

7905

UN MODELO DIARIO PARA LA SERIE DE DEPOSITOS EN LA BANCA:
PRIMEROS RESULTADOS Y ESTIMACION DE LOS
EFECTOS DE LAS HUELGAS DE FEBRERO DE 1979

Antoni Espasa

1000002257067

1000002257067

UN MODELO DIARIO PARA LA SERIE DE DEPOSITOS EN LA

BANCA: PRIMEROS RESULTADOS Y ESTIMACION DE LOS

EFFECTOS DE LAS HUELGAS DE FEBRERO DE 1979

Antoni Espasa (*)

RESUMEN - INTRODUCCION

Desde el uno de marzo de 1973 se dispone de datos diarios sobre los depósitos en la banca (DB). Un modelo para todo el período del que se dispone de datos diarios es una labor muy compleja, pues la serie tiene tres ciclos estacionales, semanal, mensual y anual, hay muchas fiestas intrasemanales, además de las pascuas, que necesitan un tratamiento especial y ha habido diversos acontecimientos en el período muestral que tendrían que tenerse en cuenta en este modelo global. Ante un problema de esa magnitud es aconsejable dividir la muestra disponible en submuestras y obtener modelos para éstas en los que se abarque un número reducido de los problemas que presenta el modelo global. Con ello se espera, primero poder evaluar los beneficios del modelo global y segundo disponer de una identificación inicial para su construcción. En la primera parte de este trabajo se eligen dos submuestras enero-junio de 1977 y 1978 con la finalidad de estudiar la forma de modelar el ciclo semanal y mensual. Los resultados de esta primera parte indican que es muy difícil modelar la estacionalidad mensual con factores estocásticos, pues la longitud del ciclo varía de mes a mes. Sin embargo, una modelación determinística de dicha estacionalidad mensual, mediante el análisis de intervención (variables artificiales) resulta bastante aceptable para cap

(*) Este trabajo ha sido posible gracias a la colaboración de M^a Luisa Rojo como ayudante de investigación. Estoy también muy agradecido a José Pérez por sus comentarios a una primera versión del mismo y a Sebastián Ubiría por las discusiones mantenidas sobre el tema de la sección III.

tar los picos de fin y principio de mes como se ve en el gráfico 4-bis. En esta sección se tratan por igual todos los principios y fines de mes de febrero a junio y se estima que en dichos días DB registra valores superiores a su evolución normal en los siguientes porcentajes:

día 3° anterior al fin de mes (Feb. a Jun.)....	0,17	
día 2° " " " " 	0,27	
día 1° " " " " 	0,70	(*)
día fin de mes	2,13	

(*) Total efectos fin de mes: 3,27 %

1° día de mes (Feb. a Jun.)	1,11	
2° día de mes " 	0,59	
3° día de mes " 	0,31	
4° día de mes " 	0,17	(**)
5° día de mes " 	0,09	

(**) Total efectos principio de mes: 2,3 %.

La hipótesis de que los principios y fin de los meses de febrero a junio tienen efectos similares parece bastante aceptable, no obstante, al construir un modelo para todo el período muestral se puede permitir que el principio y fin de cada mes tenga efectos distintos en los diferentes meses. De hecho en la tercera parte de este trabajo, que se utilizan muestras de octubre a marzo, se permite que el fin de diciembre y principio de enero tenga efectos distintos a los de los demás meses. Así a los cuatro últimos días de diciembre se les estima un efecto de 0,10; 0,40; 1,15 y 2,66 %, respectivamente, según el modelo (19). Al primer día de enero se le estima el efecto de 4,2 %. La tasa de decrecimiento de este efecto de principio de enero en el modelo (19) es muy baja por lo que los efectos de princi

pios de enero necesitan ulterior investigación. En esta primera parte se detecta para el lunes día 24 de enero de 1977 un residuo anómalo que quizás es debido a un error en los datos, de un orden de magnitud alrededor del 0,6 %.

En la segunda parte de este trabajo se realiza un ejercicio de predicción con los modelos anteriores. Así, el modelo estimado para enero-junio de 1977 se utiliza para predecir febrero-junio de 1978. De los resultados de esta sección se desprende que, si bien los modelos utilizados son muy simples y su estimación se ha hecho en base a muestras de cinco o seis meses solamente, la estructura introducida en ellos parece ir en la línea adecuada. No obstante, los efectos de principio y fin de mes necesitan perfilarse con mayor exactitud permitiendo, quizás, que dichos efectos sean distintos para los diferentes meses del año. Esto requerirá estimar un modelo diario con los datos de los cuatro o cinco últimos años. Los resultados de este trabajo indican que un modelo así construido será un instrumento muy útil para la predicción y análisis de la serie diaria de depósitos en la banca.

En la tercera parte del trabajo se aborda el problema de estimar los efectos de las huelgas de febrero. Para ello se trabaja con una muestra de octubre de 1978 a marzo de 1979. El mes de diciembre necesita un tratamiento especial que se logra introduciendo una tendencia lineal para los días de la segunda y tercera decenas.

Los efectos de las huelgas se enfocan inicialmente bajo la hipótesis de que cada día de huelga tiene un efecto (que se supone el mismo en todos ellos) determinado consistente en inflar las cifras contables (disponibles) de depósitos y que cada día de trabajo posterior a una huelga se corrige una cantidad fija de la distorsión que se viene arras-

trando. Inicialmente se supone también que para el día 21 de marzo los efectos acumulados ya eran nulos. Este primer enfoque demostró que los efectos de la huelga se anularon

hacia el 6 de marzo y que la hipótesis de que cada día de huelga tuvo el mismo efecto no es compatible con los datos. A la vista de ello hubo que buscar esquemas alternativos. El no introducir ningún esquema y permitir que los datos hablaran dió resultados absurdos, pues si en la muestra hay información bastante precisa de los efectos iniciales de las huelgas, la información de cuándo se agotan dichos efectos está encubierta dentro de un proceso de aceleración que parece registrar la serie de depósitos en la banca, principalmente en los meses de febrero y marzo. Es decir, la información a priori de cómo se van corrigiendo las distorsiones de las huelgas, es muy importante para intervenir el modelo por dicho motivo. Por ello en (18) se especifica un modelo en el que se permite que los datos hablen sobre lo ocurrido en el período cinco a diecisiete de febrero y para los días posteriores se introduce el esquema anterior de corrección de los efectos acumulados de las huelgas. Los resultados de (18) permiten formular un modelo alternativo en base a escalones e impulsos que no obliga a que los residuos, de los días cinco a diecisiete de febrero, tengan el valor cero. Este modelo alternativo, (19), es finalmente el elegido. El perfil de los efectos de las huelgas se da en el gráfico 16.

El perfil de los efectos ocasionados por las huelgas obtenido con (19) puede ser bastante adecuado pero la estimación de los mismos puede estar sesgada por un factor de escala debido al hecho de que se está empleando una muestra de sólo seis meses. Para investigar tal problema se trasladó a un modelo decenal (abril 1973-mayo 1979) el es-

quema de intervención para las huelgas obtenido con el modelo diario. Los resultados mostraron que dicho esquema de intervención no se rechaza en favor de los otros esquemas alternativos que se ensayaron en el modelo decenal y que los efectos estimados de las huelgas, en el modelo diario, deben multiplicarse por un factor de 1,47.

La conclusión de esta sección es que las huelgas de febrero tuvieron por efecto elevar las cifras contables de los depósitos en la banca por un valor estimado de 33 mil millones en la media mensual de febrero y de 2 m.m. en la media mensual de marzo.

I.- PRIMERAS CONSIDERACIONES SOBRE UN MODELO DIARIO

En el gráfico 1 se da la serie de depósitos en la Banca (DB) desde principios de enero de 1976. Para ver la magnitud de los problemas que presentará la modelización de la serie diaria en su conjunto, es decir, desde marzo de 1973 (primer mes en el que se dispone de datos diarios) hasta la fecha, y para tener también una burda estimación de la información y beneficios que se pueden obtener con ella, se ha seguido la sugerencia del Prf. Jenkins de modelar trozos de la serie para luego, en base a esa experiencia, construir el modelo en su conjunto. En este documento se presentan los primeros resultados de la modelización de trozos o submuestras de DB. Al mismo tiempo, con dichos modelos se llega a estimar los efectos de las huelgas de febrero.

El primer paso es elegir las submuestras. Así se decidió por el período enero a junio que parece, según el gráfico 1, más homogéneo que el de julio-diciembre. En base a ello se tomaron dos submuestras:

A: Enero-julio 1977 y

B: Enero-junio 1978.

El gráfico 1 muestra que la serie tiene una clara tendencia por lo que se necesitará tomar primeras diferencias. Asimismo la serie tiene una estacionalidad semanal.

GRAFICO 1

DEPOSITOS EN LA BANCA
Datos de cifras diarias

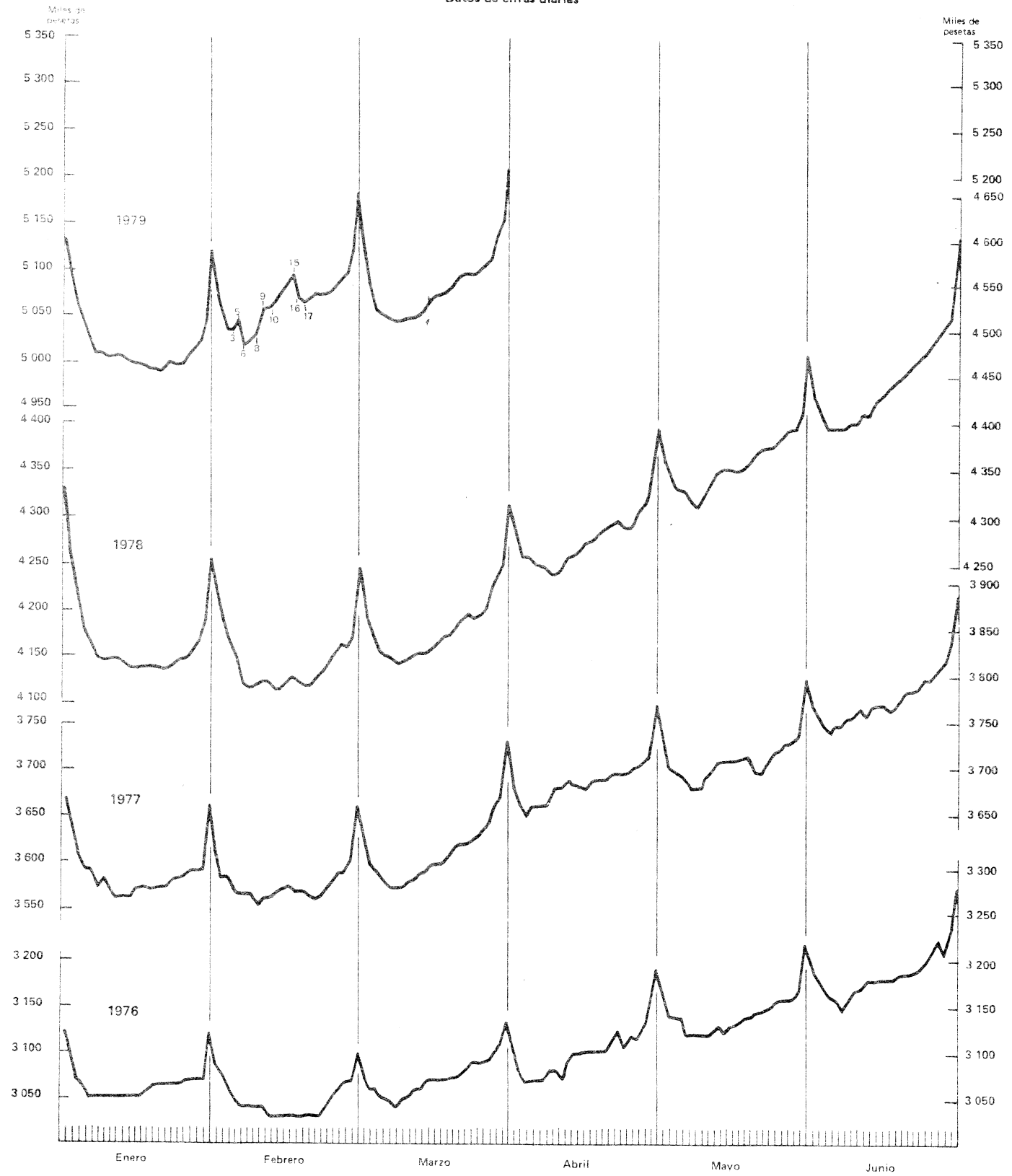
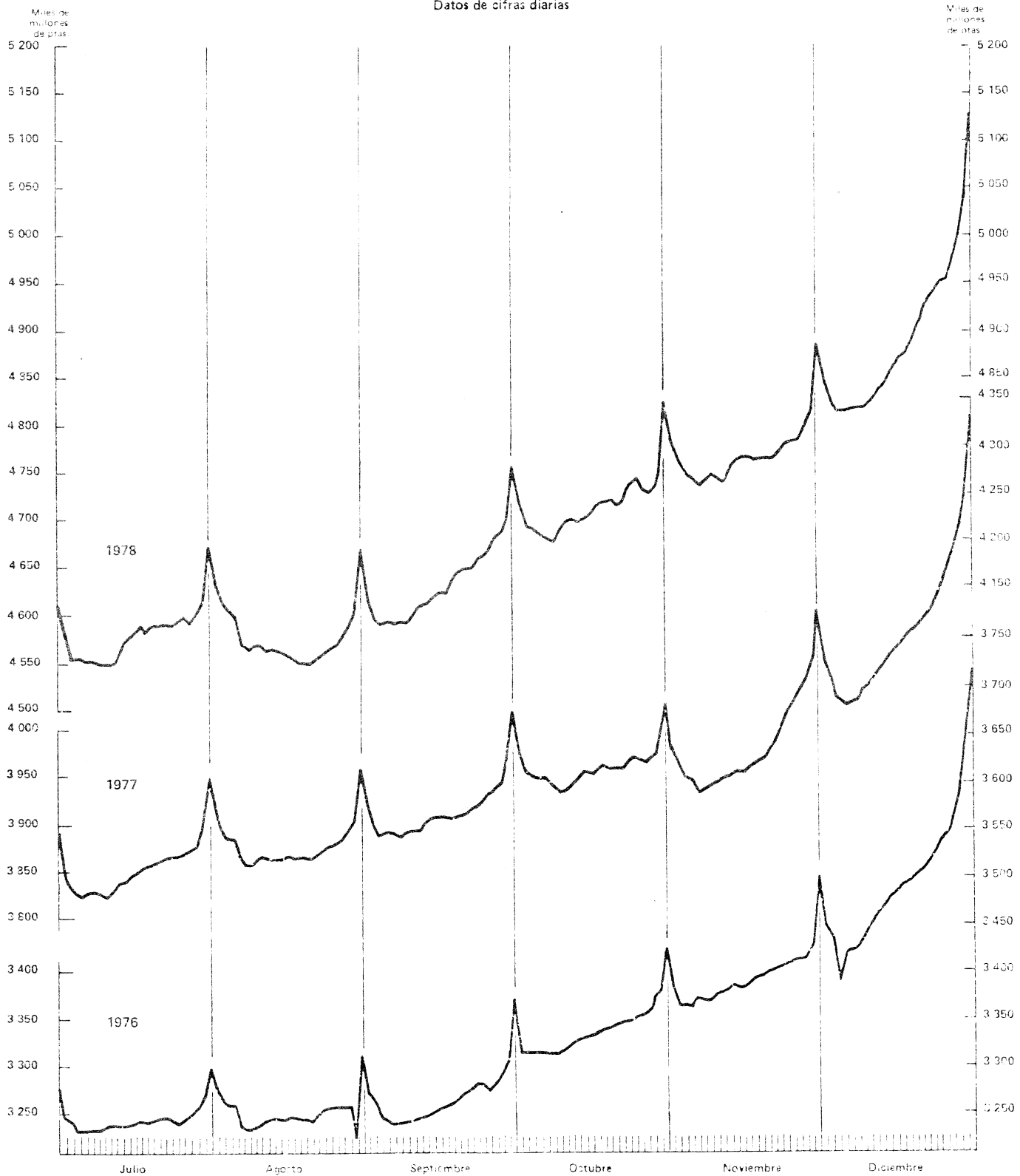


