



FEDEA

FUNDACION DE ESTUDIOS DE
ECONOMIA APLICADA

JORGE JUAN, 46
28001 MADRID
TELS. 435 04 01 / 91
FAX: 577 95 75

**LOS TIPOS DE INTERES Y
LAS SORPRESAS MONETARIAS***

por

Marta Campillo**

Documento de Trabajo 91-13

Junio 1991

* Agradezco a A. Novales y a J. Pérez-Campanero sus valiosos comentarios y sugerencias. Ninguno de ellos es responsable de los errores que pudieran existir en el presente documento.

** FEDEA

1. INTRODUCCION

La motivación inicial de este trabajo es analizar la evidencia existente acerca de la influencia que tienen los agregados monetarios sobre los tipos de interés del mercado interbancario. En particular nos interesa estudiar el efecto de cambios inesperados (sorpresas) en estas variables sobre los tipos de interés.

La teoría monetaria, suponiendo que el tipo de interés es un coste de oportunidad de la medida de dinero utilizada, predice un signo negativo para la relación dinero-tipos de interés a través de la función de demanda de dinero, en la que la relación de causalidad iría de los tipos hacia la cantidad de dinero. Por otra parte, aumentos en la liquidez deben ir acompañados de caídas en los tipos para restablecer el equilibrio en el mercado monetario; de nuevo el signo es negativo, pero ahora con causalidad inversa. Todo lo anterior debe entenderse referido a agregados como M1, M2, M3, o M4 más que al agregado de intervención (activos de caja del sistema bancario o base monetaria).

En nuestro análisis de determinación de los tipos de interés se incluyen, además de un agregado monetario otras variables, como los precios de consumo y la renta. La inclusión de estas variables responde parcialmente a la propuesta monetarista acerca de la posibilidad de existencia de un efecto precios ($P = P(M)$, $P' > 0$) que, provocado por un shock en la oferta de dinero, afecta a los tipos de interés en dirección opuesta al propio efecto directo de ese shock sobre los tipos de interés expuesto en el párrafo anterior (único efecto tenido en cuenta por los keynesianos).

Además del efecto vía precios hay otras razones por las que el efecto sugerido por los keynesianos puede ser menor como, por ejemplo, la dependencia negativa de la renta respecto de los tipos de interés, lo que provocaría que al caer los tipos se estimulara la demanda agregada, lo que haría aumentar también la demanda de saldos reales y con ello los tipos de interés, de modo que se restableciera el equilibrio en el mercado de dinero.

Aunque el razonamiento seguido para la inclusión de las variables está fundamentado en distintas teorías, la finalidad de este trabajo no es contrastar ninguna de ellas (de hecho, se trata de un análisis de forma reducida), sino intentar caracterizar las respuestas de los tipos de interés a los posibles efectos de las sorpresas en las distintas

variables incluidas en el modelo. Trataremos de estudiar no sólo el signo de la respuesta, sino también ver si ésta es transitoria, o si se puede hablar de una respuesta dinámica suavizada a lo largo de un cierto número de períodos.

Cada uno de estos resultados tiene una implicación sobre la capacidad que la política monetaria tiene de alterar los tipos de interés. Si la respuesta a una sorpresa monetaria es transitoria (es decir, si se espera que vaya seguida de un ajuste en sentido contrario), los tipos futuros esperados no variarán. Por otro lado, cuanto más permanente sea la respuesta al cambio monetario, más duraderos serán los efectos sobre los tipos de interés.

La metodología empleada para realizar el análisis consistió en la estimación de modelos vectoriales autorregresivos, cuya interpretación, como la de todo modelo de forma reducida, no está exenta de dificultades. Sin embargo no debemos olvidar que nuestra finalidad no es llevar a cabo un análisis estructural fundamental. Por contra, esta especificación nos proporciona la ventaja de que incorpora, aunque sea implícitamente, las posibles relaciones de simultaneidad entre los tipos de interés, los agregados monetarios, los precios de consumo y la renta, y además nos permite analizar las funciones de respuesta que estábamos buscando.

El esquema de este trabajo es el siguiente. En la sección 2 se presentan los supuestos estadísticos necesarios para poder interpretar el modelo separando los efectos producidos por los componentes esperados y los no esperados. En la sección 3 se lleva a cabo la descripción de los datos y las variables que se van a utilizar en el trabajo. La sección 4 se dedica a la búsqueda de la especificación más adecuada para los modelos presentados, y al comentario de los resultados. Finalmente, se termina exponiendo las conclusiones principales obtenidas en el trabajo.

2. EL MODELO

El método utilizado parte de la estimación de un modelo de forma reducida de vectores autorregresivos (VAR) para el vector formado por las variables: agregado monetario, tipos de interés, precios y renta. Como es sabido, la interpretación de dicho sistema depende del orden de las variables. En nuestro caso, en que se considera que los efectos monetarios son los más importantes, se optó por la ordenación mencionada. En cualquier caso, si la correlación existente entre los residuos de las distintas ecuaciones fuera pequeña, un cambio en dicha ordenación no alteraría las funciones de respuesta obtenidas.

Siguiendo la propuesta de McGee y Stasiak (1985) veamos las hipótesis que son necesarias para poder hacer una interpretación del VAR en la que se puedan distinguir los efectos de los componentes esperados y de los componentes no esperados (sorpresas) de las variables.

Dada la forma matricial:

$$\begin{pmatrix} M_t \\ r_t \\ P_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{11}(B) & \alpha_{12}(B) & \alpha_{13}(B) & \alpha_{14}(B) \\ \alpha_{21}(B) & \alpha_{22}(B) & \alpha_{23}(B) & \alpha_{24}(B) \\ \alpha_{31}(B) & \alpha_{32}(B) & \alpha_{33}(B) & \alpha_{34}(B) \\ \alpha_{41}(B) & \alpha_{42}(B) & \alpha_{43}(B) & \alpha_{44}(B) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} M_t \\ r_t \\ P_t \\ Y_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix}$$

donde $\alpha_{ij}(B)$ son polinomios en el operador de retardos B .

Para identificar esta representación VAR se hacen los siguientes supuestos:

- a) $\alpha_{ij}(0) = 0$
- b) $\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0$ para todo $t \neq s$ y $i, j = 1, 2, 3, 4$

Estas condiciones de indentificación dicotomizan el pasado del presente. Toda la influencia del pasado sobre las realizaciones presentes la recogen los polinomios de retardos. Esto lo garantizan por un lado, la condición acerca de la covarianza de los

términos de error, que no permite más que la correlación contemporánea entre las innovaciones y, por otro lado, la condición que garantiza que en los polinomios de retardos el término contemporáneo es cero ($\alpha_{ij}(0) = 0$). Estas condiciones también indican que

la posible correlación contemporánea entre las variables se ejerce a través de las innovaciones. Según esto, los valores pasados de las variables que aparecen en los polinomios de retardos representan el efecto esperado de éstas sobre la variable dependiente correspondiente. Por otra parte, las sorpresas en las variables sólo influyen en las variables dependientes a través de la correlación contemporánea entre las innovaciones.

En el caso de que los componentes no anticipados persistan uno o más períodos, sería difícil separar el efecto del componente esperado de las sorpresas, puesto que ambos estarían recogidos en los polinomios α_{ij} . Como solución a este problema McCallum (1979) propuso asumir que hay un desfase de tan sólo un período en la recepción de información acerca de los componentes no anticipados y los anticipados de las distintas variables, de forma que las innovaciones presentes son puramente no anticipadas, y las pasadas se suponen completamente conocidas, por lo que estas últimas se incluirán en los componentes anticipados del modelo. Bajo este supuesto, la representación VAR permite dicotomizar entre efectos esperados y sorpresas de las variables. Si las innovaciones pasadas permanecen desconocidas durante más de un período, aunque sea parcialmente, entonces los polinomios $\alpha_{ij}(B)$ recogerán tanto efectos esperados como no esperados.

Como hacen McGee y Stasiak, adoptamos la solución de McCallum de suponer un retraso de tan sólo un retraso en la recepción de la información estadística. Este no es un supuesto tan descabellado, ya que en el caso del índice de precios al consumo (IPC) el retraso es de menos de un mes, y en el caso del índice de producción industrial (IPI) de algo menos de dos meses¹.

¹También pensamos que es perfectamente posible que retardos en las sorpresas de más de un período tengan influencia en las variables dependientes del modelo por retrasos en la disponibilidad de datos exactos. Como sucede, por ejemplo, al producirse revisiones de datos provisionales.

3. LOS DATOS

Nuestra elección final de variables fue:

* Los tipos de interés a tres meses de los depósitos en el mercado interbancario, calculados como medias de datos diarios. El plazo elegido se considera lo suficientemente largo como para que dichos tipos recojan algo más que simplemente las intervenciones de la autoridad monetaria, y lo suficientemente corto para que no se hayan anulado los posibles efectos de los agregados monetarios, precios y renta que buscamos.

Debido a la gran variabilidad de los tipos de interés, resulta muy complicado explicar las variaciones que se producen de un período a otro, por lo que decidimos estudiar la evolución de un perfil suavizado de la serie. Una posible explicación está relacionada con los dos objetivos en relación a los tipos de interés que, según Argandoña (1987), tiene la política monetaria: a) reducción de los niveles de los tipos de interés, cuya finalidad es conseguir la reducción de las fluctuaciones cíclicas de producción y empleo, y moderación de la inflación, y b) reducción de la volatilidad de los tipos, de modo que se contribuya al desarrollo ordenado de los mercados financieros (aparte de objetivos relacionados con la balanza de pagos y el tipo de cambio). Debido a las variables explicativas que se incluyen en el modelo, y al hecho de la posible existencia de simultaneidad, podría aceptarse que la característica de los tipos que pueden explicar las variables incluidas sería los niveles y no la volatilidad, por lo que, en definitiva, utilizamos como variable endógena un suavizado de los tipos.

Para ello, como aproximación de los niveles se tomó la tendencia de la serie calculada como un suavizado mediante medias móviles. Se ensayaron distintas definiciones de medias móviles, centradas y no centradas. En el artículo todos los resultados están referidos a la media móvil de orden siete no centrada y con ponderación lineal².

² Media Móvil =
$$\frac{X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3} + X_{t-4} + X_{t-5} + X_{t-6}}{7}$$

La elección de la media móvil no centrada, se hizo porque es claro que condicionada a la información disponible en t , existe una relación biunívoca entre las previsiones del tipo de interés y de su media móvil no centrada para el período siguiente.

El orden de la media móvil elegido, asegura un suavizado suficiente de la serie, aunque claramente, habría otras posibilidades alternativas. Asimismo, se podrían haber utilizado ponderaciones decrecientes en la construcción de la media móvil.

Al final de esta sección se presentan los gráficos de las series en niveles y con la transformación con que se incluyen en el modelo. En este último caso se presentan tanto la serie original, como la corregida³.

* La relación entre tipos de interés y agregado monetario variará dependiendo del agregado monetario que se estudie. El banco emisor controla la base monetaria, y no es claro que la transmisión de las fluctuaciones en la base monetaria a los agregados monetarios más amplios sea independiente del mecanismo de control monetario puesto en efecto. En Novales (1988) y (1990) se proporciona evidencia acerca de que el multiplicador monetario no es independiente de tales intervenciones. Por esta razón, en un primer momento se escogió como agregado monetario el de intervención, activos de caja del sistema bancario (ACSB). Adicionalmente se repitió el análisis para otro agregado monetario más amplio, los activos líquidos en manos del público (ALP), precisamente el utilizado por la autoridad monetaria como referencia para llevar a cabo su política.

Se realizó una corrección en el año 1984 para la serie de los activos de caja del sistema bancario, dado que en ese año se produjo un cambio en la definición del agregado monetario que utilizaba la autoridad monetaria como referencia para realizar la política monetaria, pasó de ser M3 a ser ALP.

³Todas las correcciones realizadas se hicieron restando a cada serie original el valor estimado de la correspondiente intervención en un modelo univariante.

Con estas correcciones no se pretendían eliminar todos los valores atípicos de las series, sino tan sólo aquellas que por su magnitud pudieran distorsionar el análisis y que tuvieran una interpretación determinista. Por otro lado no tendría sentido eliminarlos todos ya que pretendemos estudiar las respuestas a sorpresas en las variables, y en la medida en que dichos valores atípicos se deban a sorpresas, no deberían ser corregidos.

