7901

MODELOS ARIMA UNIVARIANTES, CON ANALISIS DE INTERVENCION PARA LAS SERIES DE AGREGADOS MONETARIOS (SALDOS MEDIOS MENSUALES) M3 y M2

Antoni Espasa

Estoy muy agradecido a Mª. Luisa Rojo y Mercedes Montojo por su valiosa colaboración como ayudantes de investigación en este trabajo. Estoy también muy agradecido a Daniel Peña y demás componentes del Seminario "Aplicaciones de la Metodología Box-Jenkins" por sus comentarios a una primera versión de este documento. Como de costumbre, soy el único responsable de los errores que todavía contenga este trabajo.

I N D I C E

INTRODUCCION

En este documento se aborda la tarea de modelar, mediante estructuras ARIMA, los agregados monetarios denominados M3 y M2. De ellos se ha tomado la media mensual de los datos diarios, por ser ésta una serie más relevante que la de saldos a fin de mes.

En la sección primera se estima para M3 un modelo - (3) - que se muestra muy útil para la predicción a corto plazo. Igualmente ocurre con un modelo similar que para M2 se propone en la sección tercera. En ambos casos los errores de predicción se ven afectados en los momentos que la autoridad monetaria toma medidas especiales, por lo que se sugiere continuar este trabajo en la línea de modelos multivariantes que relacionen los componentes de las disponibilidades líquidas con las variables controladas por la autoridad monetaria.

Al modelar M3 y M2 se encuentra un error anómalo en enero de 1971. En la sección segunda se explica dicho error mediante un análisis de intervención. Finalmente, Luis Tortosa, en la sección cuarta, investiga la causa de dicho error.

I.- UN MODELO UNIVARIANTE PARA LA SERIE DE DISPONIBILIDADES LIQUIDAS (SALDOS MEDIOS MENSUALES)

La serie que se estudia en esta sección es la de disponibilidades líquidas (M3). La unidad de tiempo en la serie temporal es el mes y los datos se han obtenido como la media del mes en los datos diarios. La muestra utilizada va desde II/67 a IV/78, es decir, 135 observaciones (1).

El gráfico de la serie muestra un comportamiento no homogéneo en la varianza, por lo que se decidió trabajar con su transformación logarítmica, que denominaremos M3*. La serie M3* es altamente no estacionaria, su transformación $(1-L)M3^*$ (2) (gráfico 1) también parece no serlo, al menos en su componente estacional, como se ve claramente en el correlograma de dicha transformación (gráfico 2). La transformación $(1-L)(1-L^{12})M3^*$ (gráfico 3) puede ser ya estacionaria, pero la hipótesis de una raíz unitaria en el componente regular no parece descartable a priori según indica su correlograma (gráfico 4). La transformación $(1-L)^2(1-L^{12})M3^*$ (gráfico 6) es estacionaria, como lo confirma el gráfico de su correlograma (gráfico 7). En el gráfico 6 se destaca un valor anormalmente alto para I/71.

Los criterios de varianza mínima y de correlograma más simple también nos llevan a elegir a $(1-L)^2(1-L^{12})M3^*$ como la transformación que convierte a M3* en estacionaria y que denominaremos WM3*.

A la vista de los gráficos 7 y 8, la hipótesis más simple para el factor estacional de WM3*, compatible con la estructura observable, es un operador autorregresivo de

---

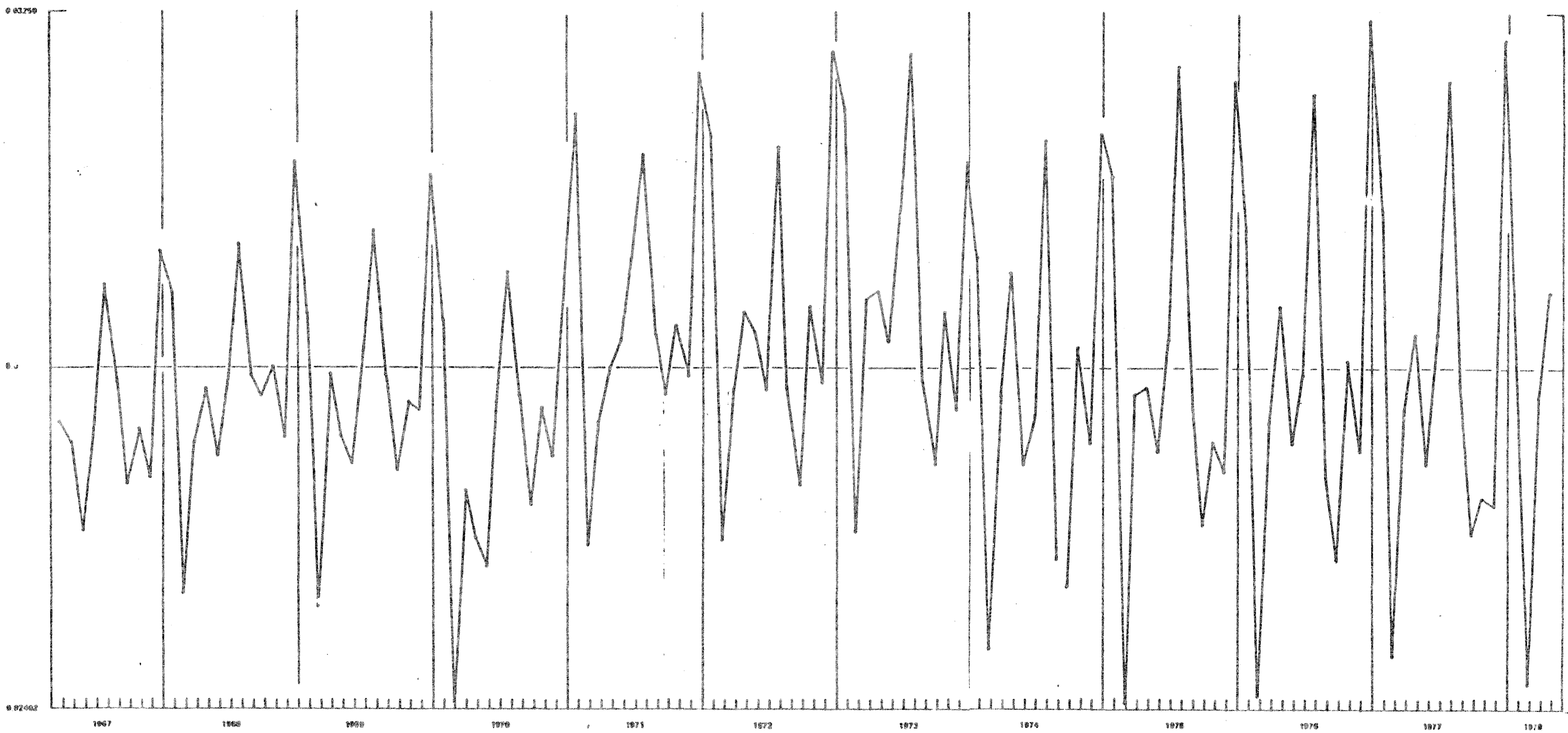
(1) El listado de esta serie se encuentra en el apéndice 1, donde se dan las referencias de los trabajos no publicados, realizados en el Servicio de Estudios del Banco de España, en donde se explica el método empleado en la construcción de la serie.

(2) L es el operador de retardos tal que, aplicado a una variable, X_t, la retarda un período y, en general

$$L^j X_t = X_{t-j}.$$

Gráfico 1

(1 - L) M3°
Marzo 1967 – Abril 1978



Media de la serie: 0,0148
Varianza = 0,577 x 10^{-4}

GRAFICO 2.

CORRELOGRAMA DE (1–L) M3*

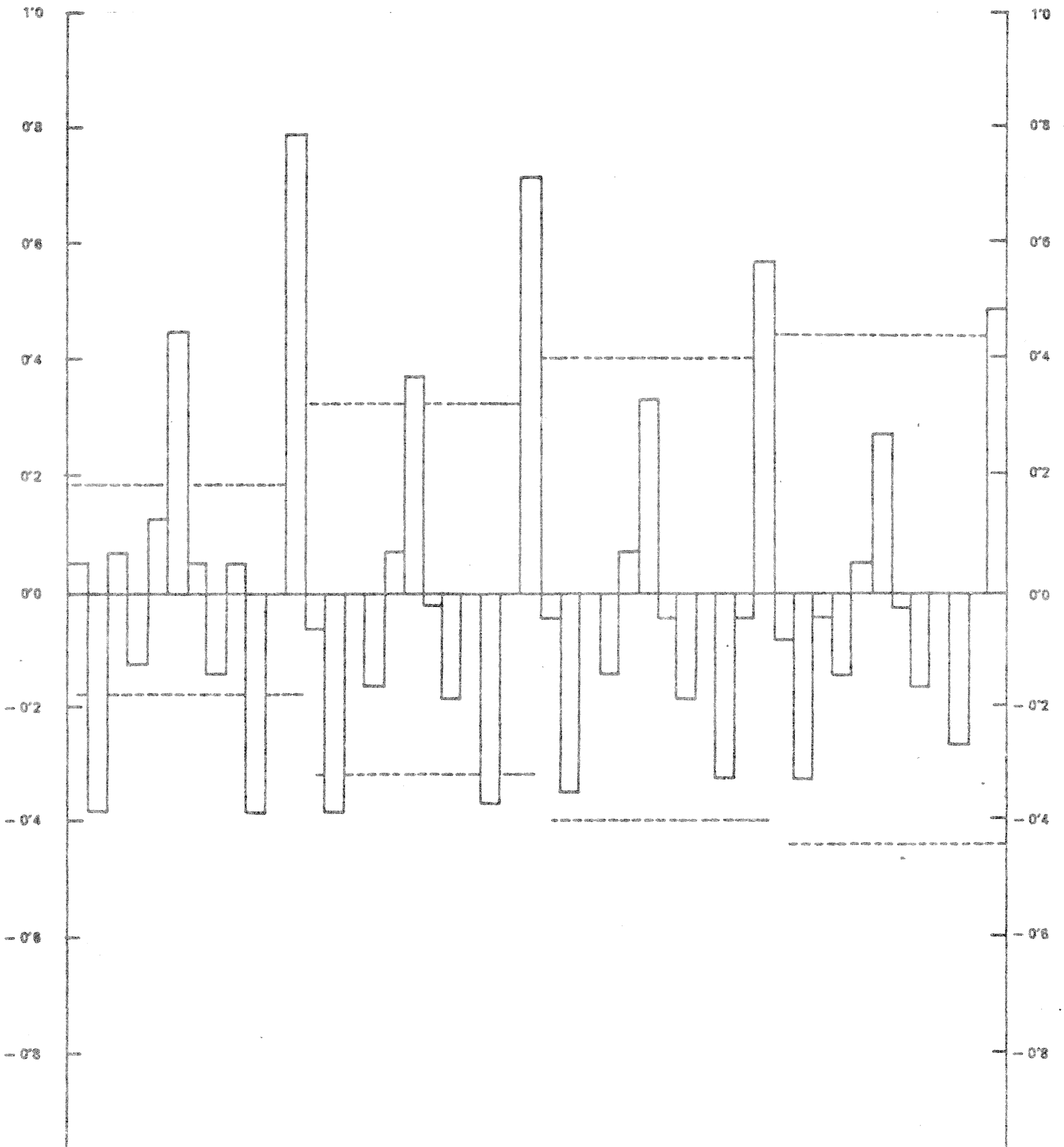
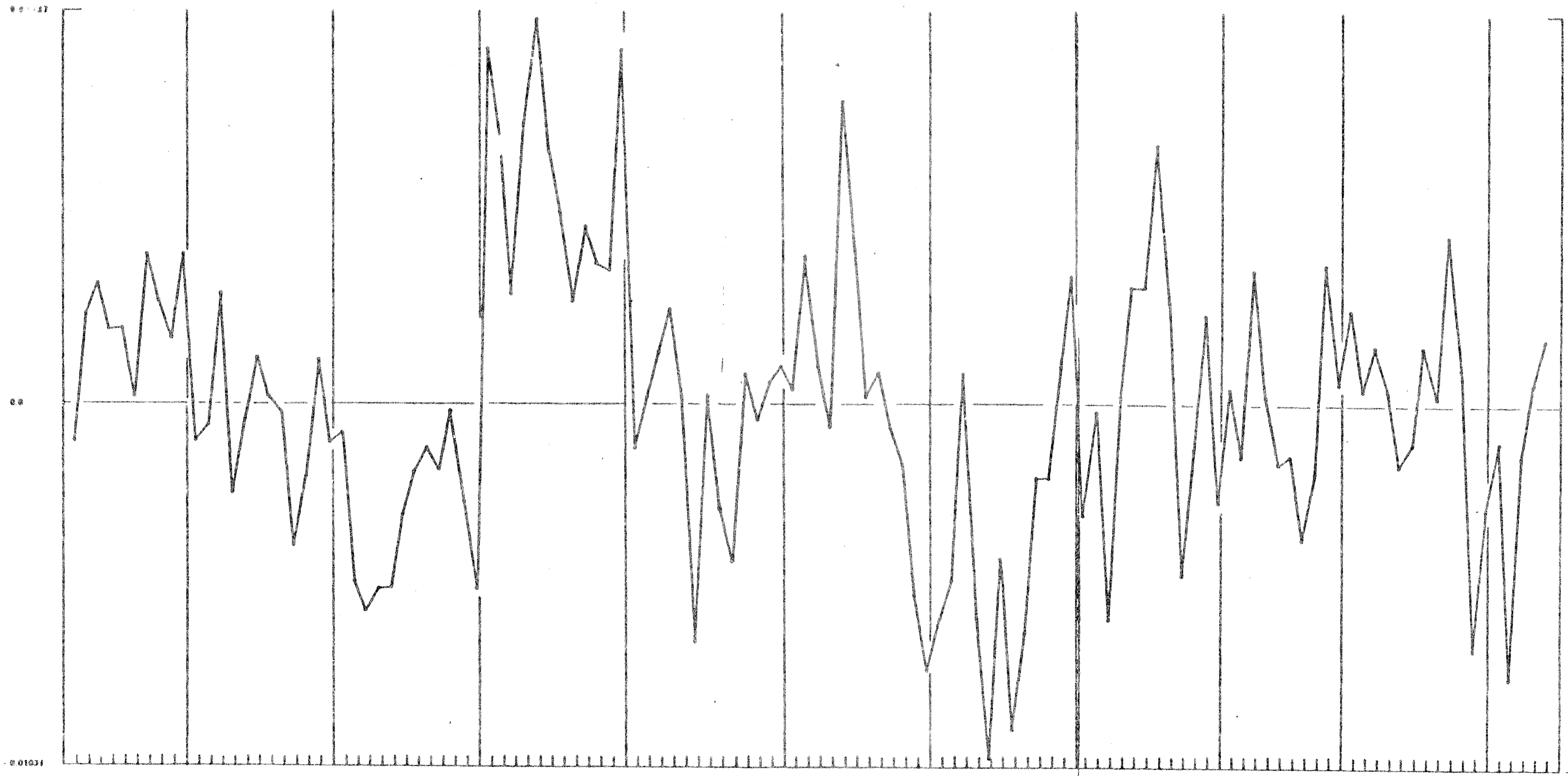


GRAFICO 3

$(1-L)\ (1-L^{12})\ M3^{*}$

Marzo 1966 – Abril 1978



Media de la serie: $0,100 \times 10^{-3}$

Varianza= 0.171×10^{-4}

GRAFICO 4.

CORRELOGRAMA DE (1–L) (1–L^{12}) M3*

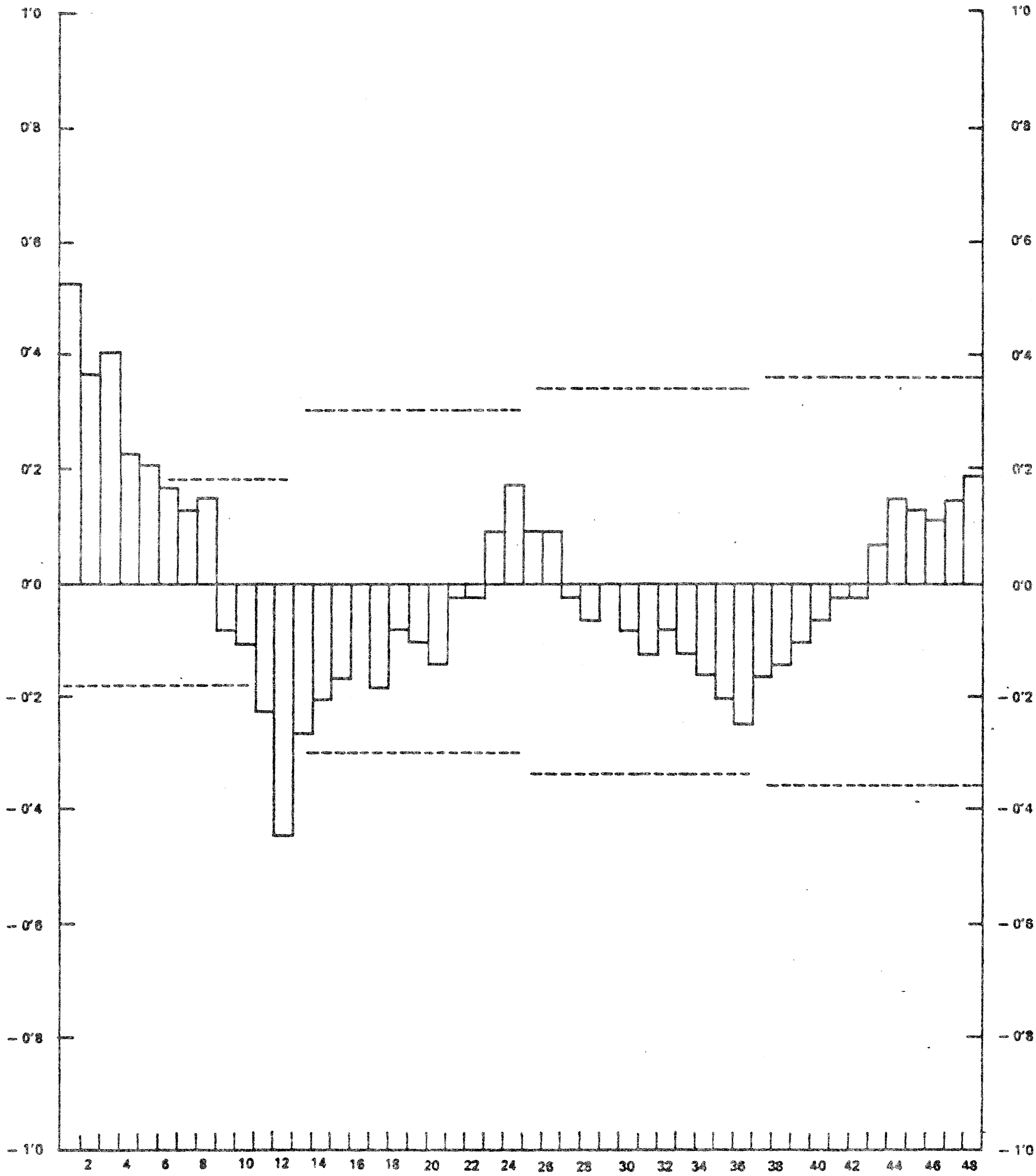


GRAFICO 5.