GRAFICO 1 (Continuación)

DEPOSITOS EN LA BANCA
Datos de cifras diarias



Para homogeneizar el número de días de la semana, a las fiestas intersemanales se les ha asignado como valor observado la semisuma de los valores de los días anterior y posterior. A los domingos se les ignora con lo que el ciclo semanal abarca a seis observaciones. En el gráfico 1 si prescindimos de diciembre, se puede hablar también de un ciclo mensual, en este caso el ciclo comprendería de 24 a 27 observaciones según los meses. Para el período enero-junio de 1978 (DB78) el número de días (no domingos) por meses es de 26, 24, 27, 25, 27, 26 por lo que se tomó que el ciclo mensual tenía una duración de 26 días. A la vista de lo dicho la transformación:

$$(1-L)(1-L^6)(1-L^{26}) \ln DB78_t = \Delta_6 \Delta_{26} \ln D78_t = W78_t \quad (1)$$

convierte a $DB78_t$ en estacionaria.

El correlograma de $W78$ (gráfico 2 y cuadro 1) es complejo pues muestra picos fuera de los múltiplos de los períodos estacionales. No obstante ciñendonos a modelos muy simples se estimó el siguiente:

$$\begin{matrix} (1+0,20L+0,20L^2) & (1-L) & (1-L^6) & (1-L^{26}) & \ln DB78_t = & (1-0,14L^6-0,89L^{26})a_t \\ \pm 0,09 & \pm 0,09 & & & & \pm 0,07 & \pm 0,08 \end{matrix} \quad (2)$$

$$\sigma = 0,00508$$

$$\chi^2_{52} = 105,6$$

En él, la desviación estándar de a_t es muy elevada, compárese con la obtenida en el modelo decenal en Espasa (1979) sección I, y el valor del estadístico Box-Pierce con 52 grados de libertad es desorbitado, indicando todo ello no sólo que el modelo es insatisfactorio sino que el punto de partida parece incorrecto.

CUADRO 1

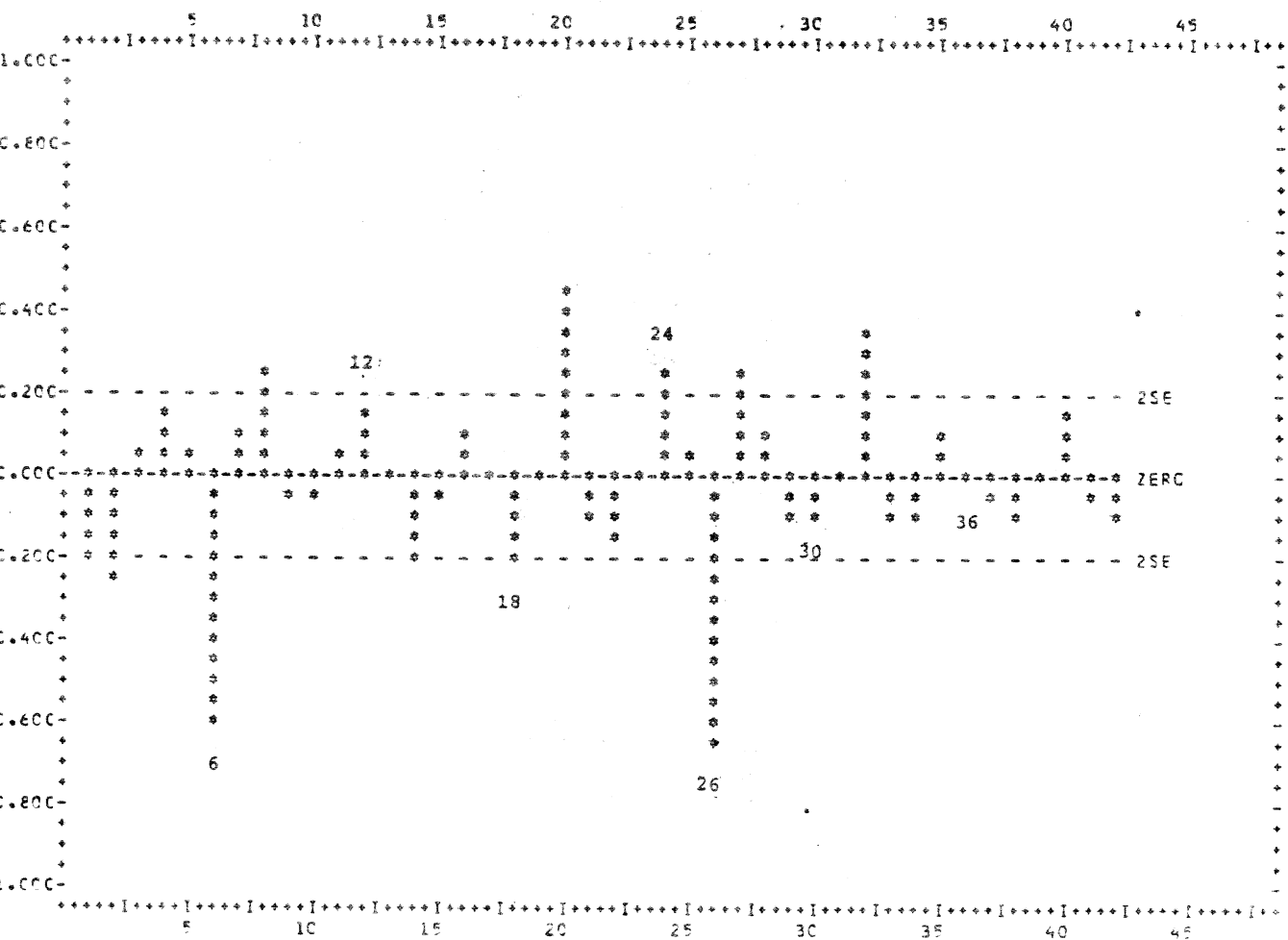
CORRELOGRAMA DE W78

LAG	0					
VALUE	1.000					
LAG	1	2	3	4	5	6
VALUE	-0.198	-0.263	0.053	0.136	0.073	-0.583
LAG	7	8	9	10	11	12
VALUE	0.083	0.225	-0.057	-0.055	0.057	0.161
LAG	13	14	15	16	17	18
VALUE	0.012	-0.211	-0.026	0.113	0.007	-0.218
LAG	19	20	21	22	23	24
VALUE	-0.021	0.468	-0.110	-0.131	-0.016	0.259
LAG	25	26	27	28	29	30
VALUE	0.043	-0.641	0.261	0.114	-0.084	-0.104
LAG	31	32	33	34	35	36
VALUE	-0.010	0.357	-0.118	-0.112	0.117	0.017
LAG	37	38	39	40	41	42
VALUE	-0.061	-0.109	-0.010	0.154	-0.067	-0.082
LAG	43	44	45	46	47	48
VALUE	0.061	0.171	0.024	-0.207	0.117	0.084
LAG	49	50	51	52	53	54
VALUE	-0.038	-0.205	-0.037	0.280	-0.172	-0.034
LAG	55					
VALUE	0.081					

APPROXIMATE STANDARD ERROR $1/\sqrt{N} = 0.091$

GRAFICO 2

CORRELOGRAMA DE W78



En efecto, el operador $(1-L^{26})$ puede plantear problemas cuando el ciclo estacional correspondiente tiene un período variable. Por otra parte en el gráfico 1 se observa que el comportamiento dentro del mes es bastante fijo y que la "posible" estacionalidad vendría referida a los picos de principio y fin de mes. Estos últimos parecen comenzar sobre el tercer día anterior al día de fin de mes y el pico de principios parece tener un decrecimiento exponencial. Así pues este tipo de estacionalidad podría tratarse con el análisis de intervención (Box y Tiao (1975)) utilizando las siguientes variables artificiales:

DFIN: que toma el valor 1 en el tercer día anterior al último día del mes y cero en los demás días.

