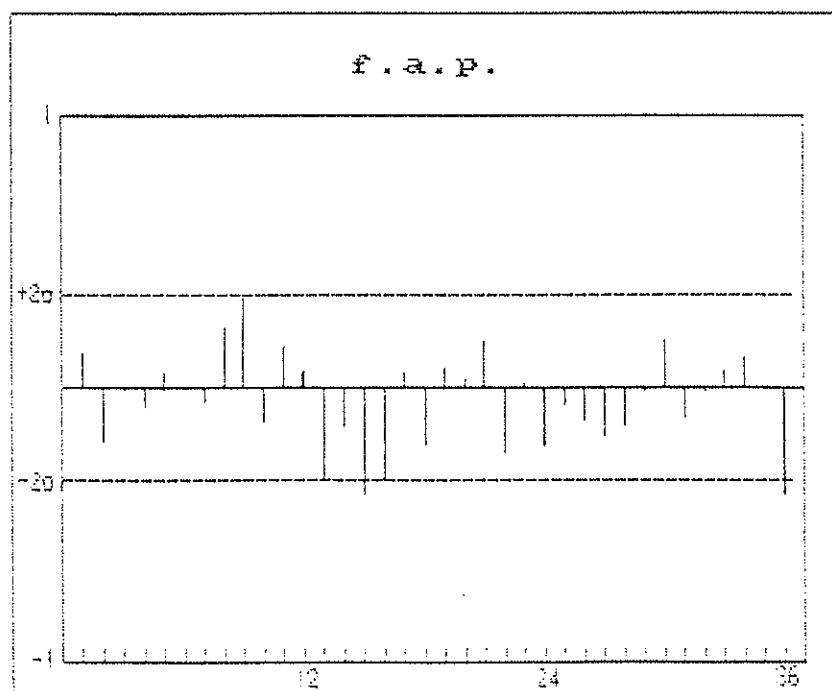
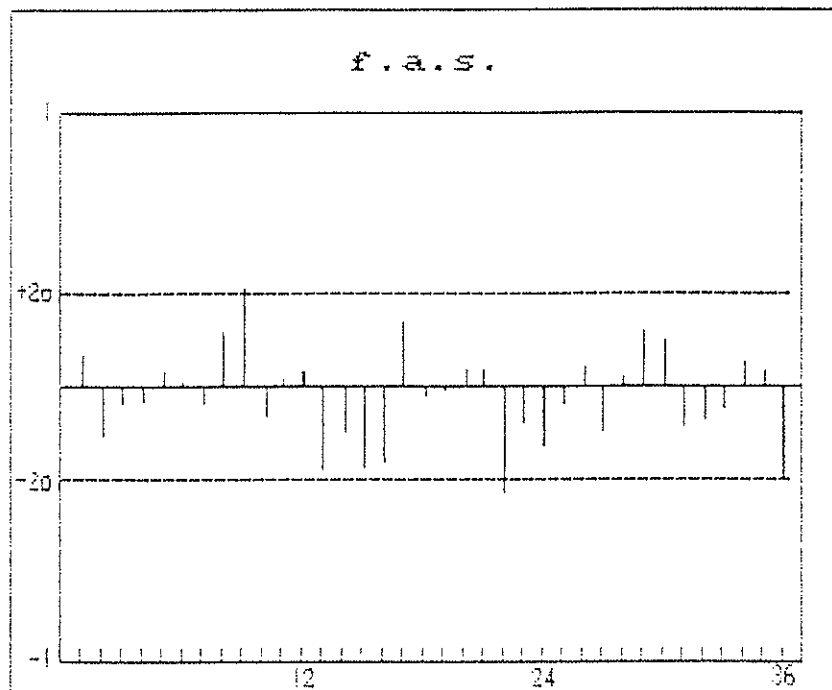


FIGURA 15

$$1-.16B \quad 0 \quad \nabla \nabla_{12} \ln IPC_t \quad -.001 \quad 1-.72B^{12} \quad .35B^7 -.22B^{19} \quad a_{p_t} \\ (.09) \quad (.000) \quad (.06) \quad (.12) \quad (.12)$$

$$= \quad + \\ 0 \quad 1 \quad \nabla \nabla_{12} \ln ALP_t \quad -.000 \quad 0 \quad 1-.76B^{12} \quad a_{m_t} \\ (.000) \quad (.07)$$

$$\hat{\sigma}_{a_p} \times 100 = .43\% \quad a_p = -.00002 \quad \hat{\sigma}_{a_p} = .00004 \\ \hat{\sigma}_{a_m} \times 100 = .34\% \quad a_m = .00001 \quad \hat{\sigma}_{a_m} = .00003$$

$$\hat{\rho}_{a_p a_m} = .15 \\ (.09)$$

Valores extremos:

<u>IPC</u>			<u>ALP</u>		
8/79:	-2.6	SD	8/79:	-2.4	SD
1/80:	2.1	SD	7/84:	2.1	SD
7/80:	-2.3	SD	2/85:	2.4	SD
3/81:	2.1	SD	7/87:	-2.1	SD
6/81:	-2.3	SD	8/87:	2.1	SD
12/82:	2.3	SD			
7/83:	-2.6	SD			

Se puede observar que: 1) Se ha cancelado una diferencia regular y el proceso de medias móviles regular en ambas variables debido a problemas de convergencia en la estimación, y ha sido necesario introducir un vector de constantes en el modelo bivariante, así como estructura autorregresiva en el caso de la serie IPC¹³. 2) El error

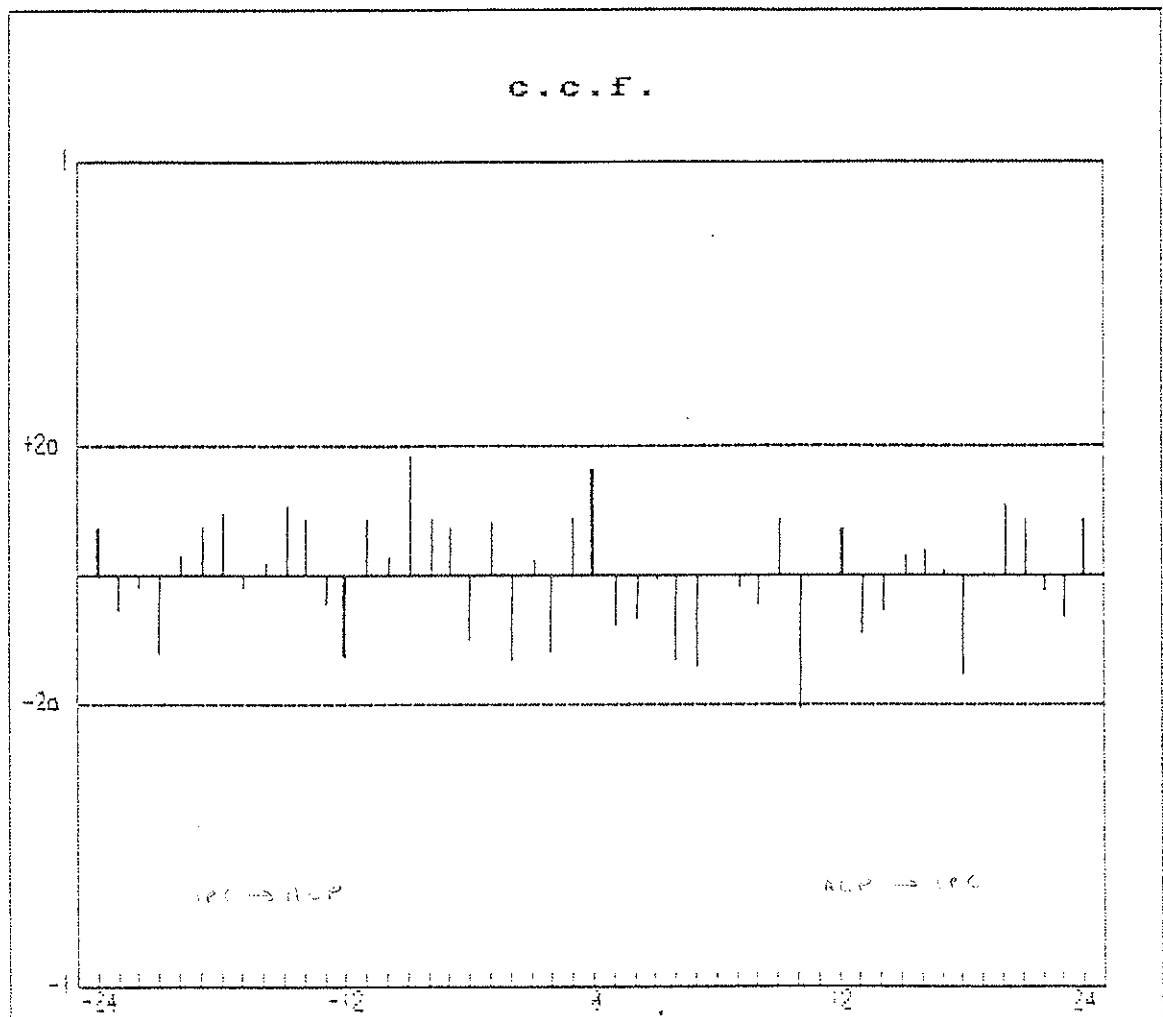
¹³ La salida del programa SCA no da más información acerca del vector de constantes que la que se presenta en el modelo. Por ello, no podemos decir nada acerca del nivel de significación del término constante correspondiente a la serie de ALP. Por el contrario, parece que la constante

standard de la serie IPC se ha reducido en un 6.5%, permaneciendo invariable el correspondiente a la serie ALP, lo cual es consistente con la apreciación de que ALP tiene cierto carácter de exogeneidad en su relación con el IPC. 3) Las acf y pacf de los residuos de las dos variables son análogas a las de los modelos US correspondientes, 4) La correlación contemporánea no es muy grande, aunque sí marginalmente significativa con un valor de 1.6 desviaciones típicas. Sin embargo, la aparición de un nuevo valor extremo en los residuos de IPC_t en el 8/79, que coincide con el ya existente en la misma fecha en los residuos de ALP_t , explicaría un 35% de dicha correlación contemporánea. 5) En la ccf no se observan reformulaciones obvias (Figura 16).

La correlación contemporánea requiere una interpretación conceptual. Para ello, y tal como se ha explicado en la Introducción, tomamos el comportamiento de los precios como exógeno al explicar la evolución de los agregados monetarios en el mismo periodo. Este efecto de realimentación contemporánea se explica como la reacción de la autoridad monetaria ante un cambio en el nivel de precios. El control por realimentación a través de los tipos de interés tiene más sentido en el corto plazo y por ello, tal como hemos explicado en la Sección 2.a, esperamos en el mismo periodo (cuando trabajamos con datos mensuales y trimestrales) una respuesta positiva de los agregados más amplios (ALP y M3) a los precios y, por el contrario, una respuesta a éstos negativa por parte del agregado más estrecho (M1).

La correlación contemporánea positiva estimada entre IPC y ALP, aunque pequeña, sería con-

asociada al modelo del IPC es significativamente distinta de cero.



c. 6-22-16

sistente con esta interpretación.

De acuerdo con la discusión que se presenta en el Apéndice 1, el modelo bivariante estimado se puede usar para extraer la función de transferencia:

$$\ln IPC_t = \frac{.35B^7}{1-.16B} \ln ALP_t + N_{p_t}$$

$$\nabla \nabla_{12} N_{p_t} = -.001 + \frac{1-.72B^{12}}{1-.16B} a_{p_t}$$

con función de respuesta al impulso:

$$\hat{\nu}_p(B) = .35B^7 + .06B^8 + \dots$$

y ganancia de .42 (.16). Es decir, un incremento del 1% en los ALP hace aumentar el índice de precios a largo plazo en un .42%. Además, el efecto tiene lugar con un desfase de 7 meses, produciéndose casi las tres cuartas partes del efecto en dicho mes.¹⁴

3.a.4 Capacidad predictiva del modelo del Índice de Precios al Consumo

En este último apartado obtenemos predicciones del Índice de Precios al Consumo para el periodo de enero a octubre de 1988. Las predicciones se han realizado de modo recursivo, utilizando tanto el modelo univariante estimado para la serie de precios, como el modelo en el que se estima la relación entre dinero y precios (Tabla 1), con

¹⁴ Si incluyéramos el coeficiente $\hat{\gamma}$ en la interpretación del modelo estimado obtendríamos una función de transferencia donde la evolución de los ALP vendría explicada por el IPC con una elasticidad a largo plazo de .10 y una función de respuesta al impulso $\hat{\nu}_m(B) = .12 - .02B + .005B^7 - .0008B^8 + \dots$

TABLA 1
 PREDICCIONES IPC, UN MES HACIA ADELANTE (1/88-10/88)¹⁵

	OBSERVACION	PREDICCION US	ERROR US	%ERROR US
1	140,8	141,2	-0,4	-0,28%
2	141,2	141,0	0,2	0,14%
3	142,2	141,6	0,6	0,42%
4	141,7	142,5	-0,8	-0,56%
5	141,6	141,6	0,0	0,00%
6	142,2	141,6	0,6	0,42%
7	144,0	143,2	0,8	0,56%
8	145,0	144,0	1,0	0,69%
9	146,8	146,2	0,6	0,41%
10	147,0	147,4	-0,4	-0,27%

ERROR CUADRATICO MEDIO: 0,61

	OBSERVACION	PREDICCION MS	ERROR MS	%ERROR MS
1	140,8	141,0	-0,2	-0,14%
2	141,2	140,6	0,6	0,42%
3	142,2	142,0	0,2	0,14%
4	141,7	142,9	-1,2	-0,85%
5	141,6	141,7	-0,1	-0,07%
6	142,2	141,7	0,5	0,35%
7	144,0	143,2	0,8	0,56%
8	145,0	144,2	0,8	0,55%
9	146,8	146,2	0,6	0,41%
10	147,0	147,2	-0,2	-0,14%

ERROR CUADRATICO MEDIO: 0,62

~~3.b~~ ~~Análisis con datos trimestrales~~

¹⁵ Las dos últimas columnas recogen respectivamente los errores absolutos y relativos respecto a los valores reales del IPC.

objeto de comparar ambas predicciones.

Se puede observar que los errores son muy similares, de lo que se desprende que la modelización de la relación dinámica entre ALP e IPC no mejora la capacidad de predicción del modelo univariante donde sólo se tiene en cuenta la historia pasada de los precios. Parece que ésta ya contiene toda la información relevante (incluida la posible influencia de los ALP) sobre la evolución de la variable que interesa predecir (IPC).

Nuestra impresión es que la autoridad monetaria tiene en cuenta las informaciones mensuales que va recibiendo acerca de la evolución del IPC y que, en ocasiones, ciertos datos mensuales han influido sobre el grado de expansión o restricción de la política monetaria de los meses siguientes. Nos resulta aún más fundamental creer que la evolución de los agregados monetarios influye sobre los precios; la única discusión posible es acerca del grado de dicha relación así como de su estructura dinámica.

Nos encontramos, por tanto, ante un caso de no detección de relaciones bidireccionales entre ALP e IPC que, a nuestro juicio, existen. No es fácil explicar las razones estadísticas de este fenómeno, pero creemos que los argumentos ya esbozados en la Introducción, acerca de la frecuencia en la observación de los datos y la amplitud del tamaño muestral, constituyen una posible justificación.

Al estudiar la relación entre ALP e IPC con datos mensuales hemos visto que, aunque se detecta un efecto del agregado monetario controlado en la actualidad sobre el nivel de precios, la elasticidad a largo plazo estimada no es muy grande.

Para contrastar estos resultados, se ha llevado a cabo un nuevo análisis trabajando con los datos de ambas series agregados trimestralmente (medias simples), y utilizando toda la muestra disponible, desde el segundo trimestre de 1967 al último de 1988.

El análisis estadístico de la serie ALP dio los siguientes resultados:

$$\nabla^2 \nabla_4 \ln ALP_t = (1-.42B) (1-.80B^4) a_t$$

(.10) (.07)

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = .62\% \quad a = -.0004 \quad \hat{\sigma}_a = .0007$$

Valores extremos: II/78: 2.0 SD
 III/84: 2.2 SD
 III/85: -2.2 SD

Los residuos del modelo así como sus funciones de autocorrelación simple y parcial se presentan en las Figuras 17 y 18.

En cuanto a la variable IPC, se estimó el siguiente modelo US:

$$\nabla^2 \nabla_4 \ln IPC_t = (1-.71B) (1-.83B^4) a_t$$

(.08) (.07)

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.05\% \quad a = -.0008 \quad \hat{\sigma}_a = .0012$$

Valores extremos: III/70: 2.6 SD
 I/76: 2.5 SD
 III/77: 2.9 SD
 IV/77: -2.0 SD
 I/78: -2.3 SD

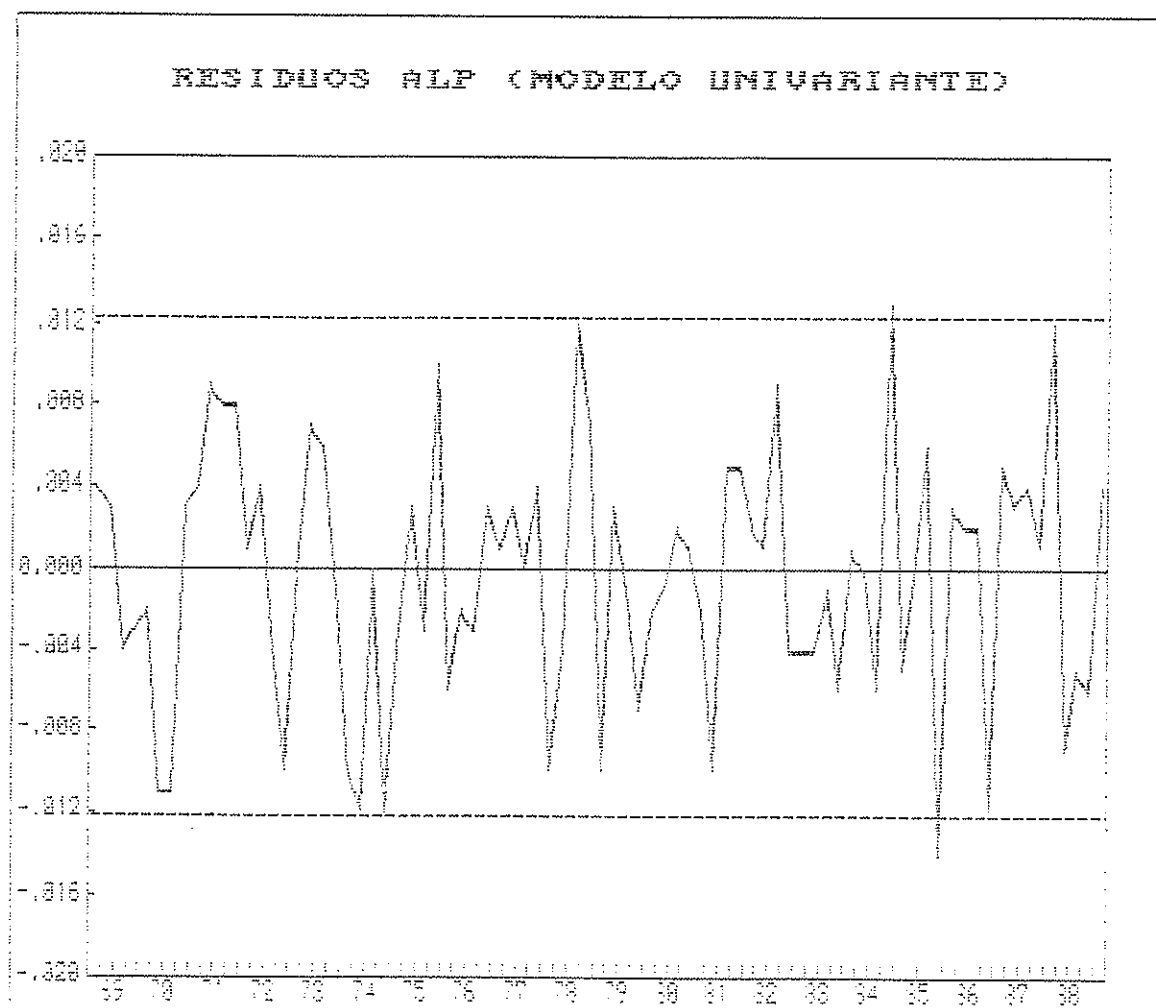
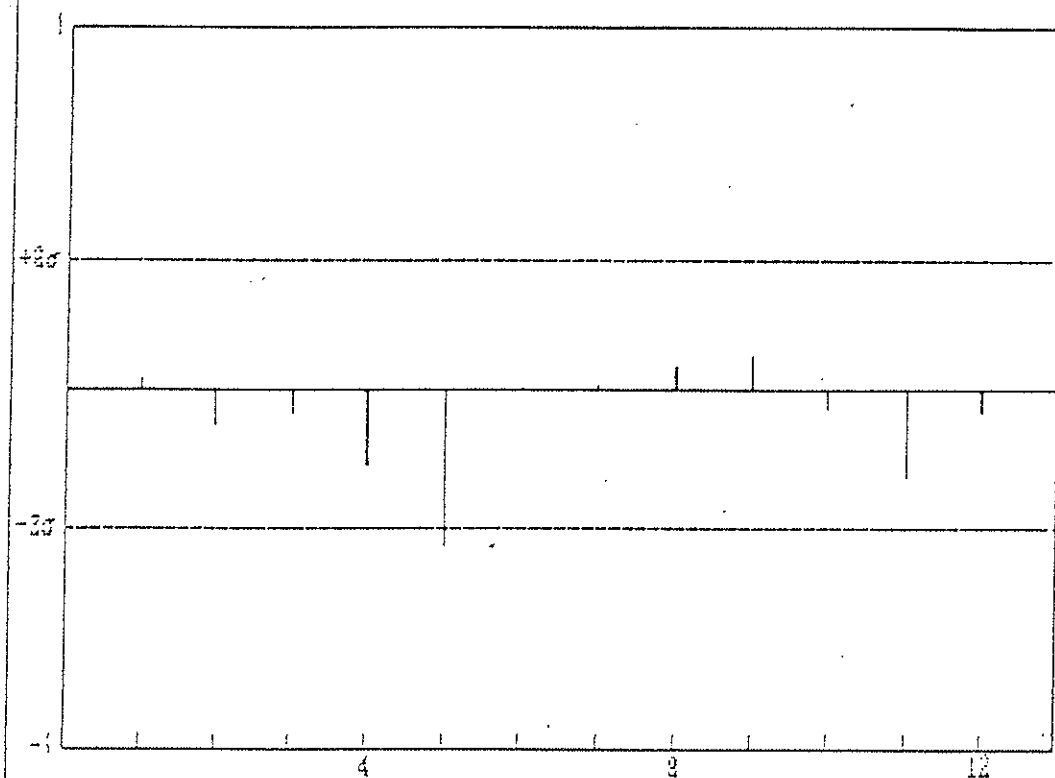
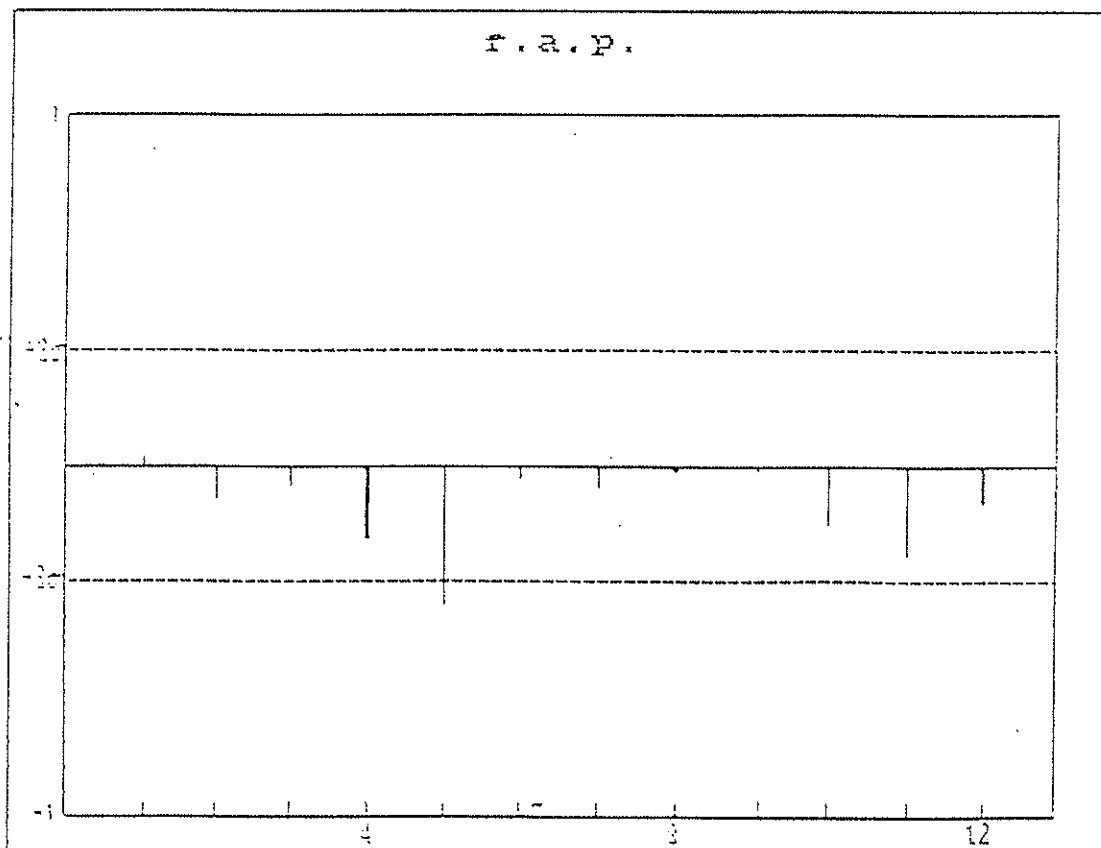