CORRELOGRAMA PARCIAL DE $(1-L)(1-L^{12})$ M3ª

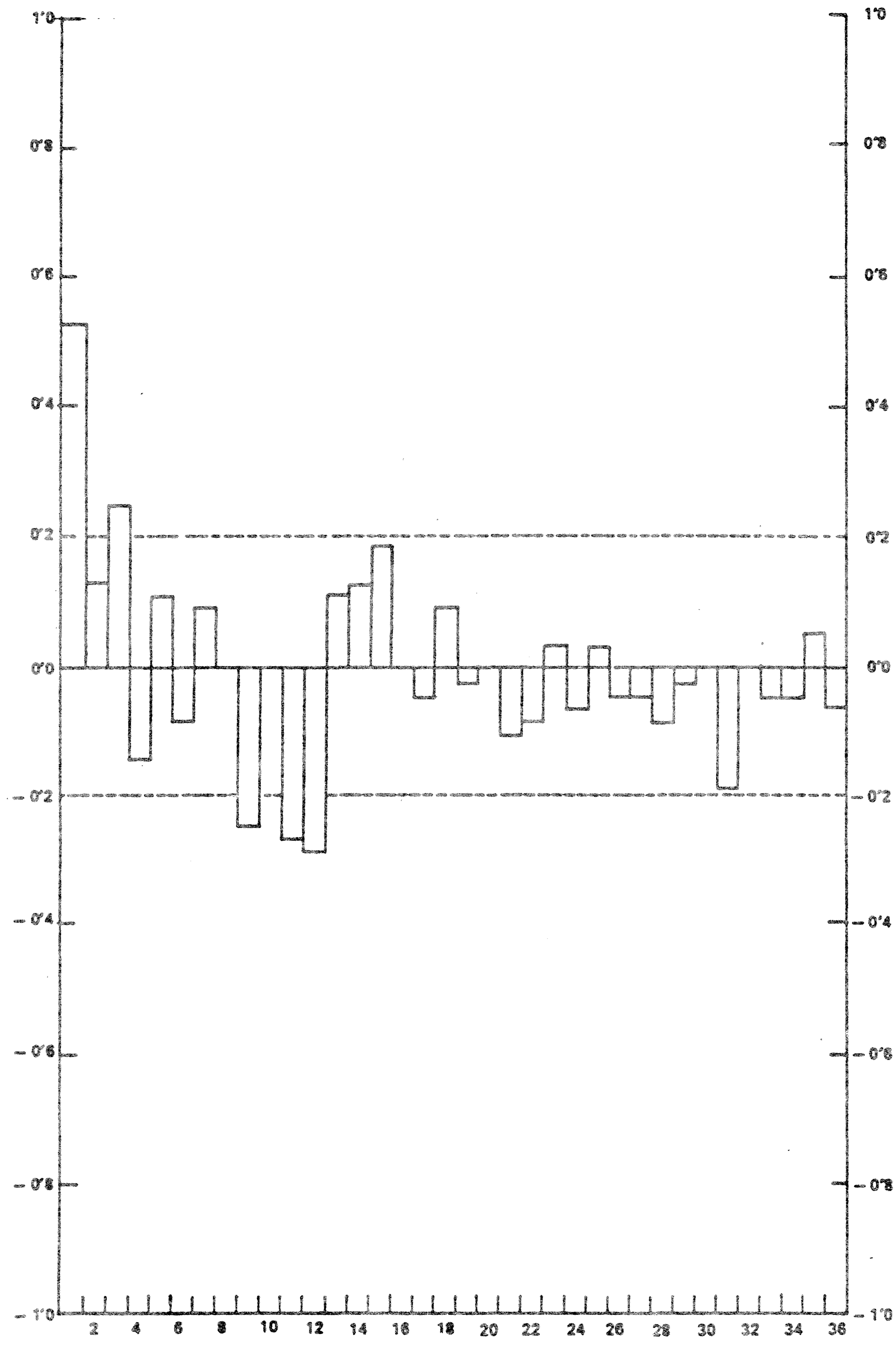
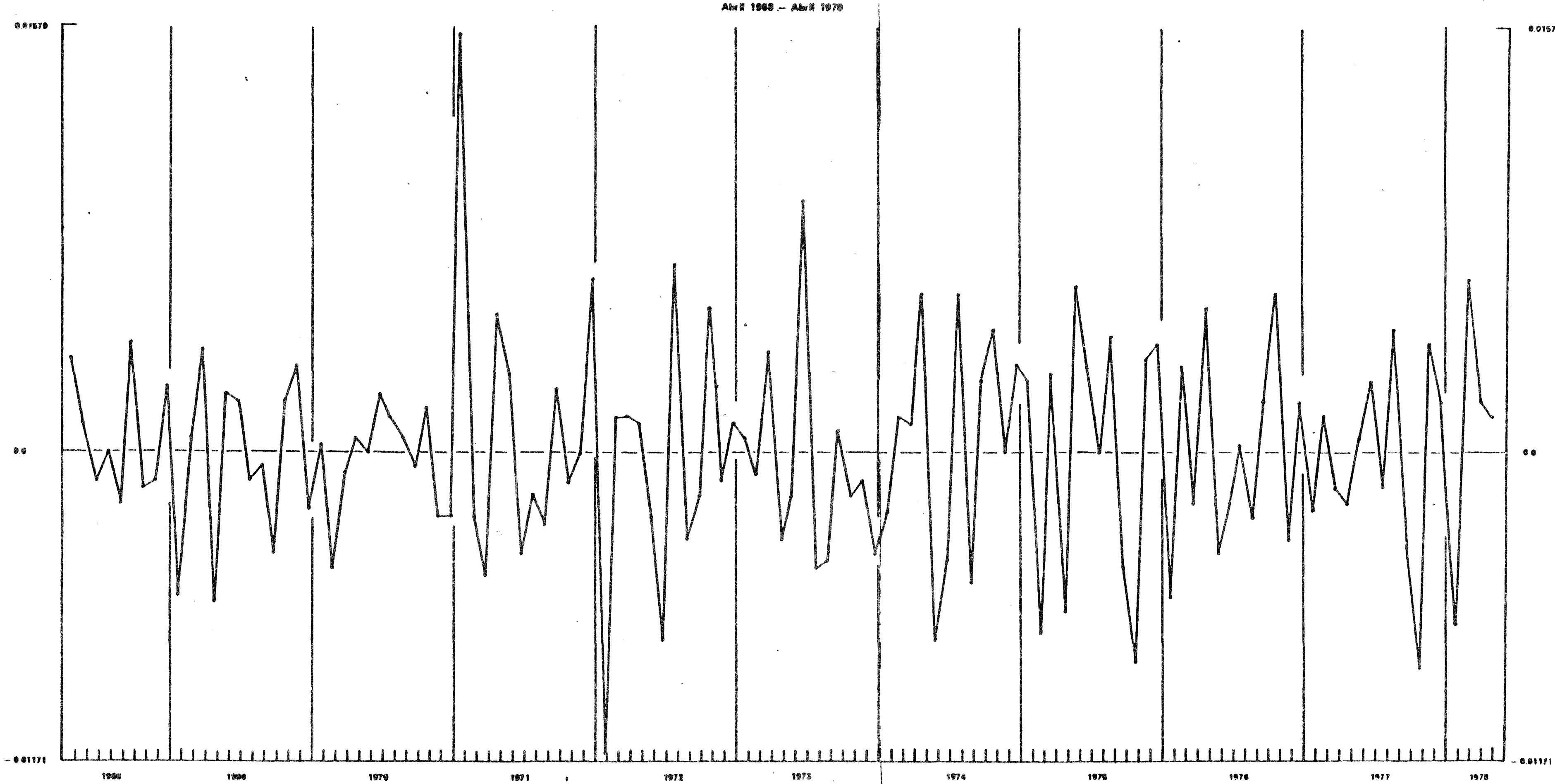


GRAFICO 6.

$(1-L)^2 (1-L^{12})$ M3*

Abril 1968 – Abril 1978



Media de la serie: $0,24 \times 10^{-4}$

Varianza = $0,163 \times 10^{-4}$

GRAFICO 7.

CORRELOGRAMA DE $(1-L)^2$ $(1-L^{12})$ M3°

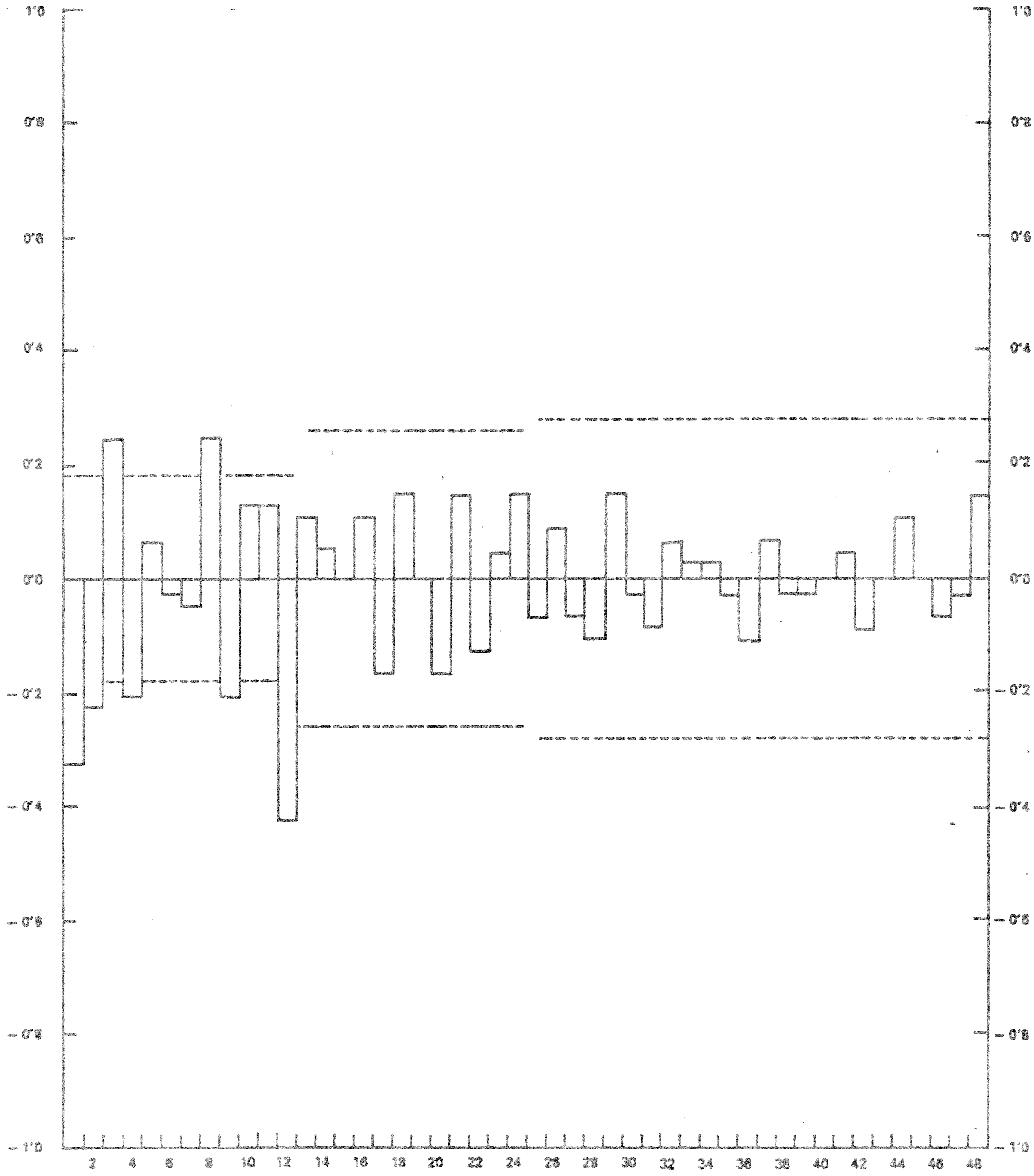
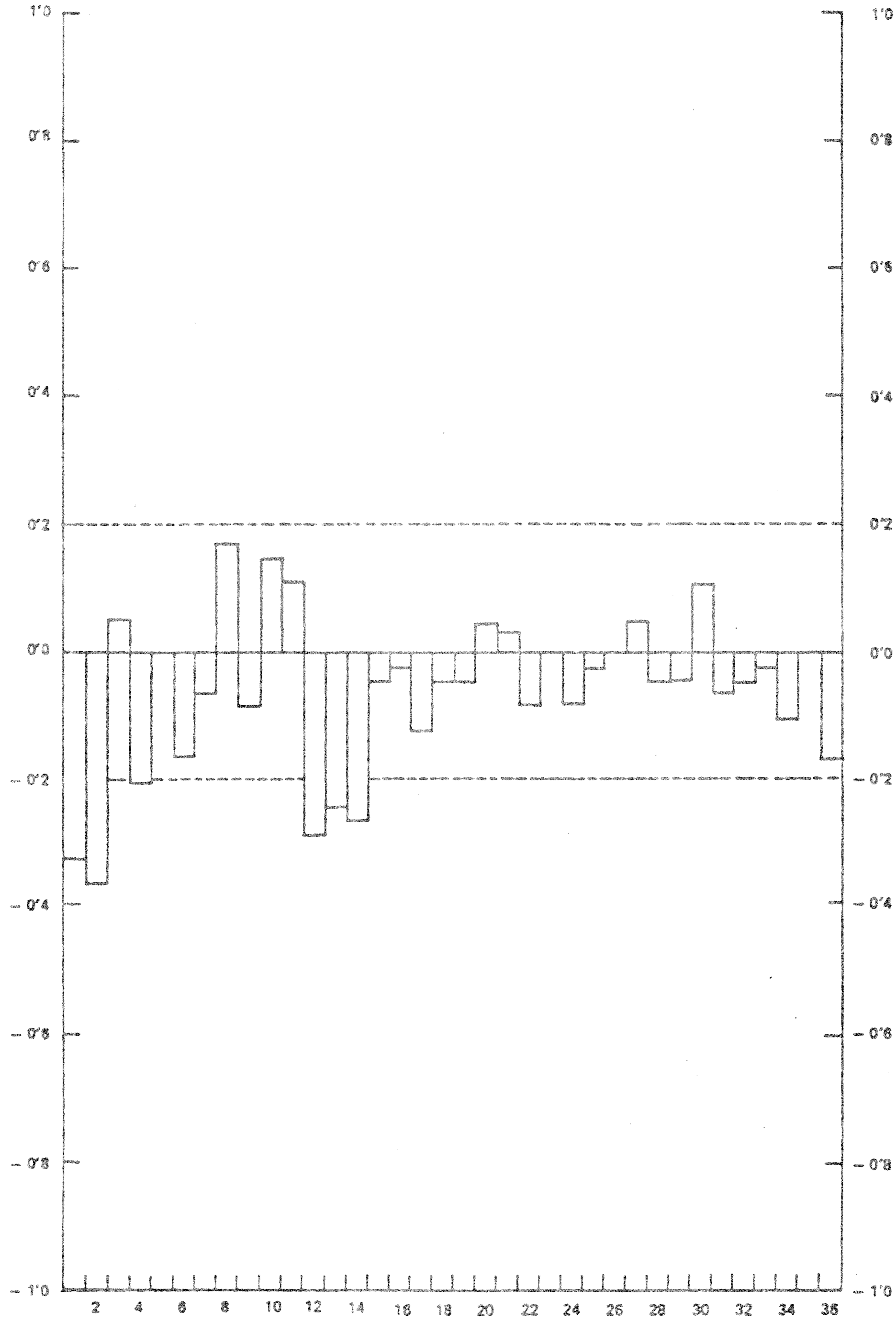


GRAFICO 8.

CORRELOGRAMA PARCIAL DE $(1-L)^2\ (1-L^{12})$ M3*



primer orden. Por otra parte, el factor regular parece mostrar también un comportamiento autorregresivo de un orden como mínimo de dos y como máximo de cuatro. Dada pues, la complejidad del factor regular, preferimos empezar estimando el modelo

$$(1-\phi_{12}L^{12})(1-L)^2(1-L^{12})\ M3^* = a_t \qquad (1)$$

y que sea el examen de resíduos de dicho modelo el que nos oriente en la identificación del factor regular. En la estimación de (1) obtenemos

$\hat{\phi}_{12} = -0{,}49\ (\pm\ 0{,}08)$

$\bar{R}^2 = 0{,}203$

$\sigma \times 100 = 0{,}359$

Box-Pierce (12 desfases) = 36,5.