DPRIPO: que toma el valor 1 en el primer día del mes y cero en los demás.

con los filtros:

$$(\omega_{01} - \omega_{11}L - \omega_{12}L^2 - \omega_{13}L^3)DFIN \quad \text{y} \quad \frac{\omega_{20}}{1 - \delta_{21}L} DPRIPO.$$

Así pues se estimó (2) omitiendo el operador $(1-L^{26})$ y el retardo 26 en el polinomio de medias móviles y añadiendo las variables de DFIN y DPRIPO como explicativas. Los resultados indicaron un residuo atípico para el día uno de mayo que aconsejaba introducir una variable artificial, D1MAYO, que tuviese el valor uno en ese día y ceros en el resto. Asimismo, el factor autorregresivo, parecía que era sustituible por un polinomio de medias móviles de primer orden. A la vista de todo ello se estimó el modelo:

$$\begin{aligned}
\ln DB78_t = & (0,0019 + 0,0035L + 0,0079L^2 + 0,0223L^3) DFIN + \\
& (\pm 0,0006) (\pm 0,0009) (\pm 0,0011) (\pm 0,0034) \\
& (\pm 0,0013) \\
& + \frac{0,0118}{1 - 0,56 L} DPRIPO + 0,003 D1MAYO + \\
& (\pm 0,07) (\pm 0,001) \\
& + (1 + 0,24L) (1 - 0,78 L^6)^{\Delta-1} \Delta_6^{-1} a_t \quad (3) \\
& (\pm 0,09) (\pm 0,06)
\end{aligned}$$

Ganancia DFIN = 0,036 ($\pm$ 0,0034)

Ganancia DPRIPO = 0,0265 ($\pm$ 0,006)

Muestra utilizada: 1-Enero-78 a 30-Junio-78

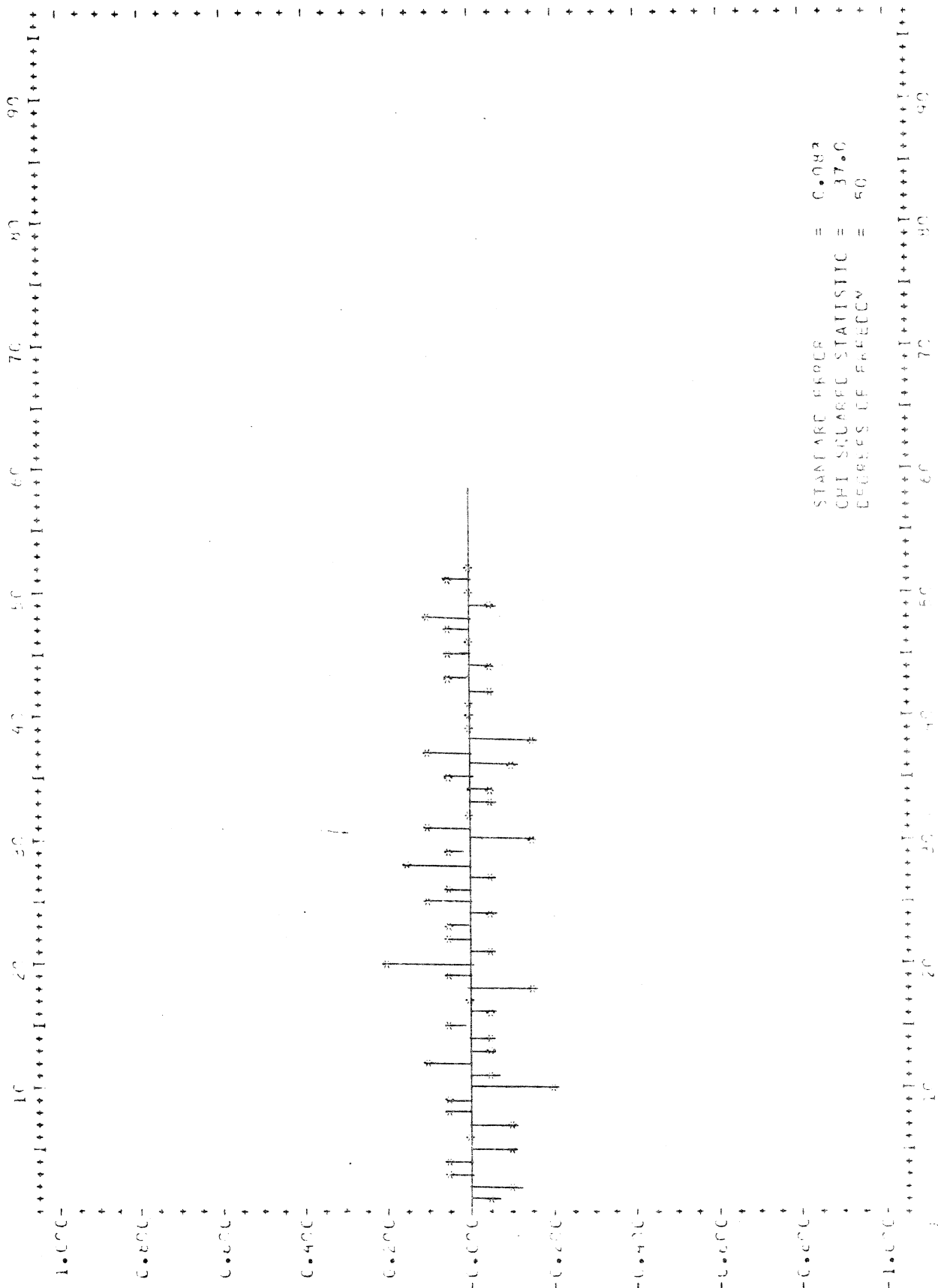
$$\sigma_a = 0,001657 \quad \chi^2_{50} = 37,0.$$

La correlación de los ω_{ij} con los $\omega_{1(j-1)}$ era muy alta, del orden de 0,85, pero no es de extrañar dicha correlación pues los incrementos a fin de mes están muy relacionados de un día a otro (*).

El correlograma de los residuos, gráfico 3, no presenta problema especial alguno y sus únicos valores significativos son en el retardo 10 (-0,18; $\pm$ 0,08) y 20 (0,19; $\pm$ 0,08). Los residuos se dan en el gráfico 4 donde se fechan aquellos superiores a $2\sigma_a$ en valor absoluto. El principal problema del gráfico de residuos se concentra en el mes de enero, donde éstos son consistentemente positivos. La razón de ello puede residir en que la caída de principios de enero sea distinta a la de los otros meses,

(*) Esta correlación entre los coeficientes desaparece con una formulación alternativa que utilice cuatro variables artificiales para el fin de mes, de forma que cada una coja el efecto específico de un día.

CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS DE (3)



RESIDUOS DE (3)

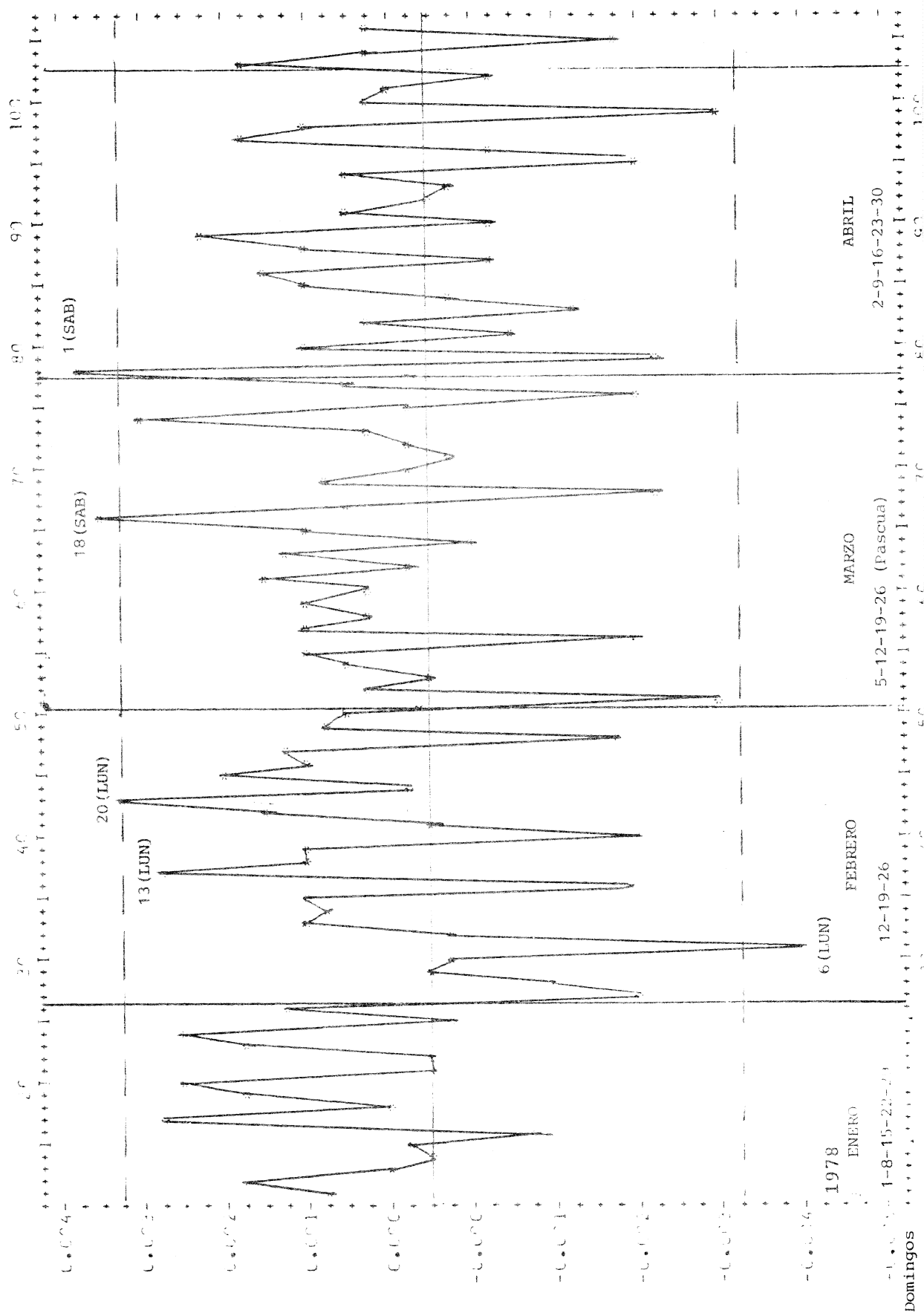
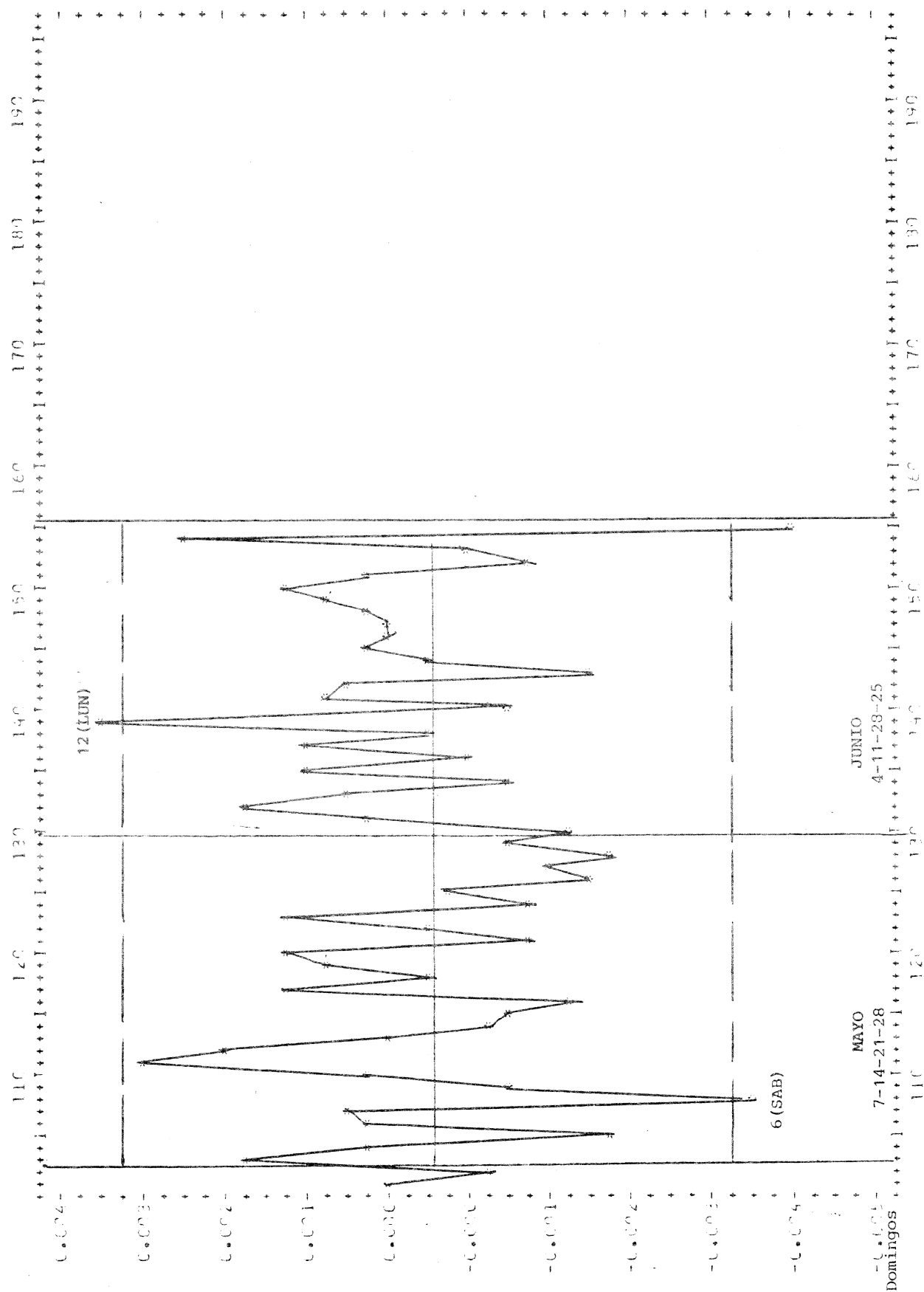


GRAFICO 4 (Continuación)



en el sentido de ser más prolongada. Esto aconsejaría poner dos variables artificiales PRIPO una para enero y otra para el resto de los meses, como hacemos en la sección III.