FIGURA 17

f.a.s.



f.a.p.



En el tercer trimestre de 1977 se observa un incremento permanente en el nivel de precios que puede venir explicado por la intervención de la Administración a través de los precios regulados, así como por la devaluación de la peseta a raíz de la nueva política económica iniciada por el gobierno a partir del mes de julio (Informe Anual BE, 1977). Puesto que se trata de un incremento en el nivel de precios independiente de la política monetaria llevada a cabo en ese momento, se ha procedido a intervenir dicho valor utilizando una variable del tipo escalón.¹⁶

Los resultados del análisis de intervención son los que siguen:

$$\ln IPC_t = .037 \xi_t^{s, III/77} + N_t$$

$$(.009)$$

$$\nabla^2 \nabla_4 N_t = (1-.75B) (1-.79B^4) a_t$$

$$(.08) \quad (.08)$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = .95\% \quad a = -.0008 \quad \hat{\sigma}_a = .0011$$

¹⁶En el 4º trimestre de 1977 también se observa un valor de -2.0 desviaciones típicas. Esto podría llevarnos a pensar en el carácter transitorio del incremento registrado en los precios en el periodo anterior. Es cierto que parte de dicho incremento pudo deberse a la intensa subida que los precios de los productos agrícolas experimentaron en los meses de verano como consecuencia de las malas cosechas, lo cual se vio agravado por la nueva construcción del índice de precios al consumo cuyos efectos estadísticos tuvieron más importancia en el caso de los alimentos. Sin embargo, la variable determinista que mejor representó tal incremento al llevar a cabo un análisis de intervención fue una variable del tipo escalón unitario.

Valores extremos: III/70: 2.9 SD
 IV/75: -2.1 SD
 I/76: 2.6 SD
 IV/78: -2.0 SD

La estructura del ruido no ha cambiado y la desviación típica se ha reducido en un 10% respecto al modelo sin intervención. Los residuos del modelo y las funciones de autocorrelación simple y parcial de los mismos aparecen en las Figuras 19 y 20. El parámetro de la variable de intervención indica que en el tercer trimestre de 1977 se produjo un incremento permanente en el nivel de precios del 3.7%.

Una vez corregida la serie de IPC del efecto escalón en III/77 se estimaron conjuntamente los modelos US de las series de IPC y ALP y tras varias reformulaciones se llegó al modelo final ¹⁷:

$$\nabla^2 \nabla_4 \ln \text{IPC}_t = 1-.73B - .45B + .34B^2 + 1-.80B^4 + 0 + a_{p_t}$$

(.08) (.17) (.17) (.05)

$$\nabla^2 \nabla_4 \ln \text{ALP}_t = .16B^9 - .22B^{10} + 1-.44B + 0 + 1-.80B^4 + a_{m_t}$$

(.06) (.06) (.10) (.05)

$$\hat{\sigma}_{a_p} \times 100 = .93\% \quad a_p = -.0010 \quad \hat{\sigma}_{a_p} = .0010$$

$$\hat{\sigma}_{a_m} \times 100 = .58\% \quad a_m = -.0005 \quad \hat{\sigma}_{a_m} = .0006$$

$$\hat{\rho}_{a_p a_m} = .22$$

(.11)

Las desviaciones típicas de las series IPC y ALP se reducen muy poco (un 2% y 6% respectivamente). Las series de residuos así como las acf y pacf de los mismos, son similares a las obtenidas

¹⁷Se ha impuesto la restricción de igualdad en los parámetros media-móviles estacionales al no diferir éstos significativamente.

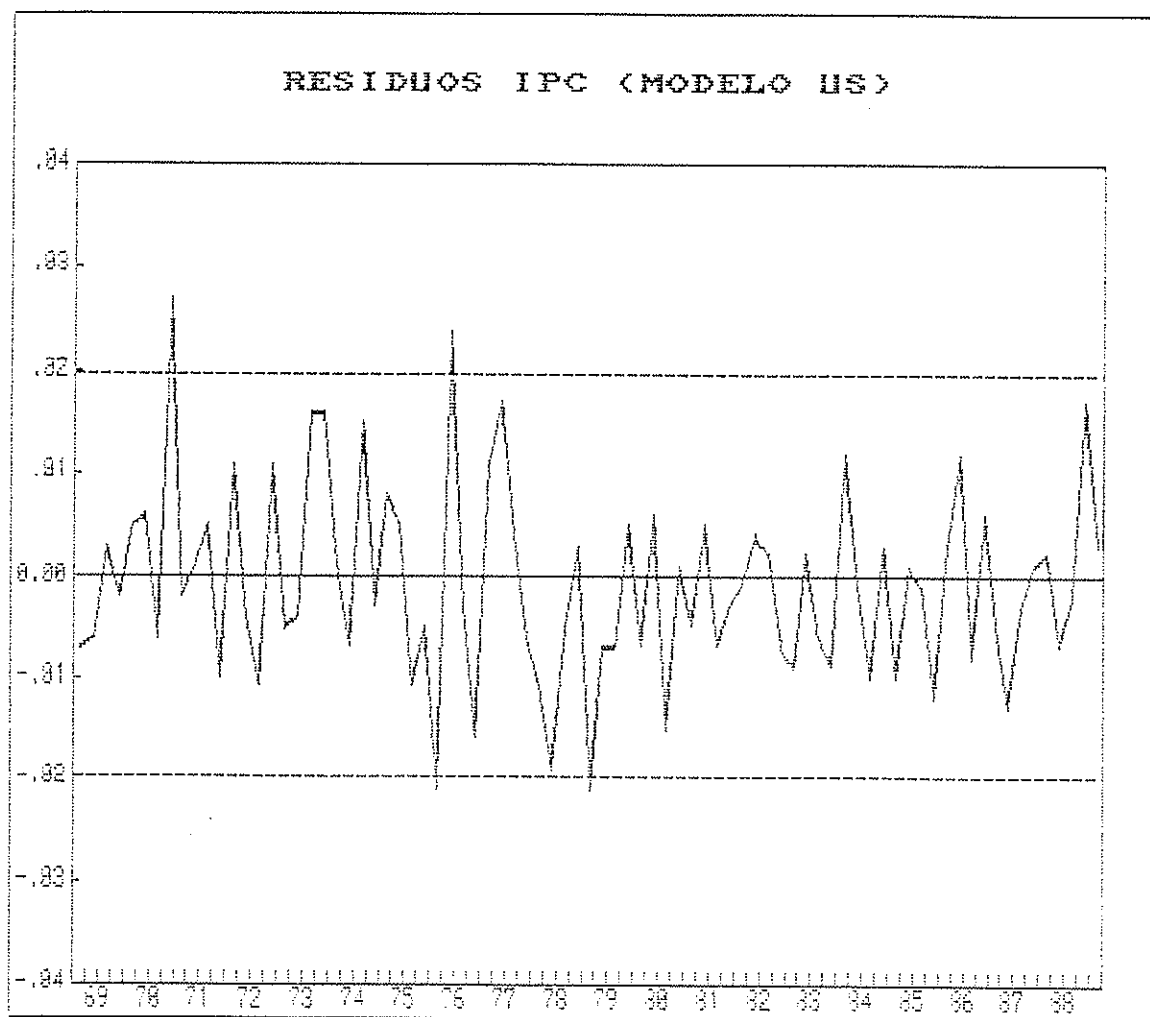


FIGURA 19

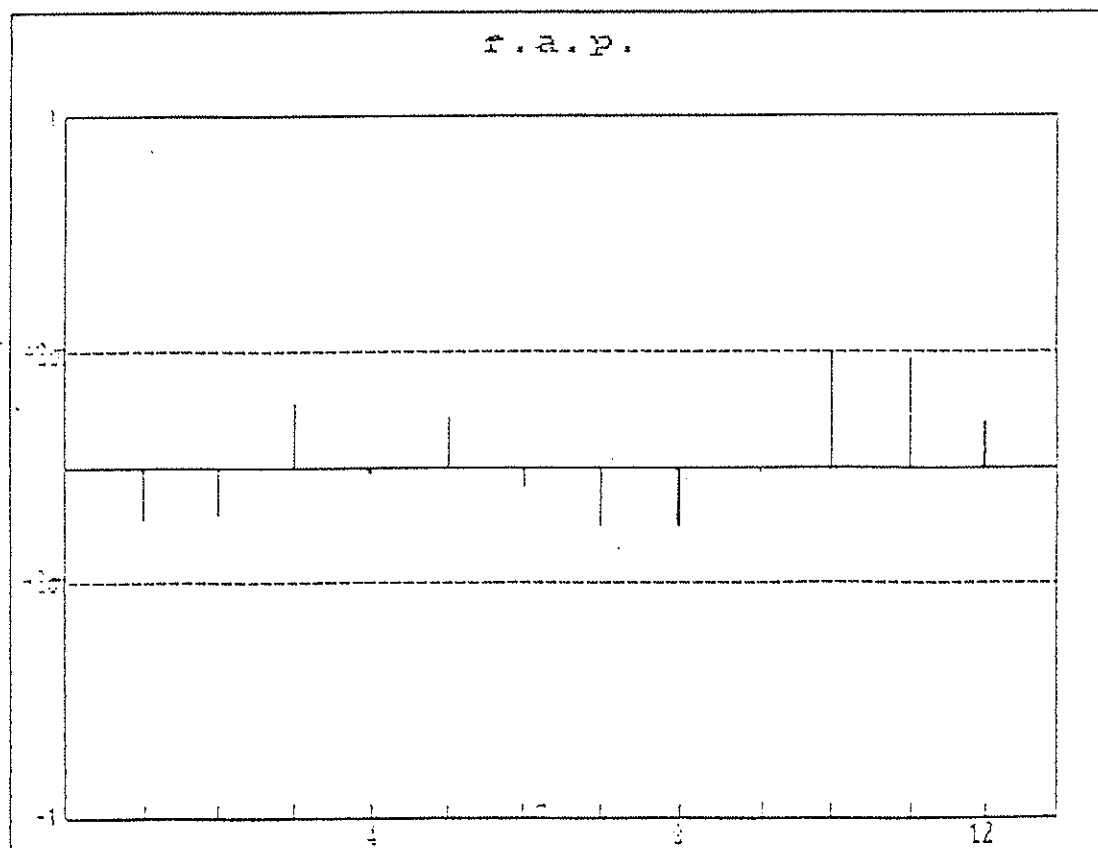
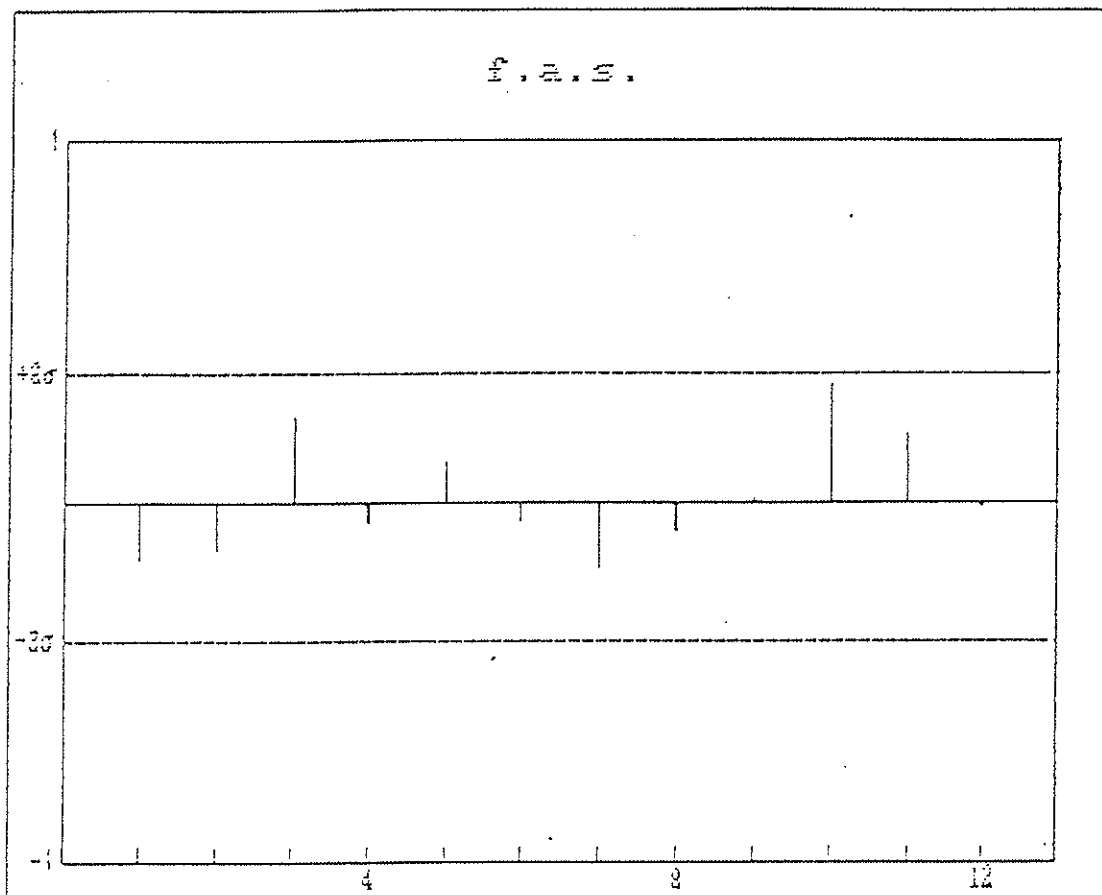


FIGURA 20

a partir de los modelos US de cada una de las variables analizadas. La función de correlación cruzada no presenta indicios de mala especificación (Figura 21).

Manteniendo nuestra interpretación para la correlación contemporánea en el sentido de que los precios son exógenos en la explicación de la evolución de la cantidad de dinero, se obtiene un coeficiente $\hat{\gamma}$ de .14 (.07).

Las funciones de transferencia generadas por el modelo bivariente, si consideramos $\hat{\gamma}$ lo suficientemente pequeño como para no incluirlo en la interpretación del mismo, son:

$$1) \ln IPC_t = \frac{-.45B + .34B^2}{1 - .44B} \ln ALP_t + N_{p_t}$$

$$\nabla^2 \nabla_4 N_{p_t} = \frac{(1 - .80B^4)(1 - .73B)}{1 - .44B} [1 + .45B(.16B^9 - .22B^{10})] a_{m_t}$$

con función de respuesta al impulso:

$$\hat{\nu}_p(B) = -.45B + .14B^2 + .06B^3 + .02B^4 + .01B^5 + \dots$$

y ganancia -.20(.30)

$$2) \ln ALP_t = \frac{.16B^9 - .22B^{10}}{1 - .73B} \ln IPC_t + N_{m_t}$$

$$\nabla^2 \nabla_4 N_{m_t} = (1 - .80B^4) [(1 - .44B) + .45B(.16B^9 - .22B^{10})] a_{m_t}$$

con función de respuesta al impulso:

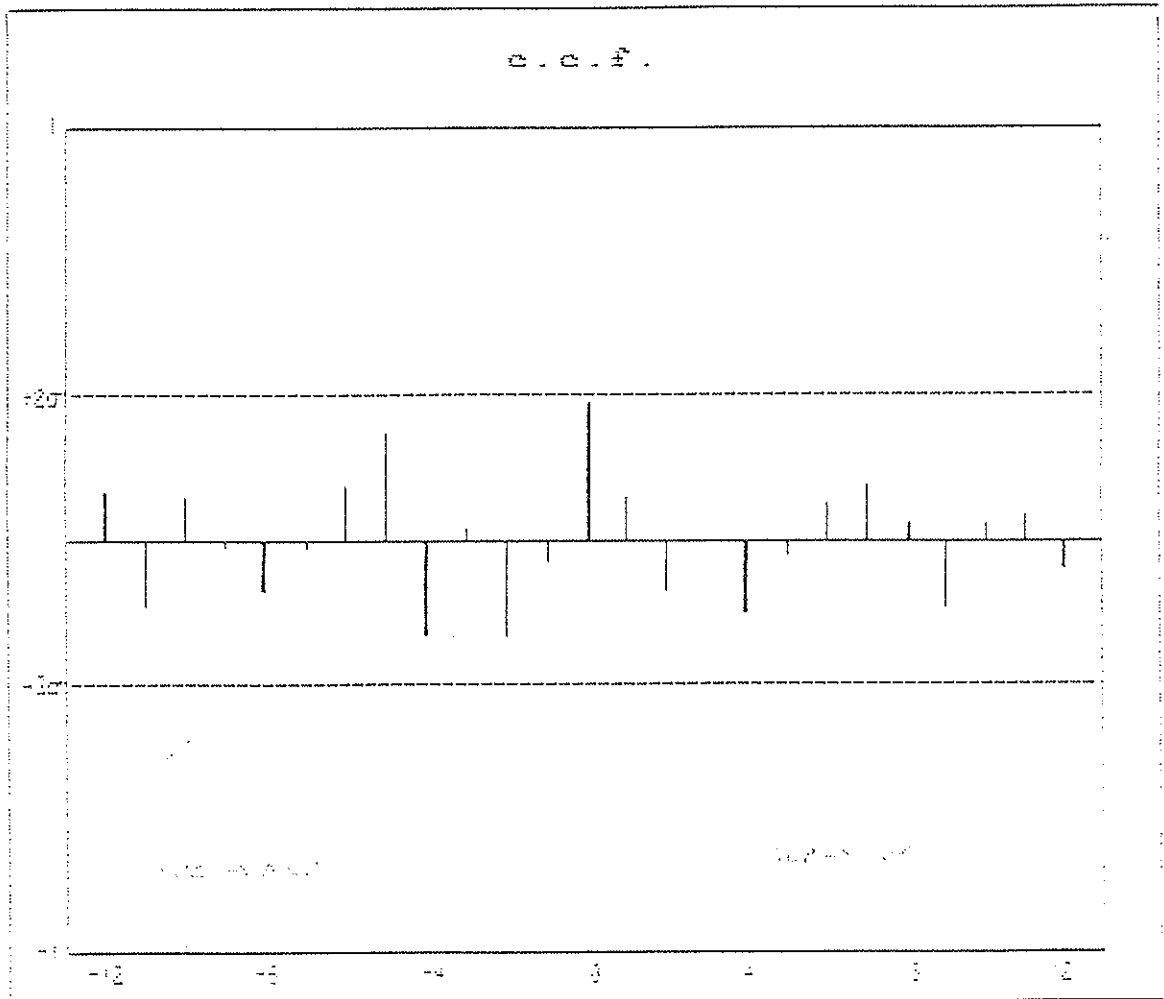


FIGURE 2A

$$\hat{\nu}_m(B) = .16B^9 - .10B^{10} - .08B^{11} - .05B^{12} - .04B^{13} - \dots$$

y ganancia $-.22$ (.37)

Se puede observar que a pesar de detectar algún efecto del dinero sobre los precios, la ganancia estimada no es significativamente distinta de cero. Por otra parte, también parece que la reacción a largo plazo de la autoridad monetaria ante un cambio en el nivel de precios no es significativamente distinta de cero¹⁸. Estos resultados estadísticos están sujetos a comentarios análogos a los que realizamos al final de la Sección 3.a.4.