La serie de activos líquidos en manos del público también tuvo que ser corregida. Las entidades bancarias, atraídas por las ventajas fiscales y de exención del coeficiente de caja de las transferencias frente a las participaciones de activos, y basándose en una interpretación muy laxa de la circular del Banco de España 22/1987 que regulaba el balance y cuenta de resultados de las entidades bancarias, contabilizaban como transferencias muchas operaciones que no suponían una enajenación completa de los activos transferidos. En julio de 1989, el Banco de España publicó la circular 13/1989, en la que se definía con mayor precisión las características que debían reunir las operaciones de cesión de activos bancarios para clasificarse como transferencias y así poder beneficiarse de la exención del coeficiente de caja. Esta nueva normativa produjo una profunda reclasificación contable y, en consecuencia, un trasvase de fondos desde transferencias de activos hacía instrumentos incluidos en los ALP⁴.

* Indice de precios al consumo (IPC) como variable precios. Para su inclusión en el modelo esta serie fue corregida del efecto IVA (impuesto sobre valor añadido) que entró en vigor en enero de 1986.

* Indice de producción industrial (IPI) como indicador de renta. Se corrigió del efecto Pascua porque se pensó que su presencia podía distorsionar el análisis. Esta serie tiene problemas obvios debido a la fuerte estacionalidad que presenta.

Los datos utilizados son de periodicidad mensual. En cuanto a las transformaciones realizadas, siguiendo la práctica habitual en trabajos empíricos sobre tipos de interés, sus variaciones se incluyen en el modelo en diferencias absolutas. Las demás variables aparecen en primeras diferencias de las tasas interanuales. Esto se ha hecho así porque es más razonable pensar que, a la hora de llevar a cabo su política, la autoridad monetaria presta atención a la variación que se haya producido en las variables relevantes en el último año, y no tanto en la que se haya producido en el último mes, puesto que ésta puede verse alterada por situaciones coyunturales.

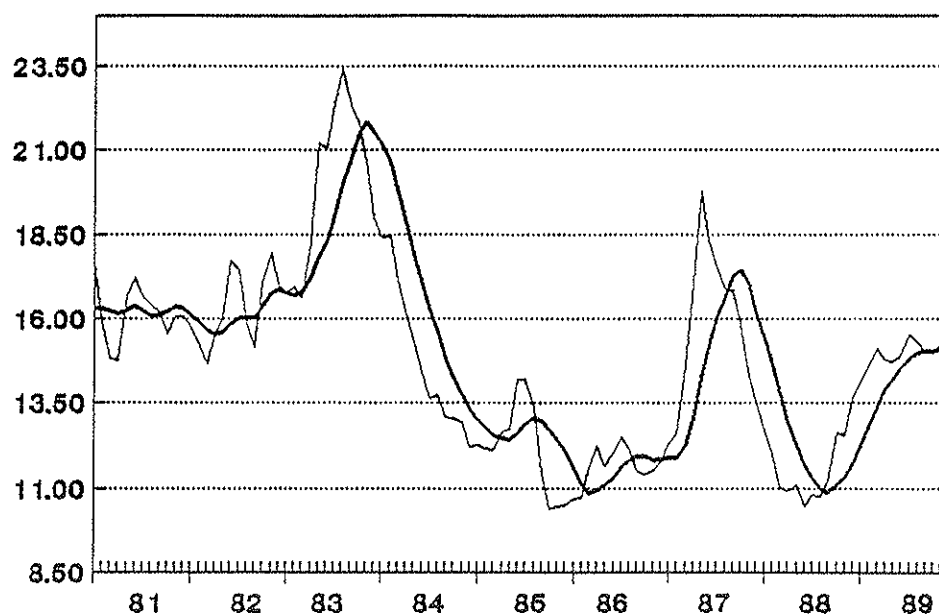
Las estimaciones se realizaron para el período comprendido entre mayo de 1981 a diciembre de 1989. Parece claro que a lo largo del período muestral del estudio, se

⁴ Ver Boletín Económico del Banco de España, Febrero 1990 "ALP, incorporación de las transferencias de activos privados y nuevos factores estacionales".

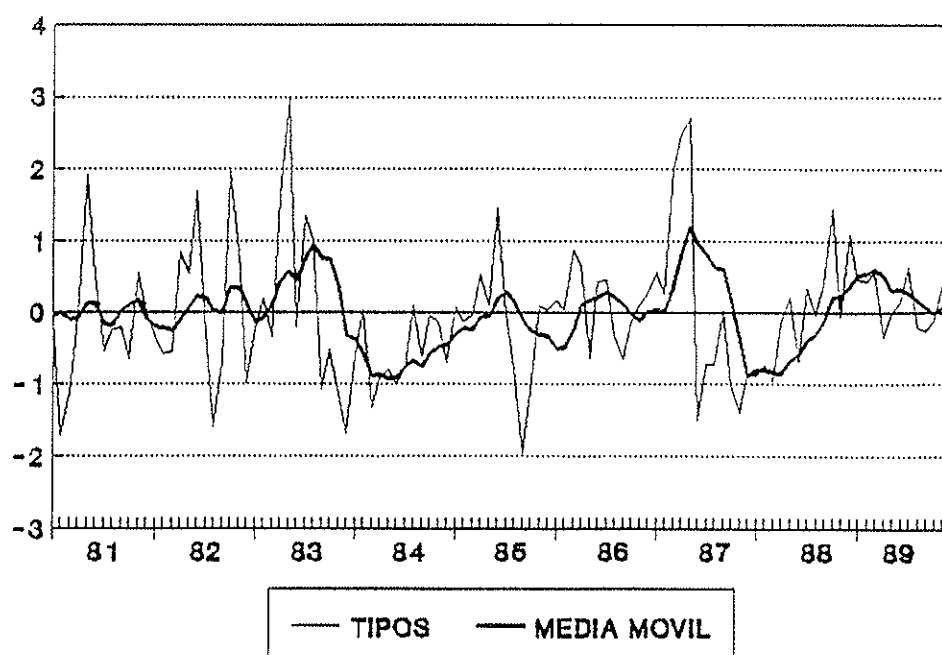
produjo un cambio de régimen en la variable instrumental de control monetario⁵, pasando de ser los activos de caja del sistema bancario a ser los tipos de interés a muy corto plazo. En nuestras estimaciones no se subdividió la muestra por esta causa, ya que no había indicios de cambio de comportamiento en las variables utilizadas y porque pensamos que el cambio no fue radical, sino progresivo, de forma que en ocasiones probablemente hubo políticas de tipo mixto. Por todo esto, a la hora de interpretar los resultados obtenidos trataremos de encontrar qué política es consistente con los mismos.

⁵Véase Escrivá y Santos (1991).

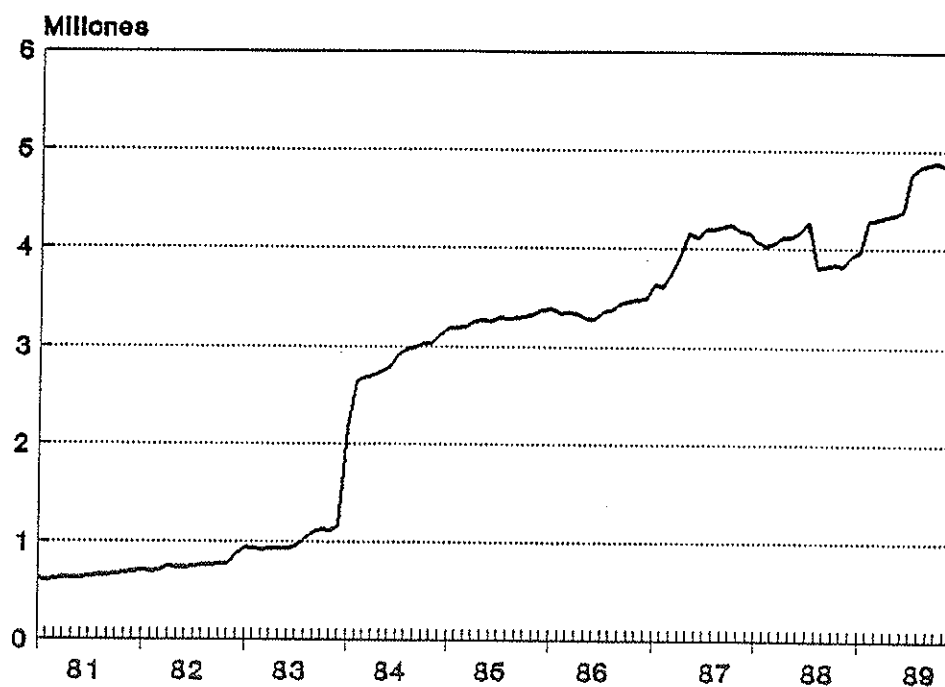
Tipos de Interés a Tres Meses y Media Móvil



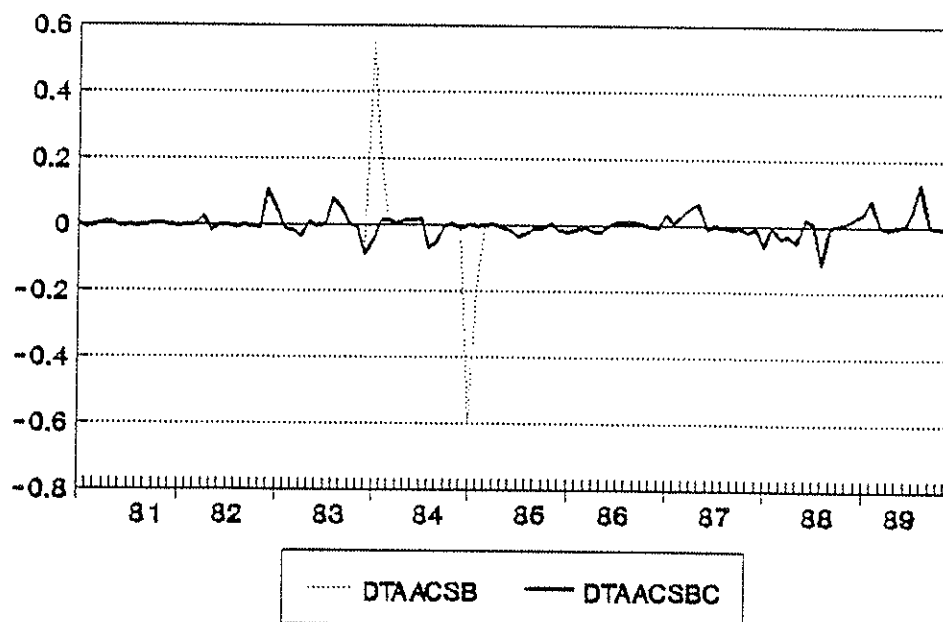
Diferencia de los Tipos y la Media Móvil



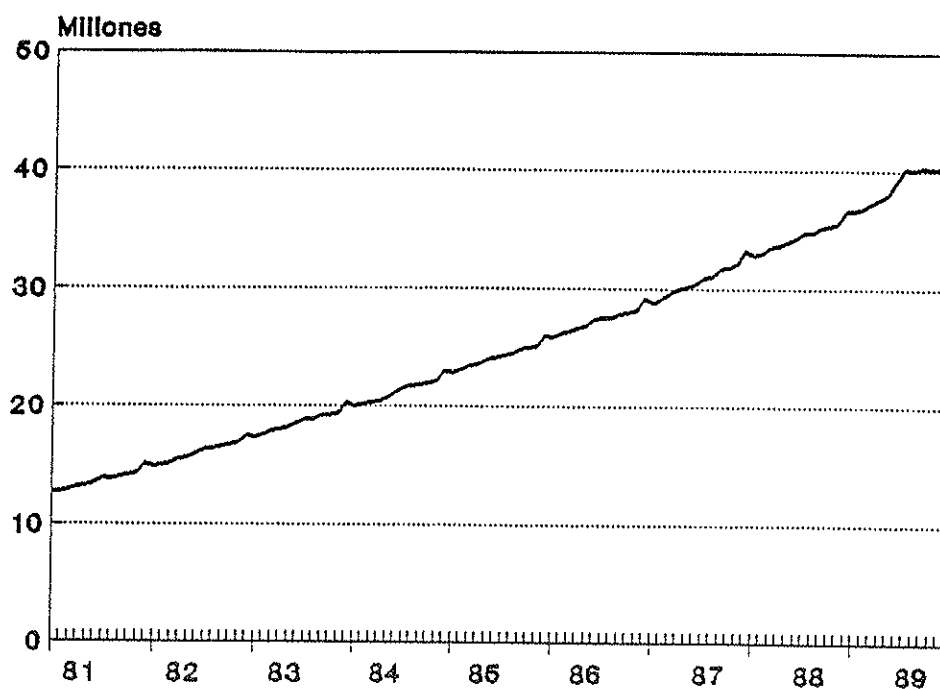
Activos de Caja del Sistema Bancario



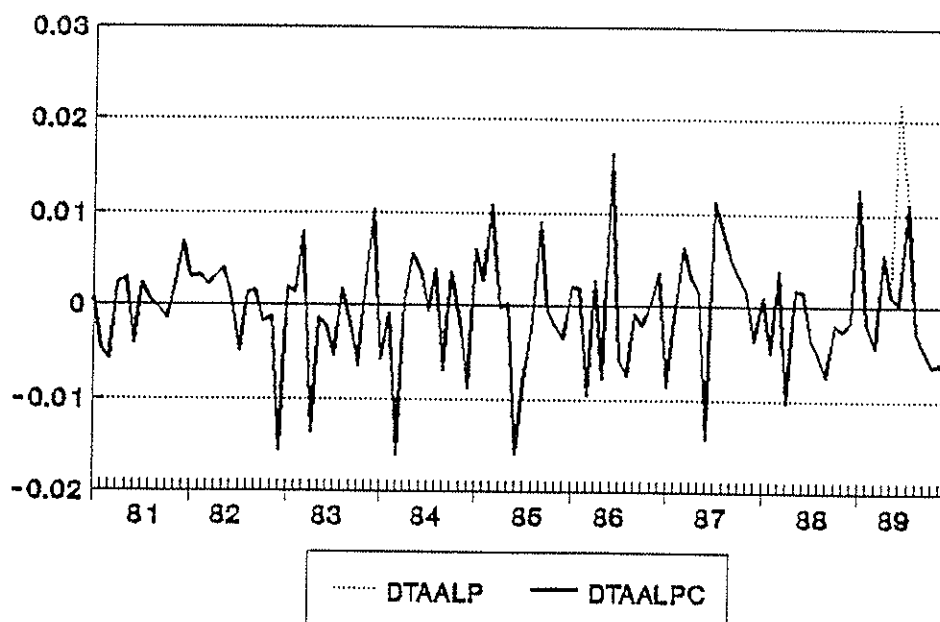
Diferencia de la Tasa Interanual de los ACSB Corregidos y sin Corregir