Los coeficientes de DFIN y DPRIPO nos dan el siguiente esquema estacional mensual. Los cuatro últimos días del mes se desvían sobre la tendencia que les sería normal en 0,19; 0,35; 0,79 y 2,23 %, respectivamente. Asimismo el primer día del mes se desvía sobre su tendencia en 1,18 % y esta desviación se prolonga en días sucesivos decayendo exponencialmente con un factor de 0,56. En el gráfico 4 bis se dibuja la supuesta tendencia de DB78 y el efecto de las intervenciones de principio y fin de mes.

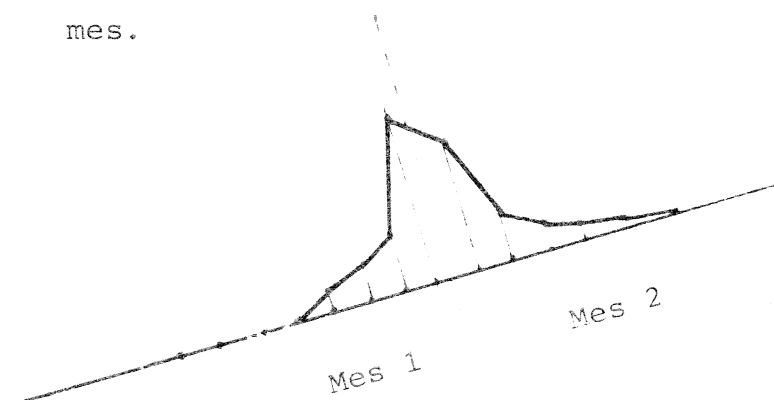


GRAFICO 4 bis

Como hemos dicho antes el efecto de principios de enero puede ser distinto al de los demás meses. Por eso será conveniente estimar el modelo (3) pero sólo para el período 1-Febrero-1978 a 3--Junio-78. Los resultados obtenidos con esa muestra fueron:

$$\begin{aligned}
 \ln DB78_t = & (0,0017 + 0,0027L + 0,0070L^2 + 0,0213L^3) DFIN \\
 & \begin{matrix} (+0,0003) & (+0,001) & (+0,001) & (+0,001) \\ & (+0,0015) & & \end{matrix} \\
 & + \frac{0,011}{1-0,53L} DPRIPO + 0,003 D1MAYO + \\
 & \begin{matrix} (+0,09) & & (+0,001) & \end{matrix} \\
 & + (1 + 0,31L) (1 - 0,56 L^6)^{-1} \Delta^{-1} \Delta_6^{-1} a_t \quad (4) \\
 & \begin{matrix} (+0,10) & (+0,08) & & \end{matrix}
 \end{aligned}$$

Ganancia DFIN = 0,033 ($\pm$ 0,004)

Ganancia DPRIPO = 0,023 ($\pm$ 0,007)

Muestra utilizada: 1-Febrero-1978 a 30-Junio-1978

$\sigma_a = 0,001835$

$\chi^2_{50} = 25,2$

Los resultados de (4) son muy similares a los de (3). La ganancia de DPRIPO es ahora ligeramente inferior a la estimada en (3) lo que confirma que la caída de DB a principios de enero es más prolongada en dicho mes que en los restantes. No obstante, esta diferencia en el contexto de los modelos estimados no es estadísticamente significativa(*). La mayor diferencia entre (3) y (4) se registra en el parámetro de medias móviles estacionales. Los residuos de (4) se dan en el gráfico 5 y su correlograma en el gráfico 6.

Para confirmar estos resultados hemos reestimado el mismo modelo para el período 1-Enero-1977 a 30-Junio-1977. Ahora la variable DIMAYO no aparece pues ese día fue domingo. Los resultados obtenidos fueron:

$$\begin{aligned} \ln DB77_t = & (0,0021 + 0,0037L + 0,0071L^2 + 0,0221L^3) DFIN + \\ & \quad \pm 0,0005 \quad \pm 0,0008 \quad \pm 0,0009 \quad \pm 0,0010 \\ & \pm 0,011 \\ & + \frac{0,0095}{1-0,53L} DPRIPO + (1+0,22L)(1-0,69L^6)\Delta^{-1}\Delta_6^{-1} a_t \quad (5) \\ & \quad \pm 0,07 \quad \quad \pm 0,08 \quad \quad \pm 0,06 \end{aligned}$$

Ganancia DFIN = 0,035 ($\pm$ 0,003)

Ganancia DPRIPO = 0,020 ($\pm$ 0,005)

Muestra utilizada: 1-Enero-1977 a 30-Junio-1977

$\sigma_a = 0,001492$

$\chi^2_{50} = 36,8.$

(*) Sobre este resultado volveremos en la sección III.

RESIDUOS DE (4)

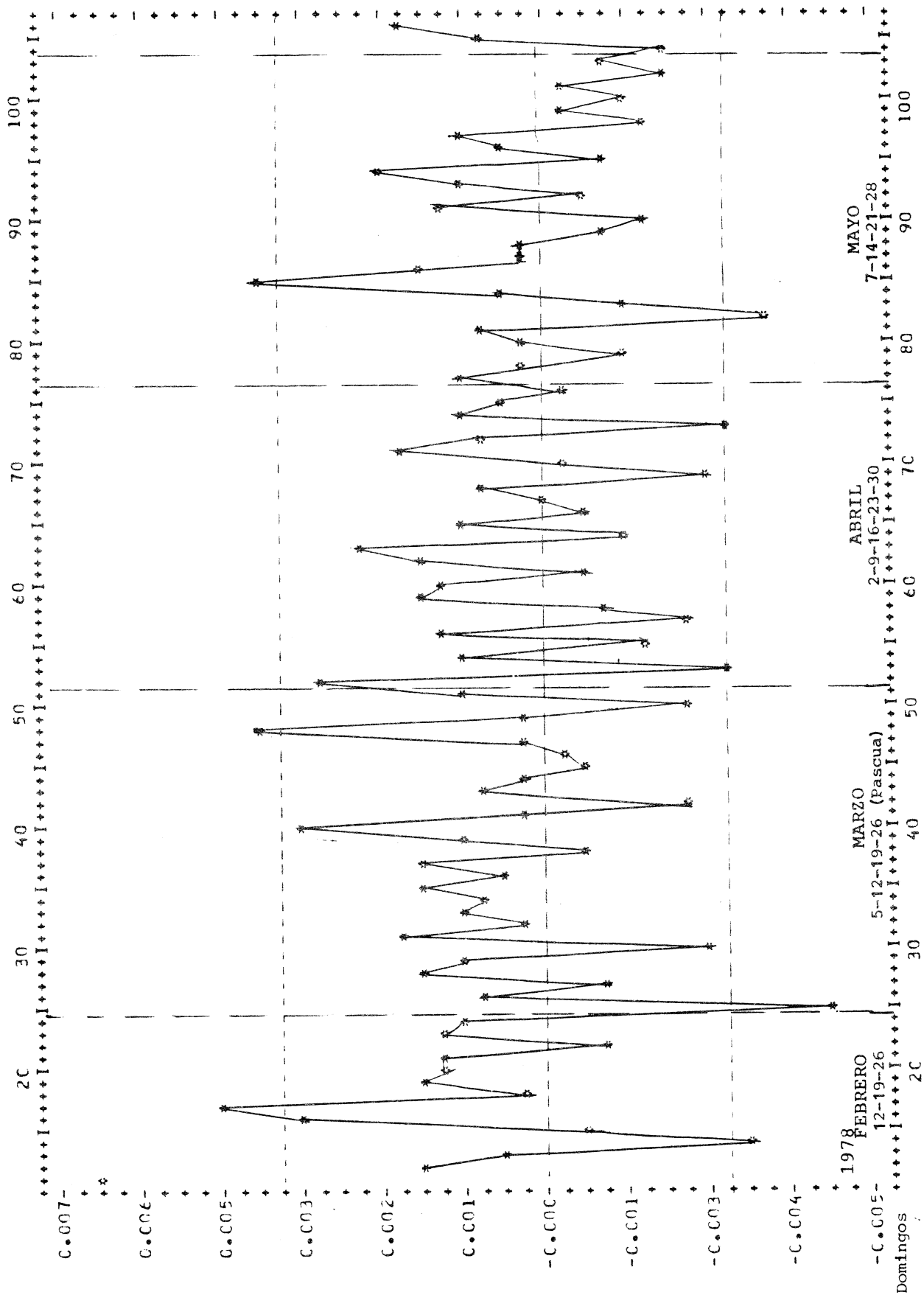
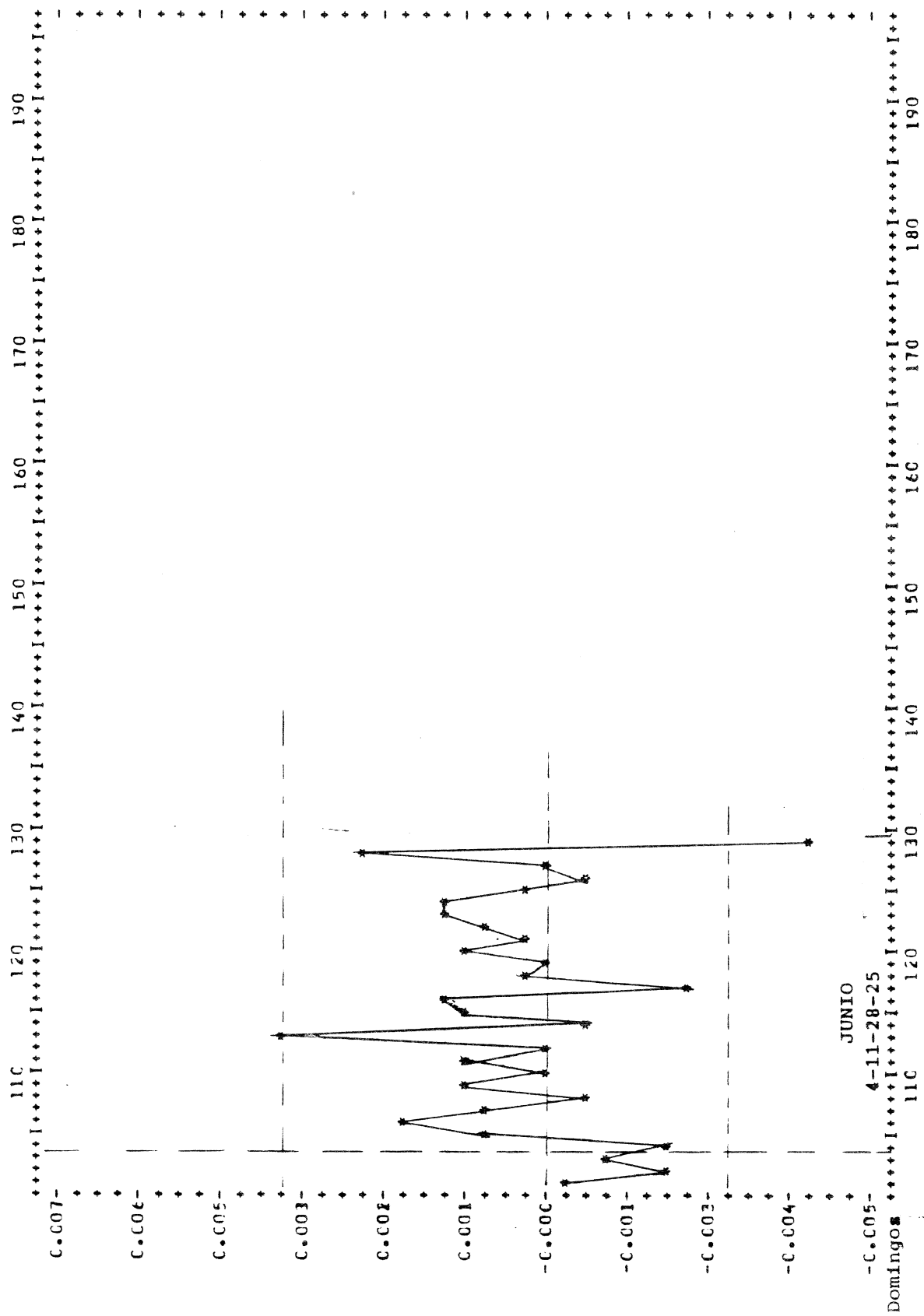
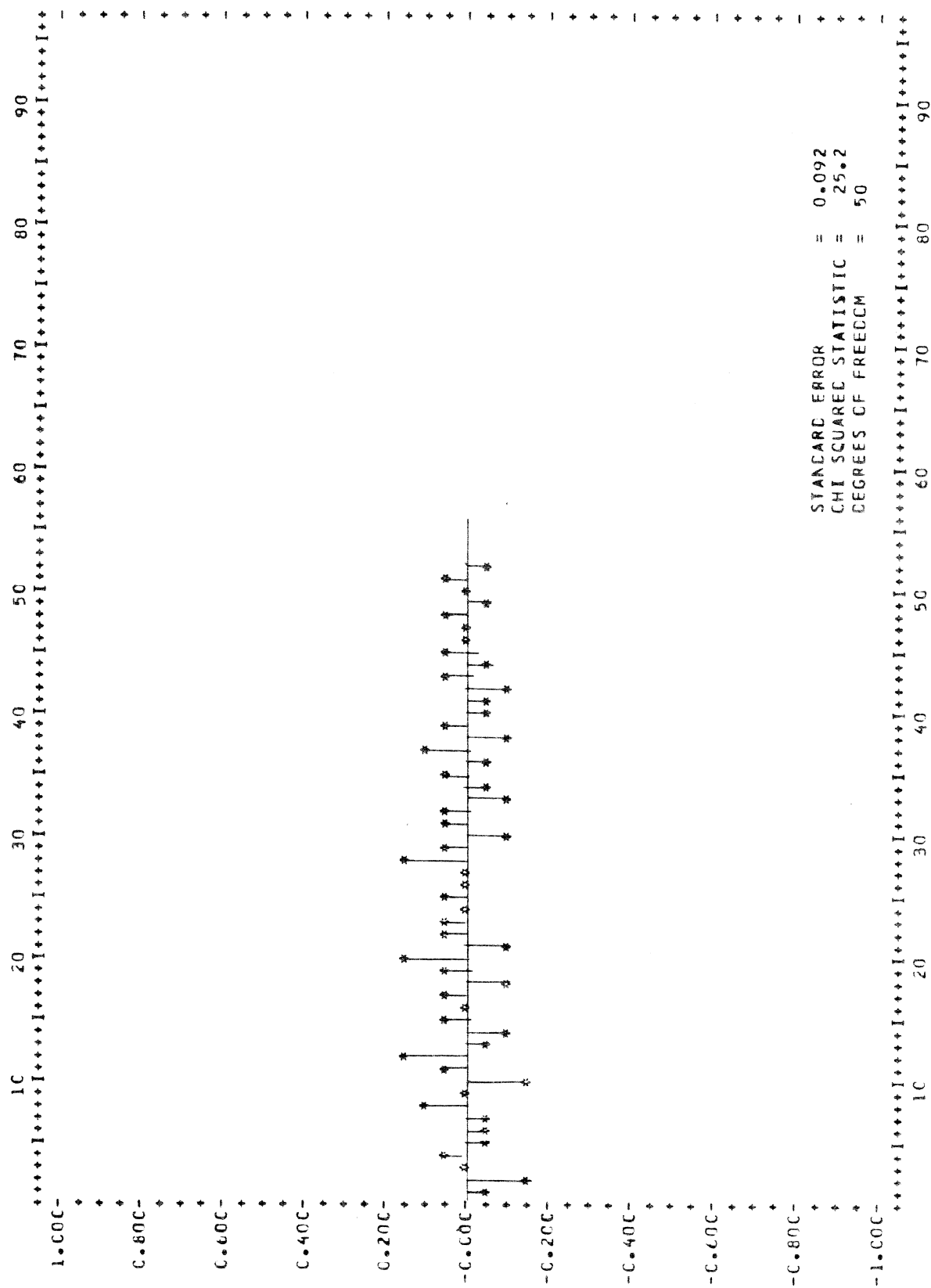