El correlograma de los resíduos en los cinco primeros desfases toma los valores de: -0,36; -0,23; 0,23; -0,09 y -0,03 que responden bastante bien a un proceso AR(2) con parámetros $\phi_1 = -0{,}5$ y $\phi_2 = -0{,}4$. Así pues, pasamos a estimar el modelo:

$$(1-\phi_1 L-\phi_2 L^2)(1-\phi_{12}L^{12})(1-L)^2(1-L^{12})M3^* = a_t, \qquad (2)$$

obteniendo los siguientes resultados:

$\phi_1 = -0{,}53\ (\pm\ 0{,}08)$	$\bar{R}^2 = 0{,}422$			
$\phi_2 = -0{,}43\ (\pm\ 0{,}08)$	$\sigma \times 100 = 0{,}304$			
$\phi_{12} = -0{,}57\ (\pm\ 0{,}08)$	Box-Pierce	12	=	9,5
		23	=	19,5
		36	=	27,2

Las raíces del polinomio AR(2) son -0,27$\pm$ 0,6i, que tienen un módulo de 0,43 y generan un pseudo-ciclo de 3.17 meses. La correlación entre ϕ_1 y ϕ_2 es de 0,37 y ningún valor del correlograma de los resíduos es significativamente distinto de cero. Los resíduos de dicha estimación parecen adecuados, excepto el correspondiente a I/71 (4,46σ). El pseudo-ciclo generado por el factor AR(2) no tiene una interpretación teórica clara. La razón puede estar en la forma en que se han obtenido los datos mensuales como media de datos diarios. En efecto, en la medida que los datos diarios tengan un componente cíclico semanal, éste no se anula agregando mensualmente y puede generar un ciclo trimestral, que es la unidad de tiempo que contiene, prácticamente, el mismo número de semanas. Esto apuntaría a que el mes es una mala unidad de agregación temporal, cuando los datos originales (diarios) tienen un ciclo semanal y sugiere que la agregación temporal debe ser compatible con la estructura estocástica de los datos originales, que quizás debiera estudiarse más a fondo antes de agregar en meses. Este punto no lo desarrollaremos más en este trabajo, pero es algo que se deberá tener presente al intentar relacionar M3 con otras series económicas. Conviene observar que en otros trabajos, véase Treadway (1978), al modelar la serie M3, midiéndola en saldos a fin de mes, también se obtiene un factor AR con un ciclo de tres meses. En este caso, el ciclo puede venir determinado, principalmente, por el llamdo efecto de "arreglo de escaparate", que indudablemente también influye en nuestra serie.

Para validar el modelo (2) se aumentó en uno o dos grados más el polinomio autorregresivo regular. En ambos casos, los coeficientes añadidos no fueron significativamente distintos de cero y el ajuste global (medido en términos de σ^2) no mejoraba significativamente.

La varianza muestral de $(1-L)^2(1-L^{12})M3^*$, es de $0,163 \times 10^{-4}$, mientras que la de $(1-L)(1-L^{12})M3^*$ es de $0,171 \times 10^{-4}$. Un test sobre si la primera varianza es significativamente menor que la segunda sería bastante complejo (véase Anderson (1971), sección 3.4.), por ello, y dado que la reducción de varianza es mínima, parece conveniente estimar un modelo Arima a partir de la última transformación $(1-L)(1-L^{12})M3^*$, que vimos que podía ser estacionaria, para contrastarlo con los resultados del modelo (2). En base a los gráficos 4 y 5, el modelo identificado fué:

$$(1-\phi_1 L-\phi_2 L^2-\phi_3 L^3)(1-\phi_{12} L^{12})(1-L)(1-L^{12})M3^* = a_t \qquad (3)$$

y los resultados de la estimación fueron:

$\phi_1 = 0,37 \ (\pm\ 0,09)$	$\bar{R}^2 = 0,484$		
$\phi_2 = 0,03 \ (\pm\ 0,09)$	$\sigma \times 100 = 0,294$		
$\phi_3 = 0,33 \ (\pm\ 0,09)$	Box-Pierce	12 =	6,7
$\phi_{12} = -0,56 \ (\pm\ 0,08)$		24 =	16,9
		36 =	25,6

Los resíduos estimados (gráfico 9) fueron extraordinariamente similares a los obtenidos con el modelo (2) y su media no era, en absoluto, significativamente distinta de cero. El factor AR(3) se descompone de la siguiente forma:

$$(1 - 0,86\ L)(1 + 0,49\ L + 0,38\ L^2)$$

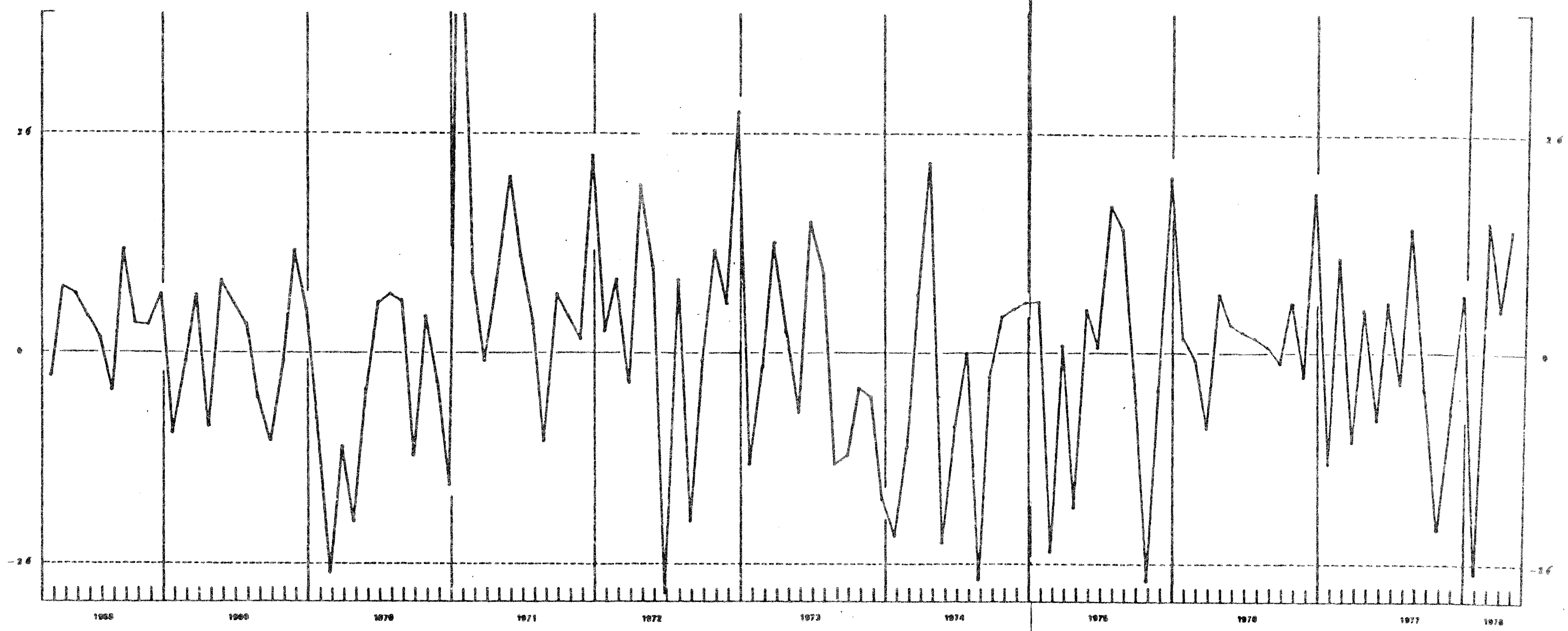
y la correlación más alta de los coeficientes fué entre $\hat{\phi}_2$ y $\hat{\phi}_1$ y $\hat{\phi}_3$ que en ambos casos fué de -0,40. La hipótesis de si la raíz real del polinomio AR(3) en (3) es o no significativamente distinta de uno no se puede contrastar, al menos, con los procedimientos habituales (1), pero el hecho de que al no imponer la restricción de raíz unitaria (como se hace en (3)) la correlación entre los paráme

(1) Véase Sims (1978).

Gráfico 9

RESIDUOS DEL MODELO (3)

Marzo 1968 – Abril 1978



tros autorregresivos sea baja sugiere que el valor de 0,86 puede ser significativamente distinto de uno y en tal caso, (3) sería preferible a (2).

Los valores estimados para σ en (2) y (3) son los errores estándar en la predicción a un período por delante con dichos modelos y vemos que dichos valores son prácticamente iguales. No obstante, en los errores estándar para predicciones a un horizonte mayor, tal igualdad se rompe. Así vemos en el cuadro I que en la predicción a 12 meses por delante el error estándar con (2) es de 4,29 % mientras que con (3) es del 2,50 %. La razón de esta diferencia tan grande radica en que si en la representación Arima multiplicativa (2) y (3) parecen no diferir mucho entre sí, en un desarrollo de ésta en donde M3* se representa en términos de una media móvil de las innovaciones pasadas y presente, los coeficientes de dichas innovaciones (ψ_j) son considerablemente distintos como se aprecia en el cuadro II.

CUADRO I

ERRORES ESTANDAR PORCENTUALES EN LA PREDICCION CON LOS MODELOS			
n°de períodos por delante	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (5)
1	0,30	0,29	0,29
2	0,54	0,50	0,52
3	0,77	0,67	0,73
4	1,06	0,88	1,02
5	1,39	1,10	1,33
6	1,73	1,31	1,66
7	2,10	1,52	2,01
8	2,50	1,72	2,39
9	2,92	1,92	2,79
10	3,36	2,12	3,21
11	3,81	2,31	3,65
12	4,29	2,50	4,11
24	13,4	5,89	

Partiendo de (2) hemos pasado a (3) pues había motivos para sospechar que no era necesaria una doble diferenciación regular. En la estimación de (3) no hemos encontrado problema alguno y los resultados obtenidos son razonables y no parece existir razón alguna para rechazar (3) en favor del modelo restringido (2). La necesidad de una diferenciación regular y estacional en (3) parece incuestionable, no obstante, en principio, es posible (Véase Sims (1978)) estimar modelos que omitan alguna de esas diferenciaciones como los siguientes

$$(1-\phi_1 L-\phi_2 L^2-\phi_3 L^3-\phi_4 L^4)(1-\phi_{12} L^{12})(1-L^{12})M3^* = a_t \quad \text{y} \tag{4}$$

$$(1-\phi_1 L-\phi_2 L^2)(1-\phi_{12} L^{12}-\phi_{24} L^{24})(1-L)^2 M3^* = a_t. \tag{5}$$

En el apéndice 2 se comentan los problemas encontrados al estimar ambos modelos. Dichos problemas son bastante ilustrativos de lo que ocurre en la práctica si uno se empeña en estimar modelos ARMA, claramente no estacionarios.

CUADRO II

Coeficientes ψ_j	Modelo (2)	Modelo (3)
j = 0	1,00	1,00
1	1,46	1,37
2	1,79	1,54
3	2,42	1,95
4	2,94	2,23
5	3,39	2,40
6	3,93	2,61
7	4,45	2,78
8	4,94	2,91
9	5,45	3,04
10	4,97	3,14
11	6,47	3,23

Para visualizar las ventajas (3) sobre (2) en la predicción de M3, hemos realizado el siguiente ejercicio de simulación y predicción cuyos resultados se dan en el cuadro III. Primeramente los modelos (2), (3) y (5) estimados con el período muestral empleado arriba, que acaba en abril de 1978, se utilizaron para, en base a abril de 1976, simular el período mayo 1976-abril 1978. Los errores de esta simulación dinámica se dan en las tres primeras columnas del cuadro III. En ellas se observa que la magnitud del error es similar con los modelos (2) y (5) pero inferior con el modelo (3). Posteriormente se reestimaron (2) y (3) con una muestra que acaba en abril 1976 y con los estimadores obtenidos se hizo la predicción de mayo 1976-abril 1978. Los errores de dicha predicción se dan en las columnas 4 y 5 del cuadro III. De nuevo los errores con (3) son inferiores a los obtenidos con (2). Comparando esta predicción con la simulación anterior vemos que los errores correspondientes a cada modelo en ambos casos son prácticamente idénticos lo que indica que ambos modelos son estables en el período considerado. Esto se confirma también viendo que los errores del cuadro III son inferiores a los correspondientes errores estándar del cuadro I. Por último (2) y (3) se estimaron con una muestra que acaba en abril 1977 y se utilizaron las estimaciones para predecir mayo 1977-abril 1978. Los errores de tal predicción se dan en las columnas 5 y 6 del cuadro III y en ellos se ve también que (3) tiene un comportamiento superior al de (2).

Elegido pues el modelo (3) es conveniente estudiar los errores que se hubieran cometido con dicho modelo en la predicción de M3 durante el período V/76-IV/78. Para ello hemos utilizado la estimación de (3) con la muestra que acaba en abril 1976. Los resultados de la estimación son:

Para visualizar las ventajas (3) sobre (2) en la predicción de M3, hemos realizado el siguiente ejercicio de simulación y predicción cuyos resultados se dan en el cuadro III. Primeramente los modelos (2), (3) y (5) estimados con el período muestral empleado arriba, que acaba en abril de 1978, se utilizaron para, en base a abril de 1976, simular el período mayo 1976-abril 1978. Los errores de esta simulación dinámica se dan en las tres primeras columnas del cuadro III. En ellas se observa que la magnitud del error es similar con los modelos (2) y (5) pero inferior con el modelo (3). Posteriormente se reestimaron (2) y (3) con una muestra que acaba en abril 1976 y con los estimadores obtenidos se hizo la predicción de mayo 1976-abril 1978. Los errores de dicha predicción se dan en las columnas 4 y 5 del cuadro III. De nuevo los errores con (3) son inferiores a los obtenidos con (2). Comparando esta predicción con la simulación anterior vemos que los errores correspondientes a cada modelo en ambos casos son prácticamente idénticos lo que indica que ambos modelos son estables en el período considerado. Esto se confirma también viendo que los errores del cuadro III son inferiores a los correspondientes errores estándar del cuadro I. Por último (2) y (3) se estimaron con una muestra que acaba en abril 1977 y se utilizaron las estimaciones para predecir mayo 1977-abril 1978. Los errores de tal predicción se dan en las columnas 5 y 6 del cuadro III y en ellos se ve también que (3) tiene un comportamiento superior al de (2).

Elegido pues el modelo (3) es conveniente estudiar los errores que se hubieran cometido con dicho modelo en la predicción de M3 durante el período V/76-IV/78. Para ello hemos utilizado la estimación de (3) con la muestra que acaba en abril 1976. Los resultados de la estimación son:

ERRORES PORCENTUALES (*)

	Simulación dinámica			Predicción		Predicción	
	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 5	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 2	Mod. 3
1976							
Mayo	0,09	0,07	0,09	0,09	0,07		
Junio	0,21	0,16	0,20	0,22	0,17		
Julio	0,29	0,23	0,27	0,31	0,25		
Agosto	0,40	0,30	0,39	0,43	0,33		
Septiembre	0,46	0,34	0,46	0,50	0,37		
Octubre	0,64	0,51	0,64	0,68	0,54		
Noviembre	0,69	0,55	0,70	0,73	0,58		
Diciembre	1,18	1,01	1,17	1,22	1,04		
1977							
Enero	1,13	0,95	1,11	1,17	0,97		
Febrero	1,39	1,19	1,39	1,44	1,21		
Marzo	1,40	1,19	1,40	1,45	1,21		
Abril	1,52	1,29	1,53	1,58	1,31		
Mayo	1,52	1,26	1,53	1,57	1,28	0,20	0,17
Junio	1,69	1,41	1,70	1,74	1,43	0,16	0,10
Julio	1,72	1,43	1,70	1,77	1,44	0,27	0,16
Agosto	2,06	1,77	2,06	2,11	1,78	0,06	0,11
Septiembre	2,14	1,83	2,15	2,18	1,84	0,10	0,12
Octubre	1,77	1,46	1,79	1,82	1,47	0,65	0,37
Noviembre	1,56	1,25	1,59	1,61	1,26	0,98	0,64
Diciembre	1,83	1,52	1,83	1,87	1,53	1,00	0,60
1978							
Enero	1,07	0,77	1,06	1,11	0,78	1,83	1,36
Febrero	1,16	0,88	1,18	1,19	0,88	1,94	1,39
Marzo	1,25	0,99	1,28	1,28	0,99	1,91	1,28
Abril	1,39	1,17	1,43	1,42	1,17	1,87	1,15

(*) El error se define como la diferencia entre lo observado y la predicción.

$$\hat{\phi}_1 = 0{,}42 \ (\pm\ 0{,}10) \qquad \bar{R} = 0{,}504$$

$$\hat{\phi}_2 = -0{,}02 \ (\pm\ 0{,}11) \qquad \hat{\sigma} \times 100 = 0{,}304$$

$$\hat{\phi}_3 = 0{,}36 \ (\pm\ 0{,}10) \qquad \text{Box-Pierce} \quad 12 = 7{,}4$$

$$\hat{\phi}_{12} = -0{,}57 \ (\pm\ 0{,}09) \qquad 24 = 17{,}9$$

$$36 = 26{,}7$$

La predicción se ha realizado de la siguiente forma. En cada mes a partir de abril 1976 se han hecho las predicciones para los tres meses siguientes. En la predicción se ha utilizado toda la información disponible en el momento pero sin reestimar el modelo (3), es decir, la versión utilizada de éste fue siempre la inicial. Los errores cometidos en dicha predicción se dan en el cuadro IV. En él se observa que sólo la predicción de enero 1978, realizada en el diciembre precedente, estuvo fuera los intervalos de confianza al 95 %. Por el contrario, la mayor parte de las predicciones estuvieron dentro de los intervalos de confianza al 66 %. Así pues, en cuanto a su magnitud los errores son normales. Sin embargo, respecto al signo presentan problemas. Dado que los errores de las predicciones hechas en el momento t, para t+1, t+2 y t+3 están correlacionadas, del cuadro IV sólo nos fijaremos en los errores de predicción para un período por delante. Los signos de esos errores siguen la secuencia

1976								1977												1978			
+	+	+	+	−	+	−	+	−	+	−	+	−	+	−	+	−	−	−	+	−	+	+	+
M	J	J	A	S	O	N	D	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	E	F	M	A

es decir, sobre un total de 24 signos existen 17 rachas. Dichos errores evidencian una época expansiva de las disponibilidades líquidas de mayo a agosto de 1976, una época restrictiva de septiembre a noviembre de 1977 y una época ex-

ERROR PORCENTUAL EN LA PREDICCION DE TRES PERIODOS DE M3

CON EL MODELO (3)

Mes base en la predicción		Error	Mes base en la predicción		Error
1976	Abril	0,069 0,171 0,247		Abril	-0,186 -0,124 -0,195
	Mayo	0,072 0,140 0,196		Mayo	0,141 0,098 0,410
	Junio	0,037 0,081 0,074		Junio	-0,103 0,189 0,193
	Julio	0,029 0,016 0,134		Julio	0,334* 0,355 -0,095
	Agosto	-0,024 0,088 0,070		Agosto	-0.121 -0,627* -0,989*
	Septiemb.	0,124 0,110 0,540		Septiemb.	-0,452* -0,793* -0,777*
	Octubre	-0,065 0,350 0,204		Octubre	-0,149 -0,062 -0,623
	Noviemb.	0,442* 0,306 0,508		Noviemb.	0,149 -0,386 -0,224
	Diciemb.	-0,324* -0,189 -0,404		Diciembre	-0,600** -0,460 -0,309
1977	Enero	0,271 0,106 0,168	1978	Enero	0,391* 0,633* 1,073*
	Febrero	-0,281 -0,260 -0,432		Febrero	0,079 0,461
	Marzo	0,139 0,011 0,095		Marzo	0,350*

(+) El error se define como la diferencia entre lo observado y la predicción.