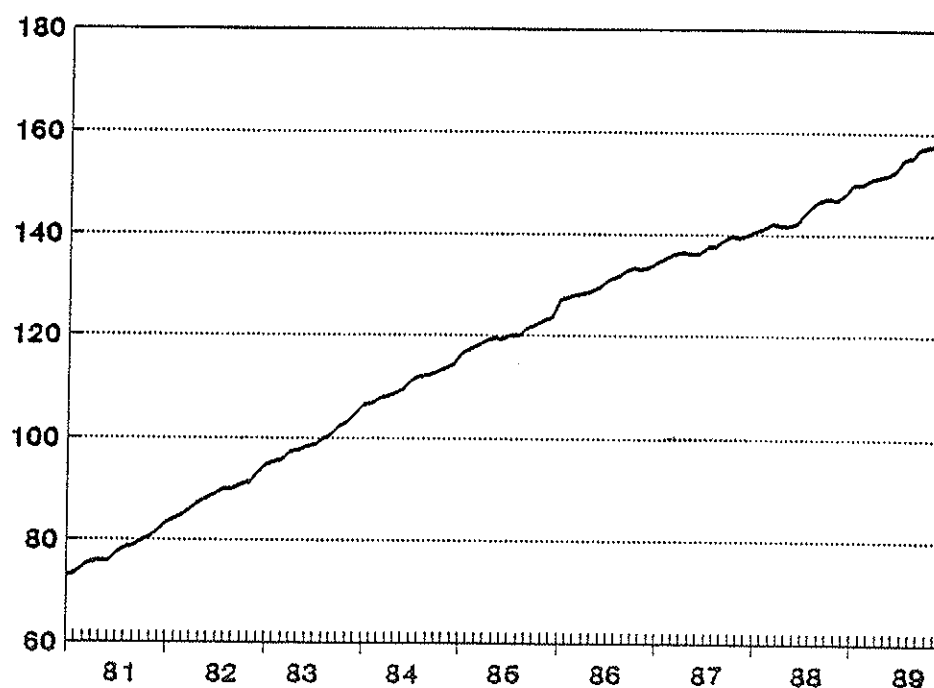
Activos Líquidos en Manos del Público



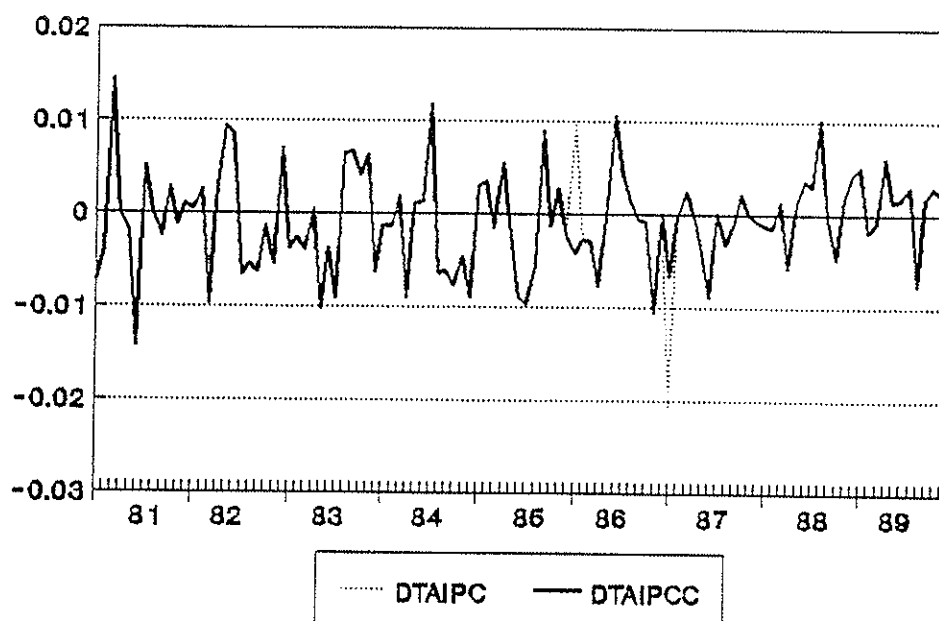
Diferencia de la Tasa Interanual de los ALP Corregidos y sin Corregir



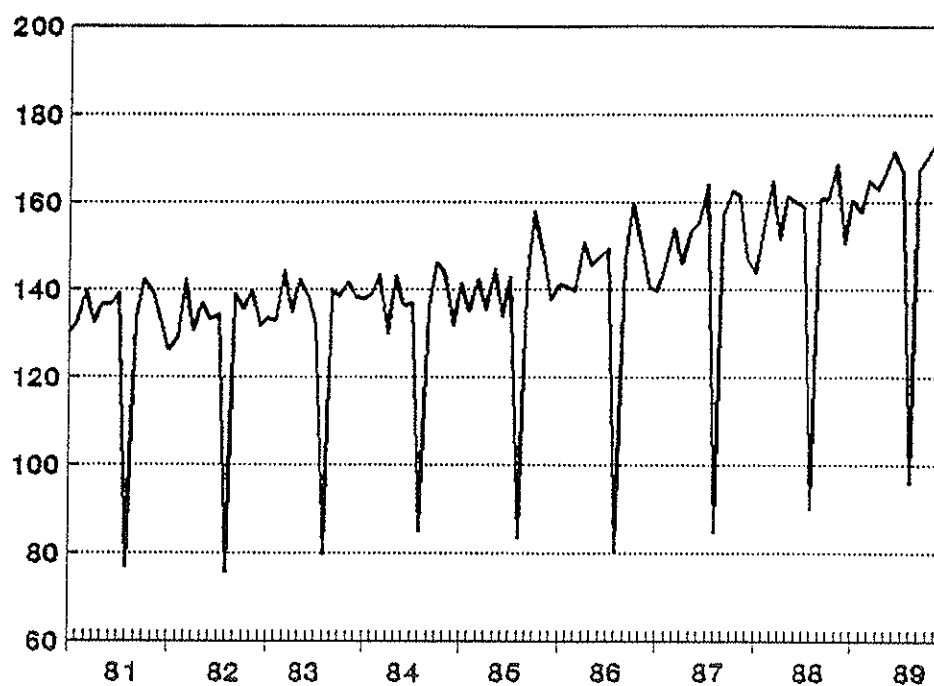
Indice de Precios al Consumo



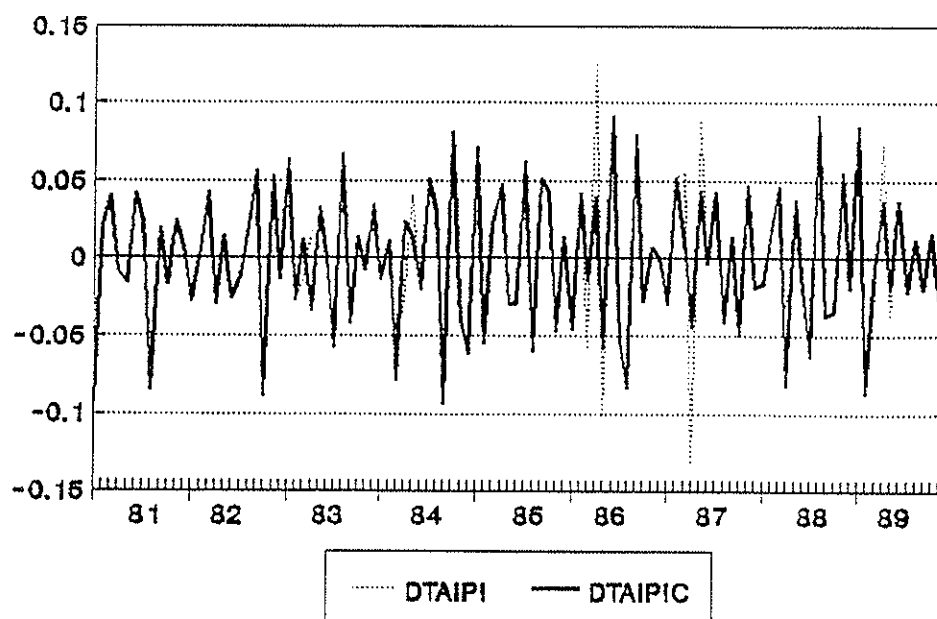
Diferencia de la Tasa Interanual del IPC Corregido y sin Corregir



Indice de Producción Industrial



Diferencia de la Tasa Interanual del IPI Corregido y sin Corregir



4. ESPECIFICACION Y RESULTADOS

4.1. Modelo con activos de caja del sistema bancario.

El procedimiento seguido consistió en un primer momento, en la estimación de un sistema en el que se incluían el mismo número de retardos en todas las variables. Se probó con 3, 4, 6, 7, 8 y 12 retardos. La elección del número de retardos más adecuado se hizo en base a la ausencia de autocorrelación en los residuos⁶. En el caso de 12 retardos, tanto el test de la Q de Ljung-Box, como el estadístico Durbin-Watson indicaban la no existencia de autocorrelación para las ecuaciones de tipos de interés, precios y renta. Además, los valores obtenidos de estos estadísticos eran casi siempre mejores a los obtenidos con otras especificaciones, por lo que se escogió esta longitud de retardos.

TABLA 1

TEST DE AUTOCORRELACION DE LOS RESIDUOS

	Ecuación ACSB		Ecuación Tipos		Ecuación Precios		Ecuación Renta	
	Q(30)	DW	Q(30)	DW	Q(30)	DW	Q(30)	DW
VAR 3	46,42	2,05	53,30	1,98	45,32	1,90	67,73	2,03
VAR 4	40,46	2,03	44,31	2,02	55,62	2,05	72,08	2,07
VAR 6	40,82	2,00	46,86	2,03	36,61	2,02	55,19	1,92
VAR 7	44,42	2,16	44,37	1,98	34,64	1,97	47,45	2,09
VAR 8	43,12	2,08	43,98	1,86	36,33	2,01	42,95	1,81
VAR 12	51,25	1,76	35,58	2,03	21,55	1,90	33,60	1,94
VAR 12 Restringido	36,96	1,76	38,15	1,85	16,26	2,02	40,94	1,91

NOTA: Se acepta H_0 a un nivel de significación del 5% en todos los casos del VAR 12 restringido.

⁶También se realizaron contrastes de razón de verosimilitudes, pero se llegaba a modelos con muy pocos retardos, lo que contradecía lo sugerido por la aparente estructura de correlación serial de los residuos

Tan sólo en el caso de la ecuación de activos de caja del sistema bancario los resultados del test Q eran peores que los de las demás especificaciones. Sin embargo, una vez restringido el modelo el problema de la autocorrelación en esta ecuación mejoraba sensiblemente por lo que se optó por el VAR de doce retardos como punto de partida para el análisis posterior.