GRAFICO 5 (Continuación)



CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS DE (4)

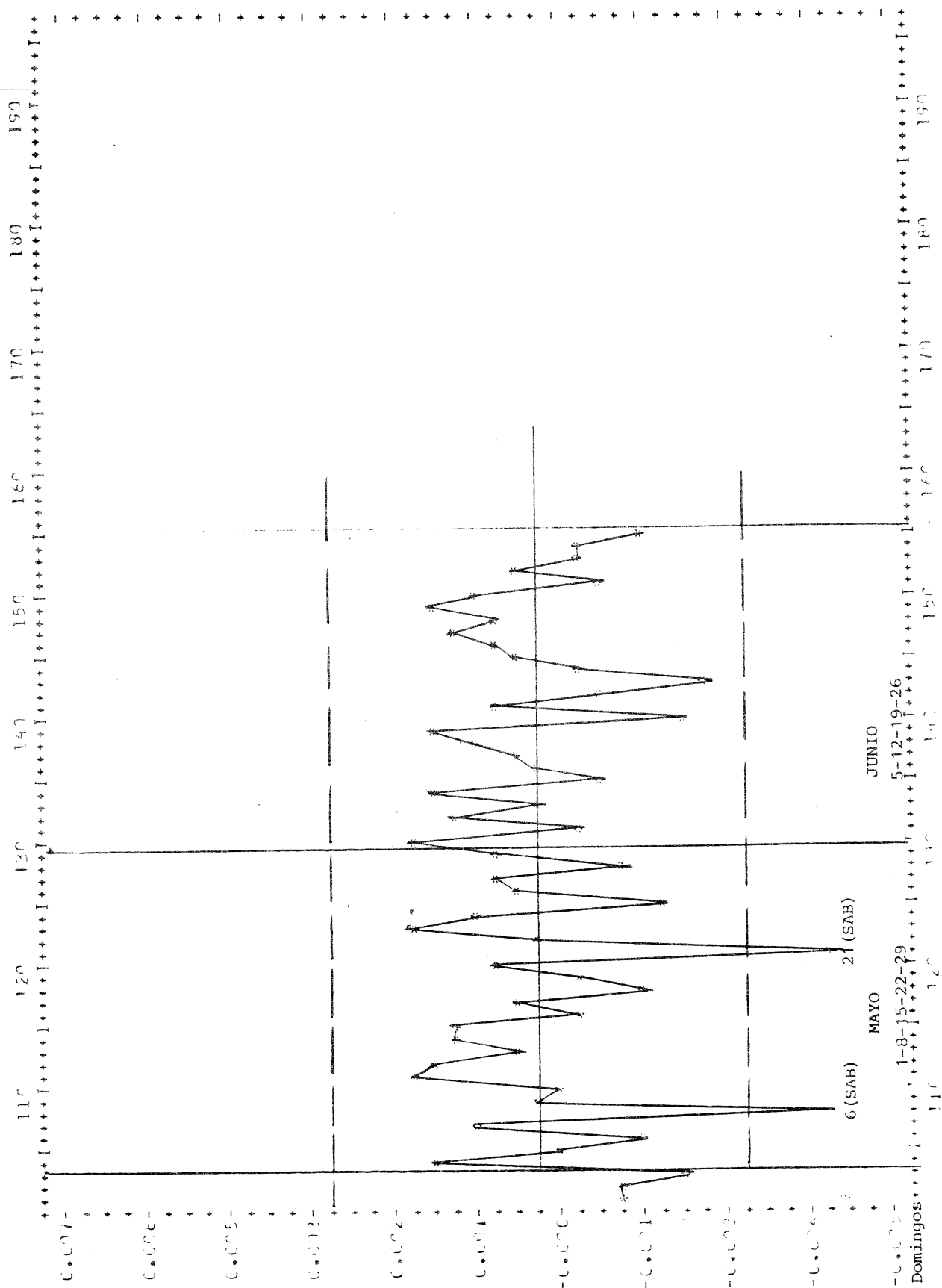


Los residuos de dicha estimación, gráfico 7, muestran un valor atípico el 24 de enero (lunes). Quizás sea debido a un error en los datos originales, pero esto no ha sido comprobado. En cualquier caso los resultados de (5) están muy en la línea de los obtenidos en (3).

Como conclusión de las estimaciones anteriores diremos que la estacionalidad mensual que presenta la serie diaria DB puede captarse adecuadamente mediante estructuras determinísticas aplicando el análisis de intervención. Este tratamiento tiene la ventaja de que no hay que asignar un valor al ciclo mensual que, omitiendo los domingos, oscila entre 24 a 27 días.

The graph displays several data series plotted against a vertical axis ranging from -0.004 to 0.007. The horizontal axis is marked with dates and months: ENERO (2-9, 16-23, 30), FEBRERO (6-13, 20-27), MARZO (6-13, 20-27), and ABRIL (3-10, 17-24). Specific dates are highlighted: 24 (LUN), 13 (MIE), 9 (MIE), and 1 (MIE). The data series show significant fluctuations, with a major peak around January 24 and a sharp drop around March 1. The graph is divided into sections by vertical dashed lines corresponding to the date markers.

GRAFICO 7 (Continuación)



II.- LA PREDICCIÓN CON MODELOS DIARIOS

Una vez realizadas las estimaciones de la sección precedente es interesante conocer cómo predicen los modelos allí obtenidos. Para ello, con los valores estimados en (5) para el período enero-junio de 1977 vamos a predecir los meses del primer semestre de 1978. Primero en el cuadro II se dan las desviaciones estándar porcentuales de los errores de predicción, en un horizonte de uno a veinticuatro períodos por delante, con el modelo (5). En él vemos que a un día por delante la desviación estándar es del 0,15 % a diez días del 0,64 % y a veinte del 1,13 %. Estos errores son un poco altos para utilizar un modelo como (5) para la predicción diaria de la serie DB. Pero eso no refleja más que los modelos diarios de este trabajo son simplemente exploratorios y no pueden tomarse más que como una aproximación imperfecta de un modelo diario más riguroso estimado con varios años de observaciones y permitiendo efectos estacionales específicos para cada mes.

Los resultados de las predicciones de febrero, marzo, abril, mayo y junio de 1978 en base al modelo (5) se dan en los cuadros III a VII. Las predicciones se han hecho en base al tercer y octavo día hábil de cada mes (*). Las principales características a destacar de este ejercicio de predicción son las siguientes. Primero la predicción en base al tercer día hábil tiene unos errores considerablemente superiores a los obtenidos con las predicciones en base al octavo día hábil. Segundo, las predicciones en base al tercer día hábil son, excepto para junio, inaceptables

(*) En mayo las predicciones son en base al 2° y 7° día hábil del mes del mes ya que al día primero de mayo (festivo) le hemos asignado como valor observado la semisuma de los valores de los días anterior y posterior.

CUADRO II

ERRORES ESTANDAR PORCENTUALES EN LA PREDICCIÓN CON

EL MODELO (5)

<u>Nº de períodos hacia adelante</u>	<u>Desviación estándar porcentual</u>
1	.15
2	.24
3	.30
4	.35
5	.39
6	.43
7	.49
8	.54
9	.59
10	.64
11	.68
12	.72
13	.78
14	.83
15	.88
16	.93
17	.98
18	1.02
19	1.08
20	1.13
21	1.18
22	1.24
23	1.28
24	1.33

ERRORES PORCENTUALES EN LA PREDICCIÓN DE DB

PARA FEBRERO DE 1978

Día	Período base de la predicción	
	3-Febrero-1978	9-Febrero-1978
4-Feb.-78	-0,56*	--
6	-0,02	--
7	0,85*	--
8	0,72*	--
9	0,74	--
10	0,90*	0,14
11	0,53	-0,06
13	1,12*	0,37
14	1,88*	0,87*
15	1,75*	0,78
16	2,08*	1,10*
17	2,24*	1,27*
18	1,59	0,78
20	2,09*	1,12
21	2,90*	1,66*
22	2,66*	1,46*
23	2,69*	1,49*
24	2,58*	1,37
25	2,46*	1,42
27	2,84*	1,64
28	2,37*	0,89

(*) Predicciones fuera de los intervalos de confianza al 95 % de significación.

ERRORES PORCENTUALES EN LA PREDICCIÓN DE DB

PARA MARZO DE 1978

Día	Período base de la predicción	
	3-Marzo-1978	9-Marzo-1978
4-Marzo-1978	-0,19	--
6	-0,53*	--
7	-0,37	--
8	-1,45*	--
9	-2,53*	--
10	-2,21*	0,49*
11	-1,92*	0,83*
13	-1,87*	0,99*
14	-1,73*	1,07*
15	-2,16*	0,98*
16	-2,90*	0,60
17	-2,48*	1,06*
18	-2,50*	1,10*
20	-2,62*	1,08
21	-2,17*	1,47*
22	-2,41*	1,56*
23	-3,21*	1,12
24	-2,69*	1,67*
25	-2,36*	2,05*
27	-2,04	2,46*
28	-1,95	2,49*
29	-2,15	2,62*
30	-1,79	3,28*

(*) Predicciones fuera del intervalos de confianza al 95 % de significación.