(*) Predicción por fuera de los intervalos de confianza al 66 %.

(**) Predicción por fuera de los intervalos de confianza al 95 %.

pansiva de febrero a abril de 1978. Todas ellas parecen motivadas por las acciones de la autoridad monetaria que de un objetivo de una tasa de crecimiento del 14 % anual para las disponibilidades líquidas a finales de 1975 pasó a un objetivo en torno al 16 ó 17 % para los siete primeros meses de 1976. Asimismo en julio de 1977 se señalaba un nuevo objetivo del 17 %, cuando las disponibilidades líquidas venían registrando una tasa de crecimiento entre el 20 y 21%.

Por último, para paliar los efectos de la caída de la tasa de crecimiento en enero de 1978 la autoridad monetaria emprendió una serie de medidas estimulantes que se reflejan en los últimos tres errores positivos de la secuencia anterior.

Tenemos pues, que la secuencia de signos no es aleatoria sino que viene motivada por los cambios más importantes de la política monetaria; así pues, parece deseable un análisis de intervención que tuviese en cuenta las medidas políticas. No obstante, el análisis de intervención en base a variables artificiales es imperfecto pues las medidas políticas han sido diversas y algunas difíciles de especificar en variables artificiales. Por ello, es preferible abordar el problema en un contexto multivariante relacionando las disponibilidades líquidas con las variables que controla el Banco de España. Este es un proyecto en curso, que en estos momentos se está realizando con los componentes de las disponibilidades líquidas.

CONCLUSION

A la vista de los resultados anteriores podemos afirmar que el modelo (3) se ha mostrado altamente útil para la predicción de M3 a corto plazo. También puede utilizarse para la predicción a un año por delante con errores, normalmente, inferiores al 2,5 %. No obstante, para captar los efectos de las medidas de política monetaria es deseable pasar a modelos multivariantes que relacionen los componentes de las disponibilidades líquidas con las variables que controla la autoridad monetaria.

II.- ANALISIS DE INTERVENCION EN EL MODELO ARIMA DE LAS DISPONIBILIDADES LIQUIDAS.

En la sección anterior se escogió para las disponibilidades líquidas (M3) el modelo:

$$(1-\phi_1 L-\phi_2 L^2-\phi_3 L^3)(1-\Phi_1 L^{12})(1-L)(1-L^{12})M3^* = a_t, \qquad (1)$$

que estimado ahora con un programa distinto, se obtienen, con la muestra 67-II a 78-III los valores:

$$\begin{array}{lll} \phi_1 = 0,365\ (\pm\ 0,086) & \chi^2_{35} = 21,6 & \\ \phi_2 = 0,024\ (\pm\ 0,092) & \sigma x100 = 0,2953(0,2904)^{(1)} & \\ \phi_3 = 0,353\ (\pm\ 0,087) & SCR^{(2)} = 0,0010204 & (I) \\ \Phi_1 = -0,556\ (\pm\ 0,08) & n^\circ \text{ resíduos} = 121. & \end{array}$$

El polinomio autorregresivo de orden tres ($\Phi_3(L)$) se descompone de la forma:

$$\Phi_3(L) = (1-0,86\ L)(1+0,50\ L + 0,41\ L^2),$$

en el que el factor AR de segundo orden genera una conducta pseudocíclica con 3,2 meses de período, que ya discutimos en la sección anterior.

Los resíduos de este modelo prácticamente idénticos a los del gráfico 9, son bastante satisfactorios respecto a las hipótesis básicas que sobre los mismos se hacen para estimar (1). No obstante, en los resíduos se dan ciertos valores atípicos (es decir, superiores en valor absoluto a 2σ) que pasamos a detallar:

---

(1) El valor entre paréntesis no está corregido de grados de libertad.

(2) Suma de los cuadrados de los resíduos.

Febrero	1970	(−2,03 σ)	Agosto	1974	(−2,05 σ)
Enero	1971	(4,43 σ)	Octubre	1975	(−2,13 σ)
Junio	1972	(−2,26 σ)	Enero	1978	(−2,03 σ)
Diciem.	1972	(2,20 σ)			

De estos resíduos atípicos destaca el correspondiente a enero de 1971 que tiene un valor de 4,43 veces la desviación estándar y en consecuencia es importante estudiar su causa. Para enero de 1971 no hemos sido capaces de encontrar un fenómeno que pudiese explicar dicho resíduo, no obstante, en el mes anterior (diciembre de 1970) salió una Orden Ministerial (O.M.) por la que se introducía el coeficiente de caja para la banca no industrial y además se modificaban los componentes de los pasivos computables excluyendo de ellos a las pesetas convertibles. Parece, pues, que esta O.M. puede ser la causa del error atípico en enero. En este punto conviene recordar que sólo a partir de marzo de 1973 existen datos diarios sobre M3 y que para el período muestral anterior se dispone solamente de datos en los días 6, 12, 18, 24 y fin de cada mes. No obstante, para esa parte de la muestra y en base a los datos referentes a los días mencionados, el Servicio de Estudios del Banco de España construyó la serie mensual de M3 que empleamos en este trabajo. En la construcción de la serie había dos puntos de ruptura, diciembre de 1970 que es cuando se excluyen las pesetas convertibles de los pasivos computables, y diciembre de 1971, fecha en que se excluyen los depósitos de las cajas de ahorro en la banca. Los resultados de la estimación de (1) sugieren que el empalme realizado para diciembre de 1971 es bastante correcto pero en el de diciembre de 1970 puede haber algún problema especial que posiblemente no se tuvo en cuenta. Otra explicación alternativa es que la introducción del coeficiente de caja tuviese, en sí misma, un efecto reductor en diciembre de 1970.

El tratamiento de este problema lo haremos mediante el análisis de intervención, que consiste en introducir variables artificiales ("dummies") afectadas por un filtro ARMA (que hay que estimar conjuntamente con el modelo ARIMA), en (1). Con ello el modelo ahora toma la forma:

$$M3^*_t = \frac{\omega_s(L)}{\delta_r(L)} \, DUMMY_t + N_t \qquad (2)$$

donde $\omega_s(L) = \omega_0 - \omega_1 L - \ldots\ldots - \omega_s L^s$

$\delta_r(L) = 1 - \delta_1 L - \ldots\ldots - \delta_r L^r$ y

$$(1-\phi_1 L-\phi_2 L^2-\phi_3 L^3)(1-\Phi_1 L^{12})(1-L)(1-L^{12}) \; N_t = a_t.$$

La variable artificial utilizada, que denominaremos D70, toma el valor uno en diciembre de 1970 y el valor cero en los demás puntos.

Para el filtro, dada la característica de la intervención, sólo se consideraron estructuras de medias móviles (MA), es decir r en (2) siempre tuvo el valor cero. Para s se probaron con valor de cero a tres (*) pero el mejor ajuste se obtuvo con s=0, es decir, con sólo un parámetro (ω_0) en el filtro de D70. Los resultados de este ajuste fueron:

$\phi_1 = 0{,}444 \ (\pm\ 0{,}095)$	$\chi^2_{35} = 23{,}0$	
$\phi_2 = 0{,}004 \ (\pm\ 0{,}10)$	σx100=0,2825(0,2758)(**)	
$\phi_3 = 0{,}316 \ (\pm\ 0{,}098)$	SCR = 0,0008062	(II)
$\Phi_1 = -0{,}540 \ (\pm\ 0{,}089)$	n° resíduos = 106	
$\omega_0 = -0{,}0058 \ (\pm\ 0{,}0012)$.		

(*) Se llegó a considerar un valor de s=3 debido a que la O.M. en cuestión establecía como plazo de acomodación un período de tiempo que acababa en 1-III-71.

(**) El valor entre paréntesis no está corregido de grados de libertad.

Estos resultados no son directamente comparables con los anteriores (I) pues en el primer caso el programa estima con predicción hacia atrás (en consecuencia no pierde observaciones en la variable diferenciada), mientras que en el segundo estima sin predicción hacia atrás y pierde los primeros resíduos, por lo que el número de éstos es solamente 106. Para comparar los resultados hemos obtenido la SCR y el σ de los 106 últimos resíduos correspondientes a la estimación (I). Estos fueron:

$$\begin{array}{l} SCR = 0{,}0009283 \\ \sigma x\ 100 = 0{,}3017\ (0{,}2959)\ (*) \\ n^{\circ}\ \text{resíduos} = 106. \end{array} \qquad (I)$$

Vemos, pues, que en (II) se obtiene una reducción en el valor de σ del 7 % respecto a los resultados de (I). Esto junto con la alta significación del parámetro ω_0 nos lleva a elegir el modelo (2) sobre el (1).

Para ver si la predicción hacia atrás afecta a la estimación de (1) se estimó dicho modelo sin predicción hacia atrás, obteniendo los siguientes resultados:

$$\begin{array}{ll} \phi_1 = 0{,}378\ (\pm\ 0{,}094) & \chi^2_{35} = 20{,}5 \\ \phi_2 = 0{,}018\ (\pm\ 0{,}10) & \sigma x100 = 0{,}3104\ (0{,}3030) \\ \phi_3 = 0{,}335\ (\pm\ 0{,}096) & SCR = 0{,}0009727 \\ \Phi_1 = -0{,}530\ (\pm\ 0{,}089) & n^{\circ}\ \text{resíduos} = 106. \end{array} \qquad (III)$$

A la vista de estos resultados (III) podemos afirmar que la influencia de la predicción hacia atrás en los valores estimados de los parámetros es mínima, pero se logra una ligera ventaja en la precisión del ajuste bajando el valor de σ de 0,31 a 0,30 y no se pierden observaciones.

(*) El valor entre paréntesis no está corregido de grados de libertad.

La intervención que hemos aplicado supone:

$$M3^* = -0{,}006\ D70 + N_t\ ,$$

es decir, la serie M3* corregida de dicha intervención ($M3^{*c}$) es:

$$M3^* + 0{,}006\ D70 = M3^{*c}.$$

Tenemos, pues, que para quitar de M3 la influencia de los fenómenos anómalos ocurridos en diciembre de 1970 tenemos que aumentar en un 0,6 % el valor de M3 en dicho mes, o sea, en 10.737,9 millones de pesetas.

Estimado el efecto de la intervención podemos reestimar (1) (con predicción hacia atrás) utilizando $M3^{*c}$. Los resultados obtenidos fueron:

$\phi_1 = 0{,}423\ (\pm\ 0{,}086)$	$\chi^2_{35} = 26{,}7$	
$\phi_2 = 0{,}016\ (\pm\ 0{,}095)$	$\sigma \mathrm{x} 100 = 0{,}2691\ (0{,}2655)$	
$\phi_3 = 0{,}334\ (\pm\ 0{,}088)$	SCR = 0,0008527	(IV)
$\Phi_1 = -0{,}576\ (\pm\ 0{,}079)$	n° resíduos = 121	

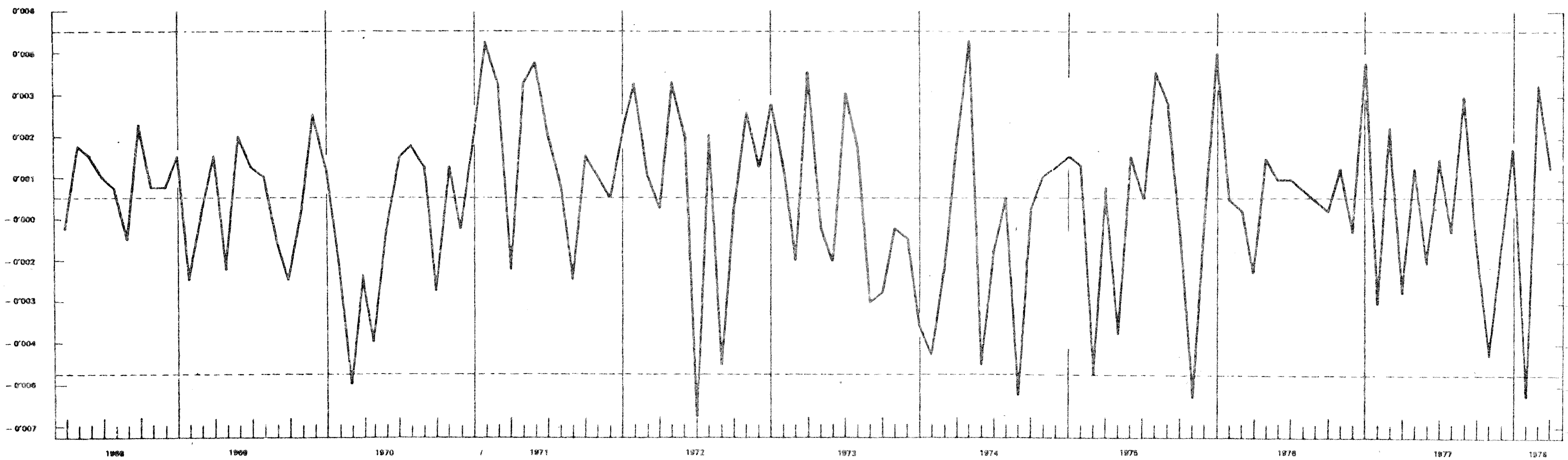
El correlograma de los resíduos parece aceptable aunque su valor en el retardo ocho (0,183 ± 0,091) es significativo.

Los resíduos de esta estimación se dan en el gráfico 10. Aparecen resíduos atípicos en: Febrero 1970; Junio 1972; Agosto 1974; Febrero 1975; Octubre 1975 y Enero 1978 (*).

(*) Obsérvese que los errores atípicos de enero 1971 y diciembre 1972 han desaparecido.

GRAFICO 10.

RESIDUOS DE LA ESTIMACION (IV)
MARZO 1968 MARZO 1978



Estos resíduos son de magnitud similar a los obtenidos con los resultados de la estimación (I), aunque ahora hay un nuevo error atípico en febrero del 75 que, al estar a ocho meses de octubre del 75, puede ser la mayor contribución a un valor significativo en el retardo octavo del correlograma.

La mayor parte de los resíduos atípicos aparecen en momentos en que el mercado monetario se ha visto sometido a importantes restricciones, pero, como se comentó anteriormente, la forma más adecuada de tener tales fenómenos en cuenta no parece ser la introducción de variables artificiales, sino la de variables económicas.

Que el efecto perturbador no se fecha en enero del 71 sino en diciembre de 1970 lo confirman los datos, pues al hacer el análisis de intervención con una variable artificial con un uno en la observación de enero de 1971 y ceros en el resto, todavía se obtiene un resíduo atípico en dicho mes.

Se probó también la intervención con una variable artificial con valores cero antes de diciembre de 1970 y unos a partir de ese mes. El ajuste fue peor al de (II) y en enero de 1971 se continuaba teniendo un resíduo atípico positivo.

CONCLUSION

La serie mensual (media de datos diarios) de disponibilidades líquidas necesita una corrección al alza de unos 10.738 millones de pesetas en diciembre de 1970.

III.- UN MODELO ARIMA MENSUAL PARA LA PREDICCION DE M2 (SALDOS MEDIOS MENSUALES)

La serie que se estudia en este trabajo es la serie monetaria mensual denominada M2 y se ha obtenido restando a la serie M3, de las secciones anteriores, una estimación del valor medio mensual de los depósitos a plazo. Este valor se obtuvo mediante la semisuma de los valores de los depósitos a plazo (a fin de mes) en el mes en cuestión y el anterior. La muestra utilizada va desde II/67 a IV/78, es decir, 135 observaciones (*).