En la segunda especificación se restringió el modelo eliminando los retardos de las variables cuyos coeficientes tuviesen un estadístico t de Student menor a 1,5, valor al cual se rechazaría la hipótesis nula, a un nivel de significación del 10%, dados los grados de libertad del modelo. Las estimaciones de este modelo restringido se realizaron con el método de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE).

Como ejemplo, la ecuación de los tipos de interés estimada del modelo restringido fue la siguiente:

$$\begin{aligned}
 & \left(\begin{array}{cccc} 1-1,2619B & + 0,3500B^2 & + 0,3997B^7 & - 0,3354B^8 \end{array} \right) r_t = \\
 & \quad \quad \quad \begin{array}{cccc} (15,98) & (-4,33) & (-4,99) & (4,28) \end{array} \\
 = & -0,0100 + (0,0069B^2 - 0,0125B^{11}) M_t - (0,0444B^3 + 0,0569B^8) P_t - 0,0520B^4 Y_t \\
 & \quad \quad \quad \begin{array}{ccccccc} (-0,71) & (1,52) & (-2,52) & (-1,75) & (-2,21) & & (-1,68) \end{array}
 \end{aligned}$$

donde las cifras entre paréntesis son los valores de los test t.

Por simplicidad en la tabla 2 se recogen los órdenes de retardos que aparecen en todas las ecuaciones del modelo. Los gráficos de residuos de las cuatro ecuaciones y sus respectivas funciones de autocorrelación simple y parcial se incluyen al final del apartado. Estas funciones de autocorrelación no deben de estudiarse como las de un modelo univariante. Si quedara algo de estructura sería difícil modelizarla porque no podríamos saber al pasado de que serie sería debido.

TABLA 2

RETARDOS DEL MODELO RESTRINGIDO

	Ecuación ACSB	Ecuación Tipos	Ecuación Precios	Ecuación Renta
ACSB	2,9,12	2,11	7	8,10
Tipos	1	1-2,7-8	6,9-10	1,6
Precios	7-8,11	3,8	3,7,10,12	2,6
Renta	4-8	4	2	1-8

Se realizó un test de hipótesis contrastando la significatividad por cada bloque de retardos con el fin de comprobar la existencia o no de efectos a corto plazo. Los resultados también nos dan idea acerca de las relaciones de causalidad y por tanto del posible problema de simultaneidad. Esto se hizo tanto para el modelo completo como para el restringido, obteniéndose mejores resultados en éste último ya que se han eliminado las variables superfluas que debilitaban el poder de los contrastes dejándose sólo los retardos que contribuían a eliminar la estructura de autocorrelación de los residuos. En la tabla 3 sólo se incluyen los resultados para el modelo restringido.

TABLA 3

TEST POR BLOQUES DEL MODELO RESTRINGIDO

H_0 : bloque de coeficientes = 0

Bloques	Ecuación ACSB	Ecuación Tipos	Ecuación Precios	Ecuación Renta
ACSB	$\chi^2(3) = 48,62$	$\chi^2(2) = 7,68^*$	$\chi^2(1) = 11,96$	$\chi^2(2) = 5,86^{***}$
Tipos	$\chi^2(1) = 13,61$	$\chi^2(4) = 861,61$	$\chi^2(3) = 13,71$	$\chi^2(2) = 8,86^*$
Precios	$\chi^2(3) = 19,42$	$\chi^2(2) = 7,12^*$	$\chi^2(4) = 87,73$	$\chi^2(2) = 9,50$
Renta	$\chi^2(5) = 13,24^*$	$\chi^2(1) = 2,84^{***}$	$\chi^2(1) = 11,84$	$\chi^2(8) = 169,41$

NOTA: $\chi^2(k)$ donde k = número de restricciones.

Se rechaza H_0 al 1% de nivel de significación excepto en los casos con un asterisco que se rechaza al 5% y aquellos con dos asteriscos en que tan sólo se rechaza al 10%.

Según estos resultados se confirma con gran generalidad la significatividad de todos los bloques de retardos incluidos en el modelo. Esto indica que hay causalidad en todas las direcciones y que todo modelo de regresión estaría sujeto a problemas de simultaneidad importantes.

La interpretación del modelo está condicionada a que se cumplan los supuestos que hicimos al principio. En la especificación del modelo ya se tuvo en cuenta que no aparecieran variables contemporáneas en los polinomios de retardos. El supuesto $cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0$ para todo $t \neq s$ y $i, j = 1, 2, 3, 4$ se comprobó calculando las funciones de correlación cruzada entre las innovaciones de las cuatro ecuaciones. No se encontró ningún valor significativo a excepción de alguno de los contemporáneos.

Dichas correlaciones contemporáneas entre las innovaciones son importantes para determinar el orden adecuado de las variables del modelo. Dependiendo de esa ordenación el resultado de la factorización de Choleski, que se realiza para calcular las funciones de respuesta, variará. En este caso, las correlaciones existentes entre los residuos de las cuatro ecuaciones son tan pequeñas, que un cambio en la ordenación no alteraría las funciones de respuesta obtenidas.

TABLA 4

CORRELACIONES CONTEMPORANEAS ENTRE INNOVACIONES

	ACSB	Tipos	Precios	Renta
ACSB	1			
Tipos	0,2371	1		
Precios	0,1548	- 0,0350	1	
Renta	0,0179	0,0709	0,0738	1

Por otro lado, como se comentó en la sección 2, las sorpresas o componentes no esperadas de las variables sólo afectan a las variables dependientes a través de la correlación contemporánea entre los residuos. Los resultados obtenidos en este primer

modelo indican que los componentes no esperados tienen un efecto pequeño sobre las variables dependientes.

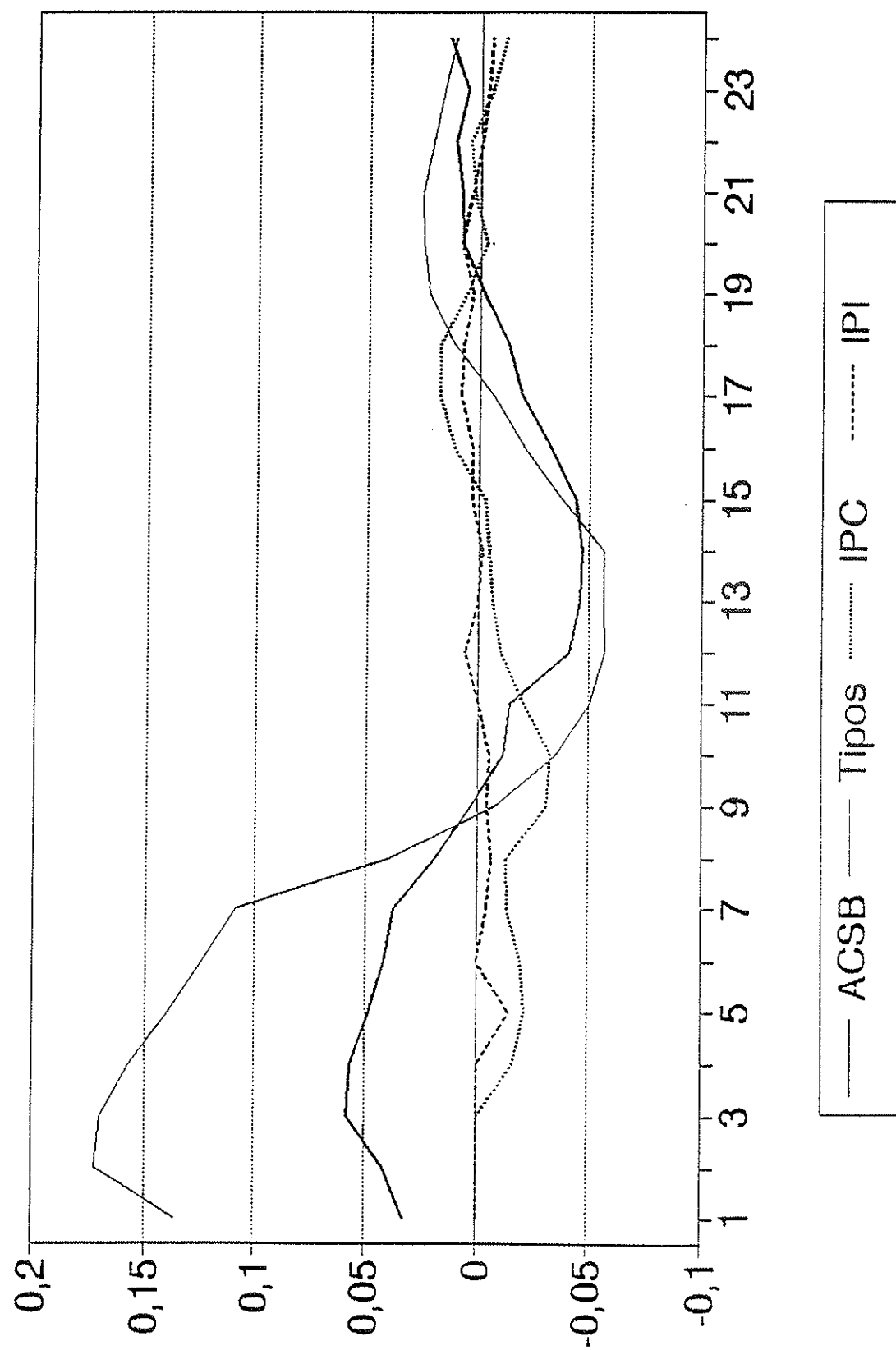
Centrándonos en los efectos sobre los tipos de interés, es importante comentar acerca de las funciones de respuestas de los tipos de interés ante shocks en las demás variables. En ellas se observa una clara influencia positiva de los activos de caja del sistema bancario sobre los tipos de interés con un valor máximo en el tercer retardo. Tanto los precios como la renta tienen influencia negativa pero muy pequeña, alcanzando el máximo más tarde. A más largo plazo estos tres efectos cambian de signo compensando lo anterior. Esto se produce alrededor del noveno mes para los activos de caja del sistema bancario, y aproximadamente al año para los precios.

Dado que las respuestas de los precios a un shock en las demás variables es la de una variable exógena⁷, la interpretación del efecto precios sobre los tipos de interés no reside en su relación con el agregado monetario vía ecuación de demanda de saldos reales, sino más bien en la existencia de un efecto Fisher, el cual sugiere que las tasas reales de rendimiento de los distintos activos financieros deben ser iguales entre sí; y el valor común, que no es sino la tasa de interés real de la economía variará tan sólo muy lentamente y únicamente a causa de variaciones estructurales de la economía, como podrían ser cambios en la tecnología disponible o en la preferencias de los agentes. En la medida en que el tipo de interés real fuera constante, el tipo de interés nominal estaría fundamentalmente determinado por las expectativas de inflación, siendo ésta una relación de signo positivo.

Sin embargo, hemos visto que el signo obtenido en la respuesta de los tipos de interés a un shock en precios es negativo. Una posible explicación será que al producirse el shock en los precios por un lado disminuye la capacidad adquisitiva de los agentes, y por otro, por el efecto Fisher se elevan los tipos de interés nominales. La autoridad monetaria para intentar contrarrestar tanto la pérdida de capacidad adquisitiva, como la subida de los tipos de interés inyecta liquidez en el sistema (ver ganancia positiva de precios en la ecuación de activos de caja) provocando así la caída de los tipos de interés. A largo plazo se obtiene una ganancia de -0,6653 lo que indica que no sólo consigue contrarrestar esos

⁷Es decir, la función de respuesta de los precios ante shocks en las demás variables son todas ellas no significativas.

Funciones de respuesta de los Tipos ante shocks en todas las variables



efectos sino que sobrepasa su objetivo. Todo esto es consistente con una política económica preocupada por la evolución de los tipos de interés.

El signo positivo de la respuesta de los tipos a un shock en los activos de caja del sistema bancario⁸ podría venir dado por el comportamiento intervencionista de la autoridad monetaria que, para controlar el crecimiento del agregado monetario ante aumentos no deseados del mismo, producirá restricciones monetarias y alzas en los tipos de intervención, y por la estructura intertemporal de los tipos de interés esto se transmitirá a los tipos de interés a más largo plazo. Es decir, con los activos de caja del sistema bancario la explicación de la relación tipos de interés-agregado monetario no es acomodaticia a través de la demanda de dinero para recuperar el equilibrio⁹, sino que se produce a través de las intervenciones de la autoridad monetaria¹⁰.