ERRORES PORCENTUALES EN LA PREDICCIÓN DE DB

PARA ABRIL DE 1978

Día	Período base de la predicción	
	4-Abril-1978	10-Abril-1978
5-Abril-1978	-0,19	--
6	-0,53*	--
7	-0,87*	--
8	-1,18*	--
10	-1,11*	--
11	-0,90*	0,18
12	-1,02*	0,12
13	-1,27*	-0,02
14	-1,21*	0,15
15	-1,48*	-0,02
17	-1,44*	0,00
18	-1,37	0,05
19	-1,49	-0,01
20	-1,74*	-0,15
21	-2,10*	-0,39
22	-2,48*	-0,68
24	-2,31*	-0,53
25	-2,07*	-0,30
26	-2,49*	-0,66
27	-2,83*	-0,88
28	-2,87*	-0,82
29	-3,30*	-1,14

(*) Predicciones fuera de los intervalos de confianza al 95 % de significación.

ERRORES PORCENTUALES EN LA PREDICCIÓN DE DB

PARA MAYO DE 1978

	Período base de la predicción	
	3-Mayo-1978	9-Mayo-1978
4-Mayo-1978	-0,08	--
5	-0,05	--
6	-0,38	--
8	-1,10*	--
9	-1,17*	--
10	-0,88*	0,28
11	-0,67	0,51*
12	-0,60	0,57
13	-0,70	0,57
15	-1,38*	0,12
16	-1,65*	-0,13
17	-1,50*	0,02
18	-1,48	0,06
19	-1,36	0,17
20	-1,23	0,40
22	-1,89*	-0,03
23	-2,05*	-0,16
24	-1,83	0,05
25	-1,93	-0,02
26	-1,94	-0,04
27	-2,16	-0,16
29	-2,97*	-0,73
30	-3,26*	-0,98
31	-3,36*	-1,09

(*) Predicciones fuera de los intervalos de confianza al 95 % de significación.

ERRORES PORCENTUALES EN LA PREDICCIÓN DE DB

PARA JUNIO DE 1978

	Período base de la predicción	
	3-Junio-1978	9-Junio-1978
5-Junio-1978	0,09	--
6	-0,32	--
7	-0,37	--
8	-0,55	--
9	-0,49	--
10	-0,41	0,05
12	0,01	0,44
13	-0,32	0,24
14	-0,36	0,22
15	-0,39	0,24
16	-0,59	0,03
17	-0,59	0,02
19	-0,38	0,19
20	-0,66	0,05
21	-0,70	0,02
22	-0,76	0,01
23	-0,71	0,05
24	-0,71	0,04
26	-0,62	0,10
27	-1,19	-0,34
28	-2,73*	-1,84
29	0,11	1,02
30	1.16	2,04*

(*) Predicciones fuera de los intervalos de confianza al 95 % de significación.

por estar, un número excesivos de ellas, fuera de los intervalos de confianza. Estos hechos, en nuestra opinión, reflejan que los efectos de principio de mes no están, por las razones ya mencionadas, suficientemente bien captados con los modelos propuestos. Tercero las predicciones para los últimos días de mes empeoran respecto la secuencia predictiva anterior, indicando que la introducción de efectos de fin de mes específicos a cada mes pueden ser importantes. Cuarto, las predicciones de marzo y en parte las de febrero, en base al octavo día hábil son inaceptables. Quinto, por el contrario, las de abril, mayo y junio son excepcionalmente adecuadas.

De todos estos resultados se desprende que si bien los modelos utilizados son muy simples y su estimación se ha hecho en base a muestras de sólo cinco o seis meses la estructura introducida en dichos modelos parece ir en la línea adecuada. No obstante, los efectos de principio y fin de mes necesitan perfilarse con mayor exactitud permitiendo que dichos efectos sean distintos en los diferentes meses del año. Esto requerirá estimar un modelo diario con los datos de los cuatro o cinco últimos años. Un modelo construido de ese modo promete ser un instrumento muy útil para la predicción diaria.

III.- ESTUDIO DEL EFECTO DE LAS HUELGAS DE FEBRERO DE 1979

En la sección anterior hemos visto que el análisis de intervención sirve para captar la estacionalidad mensual de la serie diaria DB. Esto nos permite utilizar los datos diarios para estudiar los efectos de las huelgas de febrero de 1979 registradas en la banca. El período muestral que utilizaremos será de octubre de 1978 a marzo de 1979. Como ese período está, en febrero y marzo, afectado por las huelgas es importante ver previamente el comportamiento de un modelo diario con la muestra 1 octubre 1977 a 17 marzo 1978. Hemos parado la muestra el 17 de marzo para evitar los problemas de la Pascua. Para este período es claro, según el gráfico 1, que el efecto de fin de mes de diciembre es distinto al de los otros meses y así también el efecto de principios de enero por lo que necesitaremos dos variables artificiales para esos períodos, que denominaremos DFINDIC y DPRIPOEN que toman el valor uno en los días 27 de diciembre y uno de enero, respectivamente, y cero en los demás. El gráfico 1 indica también que a partir del 11 de diciembre la serie registra una tendencia especial durante el resto de dicho mes. Para ello utilizaremos la variable DDIC que toma los valores 1, 2, 3, ..., 18 del 11 al 30 de diciembre y cero en los demás días. Por último utilizaremos también la variable D1NOV que toma el valor uno el primer día de noviembre y cero en las demás. Con todo ello el modelo estimado ha sido:

$$\ln DB77-78_t = (0,0026 + 0,0050L + 0,0099L^2 + 0,0234L^3)DFIN +$$

$\pm 0,0007 \quad \pm 0,0011 \quad \pm 0,0014 \quad \pm 0,0015$

$$+ \frac{0,011}{1-0,59L} DPRIN + 0,013 DDIC + (0,0043 + 0,0078L + 0,0148L^2 +$$

$\pm 0,0004 \quad \pm 0,0016 \quad \pm 0,0026 \quad \pm 0,0034$

$\pm 0,002$
 $\pm 0,09$

$$+ 0,033L^3)DFINDIC + \frac{0,043}{1-0,75L} DPRIPOEN + 0,004 D1NOV +$$

$\pm 0,0041 \quad \pm 0,04 \quad \pm 0,001$

$\pm 0,005$

$$+ (1 + 0,27L)(1 - 0,87L^6)(1-L)^{-1}(1-L^6)^{-1}a_t \quad (6)$$

$\pm 0,09 \quad \pm 0,05$

Ganancia DFIN = 0,041 ($\pm 0,004$)

Ganancia DPRIPO = 0,027 ($\pm 0,0086$)

Ganancia DFINDIC = 0,060 ($\pm 0,011$)

Ganancia DPRIPOEN = 0,173 ($\pm 0,05$)

Muestra utilizada: 1-Octubre-77 a 17-Marzo-78

$\sigma_a = 0,001588$

$\chi^2_{50} = 25,0.$

Los resultados de (6) confirman que diciembre tiene un comportamiento atípico que se puede captar con las variables DDIC y DFINDIC. En (6) se estima para principios de enero un valor significativamente distinto al de los otros principios de mes como sugiere el gráfico 1. En la sección

I eso no se captaba pues los días primeros de enero no entraban plenamente en la estimación pues se utilizaban para generar los retardos requeridos por el programa de estimación. La estimación más fiable de principios de enero es la que se da aquí y no la que pudiera sugerirse de la sección I (*). Los residuos de (6) se dan en el gráfico 8.

Los resultados de (6) indican que un modelo diario para el período octubre-marzo es factible con las variables consideradas. Pasemos pues a estimar el período octubre 78 a marzo 79. Los resultados obtenidos fueron (**):

$$\begin{aligned} \ln DB78-79_t = & (0,0005 + 0,0025L + 0,0062L^2 + 0,0187L^3) DFIN + \\ & \pm 0,0007 \pm 0,0009 \pm 0,0011 \pm 0,0012 \\ & + \frac{0,011}{1-0,49L} DPRIPO + 0,0010 DDIC + (0,0019 + 0,0062L + 0,0130L^2 + 0,0272L^3) \\ & \pm 0,0004 \pm 0,0017 \pm 0,0025 \pm 0,0031 \pm 0,0037 \\ & \pm 0,08 \\ & DFINDIC + \frac{0,041}{1-0,84L} DPRIPOEN + (1-0,01L)(1-0,87L^6) \Delta^{-1} \Delta_6^{-1} a_t \quad (7) \\ & \pm 0,005 \pm 0,09 \pm 0,04 \\ & \pm 0,03 \end{aligned}$$

Ganancia DFIN = 0,028 ($\pm 0,003$)

Ganancia DPRIPO = 0,021 ($\pm 0,005$)

Ganancia DFINDIC = 0,0481 ($\pm 0,010$)

Ganancia DPRIPOEN = 0,263 ($\pm 0,08$)

Muestra utilizada = 1-Octubre-78 a 31-Marzo-79

$\sigma_a = 0,001710$

$\chi^2_{50} = 56,1$

(*) No obstante en (6) el valor del coeficiente autorregresivo que afecta a DPRIPOEN es muy alto lo que aconsejaría una modelación del tipo de las de fin de mes para el principio de enero.

(**) En esta estimación no entra la variable D1NOV pues si se introduce en el modelo se le estima un coeficiente que no es significativamente distinto de cero.

RESIDUOS DE (C)