La serie original no se muestra homogénea en la varianza por lo que se decidió trabajar con su transformación logarítmica, que denominaremos M2*. Esta serie, por supuesto, es no estacionaria. Para obtener una serie estacionaria aplicaremos transformaciones del tipo:

$$Wdd_1 = (1-L)^d \ (1-L^{12})^{d_1} \ M2^*, \quad d,d_1=0,1 \text{ y } 2 \qquad (1)$$

El gráfico de W10 (gráfico 11) sugiere que dicha serie es no estacionaria a causa de un componente estacional y quizás también por la presencia de una tendencia regular. En el correlograma de W10 (grafico 12) se confirma claramente lo primero. El gráfico de W11 (gráfico 13) sugiere que dicha transformación de M2* puede venir generada por un proceso estacionario que sea el producto de un comoponente regular y otro estacional. El primero será del tipo autorregresivo (AR) de orden n con una raíz real positiva alga (i.e. de un valor del orden de 0,8), que capte la evolución suave de la serie entre sus puntos máximos y mínimos. Esta evolución, aunque suave, tiene oscilaciones cíclicas (de período muy corto), lo que sugiere que n deberá tener un valor mínimo de tres. El

(*) El listado de la serie se encuentra en el apéndice 3.

GRAFICO 11.

(1–L) M2*
MARZO 1967 – ABRIL 1978

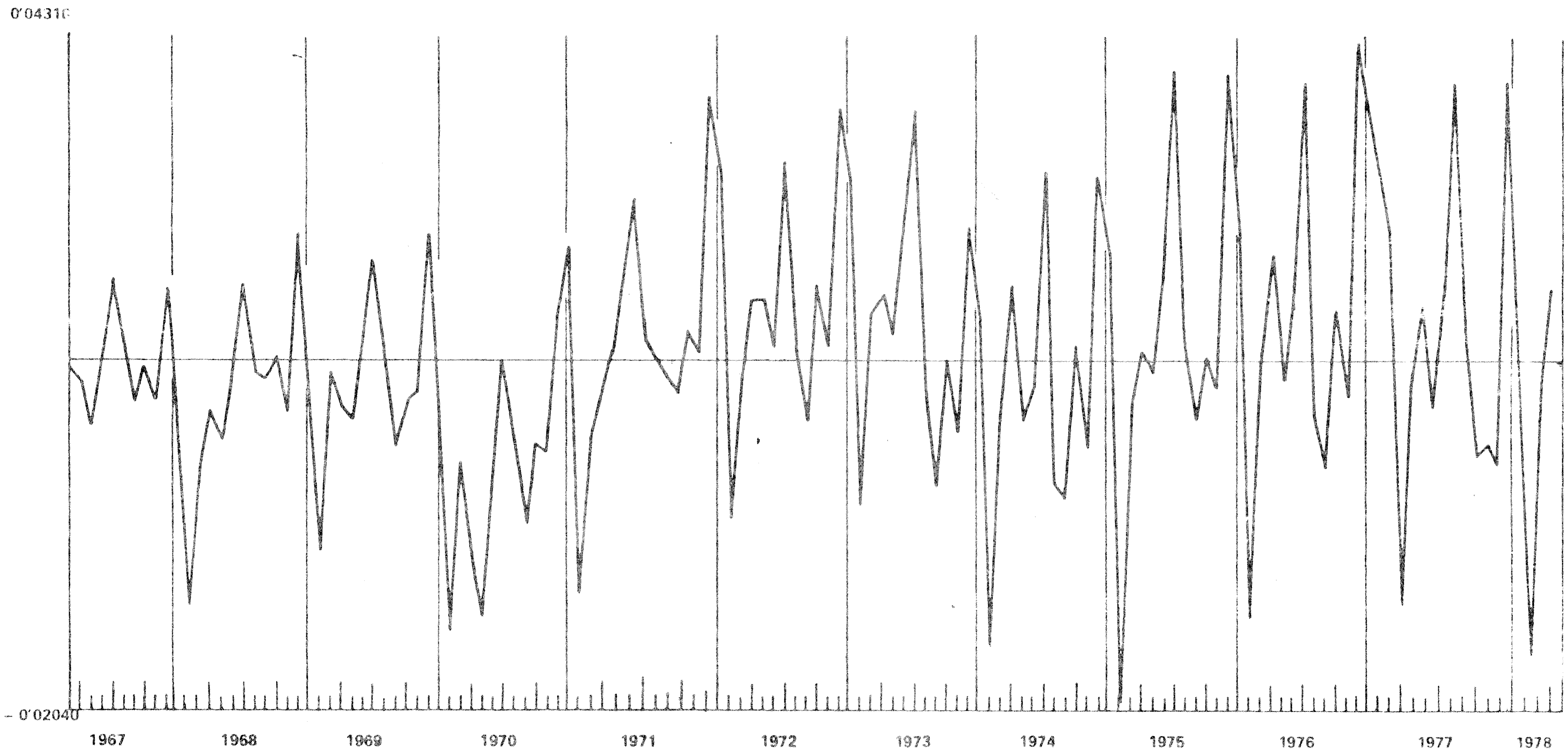


GRAFICO 12.

CORRELOGRAMA DE (1–L) M2*

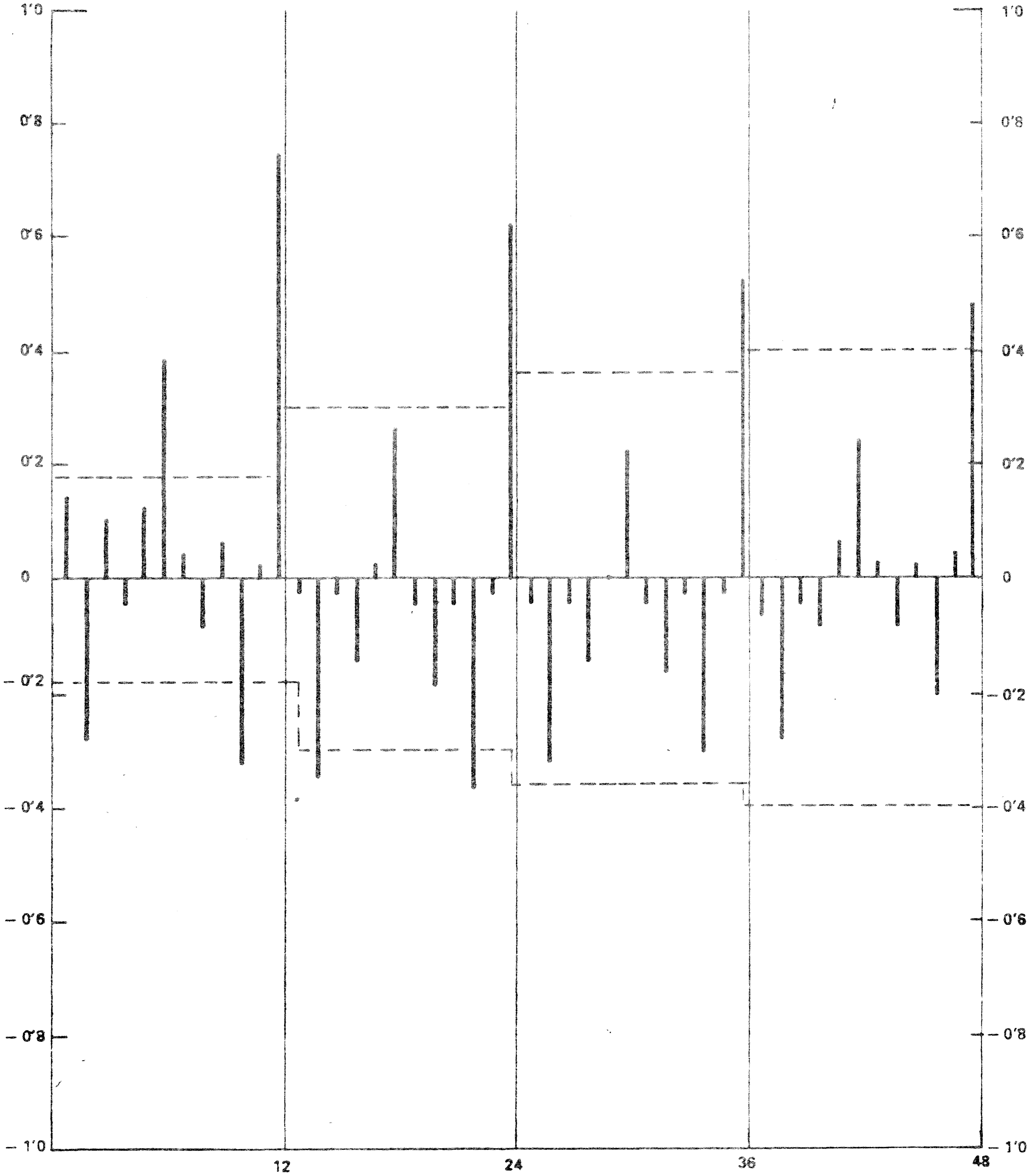


GRAFICO 13.

$(1-L)\ (1-L^{12})\ M2^*$

MARZO 1968 – ABRIL 1978

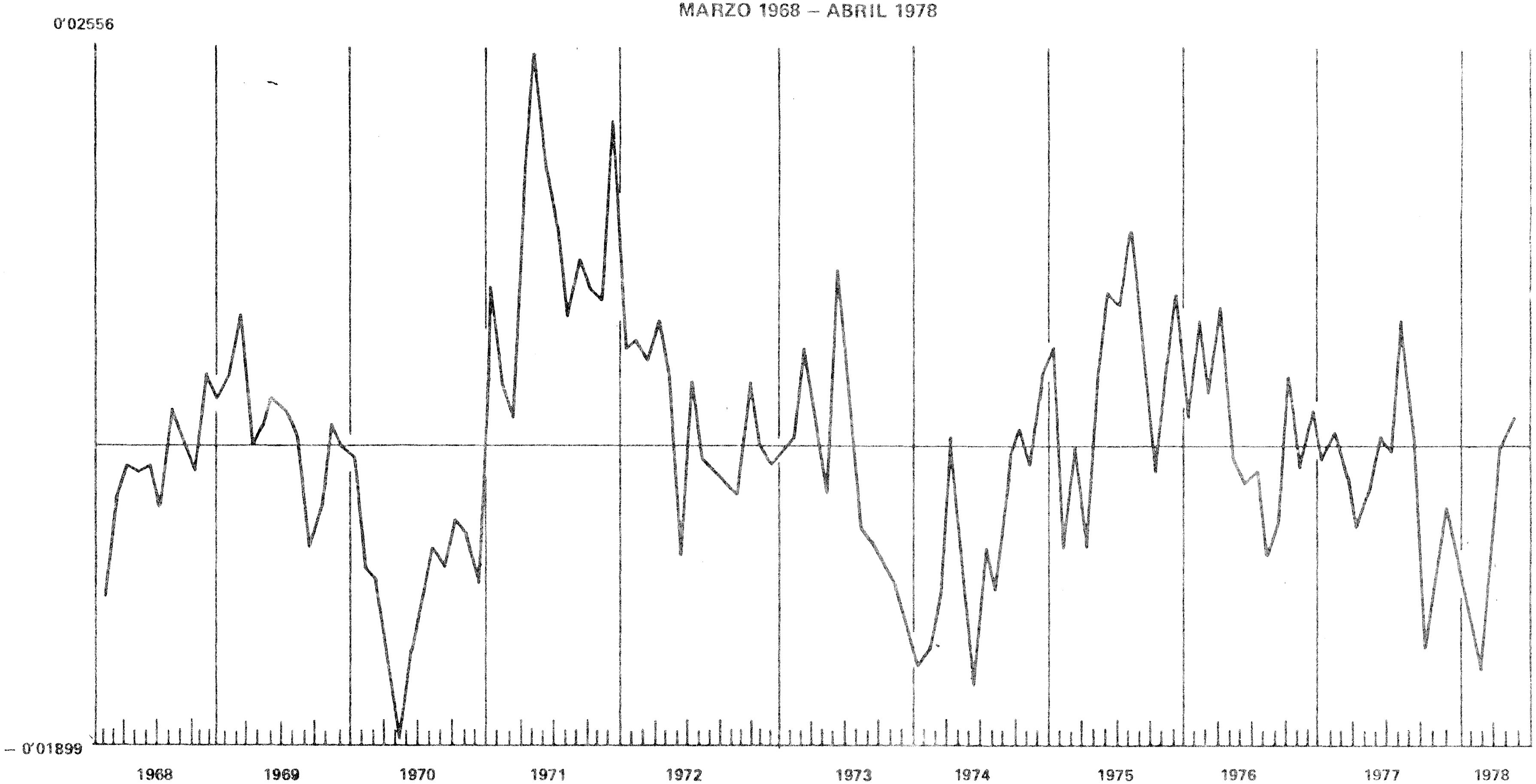


GRAFICO 14.

CORRELOGRAMA DE (1–L) (1–L^{12}) M2*

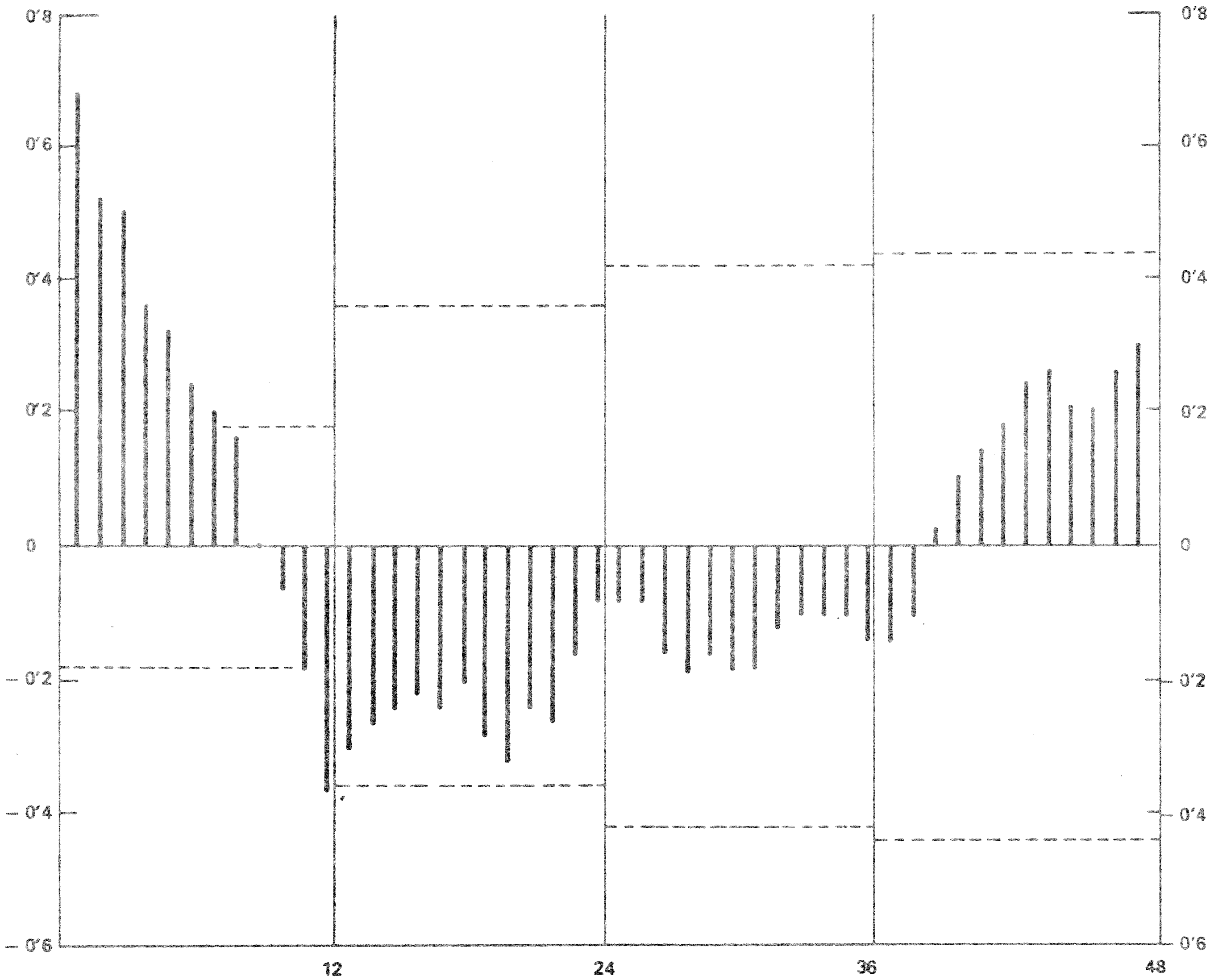
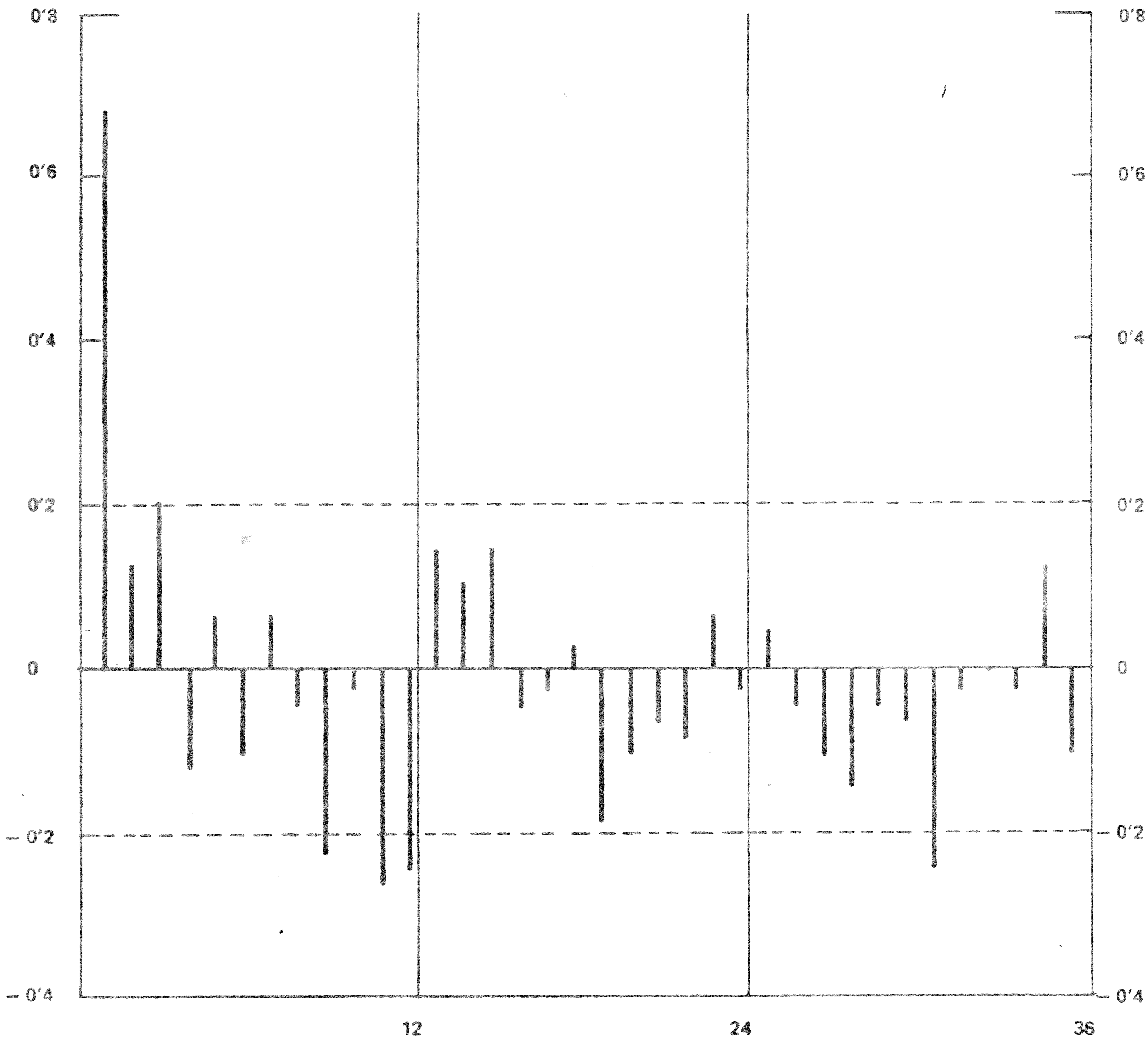


GRAFICO 15.