En cualquier caso, se podría pensar que, mientras que a corto plazo este efecto es positivo, la evolución de la cantidad de dinero, debería tener un efecto negativo a largo plazo sobre el tipo de interés. Sin embargo en el caso que nos ocupa, veremos que no podemos rechazar la hipótesis de que, a largo plazo, este efecto es nulo. En nuestro caso, la relación a corto plazo entre agregado monetario y tipos de interés es positiva en ambos sentidos de causalidad, si bien la influencia de shocks en los tipos de interés sobre los activos de caja del sistema bancario es muy pequeña. Esto puede ser debido a que el mercado de los tipos a tres meses es muy competitivo, y a que los tipos de interés a tres meses no son un coste de oportunidad adecuado de los activos de caja del sistema bancario, más bien lo sería el tipo de intervención de las subastas de préstamos de regulación monetaria.

⁸Como apunta Mauleón (1987), la existencia de una relación positiva entre el incremento de la cantidad de dinero y el tipo de interés también se ha detectado en otros países. Sin embargo Mauleón encontró esta relación con los activos líquidos en manos del público mientras que aquí se obtiene con los activos de caja del sistema bancario.

⁹Lo que cabría esperar de un agregado monetario más amplio.

¹⁰Cuando la causalidad es la inversa, es decir va desde los tipos de interés al agregado monetario, la relación a corto plazo también es positiva y la explicación es la misma, el comportamiento intervencionista de la autoridad monetaria, sólo que en este caso estaría más preocupado de la evolución de los tipos que la del agregado monetario. Ahora, ante aumentos no deseados de los tipos, inyectaría liquidez en el sistema y disminuiría los tipos.

En cuanto a los efectos inflacionistas que podrían producir las intervenciones de control monetario mencionadas, aparte de lo ya comentado respecto a las respuestas de los precios ante shocks en todas las variables, no hay más que observar las ganancias de la ecuación de precios en la tabla 5 para darse cuenta de que un shock en los activos de caja del sistema bancario tendría un efecto a largo plazo muy pequeño sobre los precios (-0,003) y en cualquier caso el signo es negativo. Este resultado es sorprendente desde una óptica monetarista, de acuerdo con la cual era de esperar era una ganancia casi unitaria. El problema podría ser que no estamos utilizando el agregado monetario más adecuado para captar tal relación. Por otro lado, no debemos olvidar que estamos trabajando con un sistema de ecuaciones en el que las relaciones son muy complejas.

En la tabla de ganancias¹¹ (tabla 5) se observa que los efectos a largo plazo sobre los tipos de interés son negativos en los casos del agregado monetario, precios y renta, siendo el de los precios el más importante. Los signos estimados no coinciden con los esperados en los casos de precios y renta, y sí lo hacen en el caso de los activos de caja del sistema bancario, aunque en este caso no se rechaza que la ganancia sea nula.

TABLA 5

GANANCIAS DEL MODELO RESTRINGIDO

 H_0 : ganancia = 0

	Ecuación ACSB	Ecuación Tipos	Ecuación Precios	Ecuación Renta
ACSB	—	- 0,0360*	- 0,0003	- 0,0022
Tipos	0,0202	—	0,0015*	0,0161
Precios	0,0364	- 0,6653	—	- 0,0149
Renta	- 0,0955	- 0,3412	- 0,0026	—

NOTA: * se acepta H_0 al nivel de significación del 5%.

Para comprobar la significatividad de estos resultados se realizó un test que consistió en contrastar la hipótesis nula de que las sumas de los coeficientes por bloques de

¹¹Dado que las variables del modelo no estaban medidas con unidades homogéneas, se realizó una corrección expresando todas las ganancias en las mismas unidades que los tipos de interés.

retardos en el caso de las variables explicativas con excepción de la dependiente retardada, era cero. Esto equivale a que la ganancia en cada uno de estos casos también es cero. El test se repitió para todas las ecuaciones. Los resultados indican que se acepta la hipótesis nula a un nivel de significación del 5% en dos casos:

a) en la ecuación de los precios, se acepta que la ganancia de los tipos es cero.

b) en la ecuación de los tipos de interés, se acepta que el efecto a largo plazo de los activos de caja del sistema bancario es cero. Es decir, en nuestro modelo hay evidencia consistente con la neutralidad del dinero a largo plazo. Se confirma el signo negativo de la influencia de los precios sobre los tipos de interés y por tanto se mantendría la explicación dada acerca de la consistencia de este resultado con una política estricta de tipos de interés.

Con respecto a las ganancias obtenidas en las demás ecuaciones sólo cabe añadir que no nos hemos preocupado sobre los signos obtenidos porque su influencia sobre las correspondientes variables dependientes es muy pequeña. Además no debemos olvidar que estamos tratando con un modelo de forma reducida y no con uno de forma estructural.

En resumen, se detecta:

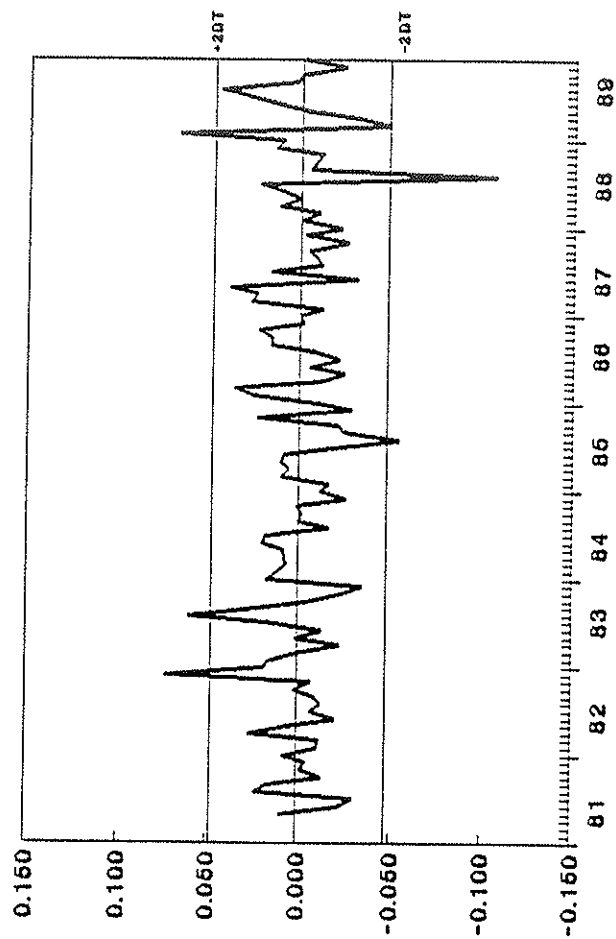
1.- Existencia de simultaneidad entre todas las variables que se incluyen en el modelo.

2.- Funciones de respuesta significativas de los tipos de interés a shocks en las demás variables, siendo los activos de caja del sistema bancario los que tienen una mayor influencia, con signo positivo, a corto plazo y los precios los que tienen mayor influencia a largo plazo, con signo negativo.

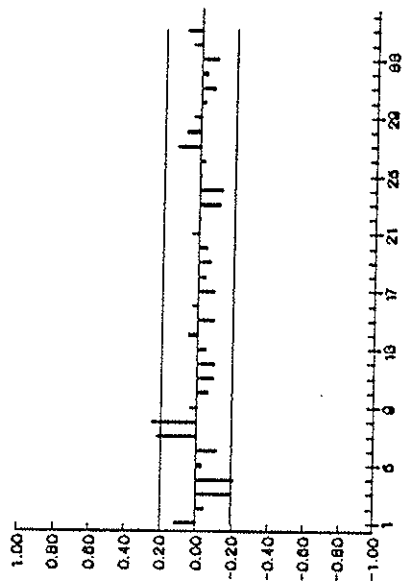
3.- Neutralidad del dinero sobre los tipos de interés a largo plazo.

4.- El efecto estimado de los precios sobre los tipos de interés se explica a través del efecto Fisher, y no a través de la relación entre precios y agregado monetario a través de la ecuación de demanda de saldos reales.

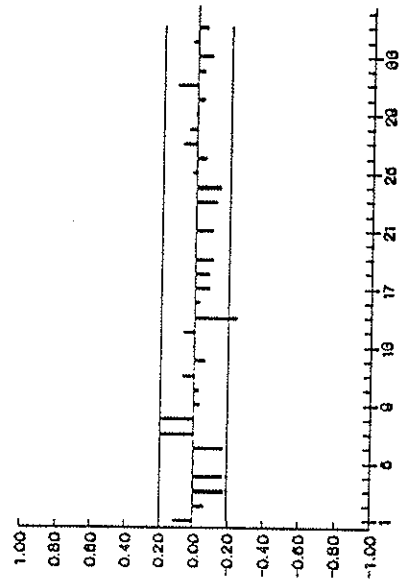
Residuos ecuación ACSB.



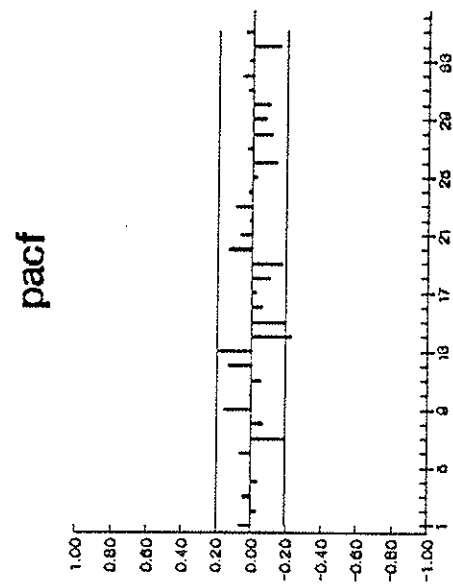
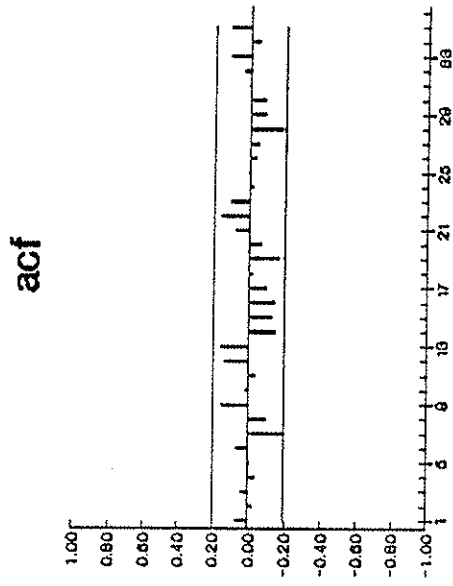
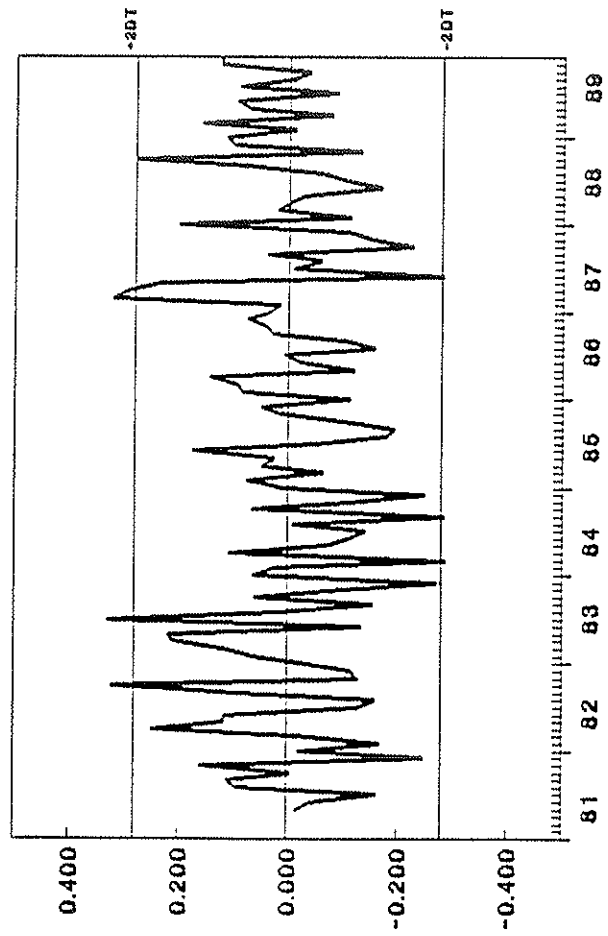
acf