¹⁸Al incluir $\hat{\gamma}$ en la interpretación del modelo, la ganancia estimada para la segunda función de transferencia es de .07 con una función de respuesta al impulso:

$$\hat{\nu}_m(B) = .14 + .04B + .03B^2 + .02B^3 + \dots + .16B^9 - .10B^{10} - .07B^{11} - \dots$$

4. INDICE DE PRECIOS AL CONSUMO (IPC) Y DISPONIBILIDADES LIQUIDAS (M3)

El agregado monetario escogido como objetivo intermedio de la política monetaria hasta diciembre de 1983 fue M3 (efectivo más depósitos a la vista, de ahorro y a plazo). En esta sección se analiza la relación que este agregado presentó durante el periodo de su control con el objetivo último de inflación.

Al igual que hemos descrito para ALP en la sección anterior, en un estudio inicial con datos mensuales para el periodo 2/67-12/83 no recogido en este documento, no se detectó respuesta alguna de los precios al dinero. La aparente "falta" de relación puede ser debida al ruido que introduce en el análisis estadístico la observación de datos mensuales. Las políticas de administración de precios, tan habituales en el periodo considerado, generan anomalías importantes en la serie, lo cual dificulta el análisis empírico. Con objeto de conseguir una serie menos errática se ha trabajado con los datos agregados trimestralmente para el periodo II/67-IV/83 con un total de 67 observaciones tanto de las disponibilidades líquidas (M3) como del Índice de Precios al Consumo (IPC).

El análisis estadístico de la serie M3 dio los siguientes resultados:

$$\nabla^2 \nabla_4 \ln M3_t = (1 - .74B^4) a_t$$

(.09)

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = .64\% \quad a = -.0003 \quad \hat{\sigma}_a = .0008$$

Valores extremos: II/78: 2.4 SD

Los residuos del modelo así como sus funcio-

nes de autocorrelación simple y parcial se presentan en las Figuras 22 y 23.

En cuanto a la variable IPC, su modelo univariante se mantiene robusto en relación al estimado para la muestra (II/67-IV/88). Los parámetros de la estructura del ruido no difieren significativamente de los anteriores y la desviación típica de los residuos es ligeramente mayor (1.0%). Por otra parte, en el tercer trimestre de 1977 también se estima un incremento permanente en el nivel de precios del 3.7%.

Corregida la serie IPC de dicho efecto escalón se incluyó junto con la serie M3 en un sistema estocástico bivalente. Tras las reformulaciones precisas en la matriz de medias móviles se llegó finalmente al modelo:

$$\begin{array}{rcccll} \nabla^2 \nabla_4 \ln IPC_t & 1-.76B & .36B^7 & 1-.78B^4 & 0 & a_{p_t} \\ & (.08) & (.18) & (.06) & & \\ \hline \nabla^2 \nabla_4 \ln M3_t & -.11B+.12B^5+.13B^9-.16B^{10} & 1 & 0 & 1-.78B^4 & a_{m_t} \\ & (.07) \quad (.07) \quad (.07) \quad (.07) & & & (.06) & \end{array}$$

$$\hat{\sigma}_{a_p} \times 100 = .97\% \quad a_p = -.0007 \quad \hat{\sigma}_{a_p} = .0012$$

$$\hat{\sigma}_{a_m} \times 100 = .57\% \quad a_m = -.0002 \quad \hat{\sigma}_{a_m} = .0007$$

$$\hat{\rho}_{a_p a_m} = .23 \\ (.13)$$

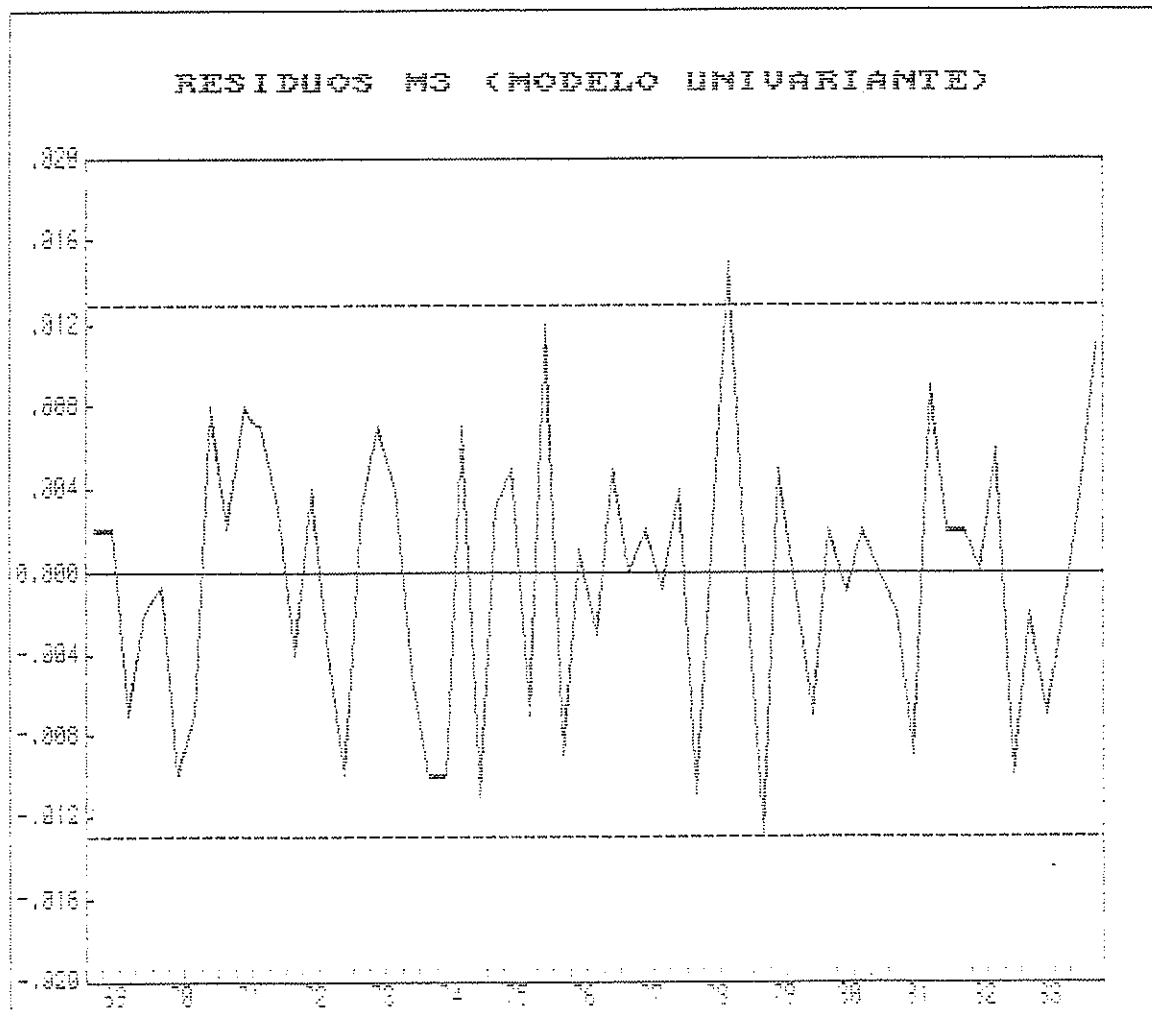


FIGURA 22

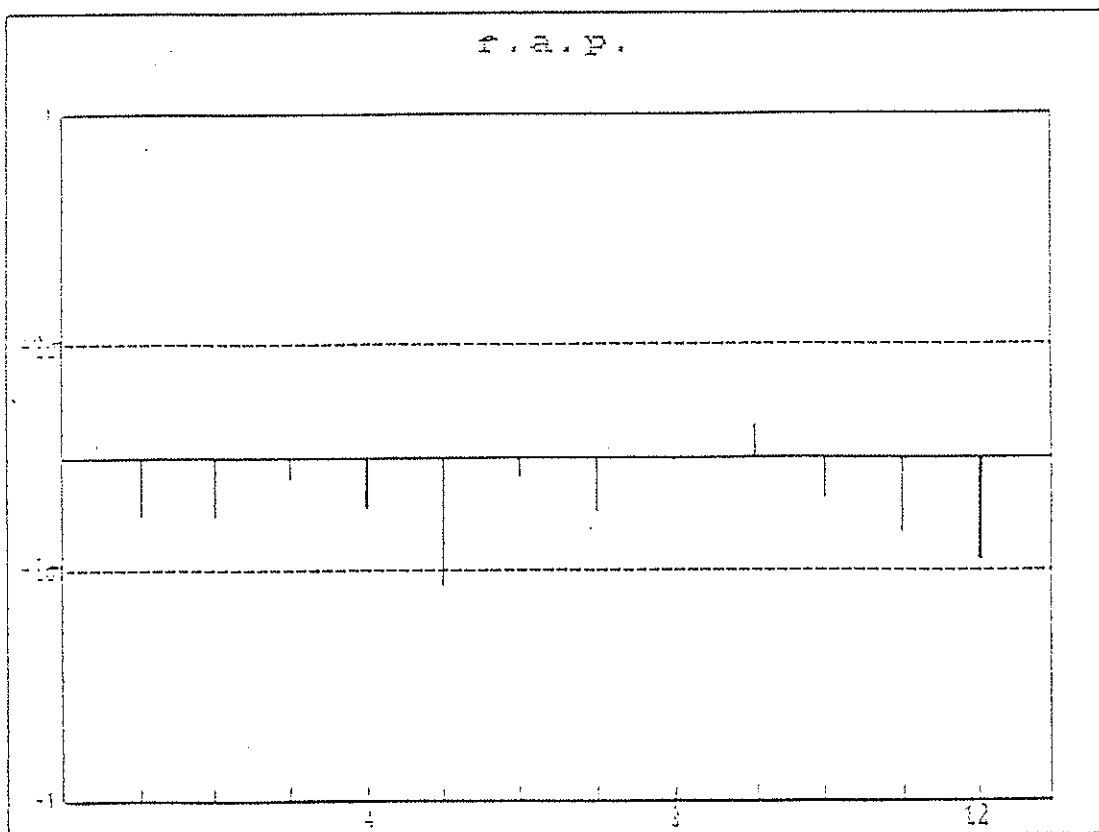
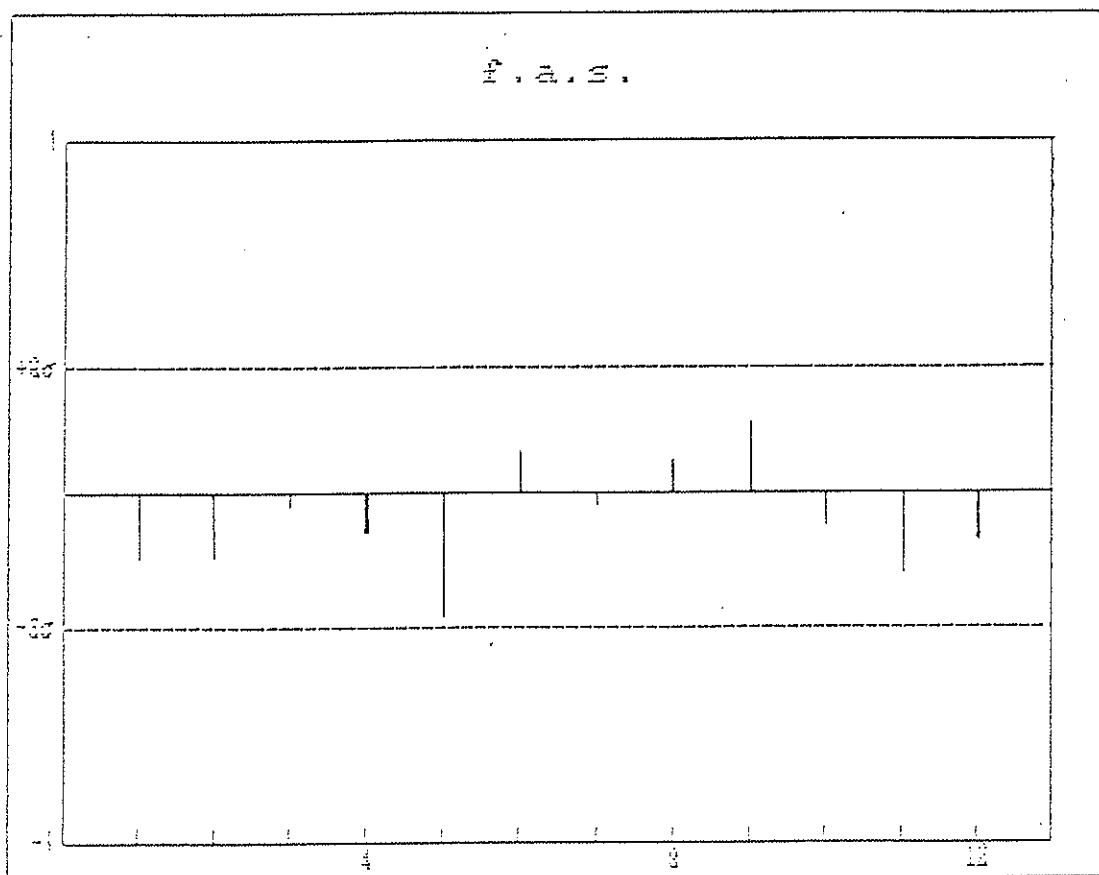


FIGURA 23

Valores extremos:	<u>IPC</u>	<u>M3</u>
III/70:	2.5 SD	I/74: -2.1 SD
I/76:	2.6 SD	IV/77: -2.1 SD
I/77:	2.0 SD	
IV/78:	-2.3 SD	

Los instrumentos utilizados para la diagnosis del modelo no evidenciaron necesidad de reestimación. Los residuos de las series IPC y M3 así como las acf y pacf correspondientes no difieren significativamente de las estimadas a partir de los modelos US. La función de correlación cruzada se muestra en la Figura 24. La desviación típica de la variable IPC_t se ha reducido tan sólo en un 3% y la de la variable $M3_t$ en un 11%. Esto indica que a pesar de detectarse alguna relación entre ambas variables, no se mejora mucho la capacidad explicativa de las mismas en relación con sus modelos univariantes. Parece, por tanto, que en el pasado de ambas series ya estaría incluida la información sobre la variable explicativa correspondiente.

Si interpretamos la correlación contemporánea en el sentido habitual, se estima un coeficiente $\hat{\gamma}$ de .14(.08).

Si, por considerarlo no significativo, no incluimos tal coeficiente en la interpretación del modelo bivariante, éste genera las funciones de transferencia:

$$1) \quad \ln IPC_t = .36B^7 \ln M3_t + N_{p_t}$$

$$\nabla^2 \nabla_4 N_{p_t} = (1 - .76B)(1 - .78B^4) a_{p_t}$$

con una función de respuesta al impulso:

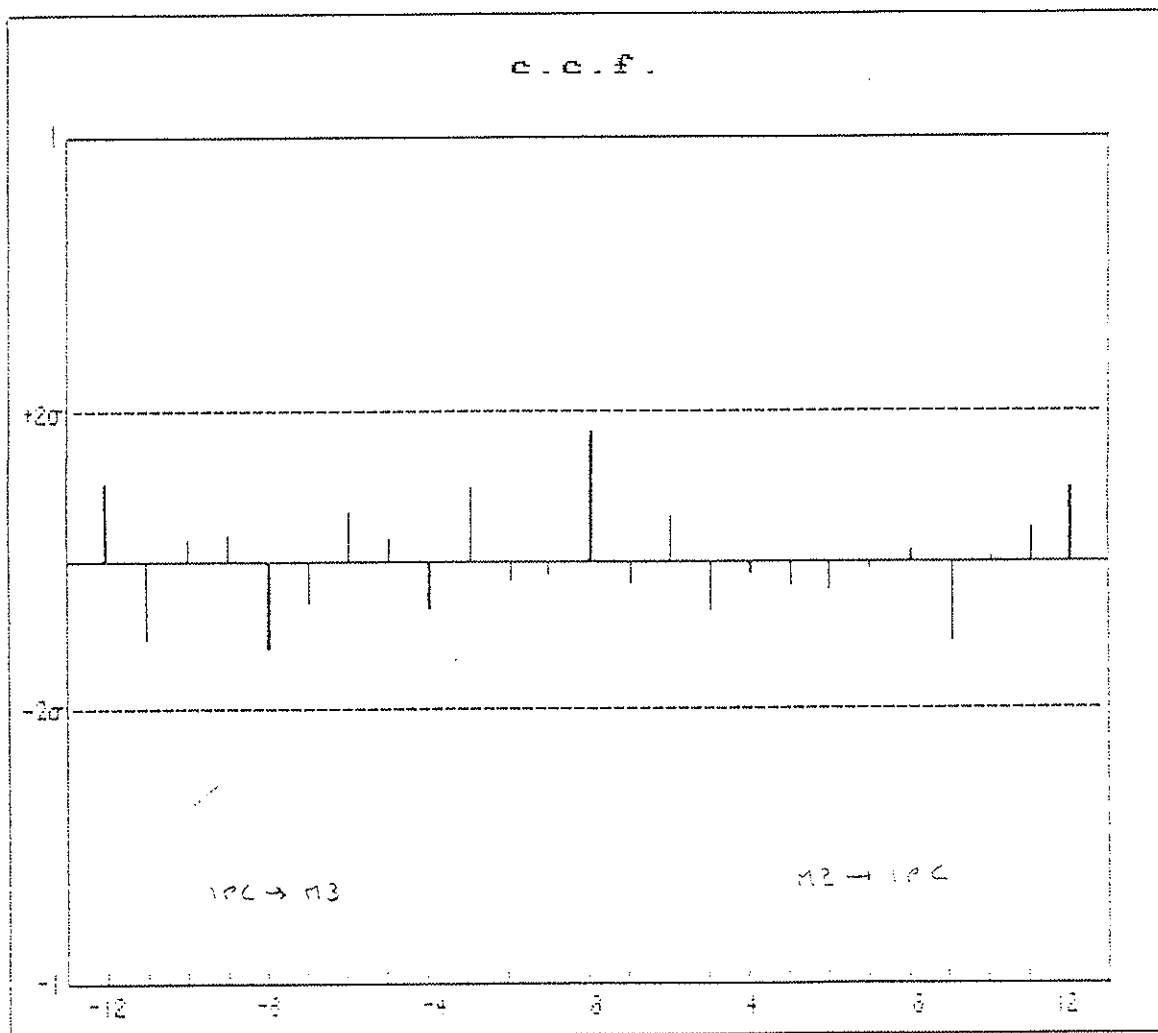


FIGURE 24

$$\hat{\nu}_p(B) = .36B^7$$

y una ganancia de .36 (.18).

$$2) \ln M3_t = \frac{-.11B + .12B^5 + .13B^9 - .16B^{10}}{1 - .76B} \ln IPC_t + N_{m_t}$$

$$\nabla^2 \nabla_4 N_{m_t} = (1 - .78B^4) a_{m_t}$$

con una función de respuesta al impulso:

$$\hat{\nu}_m(B) = -.11B - .08B^2 - .06B^3 - .05B^4 + .08B^5 + .06B^6 + .05B^7 + \dots$$

y una ganancia de -.08, apenas significativa.

A pesar de la elección del análisis trimestral para captar la respuesta lenta y larga que se espera tengan los precios ante un cambio en el agregado monetario controlado no se detecta apenas relación. La elasticidad a largo plazo de los precios al dinero estimada en el modelo estocástico bivariante (.36) no es muy grande. La respuesta se produce con 7 trimestres de retraso pero según el modelo todo el efecto tiene lugar en un solo trimestre, lo cual parece difícil de creer a la vista de los resultados del análisis con datos anuales, que daban evidencia del efecto duradero sobre los precios que produciría un cambio en M3.

Por otra parte, se ha estimado una ganancia de $-.08$ en la relación de precios a dinero,¹⁹ lo cual implica un efecto de realimentación a largo plazo muy pequeño²⁰.

¹⁹Al tener en cuenta la correlación contemporánea e incluir $\hat{y}$ en la interpretación del modelo, se estima una ganancia de $.41$ en la relación de los precios al dinero con una función de respuesta al impulso:

$$\hat{y}_m(B) = .14 - .004B - .002B^2 - .002B^3 - .002B^4 + .12B^5 + .09B^6 + .07B^7 + .05B^8 \dots$$

²⁰En un análisis posterior se amplió la muestra hasta el cuarto trimestre de 1988, incorporando así nuevos períodos de expansión y contracción monetaria. Sin embargo, no se detectó ningún efecto de M3 sobre IPC, pero sí la respuesta de la autoridad monetaria ante un cambio en el nivel de precios estimándose una elasticidad a largo plazo de $-.20$ y sugiriendo un mayor grado de intervención de la autoridad monetaria durante el pasado más reciente que lo que fue habitual durante el período muestral.

5. INDICE DE PRECIOS AL CONSUMO (IPC) Y OFERTA MONETARIA (M1)

Con objeto de identificar y estimar la relación existente entre el Índice de Precios al Consumo y el agregado monetario más reducido (M1) hemos trabajado con datos trimestrales para la muestra I/69-IV/83²¹.

El modelo univariante del IPC estimado en la sección anterior para la muestra II/67-IV/83 se mantiene robusto al eliminar las siete primeras observaciones. Además, también se estima en el tercer trimestre de 1977 un incremento permanente del 3.7% en el nivel de precios. El valor de la desviación típica sigue siendo del 1.0%.

En cuanto a la serie M1, se estimó el siguiente modelo:

$$\nabla^2 \nabla_4 \ln M1_t = (1-.27B)(1-.71B^4)a_{m_t} \quad (.13) \quad (.10)$$

$$\hat{\sigma}_{a_m} \times 100 = 1.4\% \quad a_m = .0002 \quad \hat{\sigma}_{a_m} = .0619$$

Valores extremos: II/71: 2.0 SD
 III/75: 2.4 SD
 I/81: -2.0 SD

La serie, ya estacionaria, sigue un proceso de medias móviles regular y otro estacional. Los residuos del modelo así como sus funciones de autocorrelación simple y parcial se presentan en las Figuras 25 y 26.