CORRELOGRAMA PARCIAL DE (1–L) (1–L^{12}) M2*



componente estacional será también del tipo AR. En efecto, si observamos que los puntos muestrales más importantes en la determinación de la correlación estacional tienen una relación negativa con el correspondiente punto del año anterior y positiva con el de dos años antes, vemos que dicha evolución la puede captar un proceso AR estacional de primer orden con la raíz negativa. Obsérvese que dicho proceso muestra un ciclo de dos años y que en la muestra, si definimos los ciclos a partir de los puntos altos, podemos entresacar, de forma burda, los siguientes ciclos, III/69-V/71, V/71-VI/73, VI/73-VIII/75, VIII/75-VIII/77, que tienen un período muy próximo a dos años. No obstante, en series monetarias es peligroso definir los ciclos por los puntos altos (*) y es más conveniente hacerlo por los puntos bajos. Si procedemos así podemos señalar, también de forma aproximada, los siguientes ciclos, V/70-VI/74 y VI/74-I/78, que tienen un período próximo a los cuatro años, período éste que coincide con el hallado para series reales, véase, por ejemplo, Espasa (1978).

Otra hipótesis para explicar la evolución de W11 consiste en postular que la serie no es estacionaria en su nivel y que por consiguiente se necesita una diferenciación regular adicional. Es decir, necesitamos considerar W21 (gráfico 16). El gráfico 16 y el correlograma de W21 (gráfico 17) muestran que W21 es estacionaria. El problema, pués, queda centrado en dilucidar si W11 es ya estacionaria o necesitamos partir de W21. A la luz de los datos del cuadro V, el criterio de varianza mínima señala a W21 como serie estacionaria, pero este criterio no nos dice nada sobre si W11 lo es también.

Como consecuencia de todo lo dicho será conveniente modelar M2* a partir de W12 y W21 y elegir entre ellos en razón de los resultados de las estimaciones.

(*) El problema de los ciclos monetarios tendrá que tratarse con particular atención en un análisis multivariante, especialmente al intentar relacionar series monetarias y reales.

GRAFICO 16.

$(1-L)^2\ (1-L^{12})\ M2^*$

ABRIL 1968 – ABRIL 1978

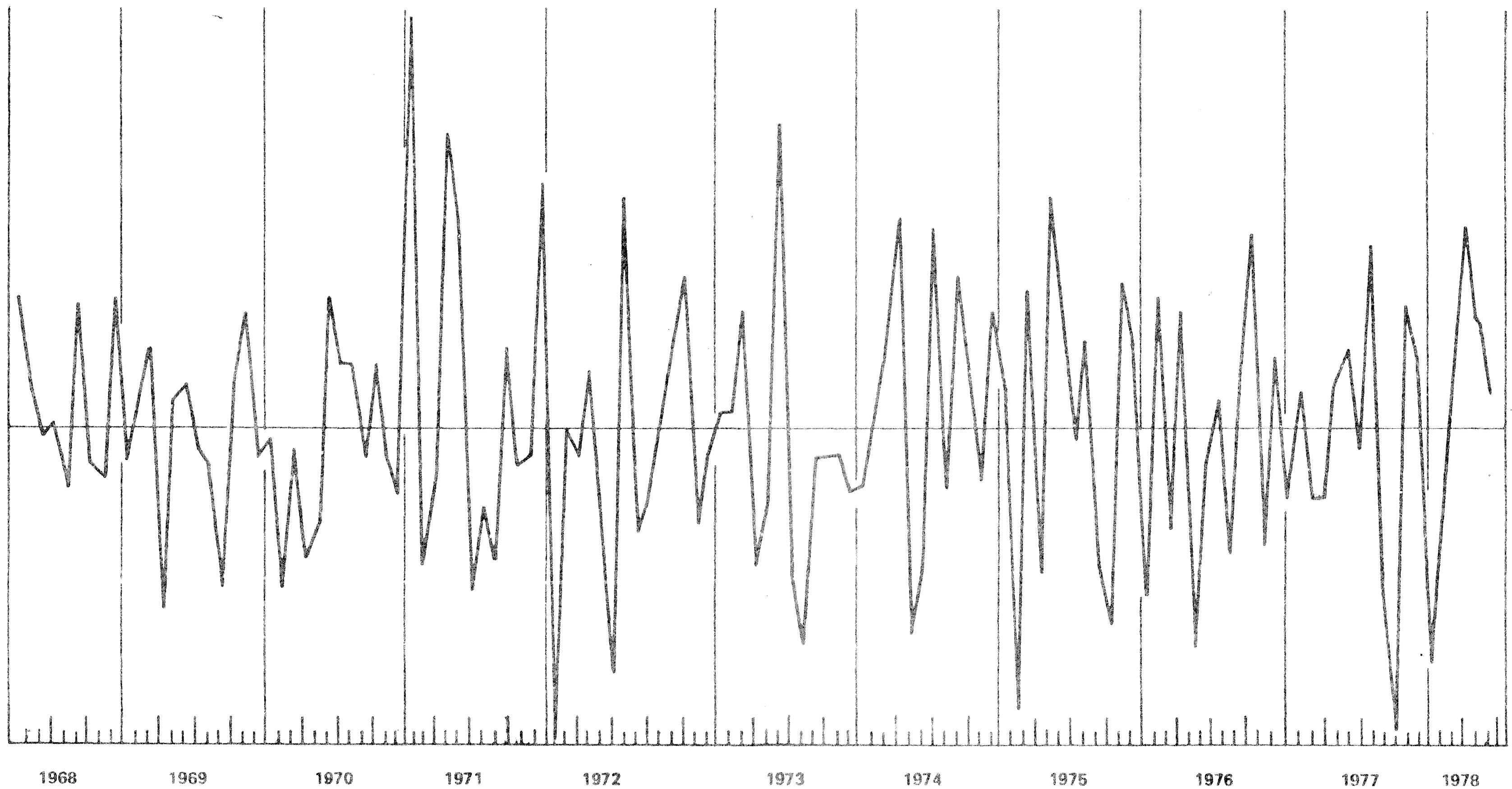


GRAFICO 17.

CORRELOGRAMA DE $(1-L)^2$ $(1-L^{12})$ M2*

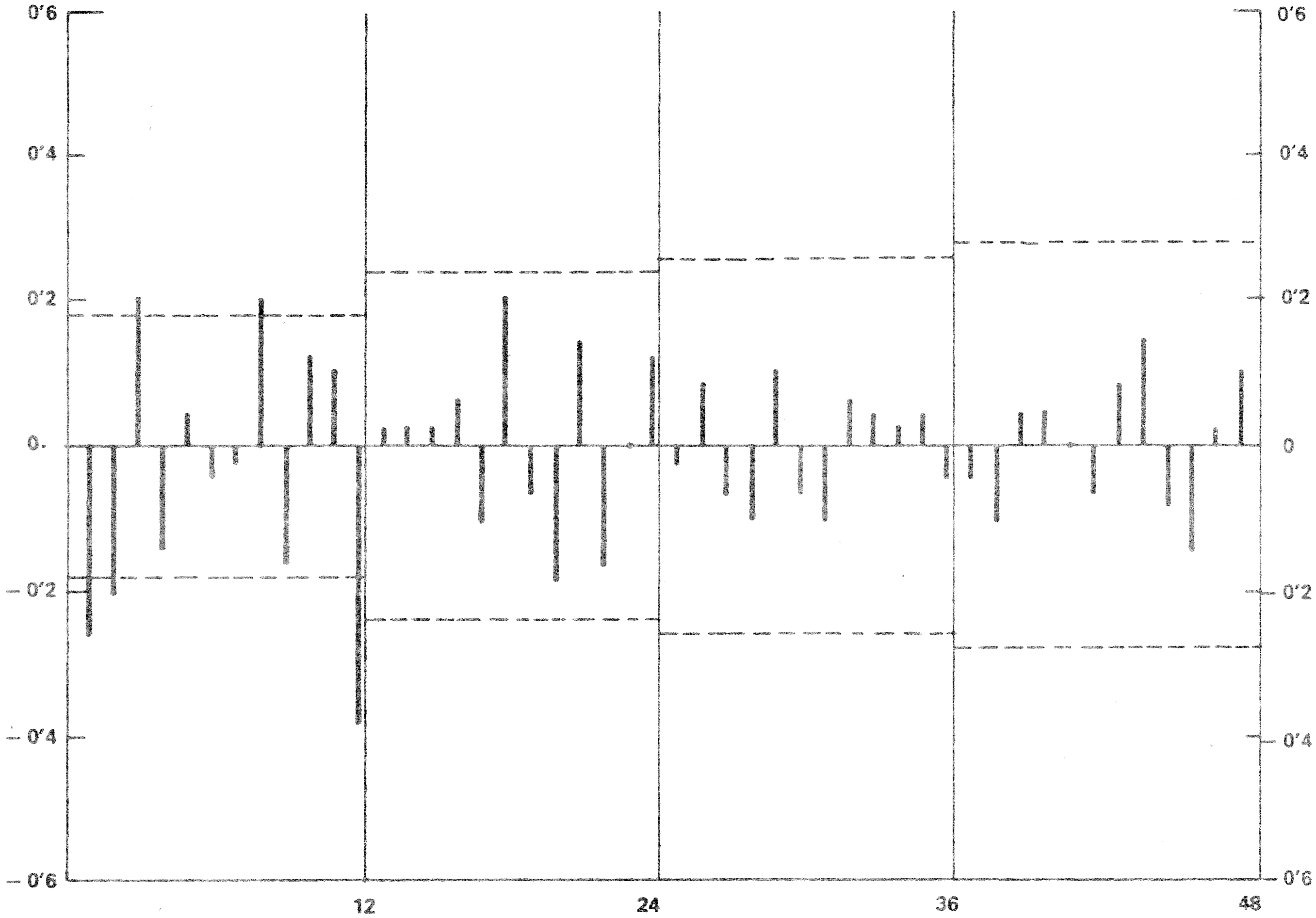
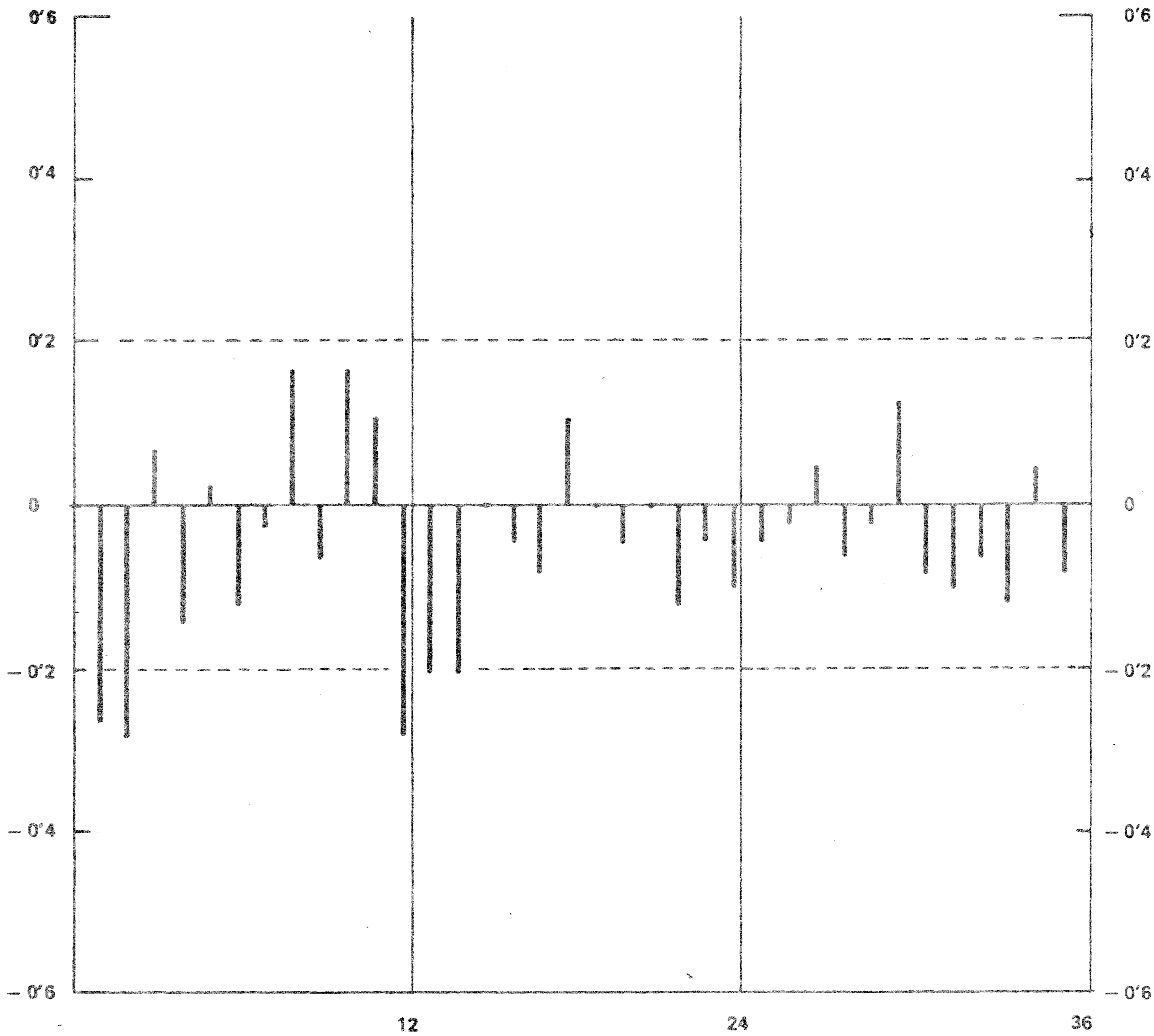


GRAFICO 18.

CORRELOGRAMA PARCIAL DE $(1-L)^2$ $(1-L^{12})$ M2*



CUADRO V

Serie	Media	Valor t de la media (*)	Varianza de la serie	Box-Pierce		
				12	24	36
W00	14,46	325,6	0,26641	1.050	1.660	1.980
W10	0,00015	12,09	$0{,}1501\times10^{-3}$	108	209	296
W11	0,00026	0,365	$0{,}6085\times10^{-4}$	179	278	327
W21	0,00009	0,166	$0{,}3844\times10^{-4}$	47,6	69,3	81,1

(*) El valor t de la media se ha calculado como el valor de ésta dividido por su desviación estándar.

A la vista del correlograma (gráfico 17) y el correlograma parcial (gráfico 18) de W21 identificaremos para dicha serie el modelo

$$(1-\phi_1 L-\phi_2 L^2)(1-\phi_{12} L^{12})(1-L)^2(1-L^{12})M2^* = a_t. \qquad (2)$$

Asimismo, si partimos de W11 como estacionaria, el modelo identificado a la vista del correlograma (gráfico 14) y el correlograma parcial (gráfico 15) es:

$$(1-\phi_1 L-\phi_2 L^2-\phi_3 L^3)(1-\phi_{12} L^{12})(1-L)(1-L^{12})M2^* = a_t. \qquad (3)$$

Los resultados de la estimación de (2) fueron:

$\hat{\phi}_1 = -0,41\ (\pm\ 0,09)$	$\bar{R}^2 = 0.319$		
$\hat{\phi}_2 = -0,34\ (\pm\ 0,09)$	$\sigma \times 100 = 0,507$		
$\hat{\phi}_{12} = -0,52\ (\pm\ 0,08)$	Box-Pierce	12 =	3,1
		24 =	21,7
		36 =	26,8.