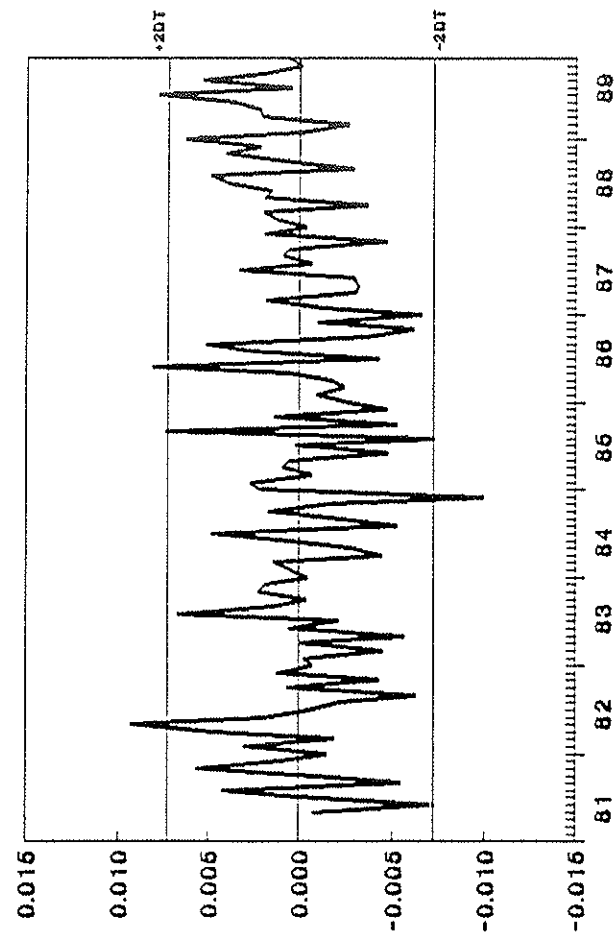
pacf



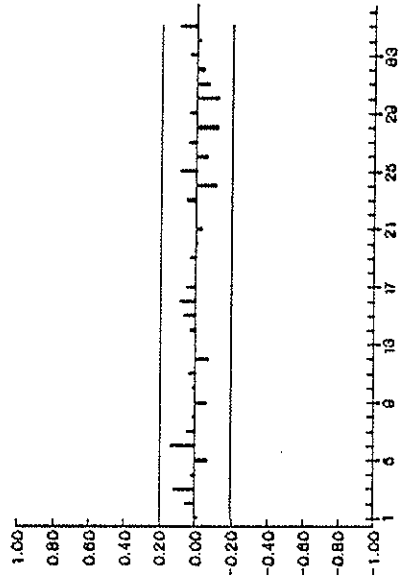
Residuos ecuación Tipos.



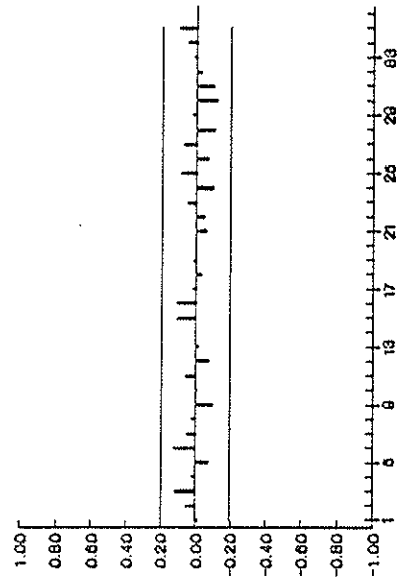
Residuos ecuación Precios.



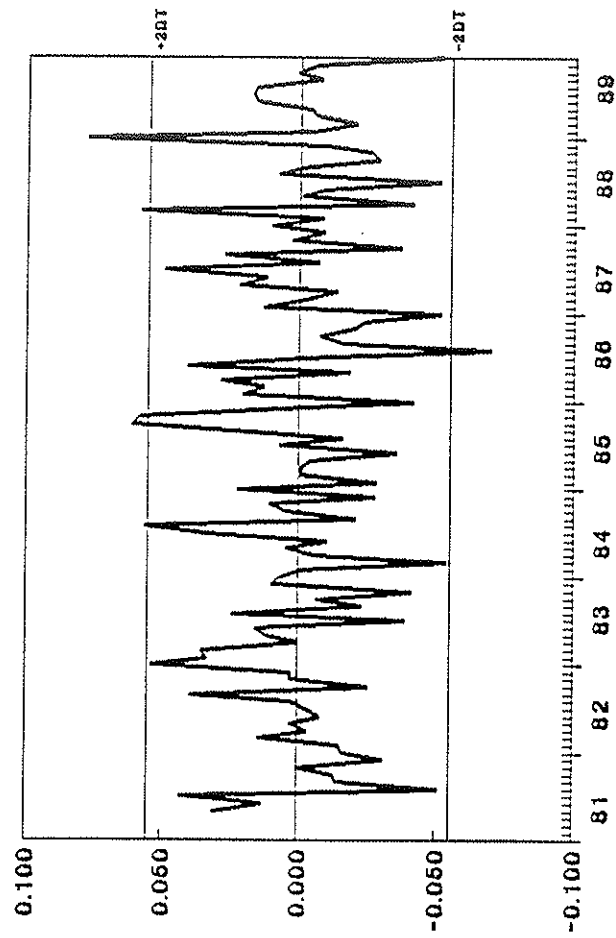
acf



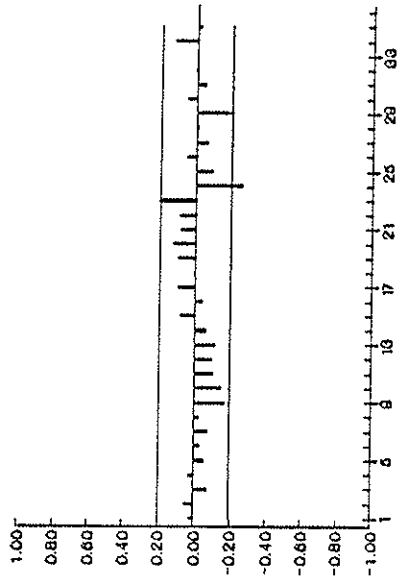
pacf



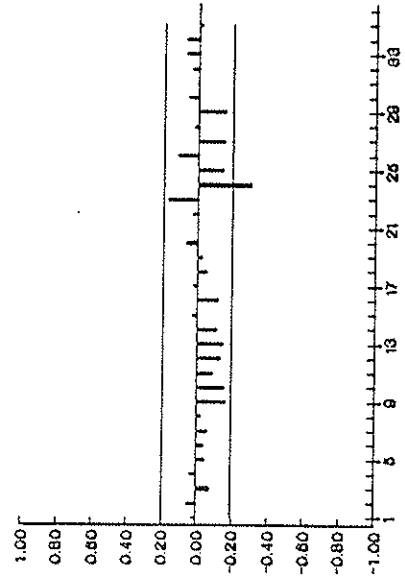
Residuos ecuación Renta.



acf



pacf



4.2. Modelo con activos líquidos en manos del público.

El procedimiento de estimación seguido fue el mismo que en el caso anterior. En las tablas 6 y 7 se recogen los resultados de los test de autocorrelación y los retardos que se incluyen en el modelo restringido.

TABLA 6

TEST DE AUTOCORRELACION DE LOS RESIDUOS

	Ecuación	ALP	Ecuación	Tipos	Ecuación	Precios	Ecuación	Renta
	Q(30)	DW	Q(30)	DW	Q(30)	DW	Q(30)	DW
VAR 12	16,71	1,94	41,03	2,09	15,29	1,94	31,97	1,81
VAR 12 Restringido	22,78	2,00	42,56	1,87	16,84	1,91	39,30	1,91

NOTA: se acepta H_0 a un nivel de significación del 5 % en todos los casos del VAR 12 restringido.

TABLA 7

RETARDOS DEL MODELO RESTRINGIDO

	Ecuación ALP	Ecuación Tipos	Ecuación Precios	Ecuación Renta
ALP	2,4,12	7	1,6,11	1,4
Tipos	1,3,5-6,8	1-2,7-8	6-7,9-10	2
Precios	9	3,8	1,3,7,9-10,12	6
Renta	1,3,5,9	2	2,4,8,12	1-8

La estructura de retardos obtenida es similar a la del modelo con activos de caja del sistema bancario. En algunas ecuaciones la longitud de ciertos polinomios de retardos aumenta, como es el caso de los tipos de interés en la ecuación del agregado monetario.

La ecuación de determinación de los tipos de interés estimada del modelo restringido fue la siguiente:

$$\begin{aligned}
 & (1 - 1,3437B + 0,4156B^2 + 0,3804B^7 - 0,3260B^8)r_t = \\
 & \quad (16,97) \quad (-5,06) \quad (-4,74) \quad (4,20) \\
 & = -0,0124 - 0,0714B^7 M_t - (0,0696B^3 + 0,0415B^8) P_t + 0,0873B^2 Y_t \\
 & \quad (-0,89) \quad (-2,96) \quad (-2,64) \quad (-1,66) \quad (2,77)
 \end{aligned}$$

donde las cifras entre paréntesis son los valores de los estadísticos t.

Los gráficos de residuos y las correspondientes funciones de autocorrelación simple y parcial se incluyen al final del apartado.

Se realizó el test de significación por bloques de retardos, cuyos resultados se incluyen en la tabla 8. Estos resultados indican que en este caso también aparece simultaneidad importante entre todas las variables del sistema.

TABLA 8

TEST POR BLOQUES DEL MODELO RESTRINGIDO

H_0 : bloques de coeficientes = 0

Bloques	Ecuación ALP	Ecuación Tipos	Ecuación Precios	Ecuación Renta
ALP	$\chi^2(3) = 50,42$	$\chi^2(1) = 8,77$	$\chi^2(3) = 10,97^*$	$\chi^2(2) = 10,73$
Tipos	$\chi^2(5) = 16,74$	$\chi^2(4) = 1087,67$	$\chi^2(4) = 25,77$	$\chi^2(1) = 8,48$
Precios	$\chi^2(1) = 7,18$	$\chi^2(2) = 8,79^*$	$\chi^2(6) = 108,97$	$\chi^2(1) = 5,61^*$
Renta	$\chi^2(4) = 16,16$	$\chi^2(1) = 7,72$	$\chi^2(4) = 37,36$	$\chi^2(8) = 122,09$

NOTA: se rechaza H_0 al 1% de nivel de significación excepto en los casos con un asterisco que se rechaza al 5%.

Los supuestos que se hicieron a priori se comprobaron como en el caso anterior. Se calculó la función de correlación cruzada de los residuos de las cuatro ecuaciones y se comprobó que tan sólo los contemporáneos eran significativos. En este caso la matriz de correlaciones contemporáneas es la siguiente:

Funciones de respuesta de los Tipos ante shocks en todas las variables

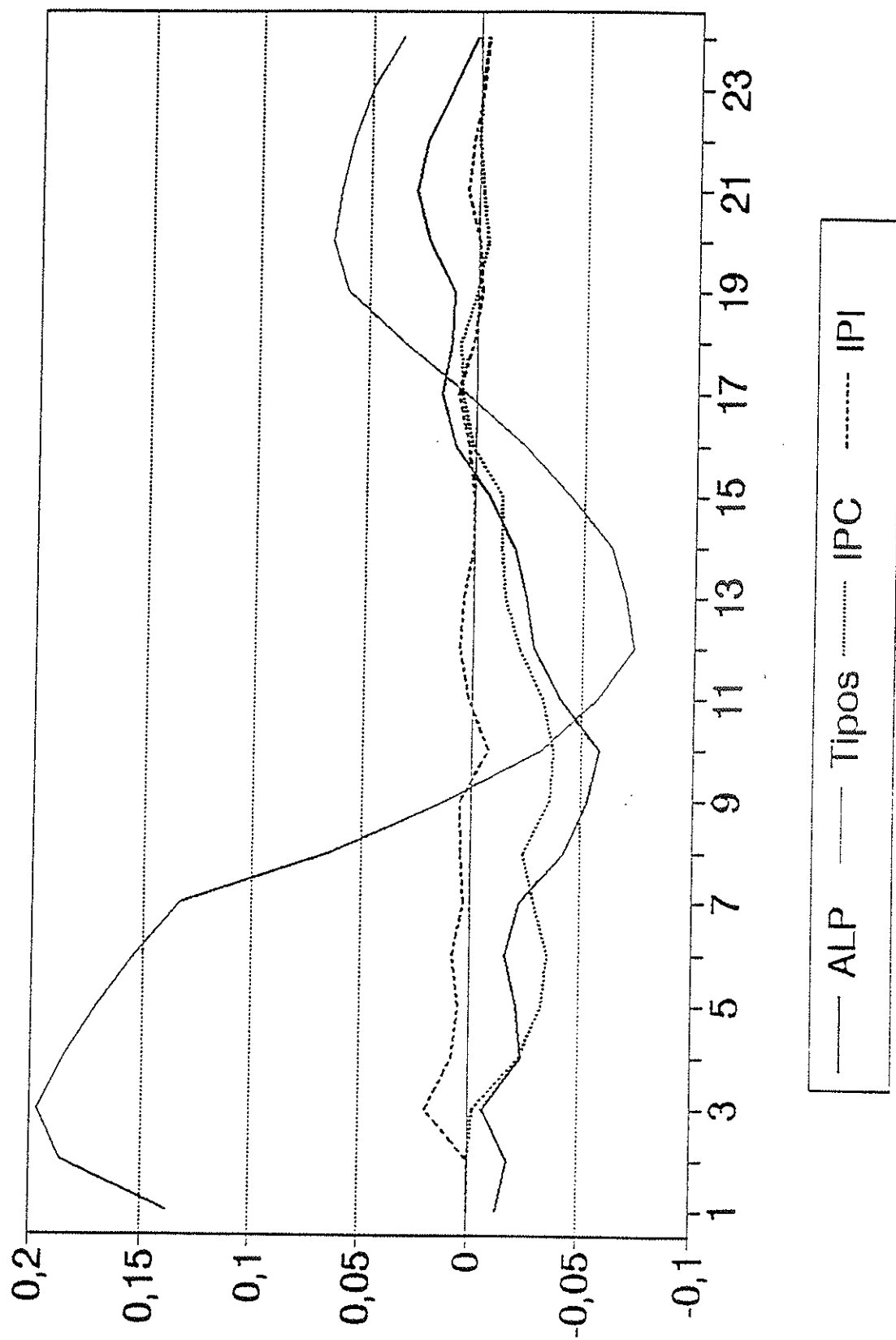


TABLA 9

CORRELACIONES CONTEMPORANEAS ENTRE INNOVACIONES

	ALP	Tipos	Precios	Renta
ALP	1			
Tipos	-0,0964	1		
Precios	0,3213	- 0,1224	1	
Renta	0,5088	0,1266	0,0733	1

Hay que destacar que en general estas correlaciones son significativamente mayores a las del caso anterior (Tabla 4), excepto en el caso de los tipos-agregado monetario que es menor. Esto implica que los efectos de las sorpresas tienen ahora más influencia sobre las variables dependientes.