²¹El mismo análisis se ha realizado con una muestra más amplia (I/69-IV/88) y los resultados no se alteran cualitativamente.

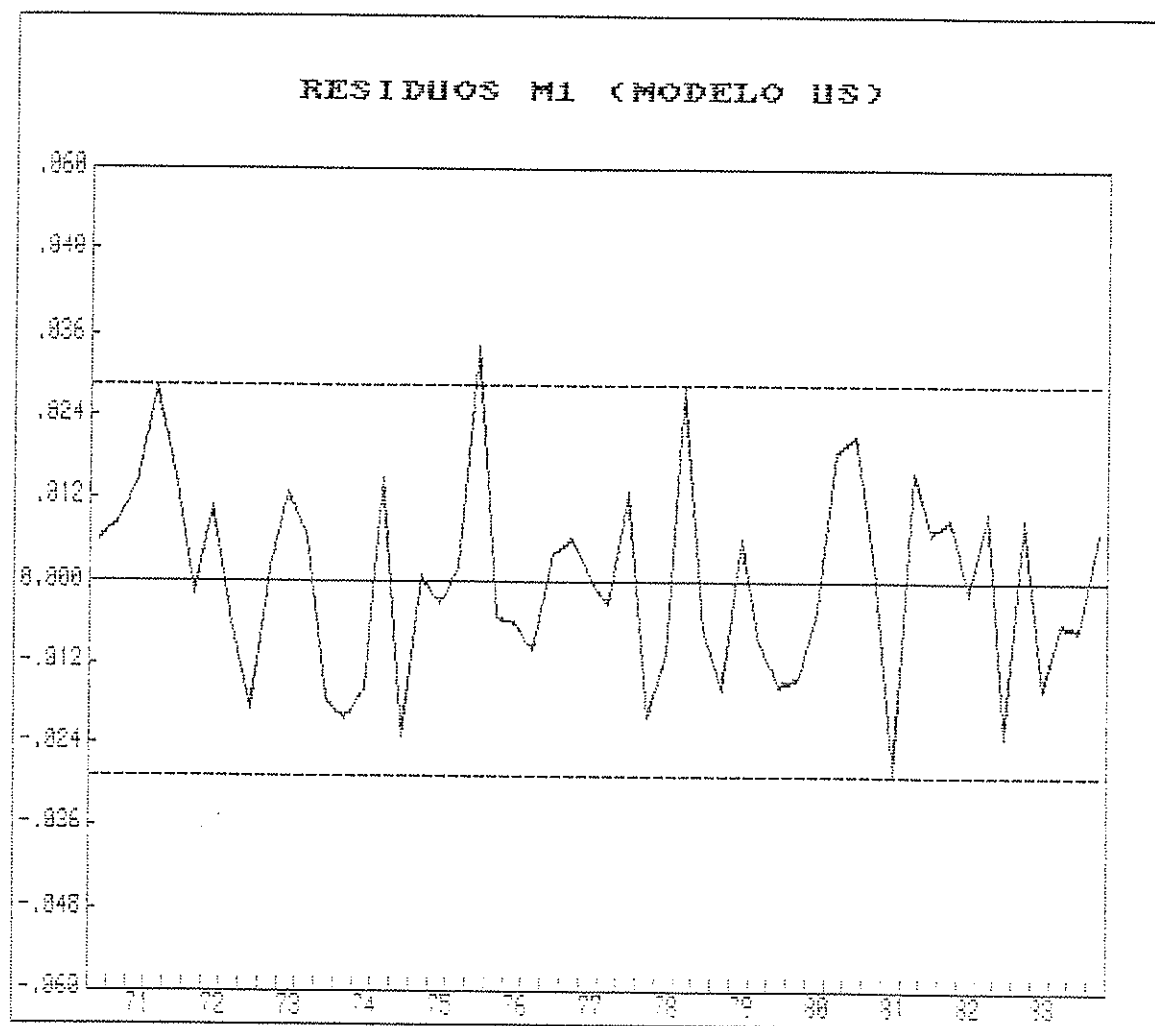


FIGURA 25

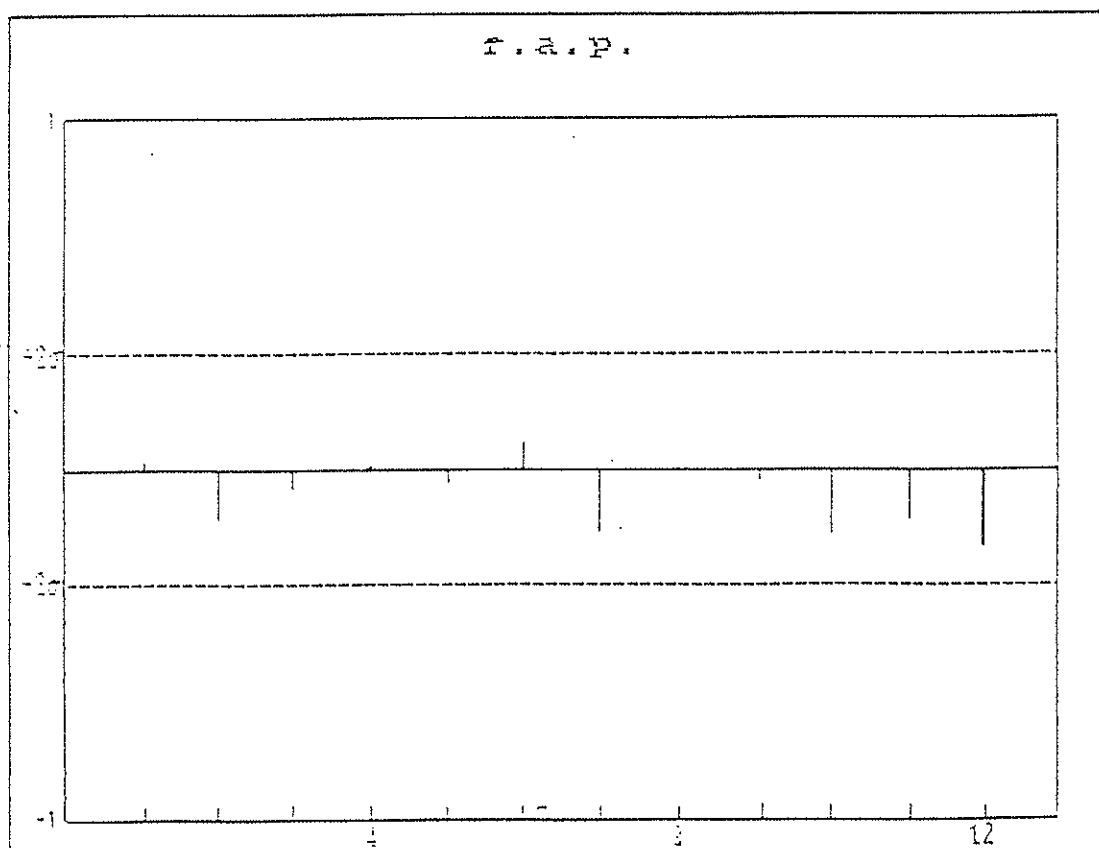
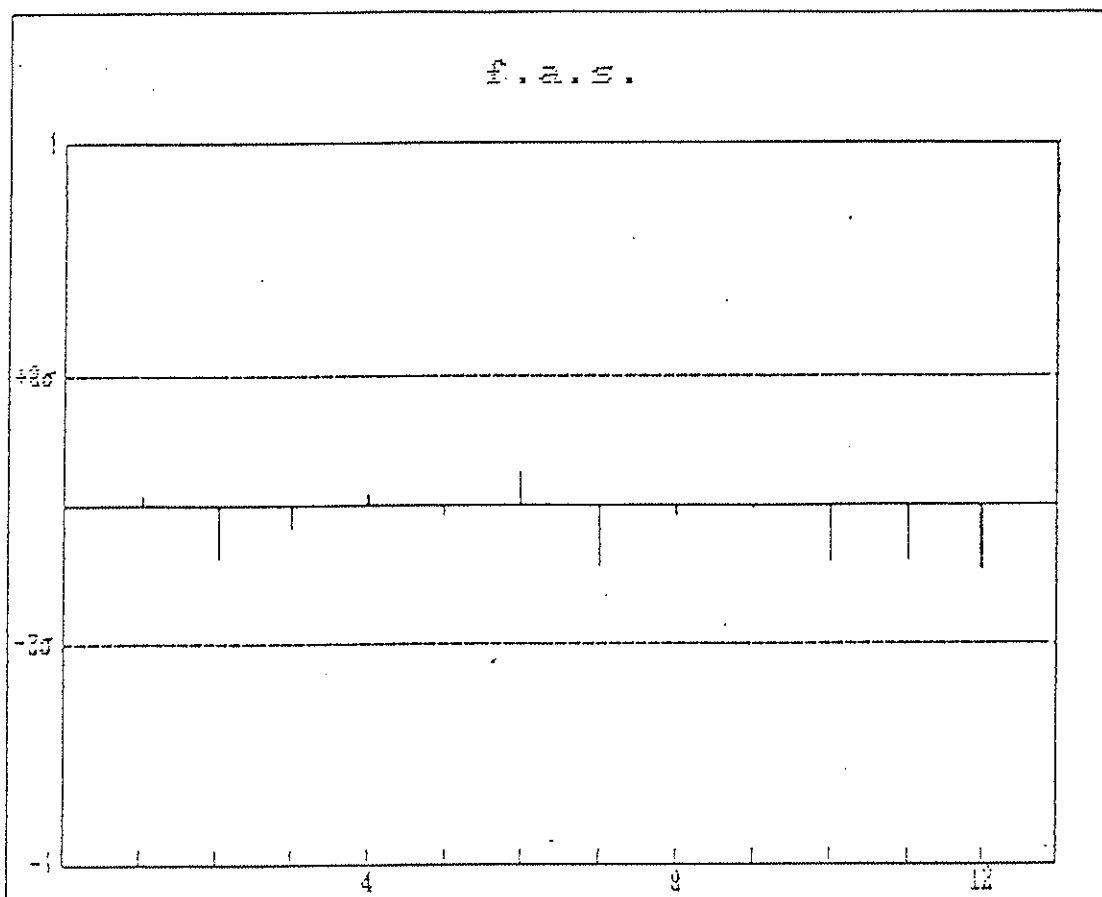


FIGURA 26

Un análisis de la función de correlación cruzada (Figura 27) resultante de la estimación conjunta de los modelos de ambas series, sugirió el siguiente modelo bivalente:

$$\begin{array}{rcccccc} \nabla^2 \nabla_4 \ln IPC_t & 1-.78B & .14B^7 & 1-.68B^4 & 0 & a_{p_t} \\ & (.09) & (.08) & (.08) & & \\ = & & & & & \\ \nabla^2 \nabla_4 \ln M1_t & -.32B+.29B^2+.27B^3 & 1-.22B & 0 & 1-.68B^4 & a_{m_t} \\ & (.17) (.17) (.17) & (.13) & & (.08) & \end{array}$$

$$\hat{\sigma}_{a_p} \times 100 = 1.0\% \quad a_p = -.0011 \quad \hat{\sigma}_{a_p} = .0014$$

$$\hat{\sigma}_{a_m} \times 100 = 1.3\% \quad a_m = .0003 \quad \hat{\sigma}_{a_m} = .0018$$

$$\hat{\rho}_{a_p a_m} = .02 \\ (.14)$$

Valores extremos:	<u>IPC</u>	<u>M1</u>
	III/70: 2.1 SD	III/75: 2.1 SD
	I/76: 2.6 SD	IV/77: -2.3 SD
	I/78: -2.1 SD	

En la función de correlación cruzada (Figura 28) se observa un valor relativamente alto en el segundo retardo en la dirección M1-IPC, que viene explicado en más del 50% por la correlación existente entre dos residuos extremos, los correspondientes al III/75 y I/76.²²

²² En un principio no se descartó la idea de que tales valores extremos pudieran ser relevantes para calibrar la relación entre el dinero y los precios. Sin embargo, cuando se incluyó este retardo en la estimación del modelo, no resultó significativo.

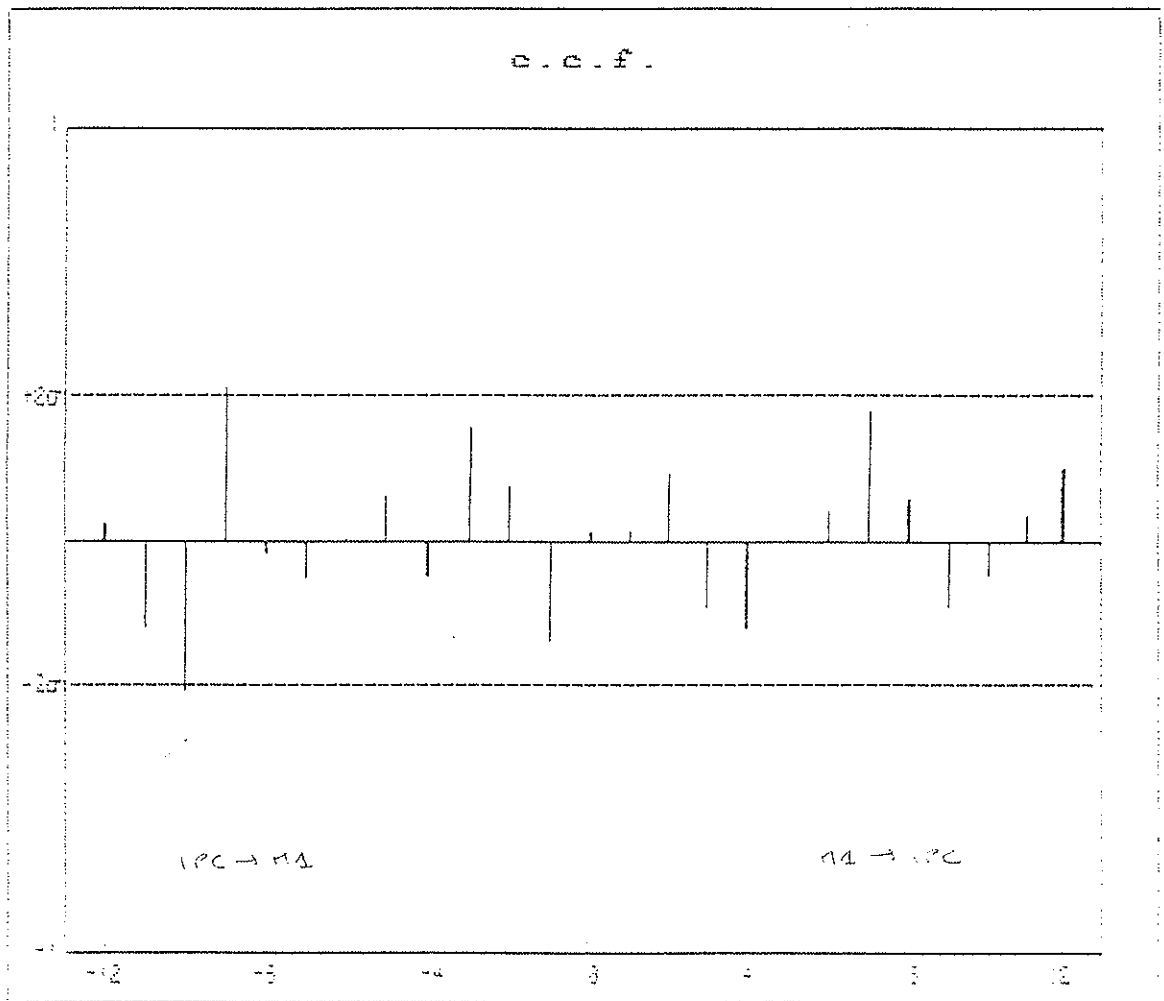


FIGURE 27

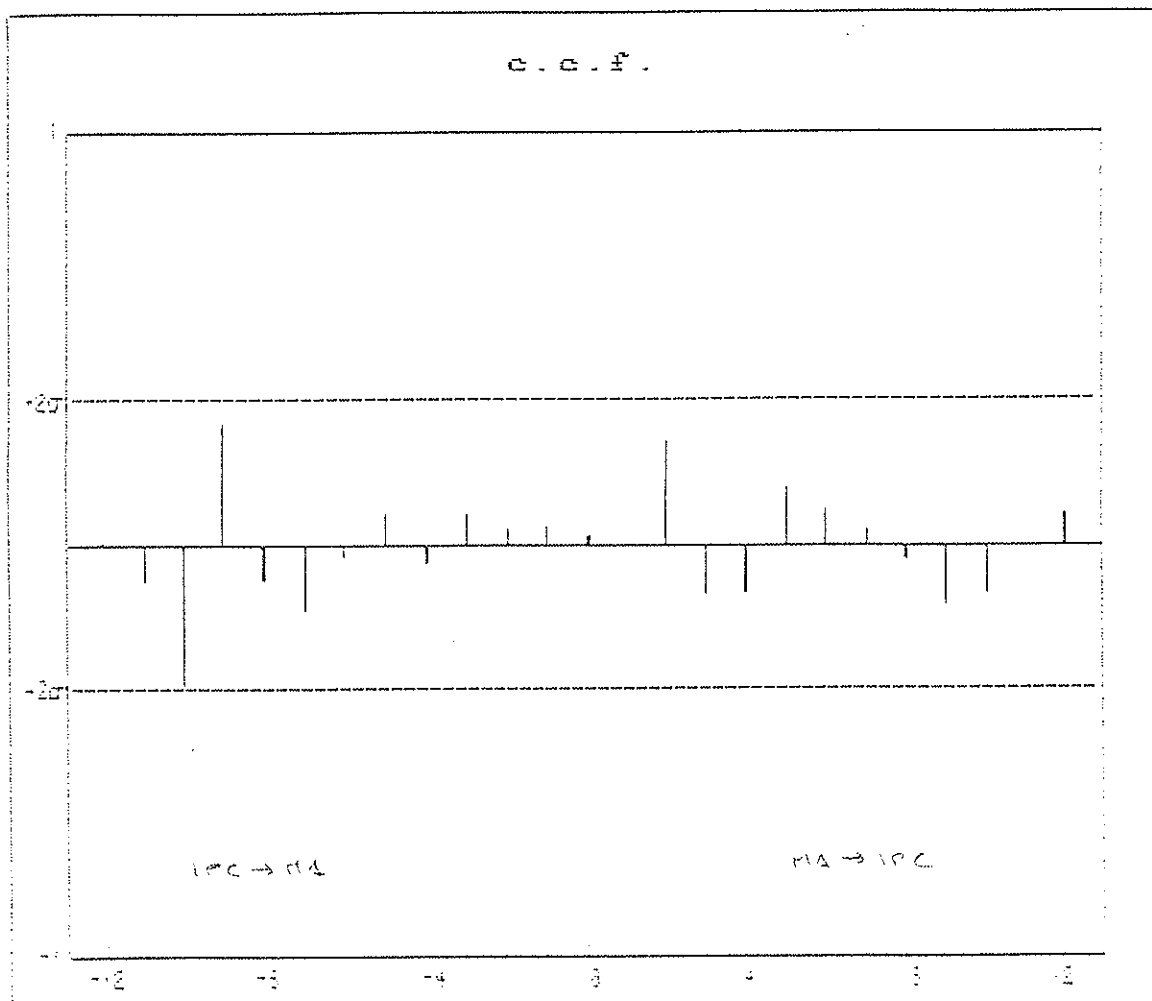


FIGURA 22

Si observamos la desviación típica residual del IPC podemos ver que no se ha mejorado la capacidad explicativa del modelo univariante del índice de precios, y por tanto se podrían obtener predicciones de igual calidad haciendo uso exclusivamente de la historia pasada de la serie en cuestión²³. Esto implicaría que la oferta monetaria no causa, en el sentido de Granger, al nivel de precios, lo cual es difícil de creer.

La correlación contemporánea estimada es tan pequeña que no se ha tenido en cuenta para la interpretación del modelo. Por ello, el modelo bivariante se puede interpretar directamente, generando las funciones de transferencia:

$$1) \ln IPC_t = \frac{.14B^7}{1-.22B} \ln M1_t + N_{p_t}$$

$$V^2 \nabla_4 N_{p_t} = \frac{(1-.68B^4)[(1-.78B)(1-.22B) - .14B^7(-.32B+.29B^2+.27B^3)]}{1-.22B} a_{p_t}$$

con una ganancia de .18(.11).

y función de respuesta al impulso:

$$\hat{p}_p(B) = .14B^7 + .03B^8 + .007B^9 + .001B^{10} + \dots$$

$$2) \ln M1_t = \frac{-.32B+.29B^2+.27B^3}{1-.78B} \ln IPC_t + N_{m_t}$$

²³ Los residuos del modelo, así como las funciones de autocorrelación simple y parcial, tampoco difieren significativamente de los que resultaban del modelo univariante.

$$\nabla^2 \nabla_4 N_{m_t} = \frac{(1-.68B^4)[(1-.78B)(1-.22B)-.14B^7 (-.32B+.29B^2+.27B^3)]}{1-.78B} a_{m_t}$$

con una ganancia de 1.09 (1.35).

Según la primera función de transferencia, un incremento del 1% en M1 daría lugar únicamente a un incremento a largo plazo del .18% en el índice de precios. El efecto tendría lugar con un desfase de 7 trimestres y se amortiguaría rápidamente. En cuanto a la segunda función de transferencia, a pesar de la aparente existencia de relación entre el IPC y M1, la ganancia estimada (1.09) no es significativamente distinta de cero.

Como ha ocurrido con los restantes agregados monetarios, la utilización de datos mensuales o trimestrales no permite detectar relaciones dinero-precios del tipo que cabría esperar a priori y que sí aparecen, por el contrario, en datos anuales como se describió en la Sección 2.

6. IMPOSICION DE LA GANANCIA UNITARIA

Además de una frecuencia de observación de datos que puede ser excesiva para nuestros intereses, una segunda dificultad reside en la utilización de un intervalo muestral que puede no ser suficientemente amplio. Cuando esto ocurre, es difícil que los datos contengan la información necesaria para decir algo acerca del verdadero efecto que la cantidad de dinero tiene sobre los precios. La elasticidad a largo plazo estimada será menor que la real y al mismo tiempo puede que la función de transferencia identificada y estimada no recoja exactamente la estructura dinámica de la relación entre estas dos variables.