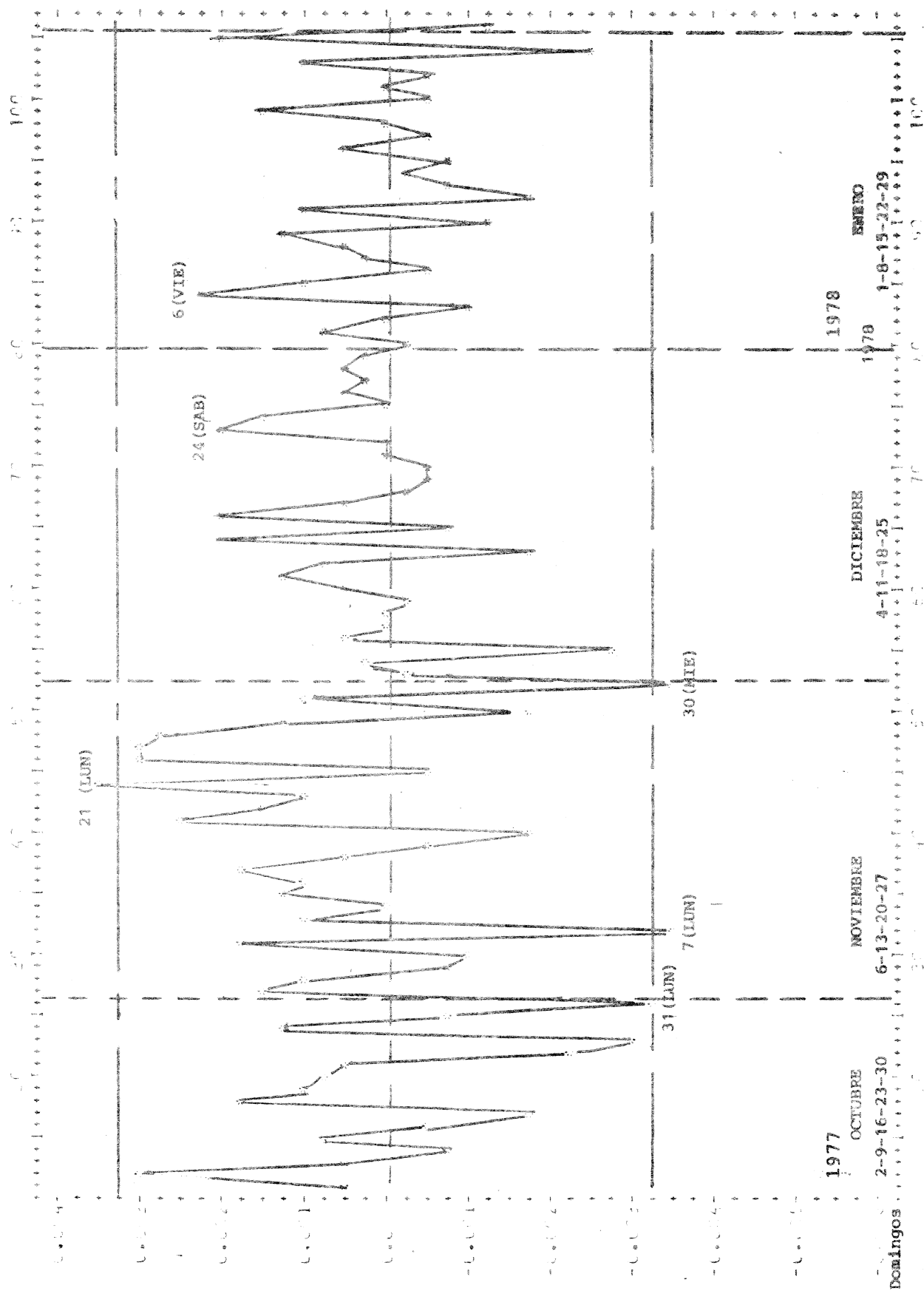
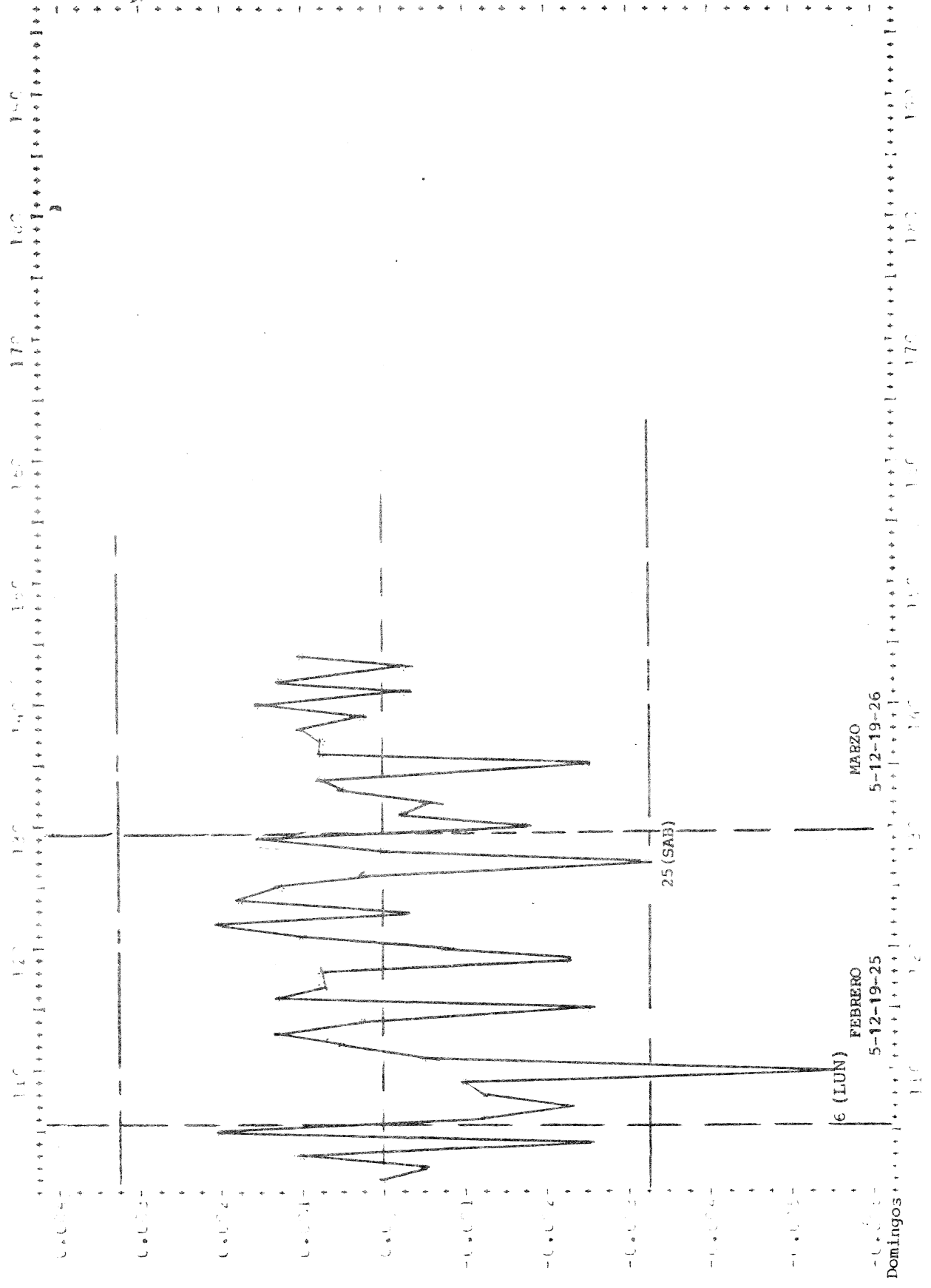


GRAFICO 3 (Continuación)



Los residuos de (7) se dan en el gráfico 9 y su correlograma en el gráfico 10. Fijándonos en los residuos para el mes de febrero vemos un valor anormalmente alto para el día 9 (viernes) que puede ser efecto de las huelgas de los días 7 y 8. En los días 3 y 5 vemos dos valores contiguos altos, aunque dentro de la banda $\pm 2\sigma$, que pudieran reflejar las anomalías causadas por la huelga del día 3. En los días de huelga 12, 13 y 14 no se observa nada anormal. Además en los días 6 y 16 se obtienen valores anormalmente bajos. Todo esto apuntaría a que cada huelga ha tenido efectos distintos, siendo más intensos los de los días 7 y 8 y luego los del día 3. En el correlograma de los residuos hay varios valores significativamente distintos de cero como 2, 4, 6, 12 y 29. El valor significativo en el retardo dos desaparece utilizando un polinomio AR o MA de segundo orden (*). Los valores en los otros retardos son más problemáticos y pueden, en gran medida, venir determinados por los residuos atípicos. Así pues el momento de tratarlos será después de intentar explicar las anomalías causadas por las huelgas.

Para no caer en subjetivismos los efectos de las huelgas deben modelarse con esquemas a priori sobre los mismos. Hemos comentado que el gráfico 9 parece sugerir que cada huelga tuvo efectos de distinta intensidad. Esta hipótesis parece viable pero no hemos sido capaces de recoger información sobre los hechos ocurridos en febrero que nos permitiera construir un esquema de los efectos de la huelga en base a ese punto de partida. La información institucional recogida sobre las huelgas nos ha llevado a postular inicialmente el siguiente esquema. El efecto de una huelga consiste en producir unos trastornos pasajeros en los procesos de con

(*) En ambos casos el coeficiente en el primer retardo no es significativamente distinto de cero. El estadístico $\chi^2_{4,9}$ toma ahora los valores de 33 y 38 respectivamente y σ_a los de 0,001663 y 0,001665. Los residuos atípicos para febrero de estas estimaciones son como los del gráfico 9.

RESIDUOS DE (7)

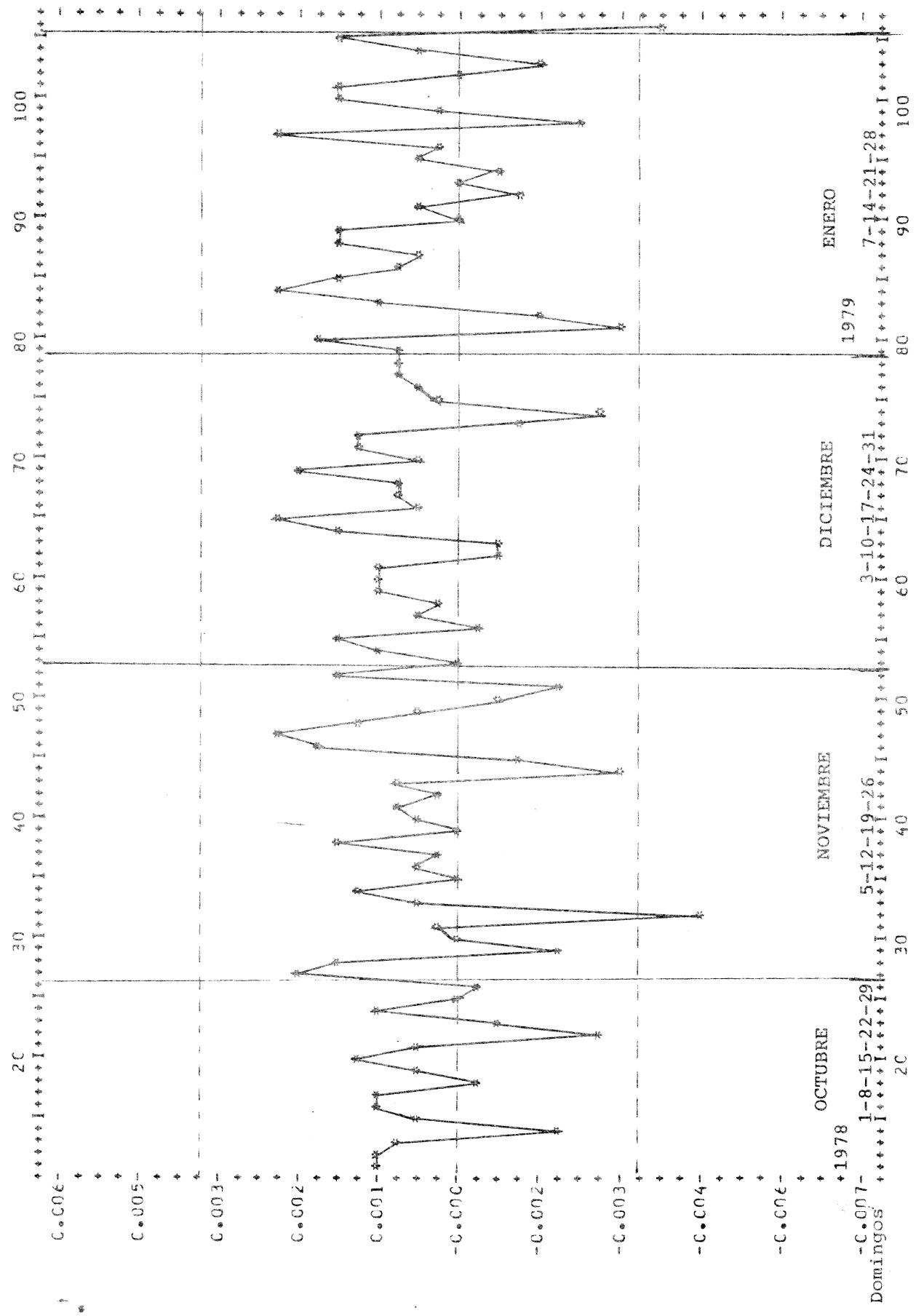
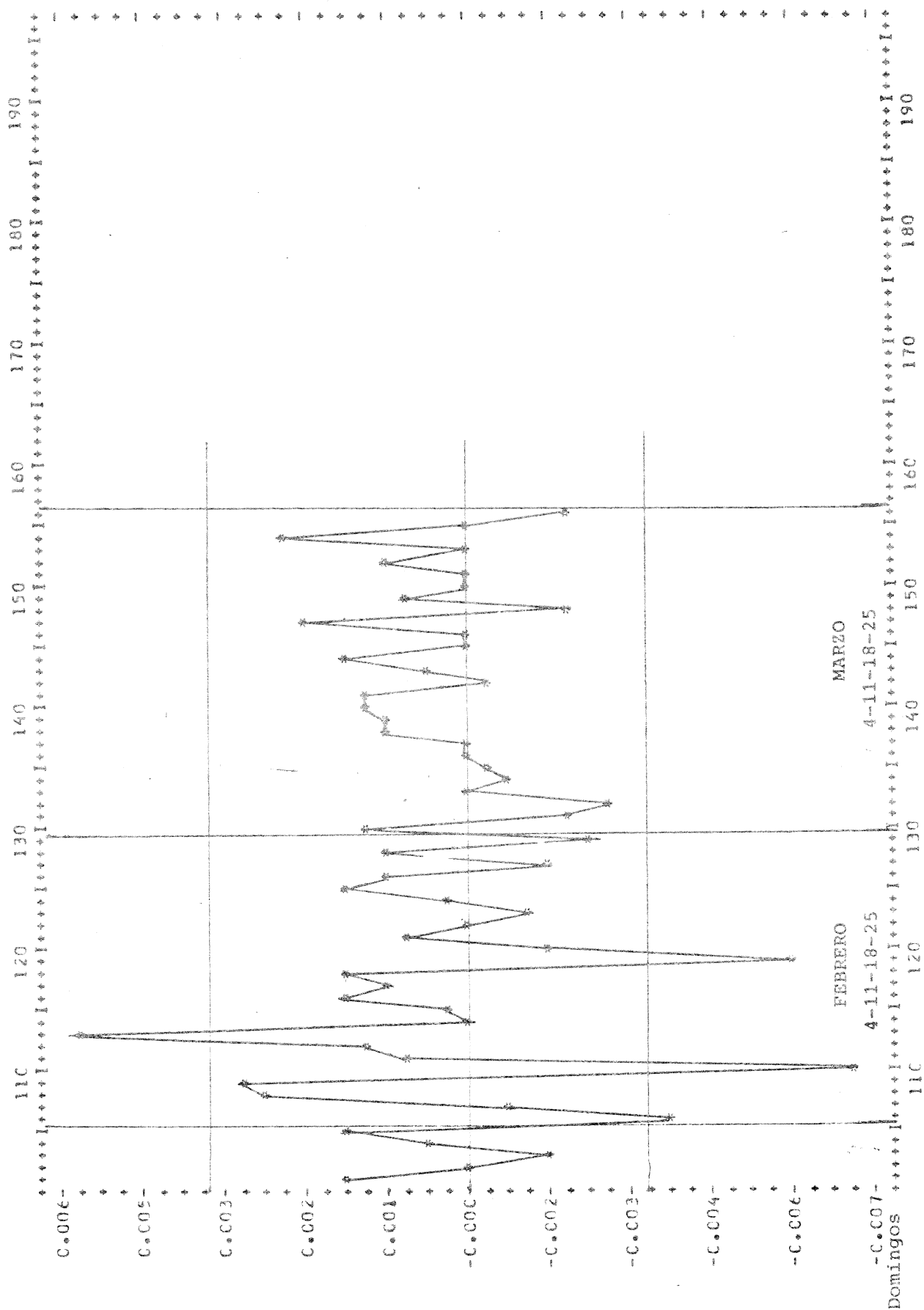
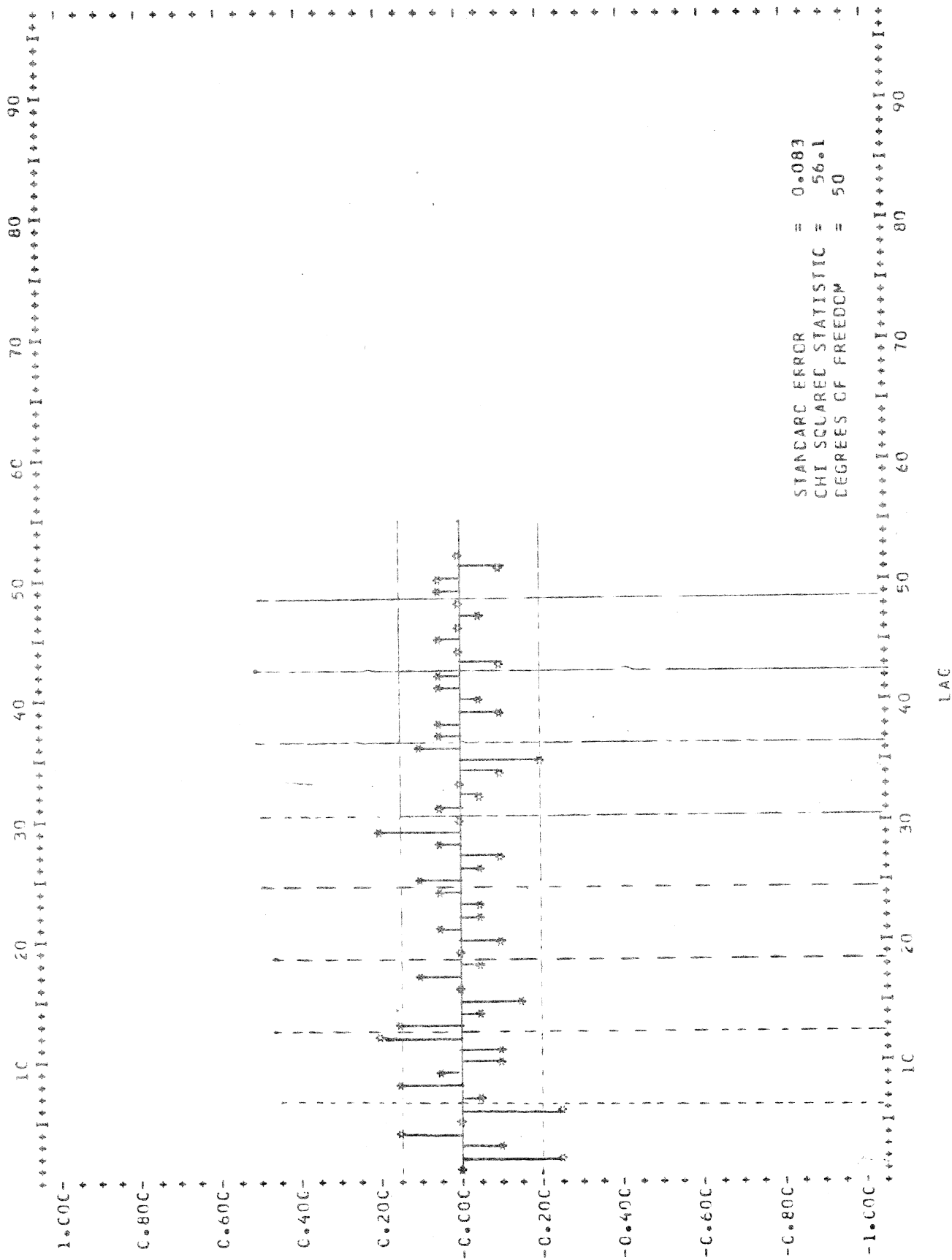