Respecto a las funciones de respuesta de los tipos de interés ante shocks en todas las variables, destaca la influencia negativa del shock en los activos líquidos en manos del público, signo que coincide con el esperado a través de una demanda de dinero tradicional y que es contrario al que se obtuvo en el caso de los activos de caja del sistema bancario. En este caso la respuesta de los tipos ante un shock en el agregado monetario es acomodaticia a través de la demanda de dinero. La razón podría ser que, a diferencia de lo que ocurría en el caso anterior, los tipos de interés a tres meses son un coste de oportunidad para los activos incluidos en los activos líquidos en manos del público.

El cambio de signo en esta respuesta es aproximadamente al año, y tiene el máximo efecto en el retardo nueve. Estos dos puntos de inflexión aparecen en retardos posteriores a los que aparecían en el modelo de los activos de caja del sistema bancario.

La respuesta al shock en precios tiene signo negativo y un perfil muy similar al del modelo con activos de caja. El shock en renta, en términos de la función de respuesta apenas tiene influencia sobre los tipos de interés, sin embargo la ganancia es positiva y significativa. El número de retardos que tardan estos shocks en tener respuesta coinciden

con los del modelo con activos de caja a excepción del caso de la renta, que tarda dos períodos en influir mientras que en el modelo de activos de caja del sistema bancario tardaba cuatro.

A más largo plazo, en la ecuación de los tipos de interés las ganancias en valor absoluto son mayores que en el caso anterior, permaneciendo como más importante la de los precios. Los signos son negativos en los casos de activos líquidos en manos del público y de precios, en el caso de renta es positivo. El único signo que no coincide con el esperado de acuerdo con la teoría de funciones de demanda de dinero es el de precios. Esto mismo ocurría en el modelo con activos de caja y por tanto no remitimos allí para encontrar la explicación dada.

TABLA 10

GANANCIAS DEL MODELO RESTRINGIDO

 H_0 : ganancia = 0

	Ecuación ALP	Ecuación Tipos	Ecuación Precios	Ecuación Renta
ALP	---	-0,5653	- 0,0006*	- 0,0158
Tipos	- 0,0007*	---	0,0010*	0,0118
Precios	0,0019	- 0,8796	---	- 0,0729
Renta	- 0,0094	0,6912	0,0099	---

NOTA: se acepta H_0 al 5% de nivel de significación.

Como ya se ha dicho, el valor absoluto de las ganancias ha aumentado significativamente. En el caso del agregado monetario pasó de aceptarse la hipótesis de que era cero a ser - 0,565. Esto indica que los activos líquidos en manos del público tienen mayor influencia a largo plazo sobre los tipos de interés. El efecto a largo plazo de la renta pasó de - 0,341 a ser 0,691 y el de los precios subió de - 0,665 a - 0,879. No se ha encontrado una explicación satisfactoria para el cambio de signo del efecto de la renta.

En este modelo también se realizó el test cuya hipótesis nula era que la suma de los coeficientes por bloques de retardos en el caso de las variables explicativas con

excepción de la dependiente retardada era cero. Los resultados indican que se acepta la hipótesis nula a un nivel de significación del 5% en 3 casos:

a) en la ecuación de los activos líquidos en manos del público, se acepta que la ganancia de los tipos de interés es cero.

b) en la ecuación de los precios, se acepta que son cero las ganancias de dinero y tipos de interés. De nuevo se produce el sorprendente resultado de ganancia cero para el agregado monetario, en este caso activos líquidos en manos del público. Aquí, como en el caso anterior, el problema podría ser que el agregado monetario utilizado no es el apropiado para captar la relación que esperábamos. En concreto, con los activos líquidos en manos del público sería debido a la heterogeneidad de activos que están incluidos en esta definición de dinero.

En resumen:

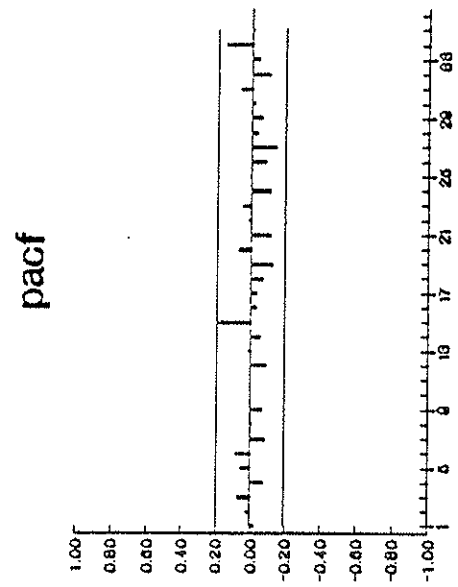
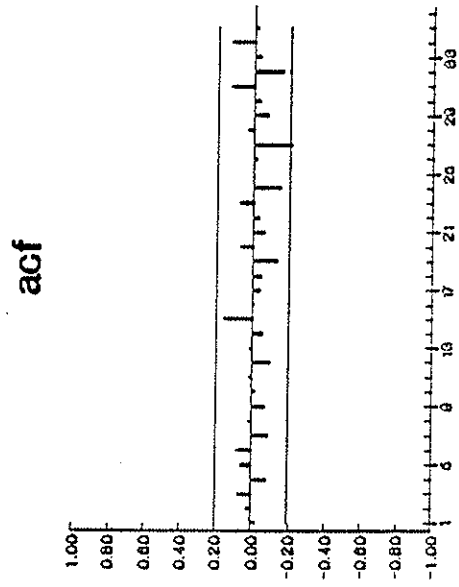
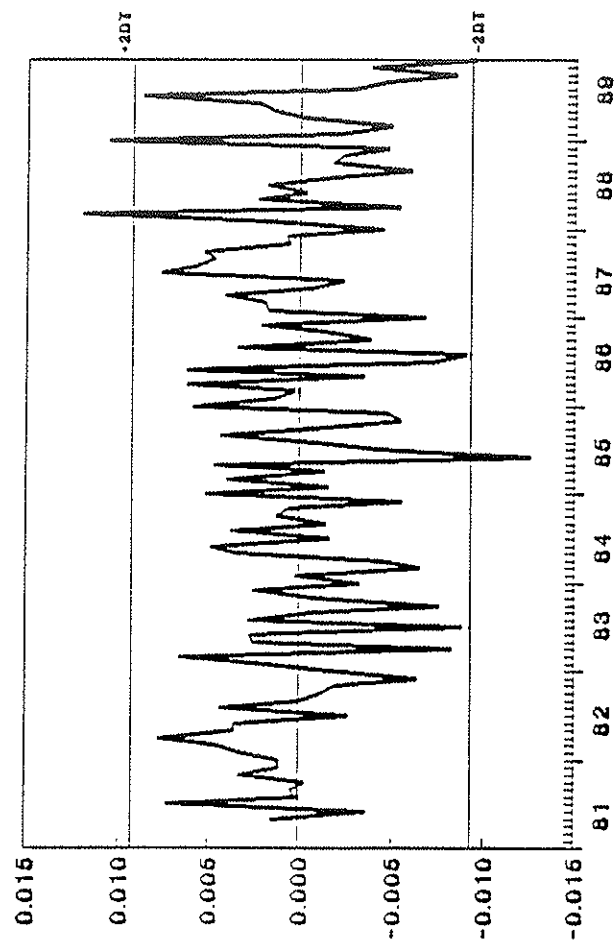
1.- En este modelo permanece la existencia de simultaneidad entre toda las variables que se incluyen.

2.- Cambio de signo en la respuesta de los tipos de interés ante un shock en un agregado monetario más amplio. A largo plazo se pasa de una ganancia cero para el agregado de intervención a - 0,565 para los activos líquidos en manos del público. Como antes, los precios siguen siendo la variable con mayor influencia sobre los tipos de interés a largo plazo.

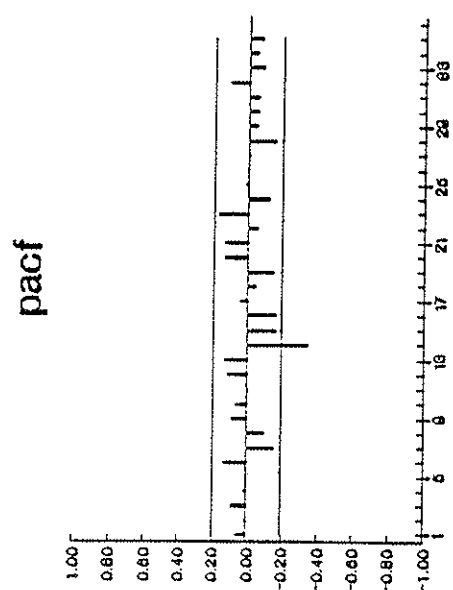
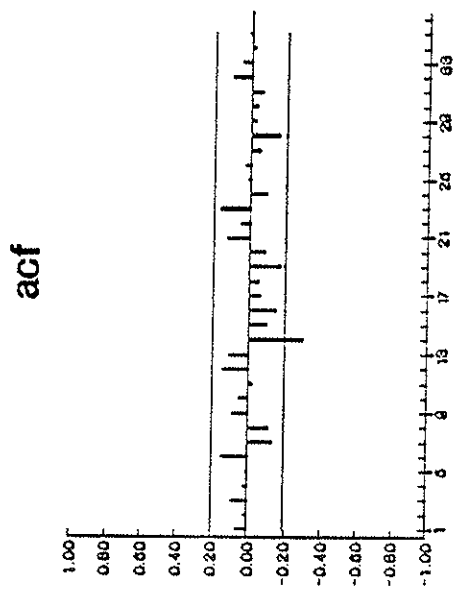
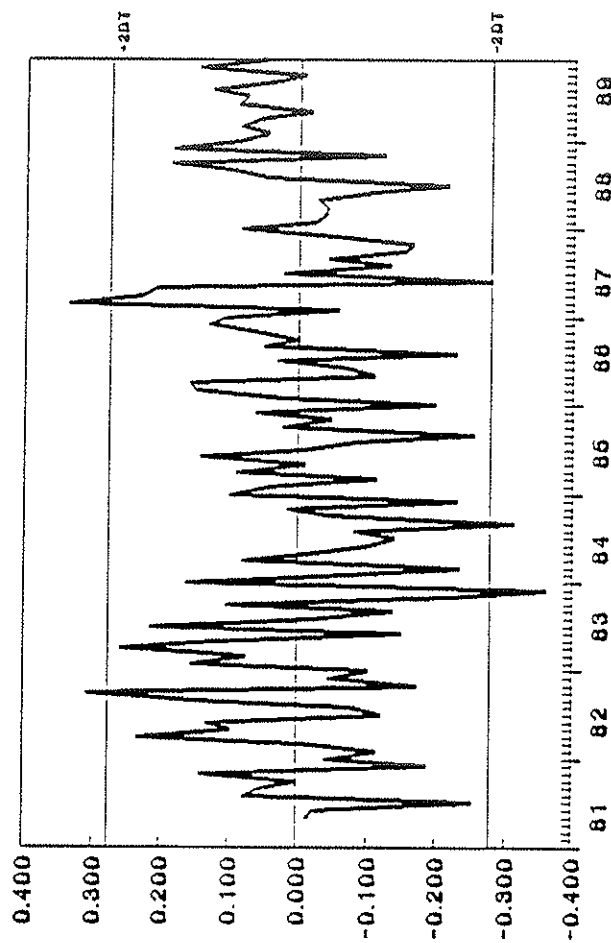
3.- En el modelo con activos líquidos en manos del público cambia el signo de la respuesta del agregado monetario a shocks en los tipos de interés respecto al que veíamos en el modelo anterior. A largo plazo, ahora se acepta que la ganancia de este efecto es cero. La razón es que ya no estamos tratando con el agregado de intervención. Por otro lado, también aceptamos que ni el dinero, ni los tipos de interés afecten a los precios a largo plazo.