La posibilidad de utilizar la restricción de ganancia unitaria sobre el comportamiento a largo plazo de las magnitudes medidas en unidades monetarias ya se ha tenido en cuenta en otros trabajos. Esta hipótesis de neutralidad monetaria, que especifica que un incremento permanente del nivel de la cantidad de dinero no genera ningún efecto a largo plazo sobre ninguna variable de la economía real, no ha sido rechazada en numerosas contrastes que se han realizado sobre el caso español (Treadway, 1986).

Por ello, si estamos dispuestos a aceptar a priori la validez de dicha hipótesis, sería interesante asegurar que las estimaciones de los parámetros en nuestro modelo ajustado de función de transferencia satisfagan esa restricción, para así poder especificar mejor la componente dinámica de la respuesta de los precios al dinero.

Un método para imponer la restricción unitaria se basa en la estimación de una forma transformada del modelo, que se expresa en términos de

una relación entre el inverso de los saldos monetarios reales y la tasa de expansión del dinero (Treadway, 1979).

6.a Resultados con M3

Hemos utilizado este método para estimar la respuesta dinámica de los precios a las disponibilidades líquidas (M3) durante el período muestral (II/67-IV/83), que ya hemos analizado antes²⁴.

El modelo de función de transferencia que obteníamos de la estimación bivariante se puede representar como:

$$\ln IPC_t = \nu(B) \ln M3_t + N_t$$

Al imponer la restricción $g = \nu(1) = 1$, podemos escribir la función de transferencia $\nu(B)$ de la siguiente forma: $\nu(B) = (\nu^*(B) \nabla + 1) B^b$ (Treadway, 1979).

Sustituyendo en el modelo inicial:

$$\ln IPC_t = (\nu^*(B) \nabla + 1) B^b \ln M3_t + N_t$$

llegamos a la forma transformada:

$$\ln \frac{IPC_t}{M3_{t-b}} = \nu^*(B) \nabla \ln M3_{t-b} + N_t$$

Puesto que en el modelo bivariante estimado los datos indicaban un retardo $b=7$ en la respuesta

²⁴ Se ha trabajado con un modelo de transferencia a diferencia de los análisis sin restricciones realizados en las secciones anteriores en los que se estimaba un modelo bivariante. La aplicación de este método de imposición de ganancia unitaria al análisis bivariante se consideró interesante. Sin embargo, relegamos este análisis para un trabajo posterior.

de los precios a las disponibilidades líquidas (M3), se ha estimado el siguiente modelo de transferencia:

$$\ln L_t = \nu^*(B) \nabla \ln M3_{t-7} + N_t \quad \text{donde } L_t = \frac{IPC_t}{M3_{t-7}}$$

En primer lugar se ha realizado el análisis estadístico de la serie L_t con los siguientes resultados²⁵:

$$\ln L_t = .038 \xi_t^{s, III/77} + N_t$$

(.011)

$$\nabla^2 \nabla_4 N_t = (1-.72B)(1-.97B^4)a_t$$

(.10)

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.06\% \quad a = -.0003 \quad \hat{\sigma}_a = .0015$$

Valores extremos:	IV/71:	2.3	SD
	II/74:	2.3	SD
	I/76:	2.3	SD
	I/77:	2.2	SD
	IV/78:	-2.1	SD
	II/80:	-2.1	SD

Se puede apreciar que los modelos de las series IPC_t (analizado en secciones anteriores) y L_t son muy semejantes. Se ha estimado un incremento permanente en la serie L_t del 3.8% en el tercer trimestre de 1977. La estructura del ruido sigue un proceso de medias móviles regular y otro estacional²⁶. La desviación típica residual

²⁵ Como la variable $M3_t$ aparece retardada 7 periodos, el siguiente análisis se realiza para la muestra (I/69-IV/83).

²⁶ El parámetro estacional se ha fijado en .97 aunque la estimación por MVE hacía no invertible el operador media móvil. La posibilidad de cancelar éste con la diferencia estacional se descartó

es un 6% mayor que la que tenía IPC_t . Se mantienen las anomalías en los residuos del I/76, I/77 y IV/78 que aparecían en el análisis de la serie de precios, pero la primera se reduce de tamaño. Por otra parte, surgen nuevos valores extremos.

Utilizando como input la serie de expansión monetaria ($VlnM3_t$) retardada 7 periodos, y como output la serie L_t corregida del escalón en el 3º trimestre de 1977, se ha estimado el siguiente modelo de transferencia:

$$\ln L_t = - \begin{pmatrix} .42 \\ (.20) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .07B \\ (.20) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .45B^2 \\ (.19) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} .35B^3 \\ (.18) \end{pmatrix} VlnM3_t + N_t$$

$$\nabla^2 \nabla_4 N_t = \frac{\begin{pmatrix} (.12) \\ (1-.71B) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} (.21) \\ (1-.40B^4) \end{pmatrix}}{\begin{pmatrix} 1+.06B^4+.39B^8 \\ (.19) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} (.15) \end{pmatrix}} a_t$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.0\% \quad a = -.0011 \quad \hat{\sigma}_a = .0016$$

$$\text{per} = 3.9 \text{ años} \quad d = .62$$

$$\begin{array}{lll} \text{Valores extremos: I/76:} & 2.7 & \text{SD} \\ & \text{II/80: } -2.6 & \text{SD} \end{array}$$

$$\hat{g} = -1.29 \\ (.47)$$

La desviación típica del modelo de transferencia tan sólo se ha reducido un 5.7% respecto al univariante. Las acf y pacf de los residuos (Figura 29) así como la ccf (Figura 30) no presentan indicios de mala especificación. La residuos del modelo se presentan en la Figura 31.

al presentar la serie resultante evidencia de no estacionariedad de carácter estacional.

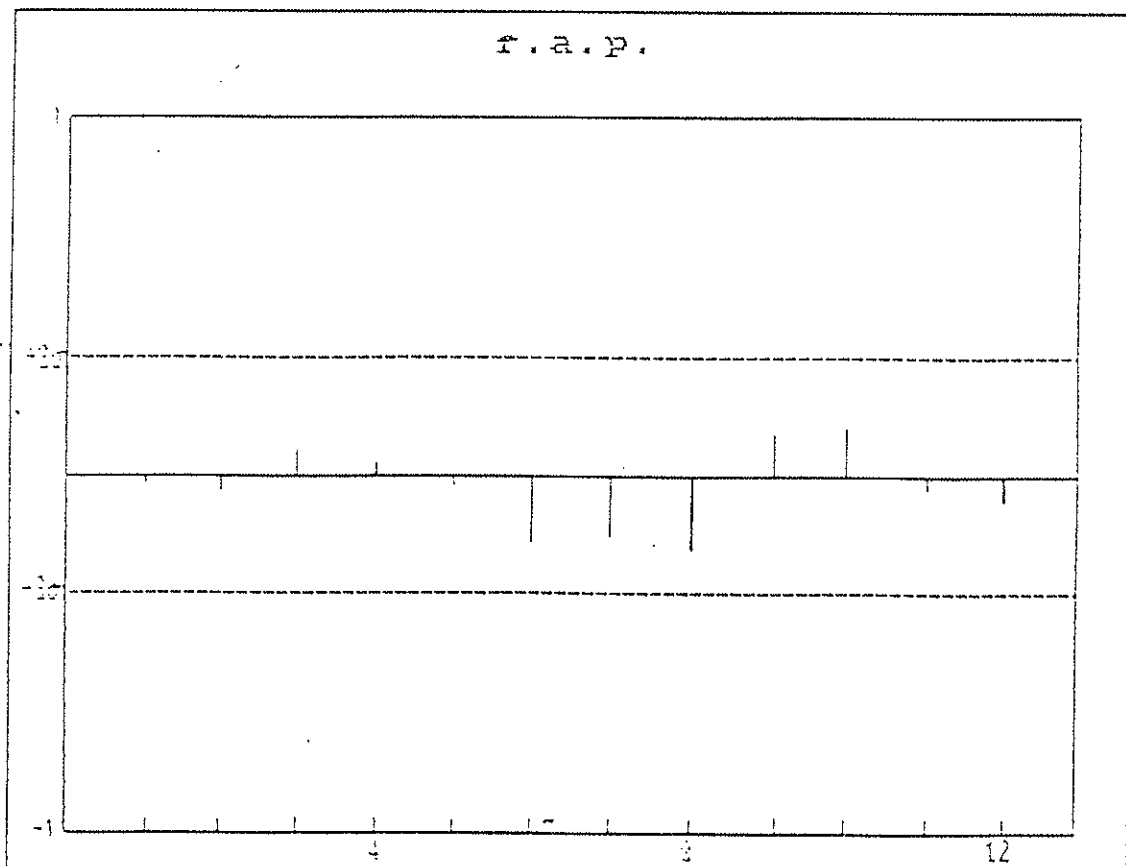
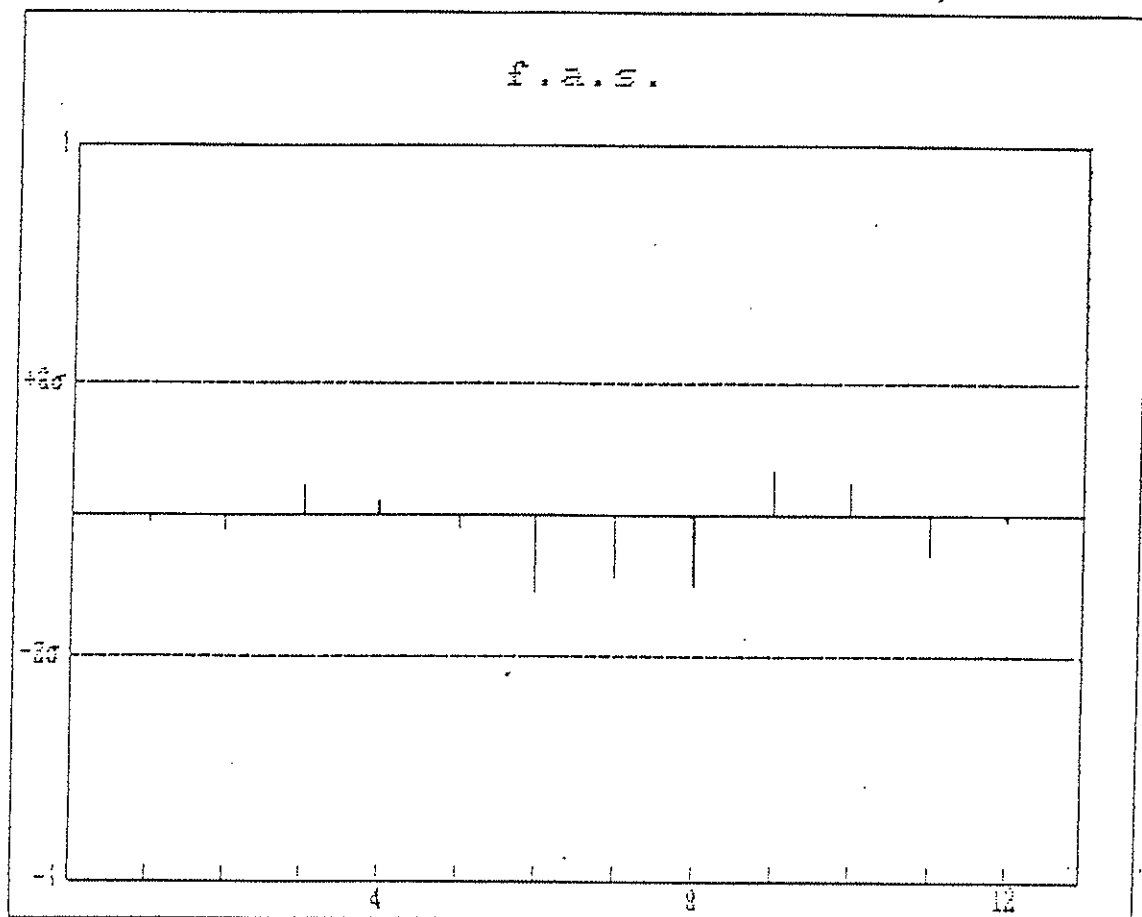


Figure 2.9

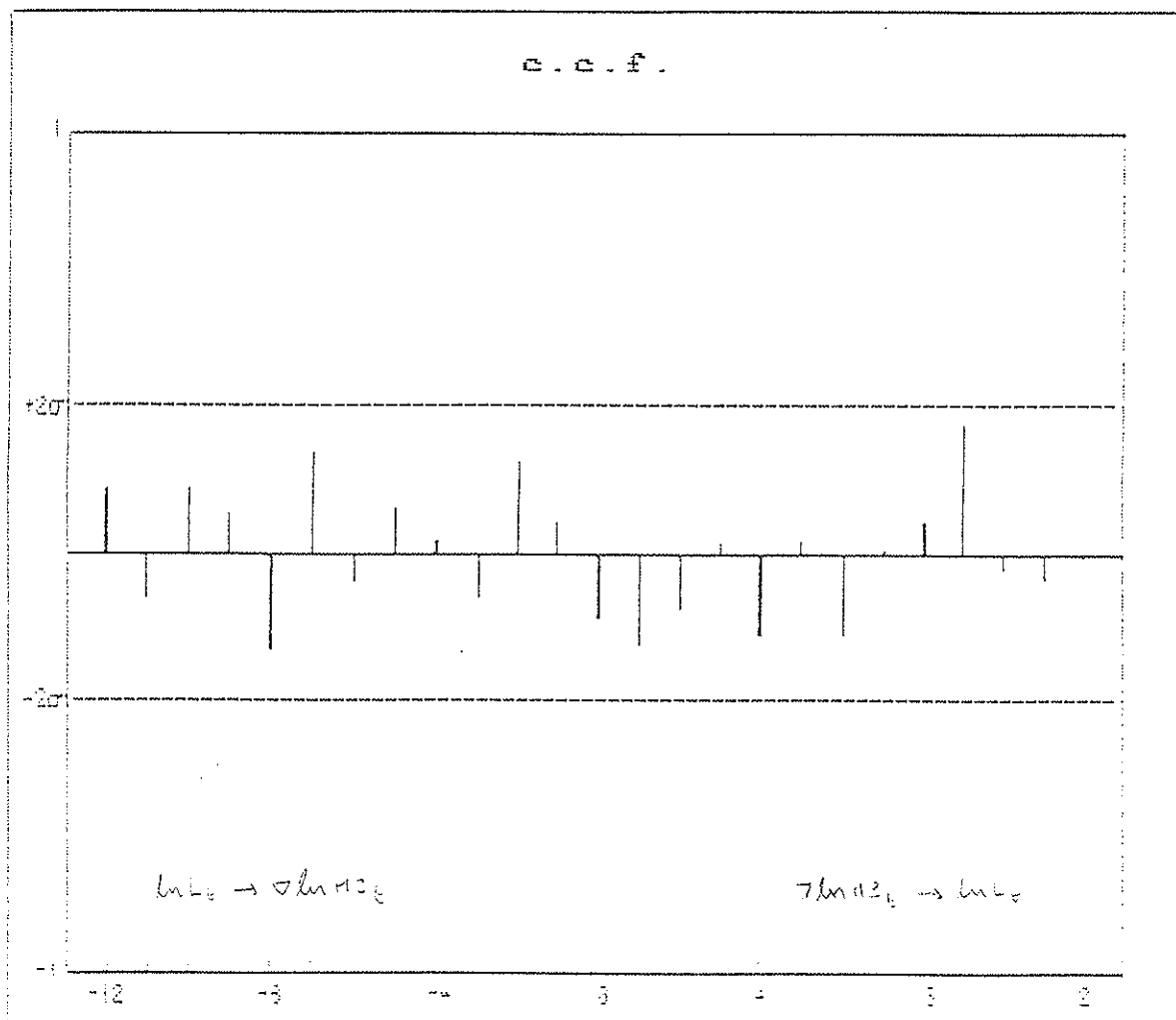


Figure 30

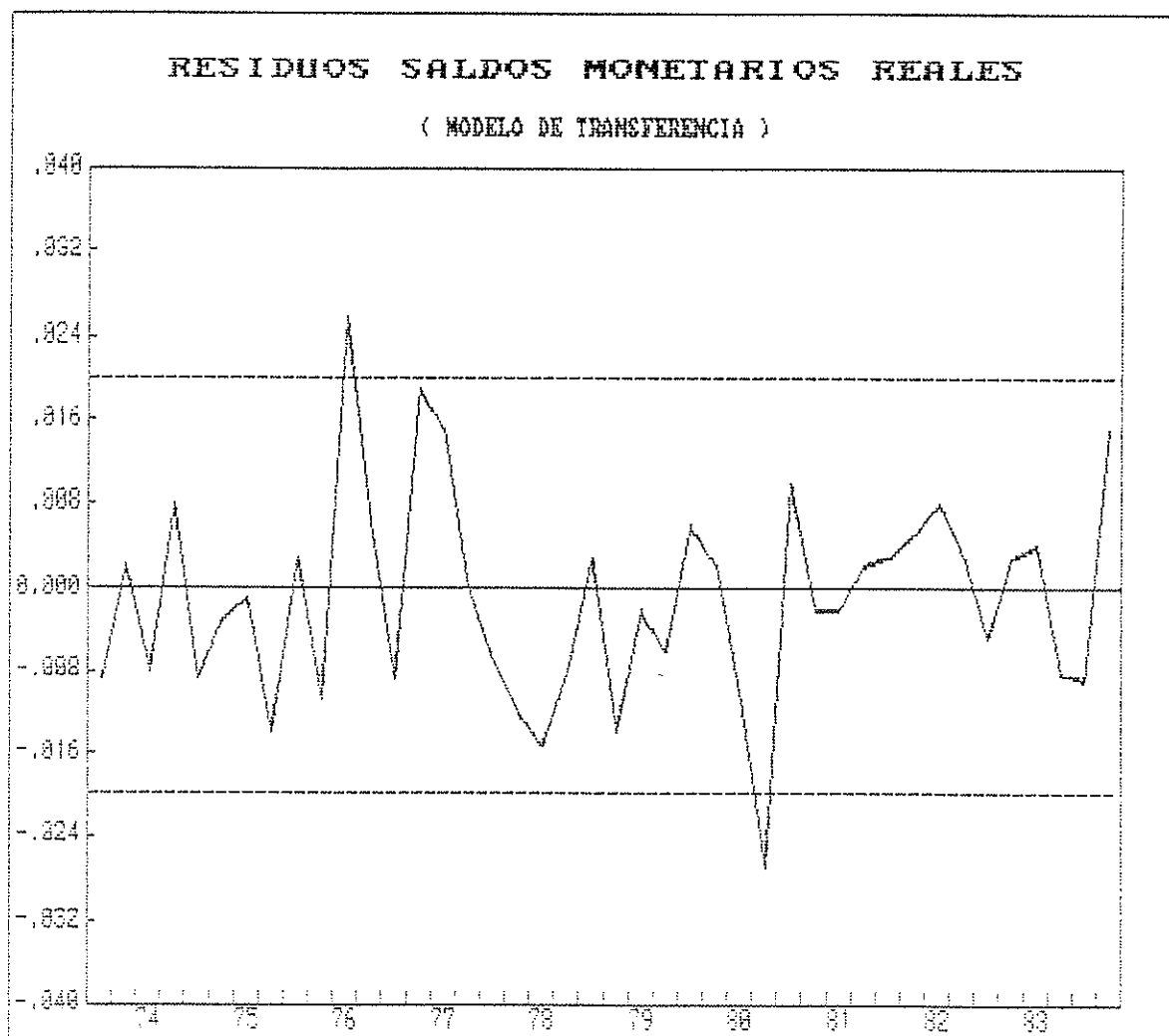


FIGURA 3A

Para obtener la función de transferencia $\nu(B)$ que liga M3 con el IPC, tenemos en cuenta la relación:

$$\nu(B) = (\nu^*(B) \nabla + 1) B^7$$

En nuestro caso:

$$\nu^*(B) = w_0^* + w_1^* B + w_2^* B^2 + w_3^* B^3$$

La relación entre los parámetros de ambas funciones de transferencia es, por tanto, la siguiente:

$$\begin{aligned} w_0 &= 1 + w_0^* \\ w_1 &= w_1^* - w_0^* \\ w_2 &= w_2^* - w_1^* \\ w_3 &= w_3^* - w_2^* \\ w_4 &= -w_3^* \end{aligned}$$

El modelo de función de transferencia entre las disponibilidades líquidas (M3) y el Índice de Precios al Consumo (IPC) al que se llega teniendo en cuenta estas relaciones será:

$$\ln \text{IPC}_t = (.58 + .35B - .38B^2 + .10B^3 + .35B^4) B^7 \ln \text{M3}_t + N_t$$

(.20) (.25) (.25) (.24) (.18)

con una ganancia $g=1.0$ debido a la restricción aplicada²⁷.

Si tomamos como referencia la función de transferencia generada por el modelo bivariante para la muestra (II/67-IV/83):

²⁷ Al intentar contrastar con esta parametrización la hipótesis de ganancia unitaria en un modelo sin restricciones, los distintos coeficientes estimados no resultaron significativos.

$$\ln IPC_t = .36B^7 \ln M3_t + N_t$$

(.18)

observamos la dificultad de identificar respuestas largas con una longitud muestral insuficiente. Sin embargo, cuando imponemos la restricción de ganancia unitaria vemos que el efecto de M3 sobre IPC se extiende a lo largo de más de un trimestre.

Por otra parte, el modelo estimado al imponer la restricción unitaria con datos trimestrales no se contradice con el que se obtenía al trabajar con datos anuales, en lo que se refiere al desfase que se produce en el efecto de M3 sobre IPC (siete trimestres en el modelo con restricción y un año en el modelo con datos agregados anualmente). Sin embargo, sí difiere en cuanto a la rapidez de la respuesta. Cuando trabajamos con datos trimestrales un 95% del efecto total parece que tiene lugar en tan sólo dos trimestres, mientras que al trabajar con datos anuales se estima una respuesta mucho más lenta, consiguiéndose aproximadamente un 75% del efecto total en tres años.