El polinomio AR(2) tiene raíces complejas $(-0,205 \pm 0,55i)$ que generan un comportamiento cíclico con un período de 3,27 meses. La razón de dicho ciclo parece ser la misma que la dada para M3 anteriormente. Las correlaciones entre los parámetros son bajas (la más alta entre ϕ_1 y ϕ_2 es de 0,31). Los resíduos muestran un comportamiento aceptable y su correlograma (en los 48 primeros retardos) tiene valores cercanos a cero y no significativamente distintos de dicho valor excepto en los retardos 20 (-0,21; $\pm$ 0,09) y 22 (-0,18; $\pm$ 0,09) pero dos valores significativos en 48 no parece razón suficiente para rechazar la hipótesis que los errores son ruido blanco, por lo que el modelo, en principio, parece adecuado.

La estimación de (3) equivale a estimar (2) permitiendo que una de las raíces unitarias del factor $(1-L)^2$ puede tomar cualquier valor. Los resultados de dicha estimación fueron:

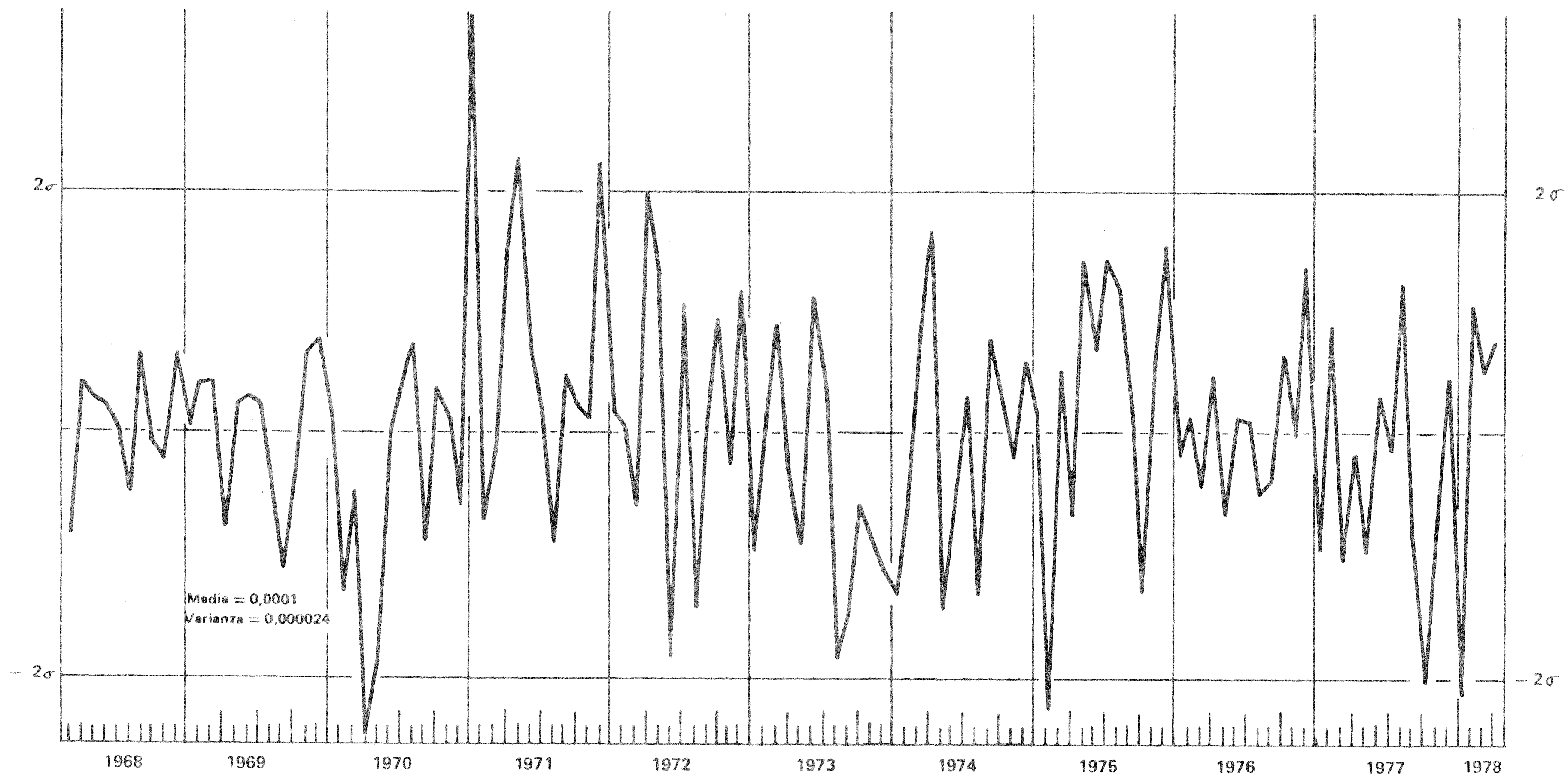
$\hat{\phi}_1 = 0{,}523\ (\pm\ 0{,}09)$	$\bar{R} = 0{,}591$
$\hat{\phi}_2 = 0{,}032\ (\pm\ 0{,}10)$	$\sigma \times 100 = 0{,}494$
$\hat{\phi}_3 = 0{,}268\ (\pm\ 0{,}09)$	Box-Pierce 12 = 3,2
$\hat{\phi}_{12} = -0{,}507\ (\pm\ 0{,}09)$	24 = 24,1
	36 = 31,4

Las raíces de AR(3) son 0.89 y $-0{,}186 \pm 0{,}515\,i$. El error estándar (σ), corregido de grados de libertad, es marginalmente menor aquí que en (2) por lo que (3) puede considerarse como preferible sobre (2). Los errores de (3) se dan en el gráfico 19. Para elegir definitivamente entre ambos modelos estudiaremos su record en la predicción de los dos últimos años. Pero antes señalaremos que dichos modelos tienen la misma estructura que los modelos propuestos para M3. Los valores obtenidos en la estimación son muy similares a los obtenidos para M3 excepto en la desviación estándar porcentual de los errores (σx100), que para el modelo (3) era de 0,294. Es decir, si las disponibilidades líquidas (M3) se pueden predecir, un mes por delante, con un error que, normalmente (66 % de las veces) será inferior al tres por mil, al quitar de éstos los depósitos a plazo, el componente resultante, M2, sólo se predice con un error normalmente (66 % de las veces) inferior al cinco por mil. Tenemos, pues, que los depósitos a plazo juegan un papel muy estabilizador en el agregado M3.

Volviendo al comportamiento de los modelos (2) y (3), conviene señalar que, si bien a un período por delante las predicciones con dichos modelos tienen una desviación estándar muy similar, a medida que se amplía el horizonte de la predicción, las desviaciones estándar con ambos modelos

GRAFICO 19

ERRORES DEL MODELO (3)
Marzo 1968 — Abril 1978



son muy distintas (véase cuadro VI) llegando en predicciones a dos años por delante a ser del 24,5 % con el modelo (2) y del 12,2 % con el modelo (3). La razón de esta diferencia tan grande radica en que si en la representación Arima multiplicativa, (2) y (3) parecen no diferir mucho entre sí, en un desarrollo de ésta, en donde M2* se representa en términos de una media móvil de las innovaciones pasadas y presentes, los coeficientes de dichas innovaciones (ψ_j) son considerablemente distintos como se aprecia en el cuadro VII. Conviene observar también que las desviaciones estándar porcentuales de las predicciones a uno y dos años por delante con el modelo (3) son algo más del doble que las que se obtienen para M3.

El cuadro VI nos ilustra el comportamiento general que podemos esperar al predecir con los modelos (2) y (3). Para visualizar este comportamiento en un período muestral concreto hemos realizado el siguiente ejercicio de simulación y predicción, cuyos resultados se dan en el cuadro VIII. Primeramente los modelos (2) y (3) estimados con el período muestral empleado arriba, que acaba en abril de 1978, se utilizaron para, en base a abril 1976, simular el período mayo 1976-abril 1978. Los errores cometidos por ambos modelos en esta simulación dinámica se dan en las dos primeras columnas del cuadro VIII. En ellas se observa que los errores absolutos son menores con el modelo (3), que llega a predecir dos años por delante con errores absolutos del orden del 5 %.

Si reestimamos los modelos (2) y (3) con una muestra que acabe en abril de 1976 y con los estimadores obtenidos (*) predecimos el período mayo 1976-abril 1978, los errores absolutos obtenidos (columnas 3 y 4 del cuadro VIII) son también considerablemente inferiores con el modelo (3) respecto el modelo (2).

(*) Para ambos modelos las estimaciones con la nueva muestra fueron casi idénticas a las obtenidas con la muestra anterior.

CUADRO VI

ERRORES ESTANDAR PORCENTUALES EN LA PREDICCION CON LOS MODELOS:

Períodos por delante	(2)	(3)
1	0,51	0,49
2	0,95	0,90
3	1,39	1,28
4	1,93	1,70
5	2,54	2,15
6	3,18	2,60
7	3,87	3,05
8	4,61	3,51
9	5,39	3,96
10	6,21	4,41
11	7,06	4,86
12	7,95	5,30
24	24,55	12,22

CUADRO VII

Coeficientes ψ_j	Modelo (2)	Modelo (3)
j = 0	1,00	1,00
1	1,59	1,52
2	2.01	1,83
3	2.64	2,27
4	3,24	2,66
5	3,78	2,95
6	4,35	3,24
7	4,94	3,50
8	5,50	3,73
9	6,07	3,93
10	6,65	4,12
11	7,22	4,28
12	8,27	4,92
24	19,14	8,28

CUADRO VIII

ERRORES PORCENTUALES (*)

	Simulación dinámica		Predicción	
	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 2	Modelo 3
1976				
Mayo	- 0,39	- 0,31	- 0,42	- 0,34
Junio	- 0,61	- 0,40	- 0,65	- 0,46
Julio	- 0,77	- 0,41	- 0,84	- 0,49
Agosto	- 1,28	- 0,72	- 1,39	- 0,85
Sept.	- 1,87	- 1,06	- 1,99	- 1,23
Octubre	- 2,01	- 0,92	- 2,14	- 1,12
Noviemb.	- 2,32	- 0,93	- 2,48	- 1,16
Diciemb.	- 2,07	- 0,37	- 2,26	- 0,64
1977				
Enero	- 2,53	- 0,48	- 2,73	- 0,78
Febrero	- 2,49	- 0,08	- 2,72	- 0,42
Marzo	- 3,01	- 0,20	- 3,25	- 0,58
Abril	- 3,55	- 0,36	- 3,82	- 0,77
Mayo	- 4,58	- 0,93	- 4,88	- 1,40
Junio	- 5,23	- 1,09	- 5,56	- 1,60
Julio	- 5,90	- 1,25	- 6,26	- 1,80
Agosto	- 6,18	- 0,99	- 6,57	- 1,58
Sept.	- 7,12	- 1,35	- 7,54	- 1,99
Octubre	- 8,77	- 2,41	- 9,22	- 3,09
Noviemb.	- 10,18	- 3,21	- 10,65	- 3,92
Diciemb.	- 10,78	- 3,18	- 11,28	- 3,93
1978				
Enero	- 12,96	- 4,73	- 13,51	- 5,52
Febrero	- 13,90	- 5,00	- 14,46	- 5,82
Marzo	- 14,72	- 5,15	- 15,31	- 6,01
Abril	- 15,54	- 5,30	- 16,17	- 6,19

(*) El error porcentual se define como la diferencia entre lo observado y la predicción, ambos medidos en logaritmos.

Por último, con los estimadores correspondientes a la muestra que finaliza en abril de 1976, hemos estudiado cómo los modelos (2) y (3) hubieran predicho, mes a mes, la evolución de M2, para tres meses por delante, durante los dos últimos años. Los errores de estas predicciones se dan en el cuadro IX. En él se observa que la mayoría de las veces el error absoluto con el modelo (3) es inferior al cometido con el modelo (2). Ciñéndonos ya al modelo (3), en el cuadro IX se observa que la inmensa mayoría de las veces, las predicciones están dentro del intervalo al 66 % y sólo en cuatro ocasiones (de las 81 que aparecen en el cuadro) la predicción estuvo fuera de los intervalos al 95 %.

La seie M2 necesita una intervención del mismo tipo que la realizada a M3. Procediendo de forma similar a la de la sección anterior se estimó que el efecto de la intervención era del 0,77 % lo que supone que la serie M2 debe de corregirse al alza, en diciembre de 1970, en 10.052 millones.

CONCLUSION

A la vista de los resultados de este trabajo, el modelo (3)parece preferible al (2) y se muestra muy útil para la predicción de M2 a corto plazo.

Respecto un modelo similar ajustado para M3 en la sección anterior hay que decir que el modelo referido a M2 tiene mucha más perturbación aleatoria que el referido a M3 y en consecuencia los errores porcentuales en la predicción de aquélla son bastante superiores (aproximadamente el doble) a los de la predicción de ésta. Se observa, pues, que los depósitos a plazo tienen un papel estabilizador muy grande en el agregado de las disponibilidades líquidas.

ERROR PORCENTUAL (+) EN LA PREDICCION DE TRES PERIODOS DE M2 CON MODELOS (2) Y (3)

Mes base de la predicción	Error		Mes base de la predicción	Error	
	(2)	(3)		(2)	(3)
1976 Abril	-0,42 -0,65 -0,84	-0,34 -0,46 -0,49	Abril	-0,49 -0,62 -0,75	-0,45 -0,54 -0,64
Mayo	0,02 0,00 -0,28	0,07 0,14 -0,06	Mayo	0,17 0,24 0,95	0,16 0,20 0,85
Junio	-0,03 -0,32 -0,68	0,03 -0,19 -0,46	Junio	-0,04 0,59 0,55	-0,05 0,56 0,49
Julio	-0,27 -0,62 -0,54	-0,24 -0,51 -0,34	Julio	0,65* 0,63 -0,34	0,63* 0,58 -0,42
Agosto	-0,18 0,02 0,10	-0,15 0,11 0,24	Agosto	-0,43 -1,67* -2,70*	-0,40 -1,61* -2,55**
Septiembre	0,31 0,47 1,22	0,33 0,51 1,27	Septiembre	-0,97* -1,82* -2,05*	-0,97** -1,80** -2,02*
Octubre	-0,03 0,59 0,43	-0,01 0,65 0,54	Octubre	-0,24 -0,07 -0,90	-0,28 -0,20 -1,18
Noviembre	0,65 * 0,50 0,84	0,66* 0,56 0,96	Noviembre	0,33 -0,40 -0,10	0,24 -0,66 -0,56
Diciembre	-0,55* -0,47 -1,05	-0,47 -0,28 -0,69	Diciembre	-0,93* -0,77 -0,36	-1,03** -1,01* -0,75
1977 Enero	0,42 0,08 -0,20	0,46 0,20 -0,00	1978 Enero	0,74* 1,53* 2,55*	0,60* 1,17* 1,91*
Febrero	-0,60* -1,05* -1,84*	-0,52* -0,86 -1,51*	Febrero	0,32 1,05*	0,24 0,79
Marzo	-0,07 -0,61 -0,77	-0,05 -0,53 -0,64	Marzo	0,52*	0,41

(+) El error porcentual se define como la diferencia entre lo observado y la predicción ambos expresados en logaritmos.

(*) Predicción fuera de los intervalos de confianza al 66 % pero dentro de los intervalos al 95 %.

(**) Predicción fuera de los intervalos al 95 %.

Por último, señalemos que si definimos ciclos a través de los picos que muestra W11 éstos parecen tener un período medio de, aproximadamente, dos años y estos picos influyen mucho en la estructura estacional AR(1) estimada para M2. Si, por el contrario, definimos los ciclos por sus puntos bajos, los ciclos que aparecen en W11 tienen un período medio de cuatro años, que coincide con la duración del período obtenida para las series reales, véase, por ejemplo, Espasa (1978), donde al paro registrado se le estima una estructura estacional AR(2) MA(1).

IV.- EL SALDO MEDIO MENSUAL DE LAS DISPONIBILIDADES LIQUIDAS EN DICIEMBRE DE 1970

por Luis Tortosa

Antoni Espasa en la sección segunda de este trabajo dice que en base a la evidencia estadística "la serie mensual (media de datos diarios) de disponibilidades líquidas necesita una corrección al alza de unos 10.738 millones de pesetas en diciembre de 1970" y sugiere que en base a esa misma evidencia la introducción del coeficiente legal de caja para la banca no industrial en diciembre de dicho año 1970 o bien llevó, por los ajustes a los que obligó para obtener una serie homogénea, a infravalorar la cifra correspondiente a la media del mes de diciembre o bien la referida introducción tuvo efectos restrictivos por valor de la corrección necesaria arriba apuntada en las disponibilidades líquidas del mes en que apareción.

Esta sección tiene por finalidad

1.- Aclarar que la infravaloración por ajustes en los depósitos no pudo alcanzar tal magnitud;

2.- Que el efecto restrictivo, sin discutir si lo hubo o no, de haberlo no parece lógico que fuese de dicha cuantía.

3.- Que la caída apuntada por Antoni Espasa parece provenir principalmente de una no incorporación durante cuatro días de la declaración de los datos de una entidad absorbida por la absorbente.

IV.1.- Homogeneidad de las series

Desde la introducción de la declaración del coeficiente legal de liquidez para los días 6, 12, 18, 24 y fin de mes en enero de 1967 hasta la introducción del coeficiente de caja, en los mismos días, en diciembre de 1970, la banca no industrial presentó su declaración de pasivos no computables de acuerdo con la siguiente estructura:

1.- Cuentas corrientes a la vista
2.- Cuentas de Ahorro
3.- Imposiciones a plazo
4.- Ahorro vivienda
5.- Acreedores en moneda extranjera
6.- TOTAL PASIVOS (1+2+3+4+5).