4.- Se mantiene la explicación del efecto de los precios sobre los tipos de interés a través del efecto Fisher.

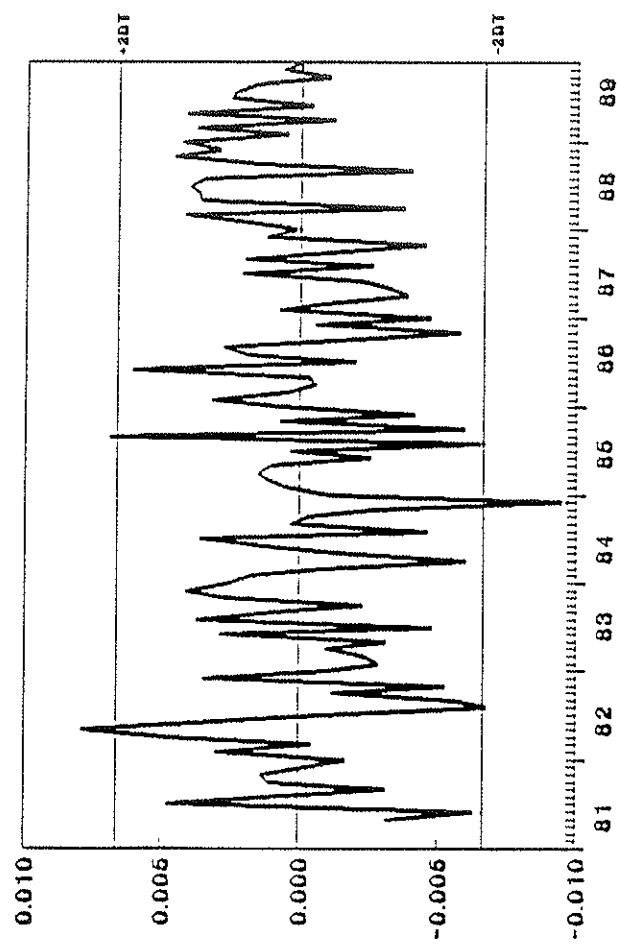
Residuos ecuación ALP.



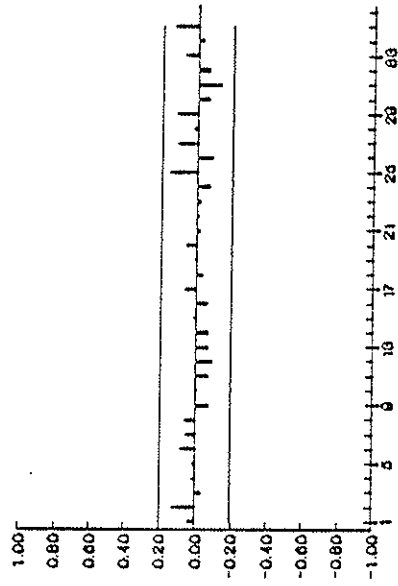
Residuos ecuación Tipos.



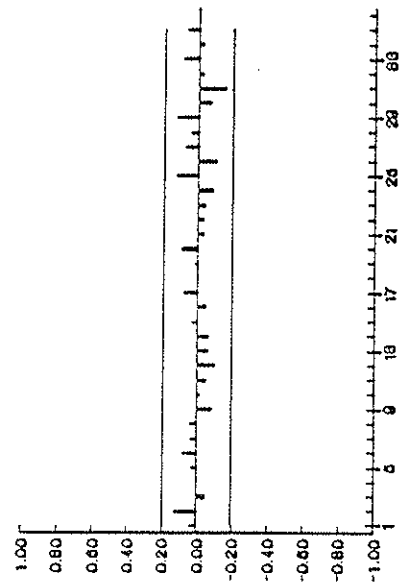
Residuos ecuación Precios.



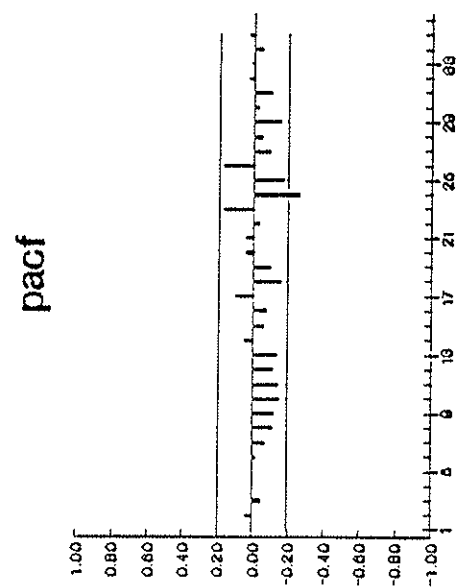
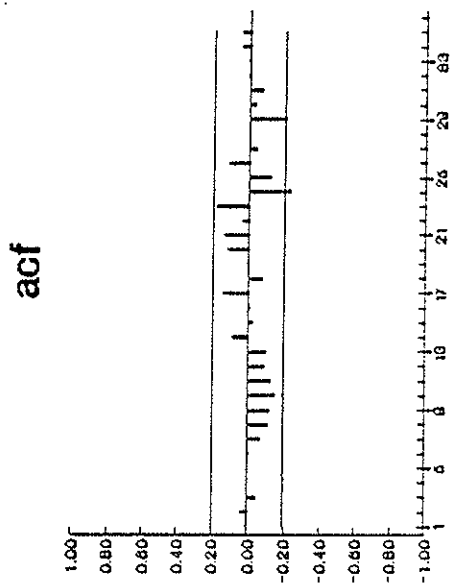
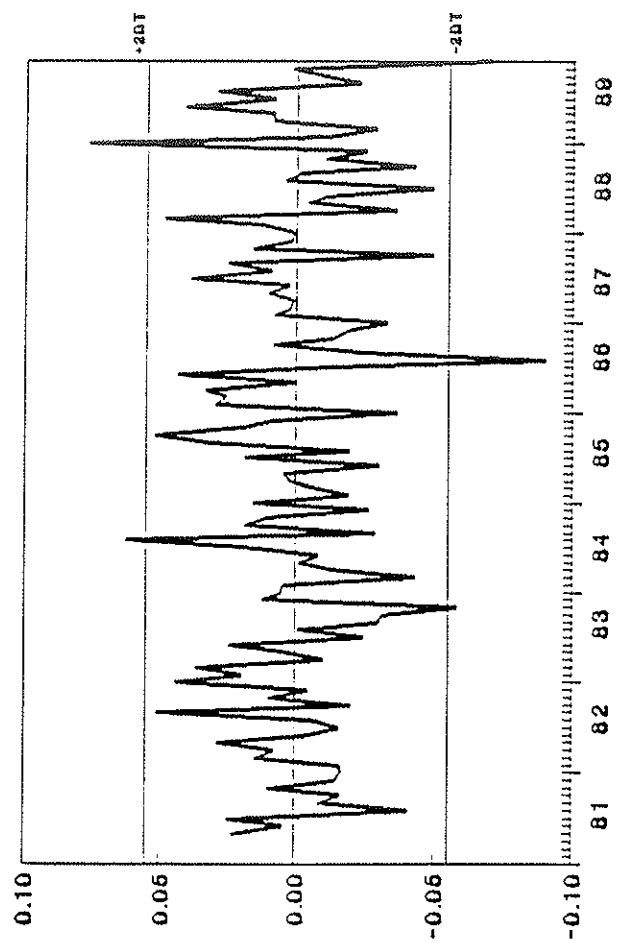
acf



pacf



Residuos ecuación Renta.



5. CONCLUSIONES

El estudio de los efectos de las sorpresas en dinero, precios y renta sobre los tipos de interés no puede hacerse sin tenerse en cuenta las relaciones de simultaneidad existentes. Los contrastes realizados indican que estas relaciones aparecen con independencia del agregado monetario que se estudie.

Una diferencia significativa entre el modelo con activos de caja del sistema bancario y el de los activos líquidos en manos del público, es el cambio de signo de la respuesta de los tipos de interés a un shock en el agregado monetario, siendo positivo para el agregado de intervención y negativo para el otro. La explicación dada está relacionada por un lado con la relación existente entre el agregado monetario y los tipos de interés que, según hemos visto, difiere según la amplitud del agregado monetario utilizado. En el caso de los activos de caja del sistema bancario se produce a través de la intervención de la autoridad monetaria y en el caso de los activos líquidos en manos del público es acomodaticia a través de la demanda de dinero. Por otro lado, la explicación del cambio de signo puede estar relacionada con el hecho de que no está claro que la transmisión de las fluctuaciones en el agregado monetario de intervención a agregados más amplios sea independiente del control monetario. A largo plazo la ganancia de un shock en los activos líquidos en manos del público sobre los tipos de interés es -0,565, mientras que para los activos de caja del sistema bancario es cero.

En resumen, la respuesta de los tipos de interés a sorpresas en los activos de caja, es con signo positivo a corto plazo y neutral a largo plazo. Sin embargo la respuesta de los tipos de interés a sorpresas en los activos líquidos en manos del público es negativa tanto a corto, como a largo plazo. Esto sugiere que las intervenciones de control monetario tienen un efecto positivo a corto plazo sobre los tipos de interés, quizá como consecuencia de una sobre-reacción, y son neutrales a largo plazo.

De las funciones de respuesta de los tipos de interés calculadas en los dos modelos estudiados, hay que destacar la respuesta a un shock en precios, que tiene signo negativo en ambos casos. La interpretación que se dio fue que ese signo negativo era consistente con el efecto de una política intervencionista preocupada por la evolución de los tipos de interés más que por la evolución del agregado monetario. Para intentar

contrarrestar tanto la pérdida de capacidad adquisitiva, como la subida de los tipos de interés provocada por el efecto Fisher, la autoridad monetaria inyecta liquidez en el sistema provocando así la caída de los tipos de interés. A largo plazo el efecto mayor sobre los tipos de interés lo producen precisamente los precios y con signo negativo, ya que la autoridad monetaria no sólo consigue contrarrestar esos efectos, sino que además sobrepasa su objetivo.

Por último, hagamos notar que aunque según la hipótesis de eficiencia de los mercados financieros, la mejor predicción del tipo de interés futuro es el tipo actual. Sin embargo, en este trabajo se ha encontrado evidencia de que es posible obtener información del propio pasado de la serie y del pasado de otras variables como agregados monetarios, precios y dinero para mejorar la predicción de los tipos futuros, al menos, cuando se trabaja con un suavizado de dicha serie. Es decir, si bien es difícil captar la volatilidad de los tipos de interés, sí se puede mejorar la predicción de los niveles de los mismos con respecto a la derivada de un mecanismo de paseo aleatorio.

BIBLIOGRAFIA

Argandoña, A. (1987), "La política monetaria y los tipos de interés", en La política monetaria en España, FEDEA, 1987.

Escrivá, K.L. y R. Santos, (1991), "Un estudio del cambio de régimen en la variable instrumental del control monetario en España", Documento de Trabajo del Servicio de Estudios del Banco de España (Oficina de Estudios Monetarios y Financieros), Mayo.

Mauleón, J. (1987), "Los determinantes y perspectivas de los tipos de interés", Papeles de Economía Española, nº 32, 79-92.

McCallum, B.T. (1979), "On the Observational Inequivalence of Classical and Keynesian Models", Journal of Political Economy, 87, Abril, 395-402.

McGee, R. T. y R. T. Stasiak, (1985), "Does Anticipated Monetary Policy Matter" Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 17, Febrero, Nº 1, 16-27.

Novales, A. (1988), "Sobre la controlabilidad de los agregados monetarios", Papeles de Economía Española, 32, 63-79.

Novales, A. (1990), "La información en el proceso de control monetario", en Política monetaria e inestabilidad financiera, FEDEA, 1990.