6.b Resultados con M1

El mismo análisis se ha realizado utilizando la oferta monetaria (M1) como variable input de la función de transferencia donde se impone la restricción de ganancia unitaria. El modelo resultante al aplicar el esquema anterior es:

$$\ln IPC_t = \frac{\begin{matrix} (.12) & (.16) \\ .46 & -.25B \end{matrix}}{\begin{matrix} 1-.79B \\ (.06) \end{matrix}} B^7 \ln M1_t + N_t$$

con una función de respuesta al impulso:

$$\hat{p}(B) = .46B^7 + .11B^8 + .09B^9 + .07B^{10} + .06B^{11} + .05B^{12} + .03B^{13} + \dots$$

Comparando con la función de respuesta al impulso generada por el modelo bivariante estimado para la muestra (I/69-IV/83):

$$\hat{p}(B) = .14B^7 + .03B^8 + .007B^9 + .001B^{10} + \dots$$

vemos que al aplicar la restricción $g=1$ se estima un efecto más fuerte y más duradero de la oferta monetaria sobre los precios.

En relación con la función de transferencia obtenida al trabajar con datos anuales, podemos observar que el efecto que aquí se detecta en el séptimo trimestre, con datos anuales se pierde, comenzando la respuesta algo más tarde.

7. AGREGADOS MONETARIOS "NETOS" DE POLITICA MONETARIA

Los resultados obtenidos en la detección de relaciones entre agregados monetarios y precios con la metodología Box-Jenkins para datos mensuales y trimestrales parecen estar en conflicto con la teoría económica. Una posible explicación a este fenómeno fue apuntada por Pierce (1977). Pierce cita el trabajo de Box y McGregor (1970) en el que muestran que en el contexto del modelo de transferencia: $y_t = \nu(B)x_t + N_t$ donde $N_t = \psi(B)a_t$, si x_t ha sido ajustada para llevar a y_t sobre una senda deseada de acuerdo con una estrategia de control $x_t = C(B)y_t$, no será fácil identificar la distribución de retardos $\nu(B)$.

En nuestro caso, las estrategias de control monetario para conseguir un objetivo de inflación han existido durante gran parte del periodo muestral, aunque éstas hayan sido a veces imprecisas y hayan cambiado con el tiempo.

Con objeto de tener en cuenta en el análisis estas estrategias de control, nos propusimos el esquema siguiente:

- Descontar de cada uno de los agregados monetarios el efecto del control que el Banco de España ejerce sobre ellos. Para ello estimamos un modelo de función de transferencia donde la variable input sería una variable representativa del control monetario (que llamaremos X_t) y la variable output cada uno de los agregados monetarios (en general

M_t)¹ . Denotamos los residuos de dicho modelo por $MRES_t$.

- Una vez corregida M_t del efecto de X_t , especificamos un modelo estocástico bivariente en donde las variables endógenas son IPC_t y $MRES_t$ (M_t descontado del efecto de X_t), que nos permitirá estimar la "verdadera" relación entre los agregados monetarios y los precios, puesto que $MRES_t$ no estará contaminada por la política llevada a cabo.

Las variables que podrían ser elegidas como representativas del control monetario, ordenadas desde el nivel más bajo de actuación del Banco de España, son las siguientes:

- Variables de intervención: préstamos de regulación monetaria (PRM) y operaciones de mercado abierto. Puesto que la primera variable se utiliza normalmente para inyectar liquidez en el sistema y la segunda para drenar liquidez, se podría utilizar como variable input la diferencia entre los PRM y las cesiones temporales de activos.
- Variable de control, es decir, los Activos de Caja del Sistema Bancario (ACSB).
- El agregado monetario que se pretende controlar.
- La serie de objetivos anunciados de dicho agregado monetario como indicador de las actuaciones que el Banco de España llevará a cabo para lograr su control de forma indi-

¹En general se debería especificar un modelo bivariente en donde las variables endógenas son tanto M_t como X_t , pues es sabido que existe un mecanismo de control por realimentación entre este tipo de variables. Sin embargo, como una primera aproximación en esta línea de trabajo se ha especificado un modelo de transferencia, dejando para un estudio posterior la estimación conjunta de estas variables.

recta.

Por ahora, el esquema anterior sólo lo hemos aplicado en el caso del agregado monetario más reducido (M1) con objeto de detectar la relación de este agregado "neto" de política monetaria con el Índice de Precios al Consumo. Por otra parte sólo se han utilizado como variables representativas del control monetario M3 y ACSB. En el primer caso, se trabajó con datos trimestrales hasta (IV/83), fecha en la que M3 deja de considerarse objetivo intermedio de la política monetaria. En el caso de los activos de caja el periodo muestral utilizado ha sido (I/77-IV/88)². Como veremos, los resultados en ambos casos no han sido satisfactorios.

7.a M1 descontado del efecto de M3 y su relación con el IPC

Pretendemos encontrar una relación entre la parte de M1 que no viene explicada por M3 (agregado monetario que se controlaba hasta diciembre de 1983) y el Índice de Precios al Consumo. Utilizamos datos trimestrales con una muestra que se extiende desde el I/69 al IV/83.

7.a.1 Estimación del modelo de función de transferencia

Los modelos univariantes estimados para las dos series de agregados monetarios ya se han presentado en secciones anteriores. La serie M1, una vez estacionaria, sigue un proceso media móvil regular de orden 1 con parámetro .27 y otro estacional con parámetro .71. En cuanto a la serie M3,

²Se ha utilizado la serie de medias mensuales legales de datos diarios que aparece en el Boletín Económico del Banco de España.

sólo se estima un proceso media móvil estacional de orden 1 con parámetro .75. La desviación típica de los residuos del modelo estimado para M1 (1.40%) es más del doble que la correspondiente a los residuos del modelo para M3 (.64%).

En el análisis de transferencia se obtuvieron los siguientes resultados:

$$\ln M1_t = (1.86 - .34B - .28B^6 - .45B^7) \ln M3_t + N_t$$

(.17) (.17) (.16) (.16)

$$\nabla^2 \nabla_4 N_t = (1 - .73B^4) a_t$$

(.10)

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = .71\% \quad a = -.0008 \quad \hat{\sigma}_a = .0010$$

$$\hat{g} = .79$$

(.30)

El modelo indica que un incremento del 1% en M3 debería producir a largo plazo un incremento del .8% en M1. La tasa de crecimiento medio de M1 a lo largo del periodo muestral fue de un 15% frente a un 16% de crecimiento medio de M3. Esto sería compatible con una elasticidad a largo plazo de .9 que no se contradice con la estimada en nuestro modelo de transferencia.

La desviación típica se ha reducido en un 49% respecto al modelo US de M1. En las funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos (Figura 32) aparece un valor negativo alto en el tercer retardo; sin embargo este valor viene explicado en más del 50% por las correlaciones originadas por tres residuos que toman valores cercanos a las 2 desviaciones típicas (IV/79, I/81 y IV/82) (Figura 33)³. La ccf, por otra parte, no

³ Si nos fijamos de nuevo en la acf y pacf de los residuos podemos detectar una estructura AR(1) de orden 3 con parámetro negativo, a pesar de que

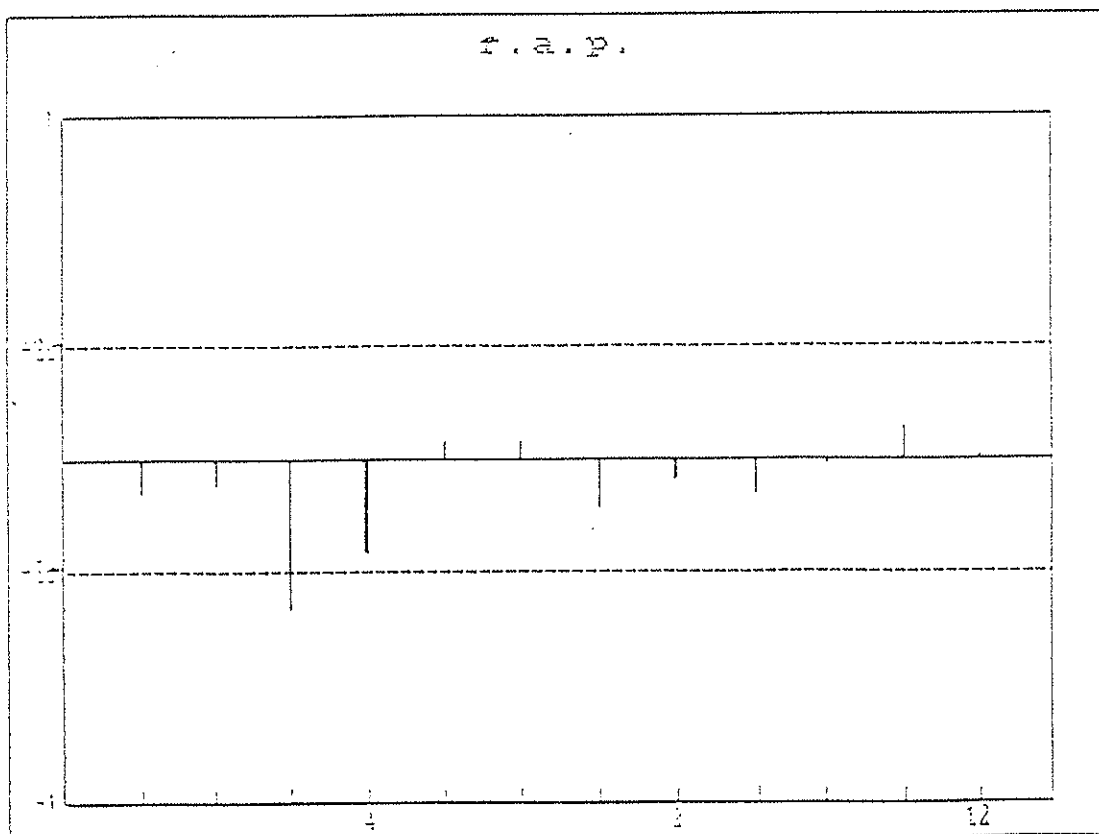
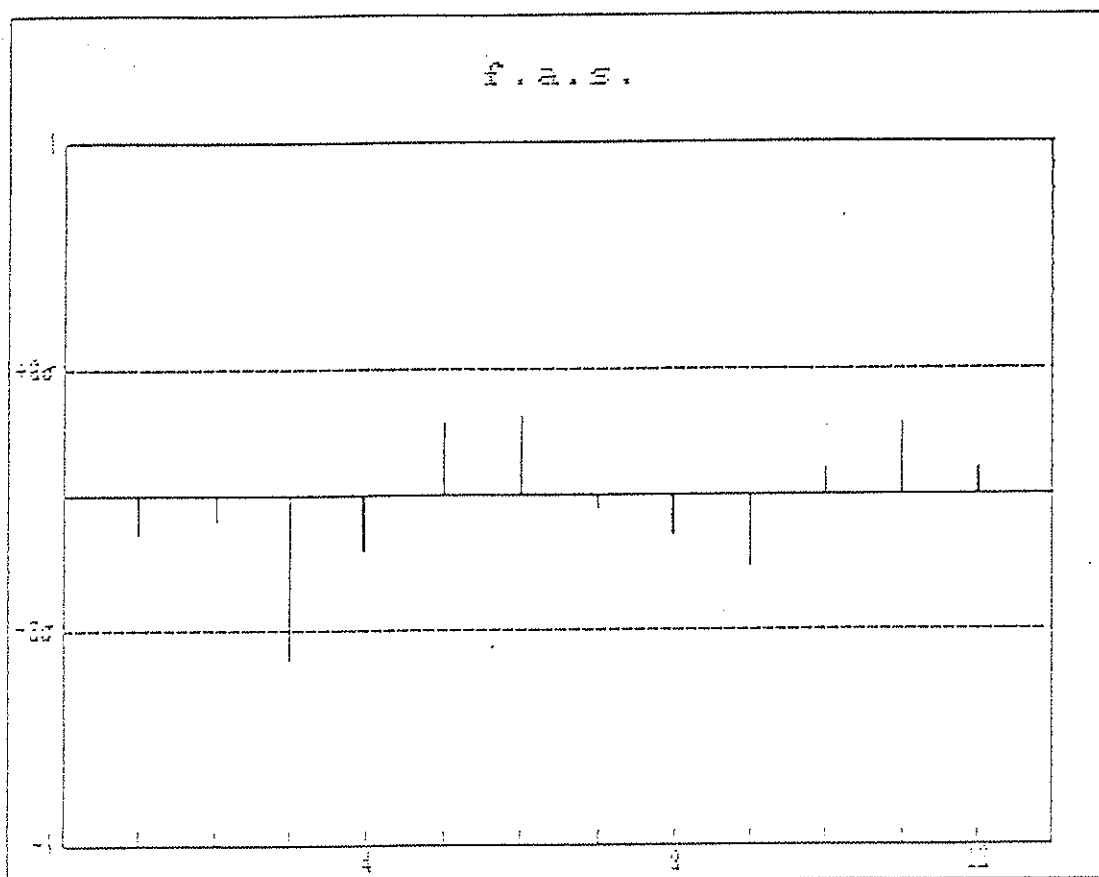


FIGURA 32

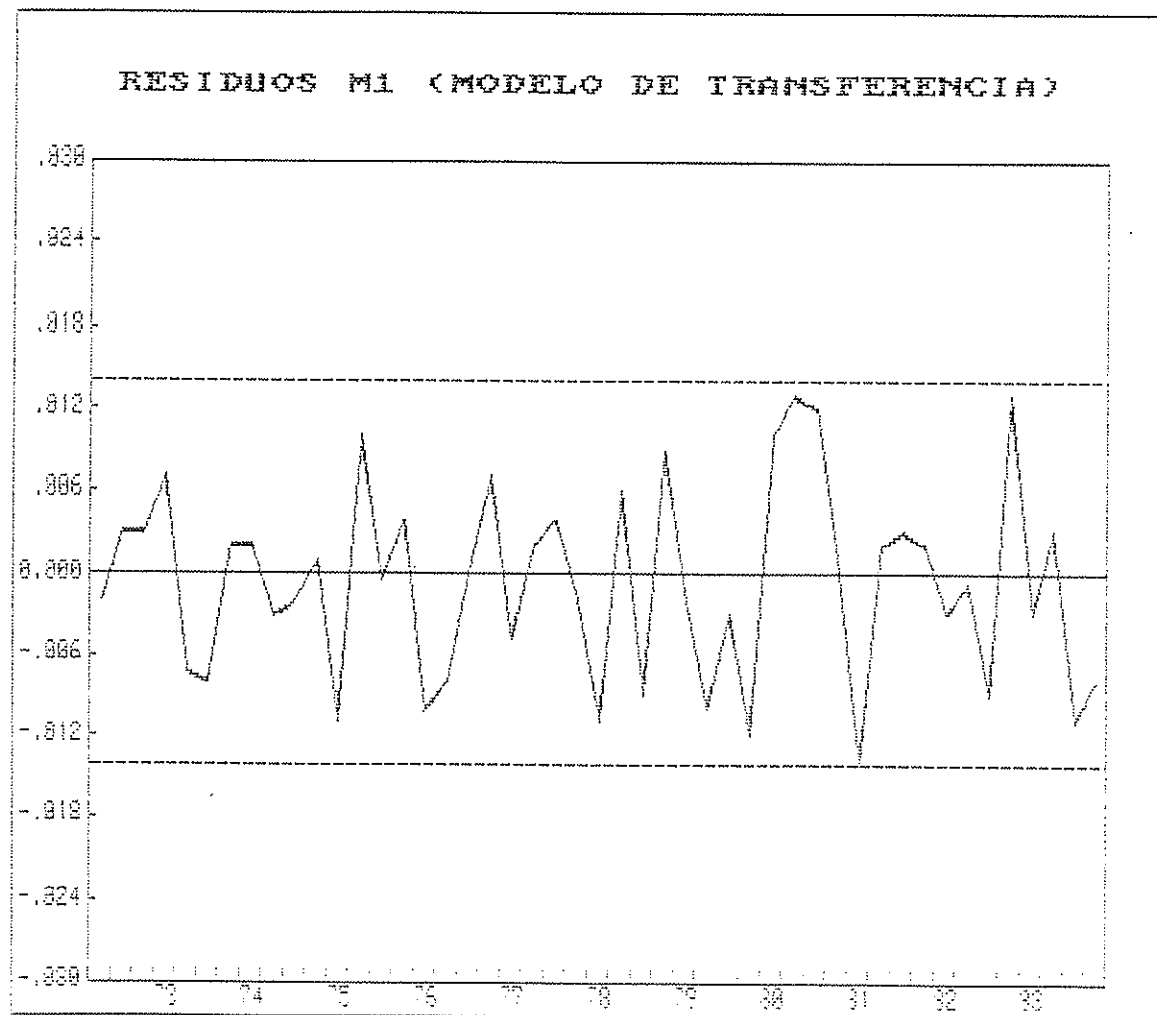


FIGURA 33

sugiere que existan problemas de especificación de la función de transferencia (Figura 34).

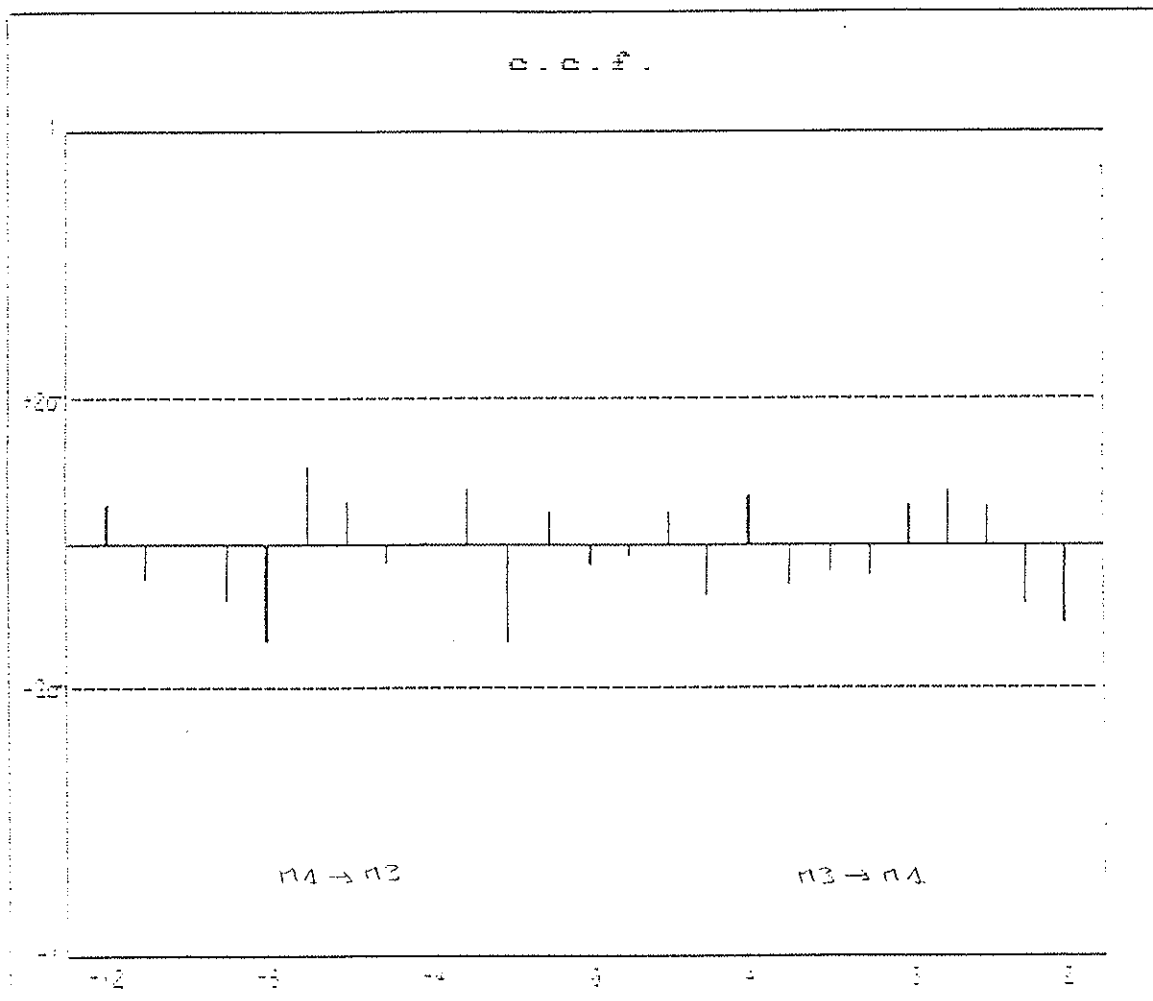
Al corregir los datos por el modelo de transferencia estimado para obtener M1RES (M1 descontado el efecto de M3), perdemos las primeras 7 observaciones y por tanto a partir de ahora utilizamos la muestra del IV/70 al IV/83.

7.a.2 Estimación del modelo bivariante M1RES-IPC

El modelo US de la primera variable, M1RES, es el modelo del ruido que se había estimado al especificar la función de transferencia M3-M1. Por otra parte, tomamos el modelo estimado para el IPC en las secciones anteriores, que sigue manteniéndose robusto, después de corregir la serie por el escalón detectado en el tercer trimestre de 1977.