Al introducirse el coeficiente legal de caja, pero no desaparecer el de liquidez, el Banco de España obliga a la banca no industrial a declarar sus pasivos computables, en uno y otro coeficiente, de la siguiente forma:

1.- Pasivos en pesetas
2.- Pasivos en pesetas convertibles
3.- Pasivos en moneda extranjera
4.- TOTAL PASIVOS (1+2+3).

Este 4.- TOTAL PASIVOS es completamente homogéneo con el 6.- TOTAL PASIVOS anterior a diciembre de 1970. La suma de los cuatro primeros conceptos de la primera estructura es totalmente homogénea con la suma de los dos primeros conceptos de la segunda presentación. Para obtener una serie homogénea de "1.- Pasivos en pesetas" debería disminuirse los cuatro primeros conceptos de la primera presentación en el valor de los depósitos en pesetas convertibles, del que sólo se dispone, por los balances conficenciales, de los datos a fin de mes. Por distintas razones se utilizaron los datos a fin de mes para homogeneizar la serie durante el período enero 1967-febrero 1973. Dado que en noviembre de 1970 el saldo a fin de mes de dichos depósitos ascendía a 7.872 millones de pesetas, valor en que fueron disminuidos la suma de los cuatro primeros conceptos de la estructura de la declaración del coeficiente de liquidez en dicho mes de noviembre, y que en los cinco días de declaración del mes de diciembre el importe de los depósitos obligatorios ascendieron a 7.584,2; 7.510,9; 7.850,1; 7.549,8 y 8.322,6 millones de pesetas respectivamente, no parece posible hablar, por este ajuste, de infravaloración de la serie de diciembre de 1970 o sobrevaloración en la serie de noviembre de 1970, en la magnitud indicada por Espasa.

Respecto al otro ajuste efectuado durante dicho período para la obtención de los depósitos de particulares en pesetas interiores, la estimación de los depósitos de las cajas de ahorros en la banca, bastaría mencionar que la estimación de los mismos se extiende hasta la última fecha del mes de diciembre del año 1971, un año después del mes en que según Espasa se produce la infravaloración, y que como puede comprobarse en trabajos internos del Servicio de Estudios del Banco de España, el método de estimación de los mismos no sufre alteración alguna a lo largo de todo el período. Siendo también significativo que la disminución que deberían experimentar dichos depósitos durante tan sólo un mes, el de diciembre de 1970, si la infravaloración de los depósitos de particulares en la banca proviniese de una sobrevaloración de los depósitos de las cajas en la banca. Por todo ello también parece difícil atribuir a una errónea estimación de los depósitos en las cajas en la banca, el montante total de la infravaloración de los depósitos de particulares en pesetas interiores en diciembre de 1970.

IV.2.- Efecto de la imposición del coeficiente legal de caja.

Si bien es indudable que la imposición del coeficiente legal de caja a la banca no industrial limitaba la expansión de las disponibilidades líquidas y que la banca no industrial pasó de un coeficiente legal de caja a finales de noviembre del 6,45 % a un coeficiente de caja a finales de diciembre del 7,53 %, es decir, que a finales del primer mes se había adaptado ya al coeficiente exigido y que los 10.738 millones de los que habla Espasa suponen el 1,02 % de la media de los depósitos de la banca no industrial en dicho mes, sin embargo también es cierto que casi medio punto de aumento de activos la banca lo obtuvo pignorando y/o redescontando en el Bando de España Fondos Públicos y efectos automáticamente redescontables.

Estos hechos ponen de manifiesto que sin un estudio más profundo no puede ratificarse o negarse la afirmación de Espasa sobre el posible efecto restrictivo, pero que lógicamente parece que, de existir, no alcanzó una magnitud de 10.738 millones.

IV.3.- Defectos de los datos de la base

El trabajo de Espasa, del que se deducía claramente un error en los datos sobre los depósitos de particulares calculados en el Servicio de Estudios del Banco de España, junto a la creencia personal de que los motivos expuestos por el mismo no eran la razón básica de la infravaloración sino que la misma se debía a un error en los datos de las declaraciones individuales presentadas por los bancos que en el proceso de depuración había pasado inadvertido, nos hizo volver a examinar las declaraciones individuales del período noviembre-diciembre de 1970. Este nuevo examen puso de manifiesto:

1.- Que en diciembre de 1970 una entidad dejó de presentar la declaración de coeficiente, siendo los datos de su declaracqón en noviembre de 1970 los siguientes:

Millones de pesetas

	Día 6	Día 12	Día 18	Día 24	Día 30
Pasivos en pesetas (suma de los epígrafes 1 a 4)	11.854,1	11.895,9	11.955,1	11.905,4	11.896,9
Acreedores en Moneda Extranjera	59,3	57,8	58,2	58,1	58,3
TOTAL	11.913,4	11.953,7	12.013,3	11.963,5	11.955,2

2.- Que la ausencia de la declaración venía motivada porque en 1°. de diciembre de 1970 había sido absorbida por una tercera.

3.- Que según se deducía de las declaraciones anteriores y posteriores de la entidad absorbente, ésta, por los motivos que fueran no incorporaba hasta el último día del mes de diciembre los pasivos de la entidad absorbida.

4.- Que la media mensual de los depósitos, excluídos los acreedores en moneda extranjera de la entidad absorbida durante el mes de noviembre de 1970 ascendía a 11.901,5 millones de pesetas, lo que suponía una infravaloración de la media de los depósitos durante el mes de diciembre de unos 9.521 millones de pesetas, por no haberse incorporado los 11.901,5 millones durante cuatro de las cinco fechas de la declaración, siendo el valor de dicha infravaloración muy cercano a los 10.738 millones estimados por Espasa.

IV.4.- Conclusión

Parece pues claro desde nuestro punto de vista que existiendo indudablemente problemas de ajuste, como también algún efecto restrictivo por la implantación del coeficiente legal de caja, el error encontrado por Espasa se debe a un defecto de los datos de base.

BIBLIOGRAFIA

ANDERSON, T.W., 1971, The Statistical Analysis of Time Series, John Wiley.

ESPASA, A., 1978, El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas, Banco de España, Servicio de Estudios, Estudios Económicos, n° 15.

SIMS, C.A., 1978, "Least-Squares estimation of autoregressions with some unit roots", Discussion Paper, n° 78-95, Center for Economic Research, University of Minnesota.

TREADWAY, A.B., 1978, "Sobre la modelización estadística de la balanza de pagos española", Información Comercial Española, abril, págs. 24 a 46.

DISPONIBILIDADES LIQUIDAS (M3) SALDOS MEDIOS MENSUALES FEBRERO 1967 A ABRIL 1978

(millones de pesetas)

1967	2	1.023.578
	3	1.035.895
	4	1.047.479
	5	1.054.403
	6	1.067.131
	7	1.087.572
	8	1.103.138
	9	1.113.076
	10	1.126.144
	11	1.136.629
	12	1.160.666
1968	1	1.182.638
	2	1.186.458
	3	1.199.792
	4	1.216.553
	5	1.229.169
	6	1.247.077
	7	1.273.921
	8	1.292.727
	9	1.310.427
	10	1.330.119
	11	1.345,330
	12	1.379.926
1969	1	1.404.721
	2	1.408.536
	3	1.429.233
	4	1.445.832
	5	1.460.502
	6	1.484.158
	7	1.516.758
	8	1.539.119
	9	1.554.068
	10	1.574.375
	11	1.594.649
	12	1.634.161
1970	1	1.662.578
	2	1.658.712
	3	1.673.139
	4	1.683.643
	5	1.691.928
	6	1.714.027
	7	1.748.509
	8	1.772.183
	9	1.786.153
	10	1.809.342
	11	1.827.974
	12	1.863.672
1971	1	1.916.392
	2	1.927.406
	3	1.950.826
	4	1.979.813
	5	2.012.301
	6	2.053.878
	7	2.107.582
	8	2.142.861
	9	2.171.595
	10	2.209.124
	11	2.241.280
	12	2.309.530
1972	1	2.372.350
	2	2.386.832
	3	2.420.238
	4	2.463.371
	5	2.505.068
	6	2.539.711
	7	2.607.070
	8	2.643.234
	9	2.666.807
	10	2.715.649
	11	2.754.723
	12	2.840.948
1973	1	2.922.040
	2	2.941.555
	3	2.996.088
	4	3.053.206
	5	3.103.497
	6	3.175.122
	7	3.274.711
	8	3.321.757
	9	3.355.302
	10	3.415.264
	11	3.459.192
	12	3.548.197
1974	1	3.622.145
	2	3.624.346
	3	3.672.898
	4	3.746.605
	5	3.784.844
	6	3.832.480
	7	3.935.547
	8	3.955.311
	9	3.969.581
	10	4.032.768
	11	4.076.851
	12	4.187.374
1975	1	4.291.763
	2	4.281.465
	3	4.338.899
	4	4.399.470
	5	4.446.270
	6	4.518.512
	7	4.656.754
	8	4.716.983
	9	4.749.787
	10	4.802.637
	11	4.849.478
	12	4.994.997
1976	1	5.106.161
	2	5.096.923
	3	5.158.505
	4	5.252.583
	5	5.310.428
	6	5.388.098
	7	5.545.982
	8	5.597.038
	9	5.626.456
	10	5.713.522
	11	5.774.725
	12	5.965.491
1977	1	6.102.661
	2	6.103.913
	3	6.181.395
	4	6.284.975
	5	6.348.858
	6	6.454.249
	7	6.646.606
	8	6.742.051
	9	6.786.789
	10	6.843.805
	11	6.897.111
	12	7.118.051
1978	1	7.225.681
	2	7.218.268
	3	7.315.729
	4	7.454.176

En la construcción de la serie mensual M3 a partir de marzo de 1973 se ha utilizado la media de los datos diarios. Con anterioridad a esa fecha sólo se dispone de datos para los días 6, 12, 18, 24 y fin de mes. El procedimiento seguido para obtener la serie mensual a partir de esos datos se documenta en los siguientes trabajos no publicados, del Servicio de Estudios del Banco de España:

"DISPONIBILIDADES LIQUIDAS (MEDIA MENSUAL DE DATOS DIARIOS)" Documento Interno ES/1976/10, 7 de octubre.

"DECLARACIONES DEL COEFICIENTE LEGAL DE LIQUIDEZ Y CAJA DE LA BANCA; 1967-FEBRERO 1963", Documento Interno ES/1976/12, 3 de noviembre.

"DEPOSITOS DE PARTICULARES EN PESETAS INTERIORES (MEDIAS MENSUALES DE DATOS DIARIOS)", Documento Interno ES/1976/13, 8 de noviembre.

"COEFICIENTE DE LIQUIDEZ O DE CAJA DE LA BANCA 1967-1973 (ACTIVOS LIQUIDOS, EFECTIVO EN CAJA EN PESETAS)", Documento Interno ES/1976/14, 8 de noviembre.

"CIRCULACION FIDUCIARIA, SALDOS DIARIOS; 1967-MARZO 1974", Documento Interno ES/1976/15, 10 de noviembre.

"EFECTIVO EN MANOS DEL PUBLICO (MEDIA MENSUAL DE DATOS DIARIOS, 1967-1976)", Documento Interno ES/1976/18, 22 de diciembre.

APENDICE 2

LA ESTIMACION DE LOS MODELOS ARMA NO ESTACIONARIOS (4) Y (5) DE LA SECCION I

En la estimación de (4) nos encontramos que el programa no convergía si iniciábamos el proceso iterativo con unos valores lejanos a una raíz unitaria en AR(4); iniciando la iteración con valores próximos a una raíz unitaria el proceso de estimación converge, pero la matriz de correlaciones de los parámetros estimados está compuesta por coeficientes unidad, en valor absoluto. El error estándar residual fue de 0.0032. La estimación de (4) es, pues, imprecisa y debemos rechar tal modelo en favor de (3).

En la estimación de (5) se obtuvo:

$\hat{\phi}_1 = -0.54\ (\pm\ 0,08)$	$\bar{R}^2 = 0,922$		
$\hat{\phi}_2 = -0,43\ (\pm\ 0,08)$	$\sigma \times 100 = 0,201$		
$\hat{\phi}_{12} = 0,43\ (\pm\ 0,08)$	Box-Pierce	12	= 10,1
$\hat{\phi}_{24} = 0,58\ (\pm\ 0,08)$		24	= 21,4
		36	= 29,1

El gráfico de resíduos es extraordinariamente similar al de (3) y en su correlograma no hay ningún valor significativamente distinto de cero. En la matriz de correlaciones de los parámetros estimados vemos que la correlación entre $\hat{\phi}_{12}$ y $\hat{\phi}_{24}$ es de -0.94 lo que indica que la variación de la suma de los cuadrados en el plano ϕ_{12}, ϕ_{24} no discurre a lo largo de dos direcciones sino sólo de una, es decir, la variación de la suma de cuadrados se hace a lo largo de una recta lo que implica que entre los valores teóricos de ϕ_{12} y ϕ_{24} existe una restricción lineal. Examinando los valores estimados vemos que la restricción que une ambos parámetros es la que viene determinada por la existencia de una raíz unitaria en el polinomio,es decir, que la suma de los parámetros sea la unidad. En consecuencia (5) es totalmente equivalente a (2). En efecto, a diferencia de lo que ocurría con el modelo (3), vemos en el cuadro I del texto que los errores en la predicción de uno a doce períodos por delante, con el modelo (5) son prácticamente iguales a los del modelo (2). Ciertamente, la razón está en que los doce primeros coeficientes ψ_j son prácticamente idénticos en ambos modelos.

SERIE MONETARIA M2

(Saldos medios mensuales)

Millones de pesetas

1967	
Febr.	870.228,062
Marzo	880.795,062
Abril	890.679,062
Mayo	896.453,062
Junio	908.131,062
Julio	927.172,062
Agosto	941.138,062
Sept.	949.476,062
Oct.	961.044,062
Nov.	970.079,062
Dic.	989.766,062

1968	
Enero	999.588,062
Febr.	989.158,062
Marzo	991.942,062
Abril	999.903,062
Mayo	1.005.369,06
Junio	1.017.177,06
Julio	1.037.671,06
Agosto	1.049.677,00
Sept.	1.061.527,00
Oct.	1.075.269,00
Nov.	1.083.730,00
Dic.	1.110,926,00

1969	
Enero	1.125.721,00
Febr.	1.119.436,00
Marzo	1.132.333,00
Abril	1.141.682,00
Mayo	1.149.752,00
Junio	1.167.458,00
Julio	1.194.258,00
Agosto	1.209.119,00
Sept.	1.215.068,00
Oct.	1.225.975,00
Nov.	1.237.699,00
Dic.	1.269.161,00

1970	
Enero	1.285.578,00
Febr.	1.268.512,00
Marzo	1.272.139,00
Abril	1.264.243,00
Mayo	1.249.228,00
Junio	1.252.227,00
Julio	1.268.759,00
Agosto	1.276.283,00
Sept.	1.272.803,00
Oct.	1.278.692,00
Nov.	1.283.924,00
Dic.	1.305.472,00

1971	
Enero	1.336.642,00
Febr.	1.324.706,00
Marzo	1.331.426,00
Abril	1.344.913,00
Mayo	1.363.351,00
Junio	1.391.778,00
Julio	1.431.132,00
Agosto	1.452.261,00
Sept.	1.466.495,00
Oct.	1.489.324,00
Nov.	1.510.080,00
Dic.	1.568.630,00

1972	
Enero	1.617.100,00
Febr.	1.613.732,00
Marzo	1.631.238,00
Abril	1.661.771,00
Mayo	1.692.568,00
Junio	1.716.561,00
Julio	1.772,670,00
Agosto	1.798.334,00
Sept.	1.811.057,00
Oct.	1.847.299,00
Nov.	1.873.473,00
Dic.	1.944.398,00

1973	
Enero	2.004.640,00
Febr.	2.002.355,00
Marzo	2.037.538,00
Abril	2.076.606,00
Mayo	2.109.247,00
Junio	2.163.872,00
Julio	2.246,011,00
Agosto	2.267.708,00
Sept.	2.270.203,00
Oct.	2.299.264,00
Nov.	2.312.293,00
Dic.	2.372.648,00

1974	
Enero	2.411.996,00
Febr.	2.377.947,00
Marzo	2.397.349,00
Abril	2.445.206,00
Mayo	2.462.395,00
Junio	2.487.731,00
Julio	2.566,048,00
Agosto	2.568,062,00
Sept.	2.566.382,00
Oct.	2.602.719,00
Nov.	2.614.802,00
Dic.	2.695.625,00

1975	
Enero	2.758.814,00
Febr.	2.703,116,00
Marzo	2.726.350,00
Abril	2.763.221,00
Mayo	2.795.921,00
Junio	2.853.563,00
Julio	2.972.405,00
Agosto	3.016.734,00
Sept.	3.038.338,00
Oct.	3.077.537,00
Nov.	3.110,029,00
Dic.	3.238.298,00

1976	
Enero	3.322.112,00
Febr.	3.283.174,00
Marzo	3.324.706,00
Abril	3.401.584,00
Mayo	3.439.479,00
Junio	3.502.549,00
Julio	3.643.933,00
Agosto	3.672.989,00
Sept.	3.682.706,00
Oct.	3.747.673,00
Nov.	3.784.276,00
Dic.	3.950.942,00

1977	
Enero	4.051.212,00
Febr.	4.008.714,00
Marzo	4.051.746,00
Abril	4.124.626,00
Mayo	4.159.009,00
Junio	4.239.300,00
Julio	4.410.007,00
Agosto	4.482.702,00
Sept.	4.498.789,00
Oct.	4.518.805,00
Nov.	4.530.912,00
Dic.	4.714,052,00

1978	
Enero	4.764.732,00
Febr.	4.691.219,00
Marzo	4.743.030,00
Abril	4.838.177,00