Se ha comenzado estimando los modelos US de IPC y M1RES conjuntamente en un sistema estocástico bivariante diagonal y tras varias reformulaciones media-móvil se llegó a la siguiente estimación:

el tercer retardo viene explicado en gran parte por valores grandes de los residuos. Al estimar de nuevo la función de transferencia con esta nueva estructura autorregresiva, el modelo anterior se mantiene robusto puesto que no cambian apenas los valores de los parámetros, tanto de la estructura del ruido como de la función de transferencia. Como una primera aproximación, sin embargo, trabajamos con la primera función de transferencia.



$$\begin{array}{cccccc} \nabla^2 \nabla_4 \text{IPC}_t & 1-.76B & .50B^7 - .40B^6 & 1-.69B^4 & 0 & a_{p_t} \\ & (.10) & (.22) \quad (.22) & (.08) & & \end{array}$$

=

$$\begin{array}{cccccc} \nabla^2 \nabla_4 \text{MlRES}_t & .25B^2 & 1 & 0 & 1-.69B^4 & a_{m_t} \\ & (.09) & & & (.08) & \end{array}$$

$$\hat{\sigma}_{a_p} \times 100 = 1.01\% \quad a_p = -.0014 \quad \hat{\sigma}_{a_p} = .0015$$

$$\hat{\sigma}_{a_m} \times 100 = .66\% \quad a_m = -.0004 \quad \hat{\sigma}_{a_m} = .0010$$

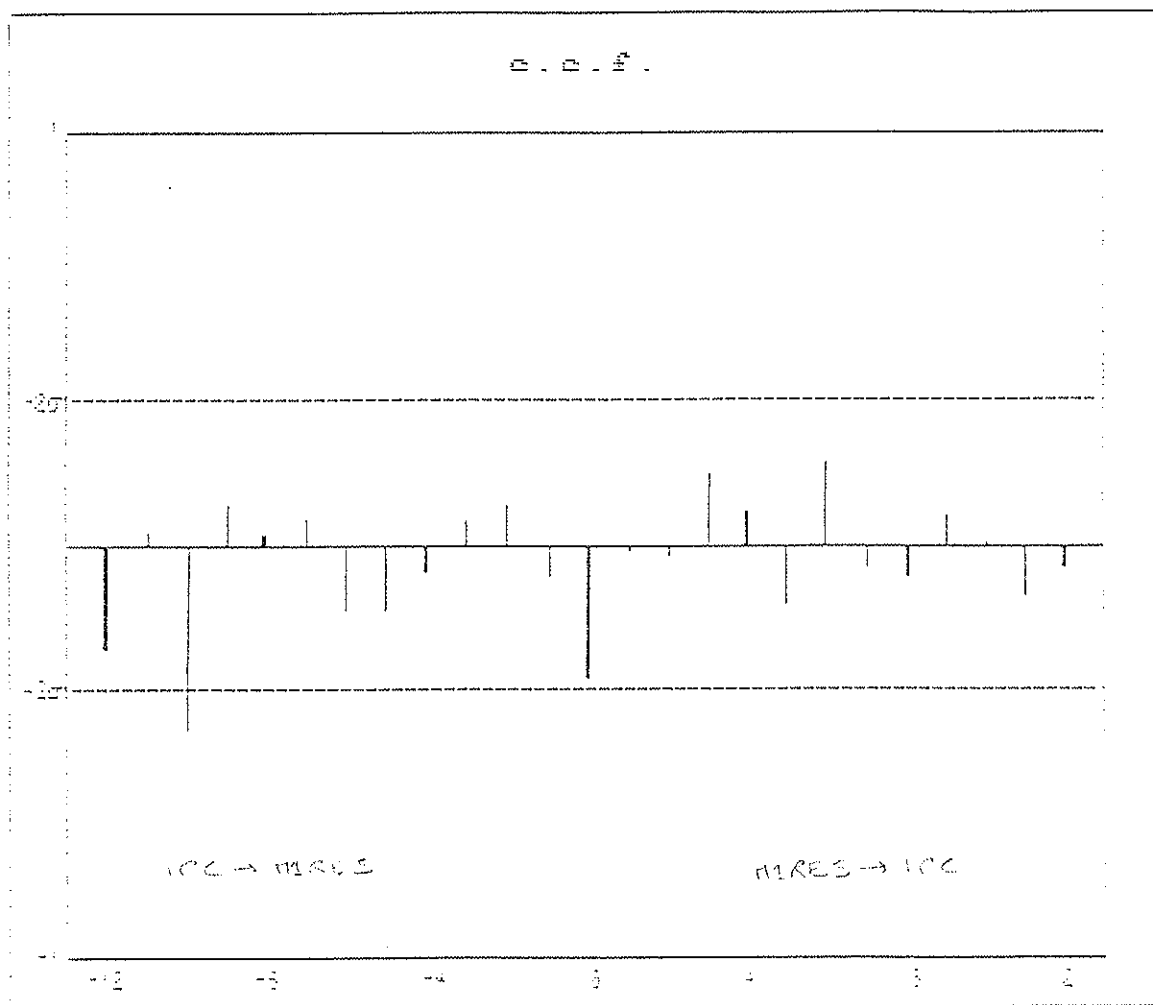
$$\hat{\rho}_{a_p a_m} = -.25 \\ (.15)$$

Puede apreciarse que:

- 1) Se ha impuesto la restricción igualdad en los parámetros de la estructura media móvil estacional de ambas series.
- 2) Los errores estándar son algo menores que los de los modelos US.
- 3) Las acf y pacf de los residuos de las dos variables son análogas a las de los modelos US correspondientes.
- 4) La correlación contemporánea no es muy grande, y se encuentra dentro de las bandas de confianza con un valor de 1.7 desviaciones típicas.
- 5) En la ccf (Figura 35) no se observan reformulaciones obvias.

Para interpretar la correlación contemporánea, adoptamos el punto de vista de que los precios son exógenos contemporáneamente a la variable monetaria MlRES^4 .

⁴ En efecto, aunque hemos depurado M1 del efecto del control monetario medido por la variable M3, si suponemos que no existe un control



File 000 35

El parámetro $\hat{\gamma}$ estimado a partir de la correlación contemporánea entre ambas variables y sus desviaciones típicas tiene un valor de $-.16(.10)$. Si, por no considerarlo significativo, lo excluimos de la interpretación del modelo, las funciones de transferencia generadas por el mismo son:

$$1) \ln IPC_t = (.50B^7 - .40B^8) \ln MlRES_t + N_{p_t}$$

$$\nabla^2 \nabla_4 N_{p_t} = (1 - .69B^4) (1 - .76B - .12B^9 + .10B^{10}) a_{p_t}$$

con una función de respuesta al impulso:

$$\hat{\nu}_p(B) = .50B^7 - .40B^8$$

y ganancia de $.10(.39)$

$$2) \ln MlRES_t = \frac{.25B^2}{1 - .76B} \ln IPC_t + N_{m_t}$$

$$\nabla^2 \nabla_4 N_{m_t} = \frac{(1 - .69B^4) (1 - .76B - .12B^9 + .10B^{10})}{1 - .76B - .08B^7 + .06B^8} a_{m_t}$$

con una función de respuesta al impulso aproximada:

$$\hat{\nu}_m(B) = .25B^2 + .19B^3 + .14B^4 + .11B^5 + .08B^6 + .06B^7 + .05B^8 + .04B^9 + .03B^{10} + .02B^{11} + \dots$$

perfecto sobre esta variable a través de los ACSB y la autoridad monetaria se vale del tipo de interés del mercado interbancario en el corto plazo para contrarrestar las variaciones en el nivel de precios, nuestra variable MlRES se puede ver afectada negativamente (como consecuencia del coste de oportunidad de mantener los activos incluidos en Ml) ante un incremento del IPC.

y ganancia de $1.0(.57)^5$

De nuevo, no encontramos relación alguna a largo plazo entre la oferta monetaria (descontado el efecto del control monetario) y los precios. La ganancia estimada no es significativamente distinta de cero.

Una posible explicación de este resultado puede ser la forma de extraer de M1 todo indicio de control llevado a cabo por la autoridad monetaria que se ve plasmado en M3, ya que puede crear problemas de identificación. Puesto que M3 resulta de sumar a M1 los depósitos de ahorro y a plazo, la correlación contemporánea entre estas dos variables no se puede interpretar sólo en la dirección de M3 a M1. Por ello una vía alternativa ha sido utilizar otra variable representativa del control monetario como son los Activos de Caja del Sistema Bancario.

⁵Al incluir $\hat{\gamma}$ en la interpretación del modelo, la ganancia estimada para la segunda función de transferencia es .41 con una función de respuesta al impulso:

$$\hat{\gamma}_m(B) = -.16 - .12B + .16B^2 + .12B^3 + .09B^4 + .07B^5 + .05B^6 + .04B^7 + .03B^8 + \dots$$

7.b M1 descontado del efecto de los ACSB y su relación con el IPC

Para trabajar con los ACSB se ha utilizado la muestra del I/77 al IV/88. En primer lugar se han estimado los modelos US de ACSB y M1 con objeto de encontrar una relación causal de ACSB a M1 a través de la función de correlación cruzada de los residuos correspondientes.

El análisis estadístico de ambas series dio los siguientes resultados:

$$1) \nabla^2 \nabla_4 \ln M1_t = (1-.42B) (1-.97B^4) a_t \\ (.15)$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 1.33\% \quad a = -.0002 \quad \hat{\sigma}_a = .0020$$

Valores extremos: III/84: 2.2 SD
IV/88: -2.2 SD

$$2) \ln ACSB_t = .08 \xi_t^{I, I/83} + .70 \xi_t^{S, I/84} + N_t \\ (.01) \quad (.02)$$

$$\nabla^2 \nabla_4 N_t = (1-.26B) (1-.77B^4) a_t \\ (.15) \quad (.12)$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = 3.03\% \quad a = -.0047 \quad \hat{\sigma}_a = .0047$$

Valores extremos: IV/78: -2.2 SD
II/87: 2.4 SD
III/87: -2.1 SD

Al reducir el periodo muestral ha sido conveniente fijar el parámetro del proceso media móvil estacional en el modelo de M1. Los residuos del modelo, así como sus funciones de autocorrelación simple y parcial se presentan en las Figuras 36 y 37.

En cuanto a la serie de ACSB se han llevado a cabo dos intervenciones de residuos extremos influyentes. Se ha estimado un incremento transitorio del 8% de los ACSB en el primer trimestre de

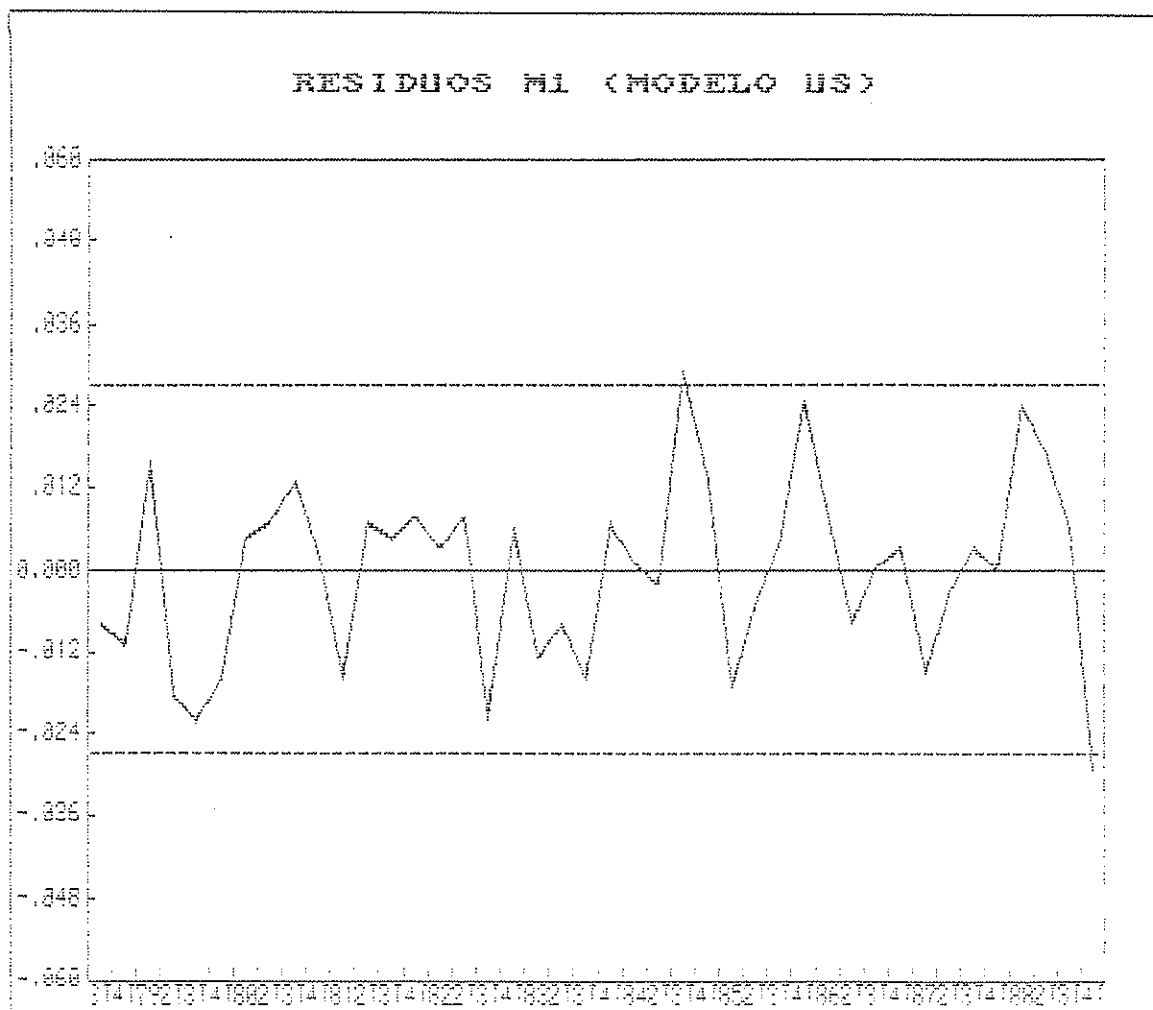


FIGURA 26

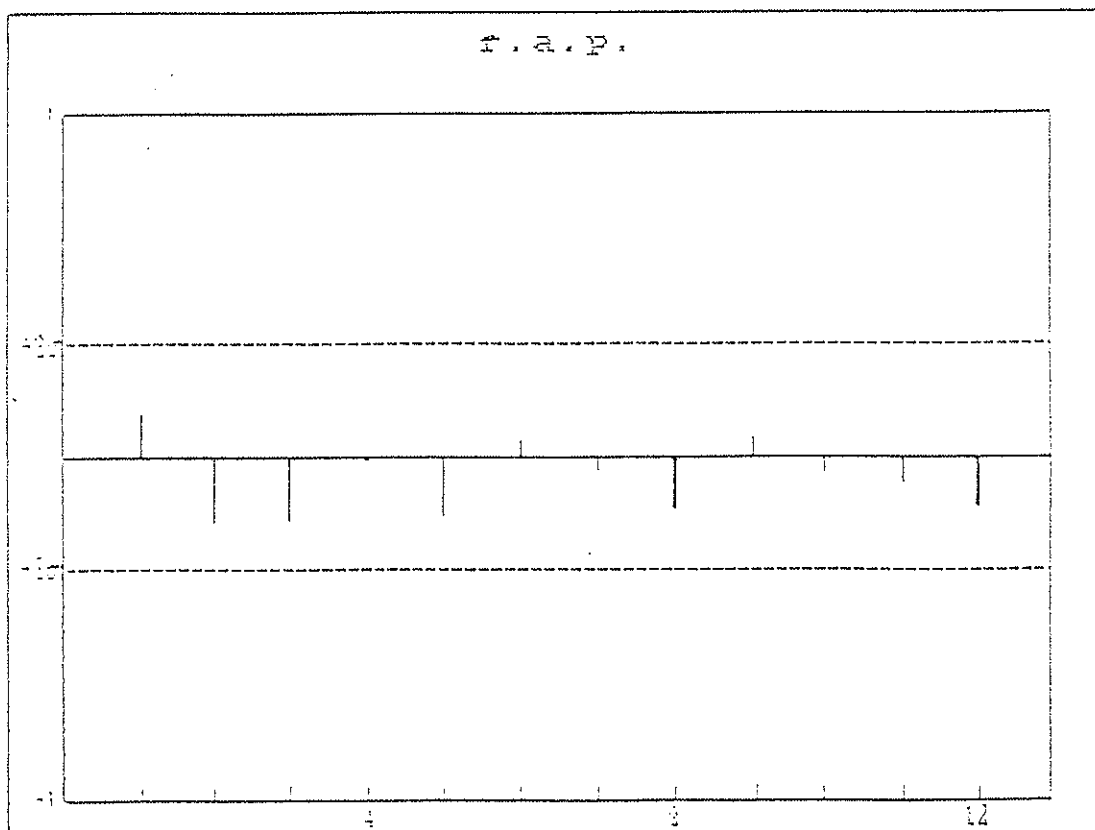
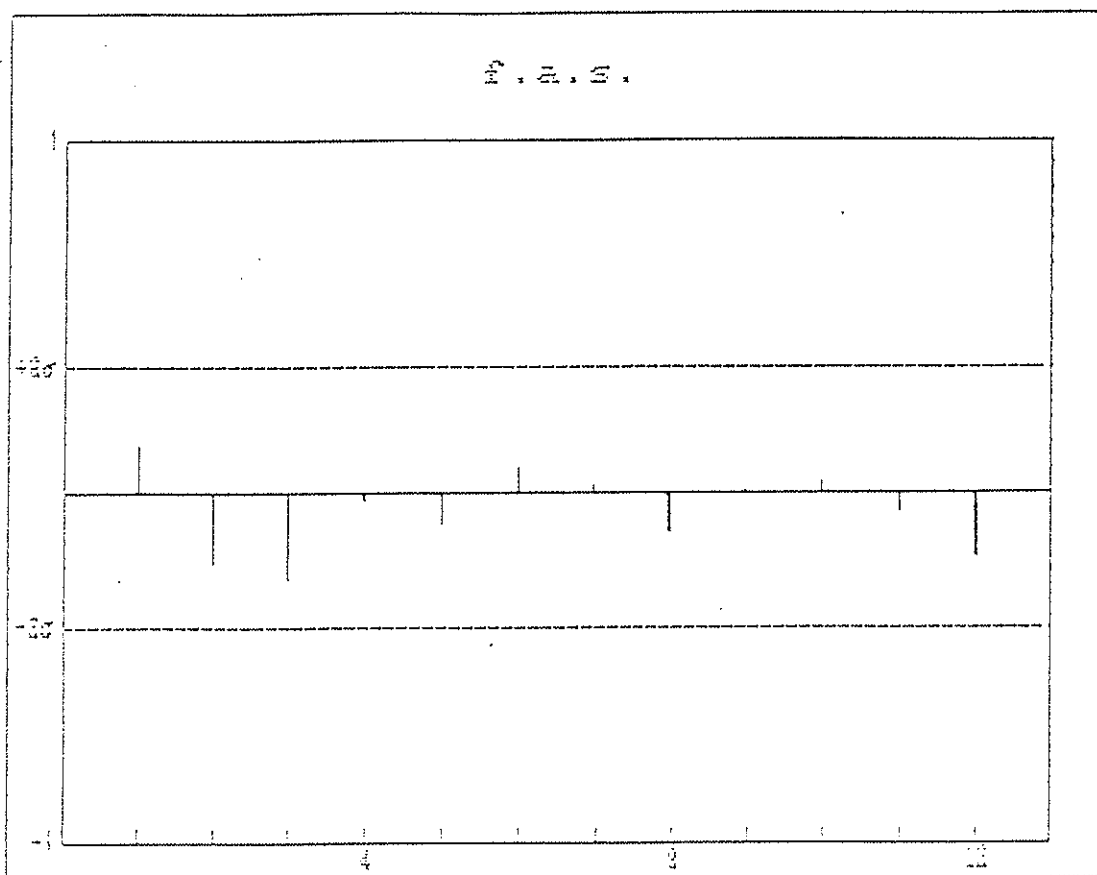
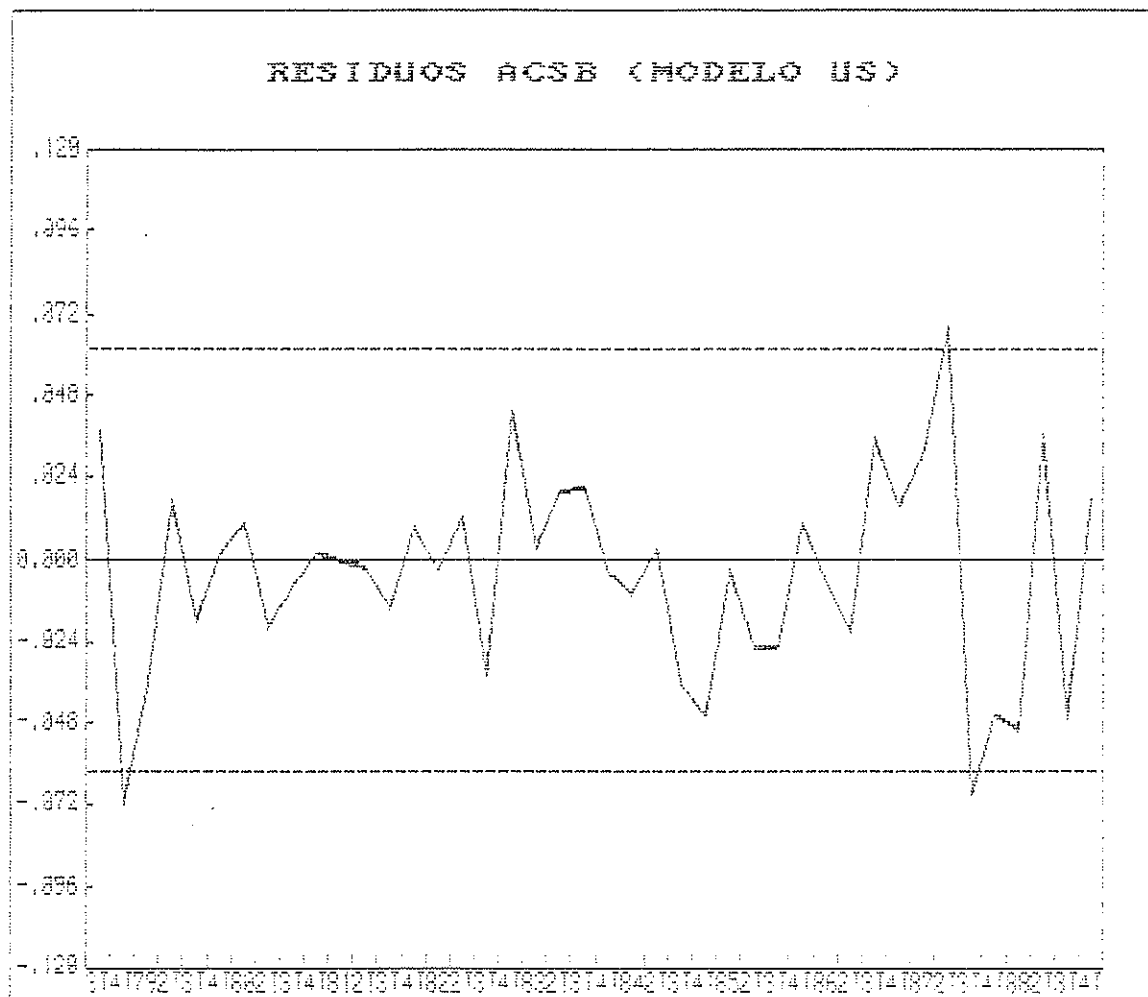


FIGURA 37

1983 así como un incremento permanente del 70% en el primer trimestre de 1984. Este último incremento se debe a la entrada en vigor de una nueva definición del coeficiente de caja, ampliando sustancialmente la base del mismo, en el momento en que se cambió la definición del objetivo intermedio de M3 a ALP. El gráfico de los residuos del modelo así como las acf y pacf de los mismos aparecen en las Figuras 38 y 39.

Si observamos la ccf de los residuos de ambos modelos (Figura 40) en la dirección ACSB-M1 parece que hay una respuesta cíclica de la segunda variable a la primera. Sin embargo todos los intentos de estimar dicha respuesta, resultaron infructuosos pues se trataba de valores muy pequeños que quedaban dentro de las bandas de confianza. Esta dificultad en la estimación de la distribución de retardos $\nu(B)$ podría ser debida de nuevo al feedback existente entre estas variables como consecuencia del control monetario, pero en todo caso, nos impide seguir adelante con la estrategia explicada al comienzo de la sección y que podría ayudar a estimar la respuesta de los precios al dinero.



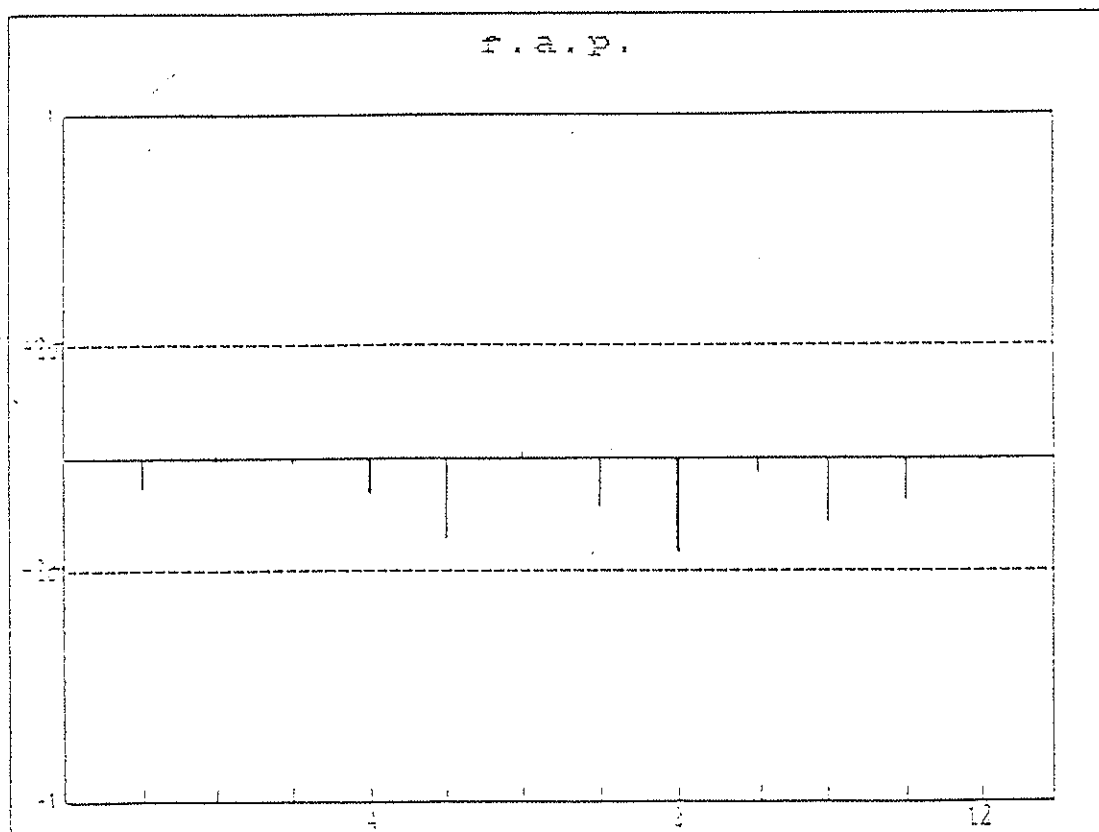
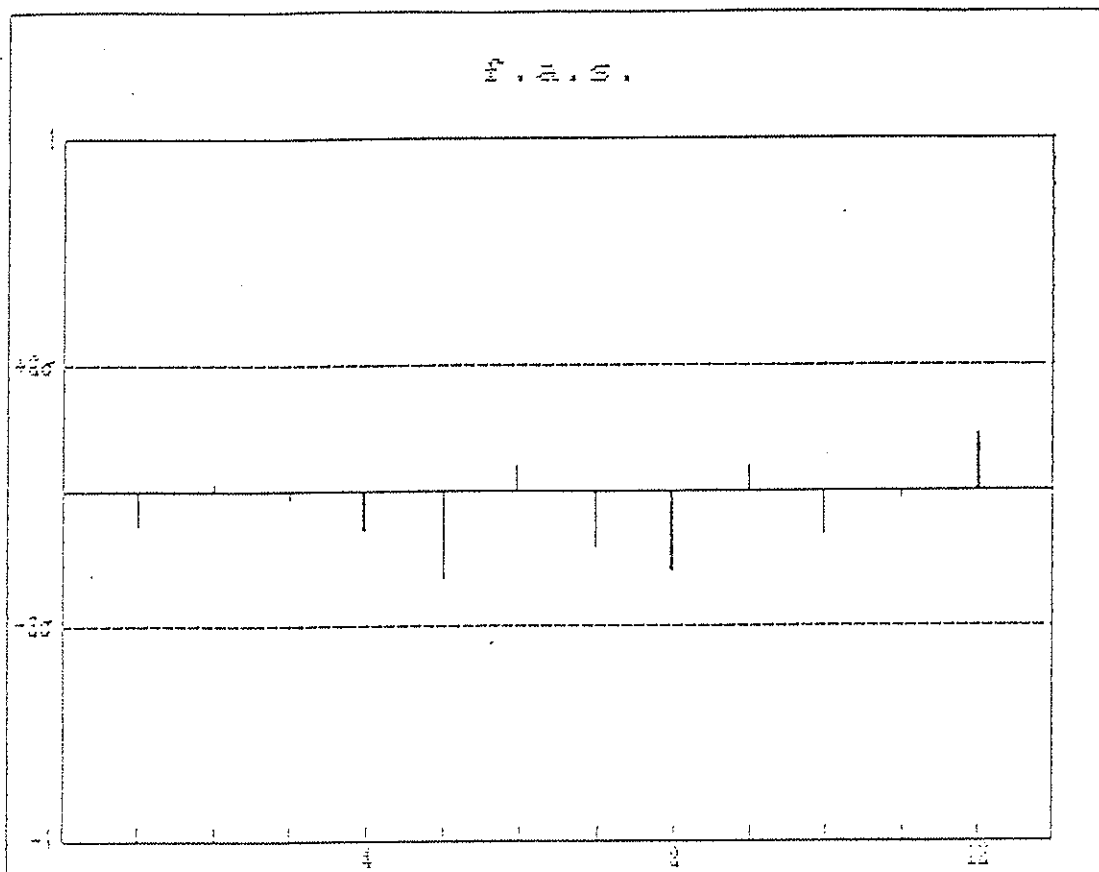


FIGURA 39

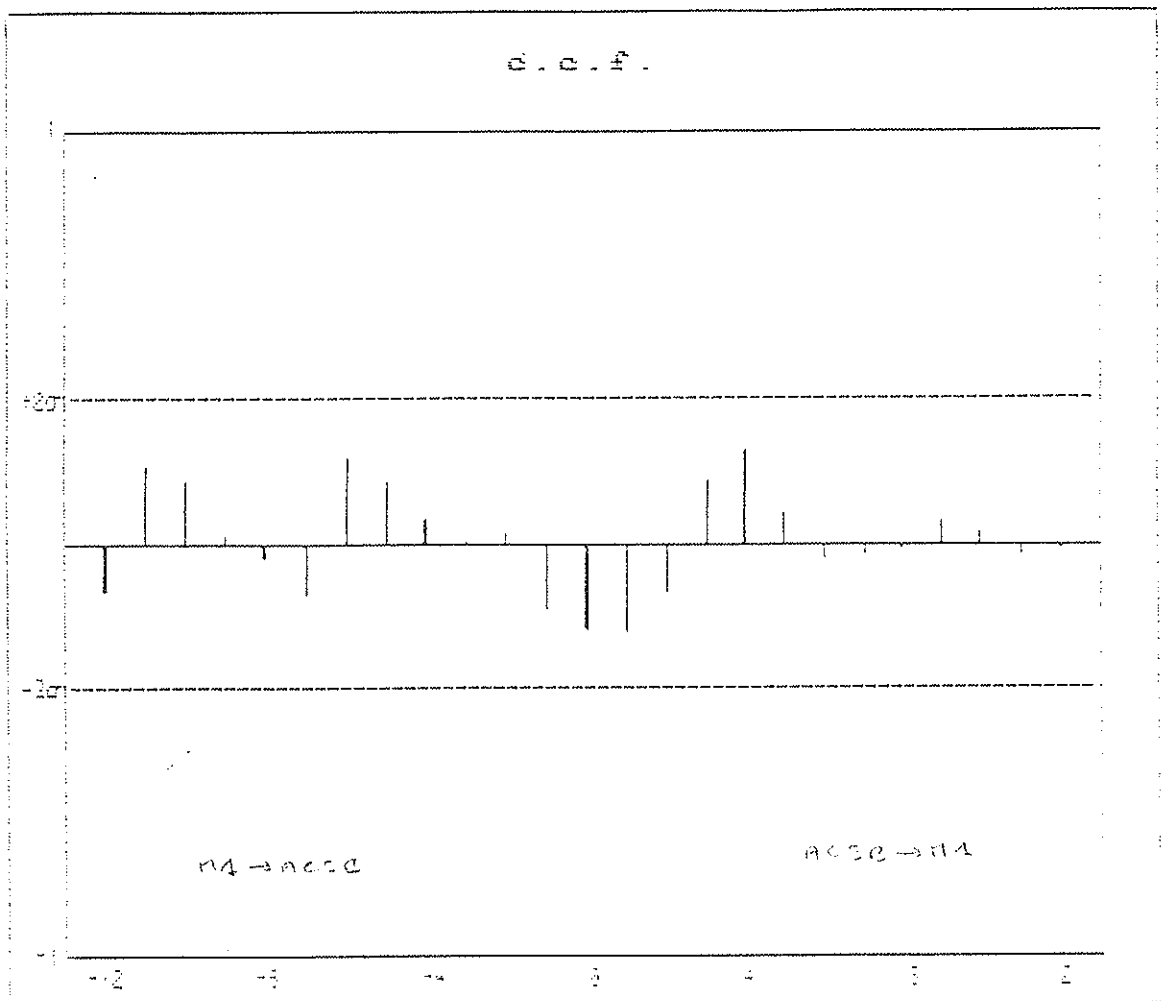


FIGURA 40

8. CONCLUSIONES

Este estudio trata de poner de manifiesto la relación existente entre el objetivo intermedio de la política monetaria, que se traduce en el control de un agregado monetario fundamentalmente, y el objetivo último de inflación. Para ello hemos utilizado datos de la economía española considerando tres agregados distintos (ALP, M3 y M1) con objeto de comparar el impacto de éstos sobre la variable IPC, que tomamos como representativa de la inflación.

Cuando trabajamos con datos anuales se obtiene una relación estable entre los diferentes agregados monetarios y el Índice de Precios al Consumo, detectándose respuestas dinámicas distintas. En ningún caso se puede rechazar la hipótesis de elasticidad unitaria a largo plazo, lo cual podría conducirnos a afirmar que "el dinero es neutral". Por otra parte, se detecta una respuesta larga de los precios al dinero que comienza con un desfase de un año en el caso de ALP y M3, y de dos años cuando se trata de un cambio en M1.

Cuando descendemos en el nivel de agregación temporal, trabajando con datos mensuales y trimestrales, los resultados de los análisis realizados no permiten derivar muchas conclusiones acerca de la relación entre el dinero y los precios.

A nuestro juicio, dos pueden ser las causas fundamentales de estos resultados. Por una parte, cuando el intervalo muestral no es suficientemente amplio, es difícil que los datos puedan sostener la relación entre estas dos variables si la reacción de los precios a los diferentes agregados es lenta, como se deriva de los análisis realizados con datos anuales. Por otra parte, la frecuencia

en la observación de los datos mensuales o trimestrales puede ser excesiva, introduciéndose en el análisis fluctuaciones que tan sólo tienen un carácter temporal sin gran significado estructural.

En este trabajo se han seguido dos posibles vías que podrían ayudarnos a detectar la relación que sabemos existe entre el dinero y los precios.

Por una parte, si estamos dispuestos a aceptar la hipótesis de neutralidad monetaria en el largo plazo, podemos imponer la restricción de ganancia unitaria con objeto de obtener una mejor parametrización de la respuesta de los precios al dinero. Un método de imposición de ganancia unitaria se ha aplicado a los agregados M3 y M1. En los dos casos se ha obtenido una respuesta duradera aunque ésta se agota con mayor rapidez de lo que se observaba al trabajar con datos anuales.

Por otra parte, el intento de depurar las variables monetarias del efecto del control monetario ha resultado infructuoso. En cualquier caso, éste análisis sólo se ha realizado para el agregado más reducido (M1) y con dos de las variables que podrían ser representativas del control monetario (M3 y ACSB). Todavía queda mucho trabajo en esta línea. Sería interesante analizar conjuntamente las tres variables fundamentales de la política monetaria en este momento (IPC, ALP y ACSB) con objeto de tener en cuenta las correlaciones existentes entre ellas. Por otra parte, se podrían considerar otros índices de precios diferentes del IPC total, pues éste a veces está sujeto a shocks que nada tienen que ver con las variables monetarias y que pueden encubrir la relación que se pretende estimar.

APENDICE 1

Funciones de transferencia derivadas de modelos estocásticos bivariantes

Una vez identificado y estimado un modelo bivalente, es necesario obtener las funciones de transferencia que nos permitirán conocer la estructura dinámica de la respuesta de una variable ante una variación en la otra, así como los efectos a largo plazo, es decir, las ganancias de cada una de las funciones de transferencia.

El procedimiento para obtener tales funciones de transferencia implica hacer un supuesto sobre la dirección de causalidad en la correlación contemporánea.

Partiendo de un modelo bivalente general:

$$\Phi(B) \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \theta(B) \begin{pmatrix} a_{y_t} \\ a_{x_t} \end{pmatrix}$$

donde y_t y x_t son series ya estacionarias en media y varianza y $\Phi(B)$ y $\theta(B)$ son dos matrices de orden 2×2 cuyos elementos son procesos autorregresivos y de medias móviles respectivamente, con:

$$\Sigma = \text{cov} \begin{pmatrix} a_{y_t} \\ a_{x_t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_y^2 & \sigma_{yx} \\ \sigma_{yx} & \sigma_x^2 \end{pmatrix}$$

si suponemos que la variable y_t es exógena en la explicación de la evolución de x_t en el mismo periodo, tenemos que:

$$a_{x_t} = \gamma a_{y_t} + \epsilon_t$$

La matriz $T = \begin{pmatrix} A & C \\ -\hat{\gamma} & 1 \end{pmatrix}$, donde $\hat{\gamma}$ es el estima-

dor MCO del modelo de regresión anterior, trans-

forma entonces el vector $\begin{pmatrix} a_{y_t} \\ a_{x_t} \end{pmatrix}$ en el vector $\begin{pmatrix} a_{y_t} \\ \epsilon_t \end{pmatrix}$ con $\text{cov}(a_{y_t}, \epsilon_t) = 0$. Premultiplicando el modelo por el producto $T \cdot A[\theta(B)]$ donde $A[\theta(B)]$ denota la matriz adjunta de $\theta(B)$, obtenemos:

$$M(B) \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{y_t} \\ \epsilon_t \end{pmatrix} \quad \text{donde } M(B) = T \cdot A[\theta(B)]$$

donde $M(B) = T \cdot A[\theta(B)]$. $\Phi(B)$ y $|\theta(B)|$ es el determinante de $\theta(B)$. Si llamamos $M_{ij}(B)$, $i, j=1, 2$ a los elementos de la matriz $M(B)$, las funciones de transferencia generadas por el modelo bivalente inicial son:

$$\begin{aligned} M_{11}(B) y_t &= -M_{12}(B) x_t + |\theta(B)| a_{y_t} \\ M_{22}(B) x_t &= -M_{21}(B) y_t + |\theta(B)| \epsilon_t \end{aligned}$$

con elasticidades a largo plazo de $-M_{12}(1)/M_{11}(1)$ y $-M_{21}(1)/M_{22}(1)$ respectivamente.

Obtención de $\hat{\gamma}$

El coeficiente $\hat{\gamma}$ se puede calcular directamente a partir del modelo bivalente estimado mediante la expresión:

$$\hat{\gamma} = \hat{\sigma}_{xy} / \hat{\sigma}_y^2 = \hat{\rho} \frac{\hat{\sigma}_x}{\hat{\sigma}_y} \quad \text{donde } \hat{\rho} = \text{corr}(a_{y_t}, a_{x_t})$$

Si utilizamos la aproximación $\frac{\hat{\sigma}_x}{\hat{\sigma}_y} \text{var}(\hat{\rho})$ para calcular la varianza de $\hat{\gamma}$, podemos determinar si este parámetro es o no significativo.

Si $\hat{\gamma}$ no es significativo, no se incluye la matriz T en la interpretación del modelo, de forma que sólo es necesario premultiplicar el mismo por la matriz adjunta de $\theta(B)$. Es decir, si $\text{cov}(a_{y_t}, a_{x_t})=0$, a partir de

$$M'(B) \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{vmatrix} \theta(B) \end{vmatrix} \begin{pmatrix} a_{y_t} \\ a_{x_t} \end{pmatrix}$$

donde $M'(B) = A[\theta(B)]\Phi(B)$, obtenemos las funciones de transferencia correspondientes.

En todos los análisis realizados en este trabajo, el coeficiente $\hat{\gamma}$ es muy pequeño, con una t de Student que toma valores siempre inferiores a 2. Por ello se ha optado por no incluir la matriz T en la interpretación del modelo. Sin embargo, en general se presentan a pie de página los resultados que se obtienen cuando se incorpora la correlación contemporánea al modelo por medio del parámetro $\hat{\gamma}$, aunque éste no tome un valor muy grande.

Aplicación al caso de ALP e IPC con datos mensuales

El valor estimado para γ a partir de la correlación contemporánea entre ambas series y sus correspondientes desviaciones típicas es de .12 (.07) que, por considerarse suficientemente pequeño, no se incluye en la interpretación del modelo bivariante. Por ello, manteniendo el supuesto de que $\text{cov}(a_{p_t}, a_{m_t}) = 0$, únicamente descomponemos la

inversa de la matriz de medias móviles como cociente de su matriz adjunta por su polinomio determinante:

$$\begin{array}{ccccccc}
 1-.16B & 0 & \nabla\nabla_{12}\ln IPC_t & & -.001 & & a_{p_t} \\
 A[\theta(B)] & & & -A[\theta(B)] & & =|\theta(B)| & \\
 0 & 1 & \nabla\nabla_{12}\ln ALP_t & & -.000 & & a_{m_t}
 \end{array}$$

donde:

$$A[\theta(B)] = \begin{array}{cc} 1-.76B^{12} & -.35B^7+.22B^{19} \\ 0 & 1-.72B^{12} \end{array}$$

$$y \quad |\theta(B)| = (1-.72B^{12})(1-.76B^{12})$$

lo que conduce, tras eliminar factores comunes aproximados, a las funciones de transferencia:

$$1) \quad \ln IPC_t = \frac{.35B^7}{1-.16B} \ln ALP_t + N_{p_t}$$

$$\nabla\nabla_{12}N_{p_t} = -.001 + \frac{1-.72B^{12}}{1-.16B} a_{p_t}$$

con ganancia .42 y función de respuesta al impulso:

$$\hat{D}_p(B) = .35B^7 + .06B^8 + \dots$$

2) $\nabla\nabla_{12}\ln ALP_t = (1-.76B^{12})a_{m_t}$, donde ALP_t vendría explicada únicamente por su propio pasado.

BIBLIOGRAFIA

Boletín Económico del Banco de España.

Boletín Estadístico del Banco de España.

Espasa, A. y Salaverría, J. (1988): "Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura monetaria en la economía española". Boletín Económico del Banco de España.

Friedman, M. (1969): "Supply of money and changes in prices and output". The Optimum Quantity of Money. Ed Macmillan.

Informes anuales del Banco de España.

Jenkins, G.M. & Alavi, A.S. (1981) "Some aspects of modelling and forecasting multivariate time series" Journal of Time Series Analysis, vol. 2 nº1.

Jenkins, G.M. & McLeod, G. (Editors) (1983) "Case Studies in Time Series Analysis. Volume 1", Time Series Library.

Manzano, M.C. y Espasa, A. (1986) "Un análisis cuantitativo de la relación entre política monetaria y tasa de inflación en España".

Ministerio de Economía y Hacienda (1988): "Apuntes y Documentos Económicos. Economía Española. Series Históricas.

Notas al Boletín Estadístico (1987).

Novales, A. (1987) "La controlabilidad de los agregados monetarios", Papeles de Economía Española, nº32.

Pierce, D.A. (1977) "Relationships-and the Lack Thereof-between Economic Time Series, with Special Reference to Money and Interest Rates" Journal of the American Statistical Association, Vol. 72.

Treadway, A.B. (1979) "La inflación y la política monetaria en España: aplicaciones al enfoque Box-Jenkins", Cuadernos Económicos del ICE, nº11-12.

Treadway, A.B. (1986) "Los efectos de la expansión monetaria sobre la economía real española".

Trujillo, J.A. y Cuervo-Arango, C. (1988) El sistema financiero español: flujos, mercados e intermediarios financieros, Ed. Ariel, Barcelona.