GRAFICO 9 (Continuación)



CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS DE (7)



tabilización que elevan de modo artificial las cifras de activo y pasivo, de los balances de los bancos. En concreto elevan las cifras de los pasivos computables, que es la que nos interesa aquí. Nosostros supondremos que la cantidad, X , por la que los pasivos computables se ven distorsionados por un día de huelga es la misma en todas las huelgas. Asimismo, supondremos que en los días posteriores a la huelga (o huelgas) el efecto acumulado de ésta (o éstas) se va solucionando mediante la contabilización de una cantidad Y por día de lo que está pendiente. Los días de huelga fueron los días 3, 7, 8, 12, 13 y 14 y además en los días 9 y 10 hubo huelga en algunas zonas geográficas. Nosotros supondremos que durante los días 9 y 10 el efecto de la huelga fue, en cada uno de ellos, el 50 % del efecto de un día de huelga a nivel nacional. En base a esta información el efecto neto acumulado de las huelgas en un determinado día d será $c_1X - c_2Y$, donde c_1 es el número de días de huelga anteriores a d y c_2 el número de días de trabajo entre los días 3 de febrero a d . Este efecto se puede poner en tanto por cien dividiendo por el valor de DB para ese día o aproximando esta última cifra, como hemos hecho nosotros, por el valor de la media de la correspondiente decena de DB y multiplicándolo por cien. El efecto neto acumulado en tanto por cien será $c_1^*X - c_2^*Y$.

Con todo este hemos construido dos variables artificiales DX y DY que toman los valores de c_1^* y c_2^* respectivamente. Estas variables a partir del 21 de marzo toman el valor cero pues se supone que los efectos de la huelga son, prácticamente, nulos a partir del día 20 de marzo. Asimismo hemos supuesto que el efecto al alza de la huelga se produce en las cifras del día siguiente (*).

(*) Se probó también el supuesto de que el efecto al alza se daba el mismo día de la huelga, pero con tal hipótesis el ajuste era peor y los valores estimados para X e Y eran muy bajos.

El modelo estimado fué:

$$\begin{aligned}
 \ln DB78-79_t = & (0,0008 + 0,0028L + 0,0065L^2 + 0,0190L^3) DFIN + \\
 & \pm 0,0007 \quad \pm 0,0009 \quad \pm 0,0009 \quad \pm 0,0010 \\
 & \pm 0,001 \\
 & + \frac{0,011}{1-0,52L} DPRIPO + 0,0011 DDIC + (0,0013 + 0,0047L + 0,0118L^2 + \\
 & \pm 0,0003 \quad \pm 0,0016 \quad \pm 0,0024 \quad \pm 0,0027 \\
 & \pm 0,07 \quad \pm 0,0039 \\
 & + 0,0266L^3) DFINDIC + \frac{0,042}{1-0,85L} DPRIPOEN + 0,086 DX - 0,024 DY + \\
 & \pm 0,0030 \quad \pm 0,03 \quad \pm 0,024 \quad \pm 0,006 \\
 & + (1 + 0,02L + 0,28L^2)^{-1} \Delta^{-1} \Delta_6^{-1} (1 - 0,88L^6) a_t \quad (8) \\
 & \pm 0,09 \quad \pm 0,09 \quad \pm 0,04
 \end{aligned}$$

Ganancia DFIN = 0,029 ($\pm 0,003$)

Ganancia DPRIPO = 0,024 ($\pm 0,005$)

Ganancia DFINDIC = 0,044 ($\pm 0,008$)

Ganancia DPRIPOEN = 0,270 ($\pm 0,061$)

Muestra utilizada: 1-Octubre-78 a 31-Marzo-79

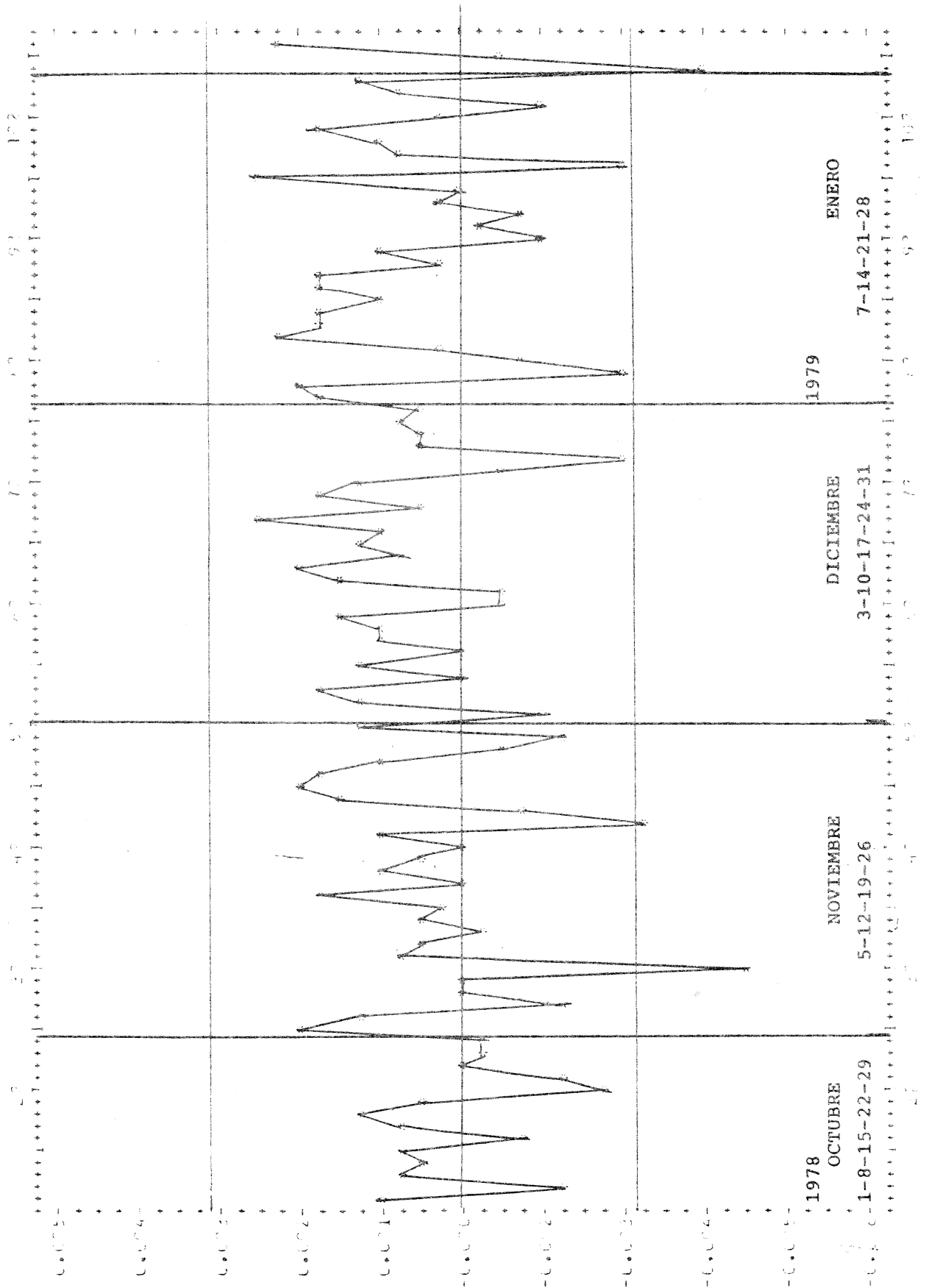
$\sigma_a = 0,001583$

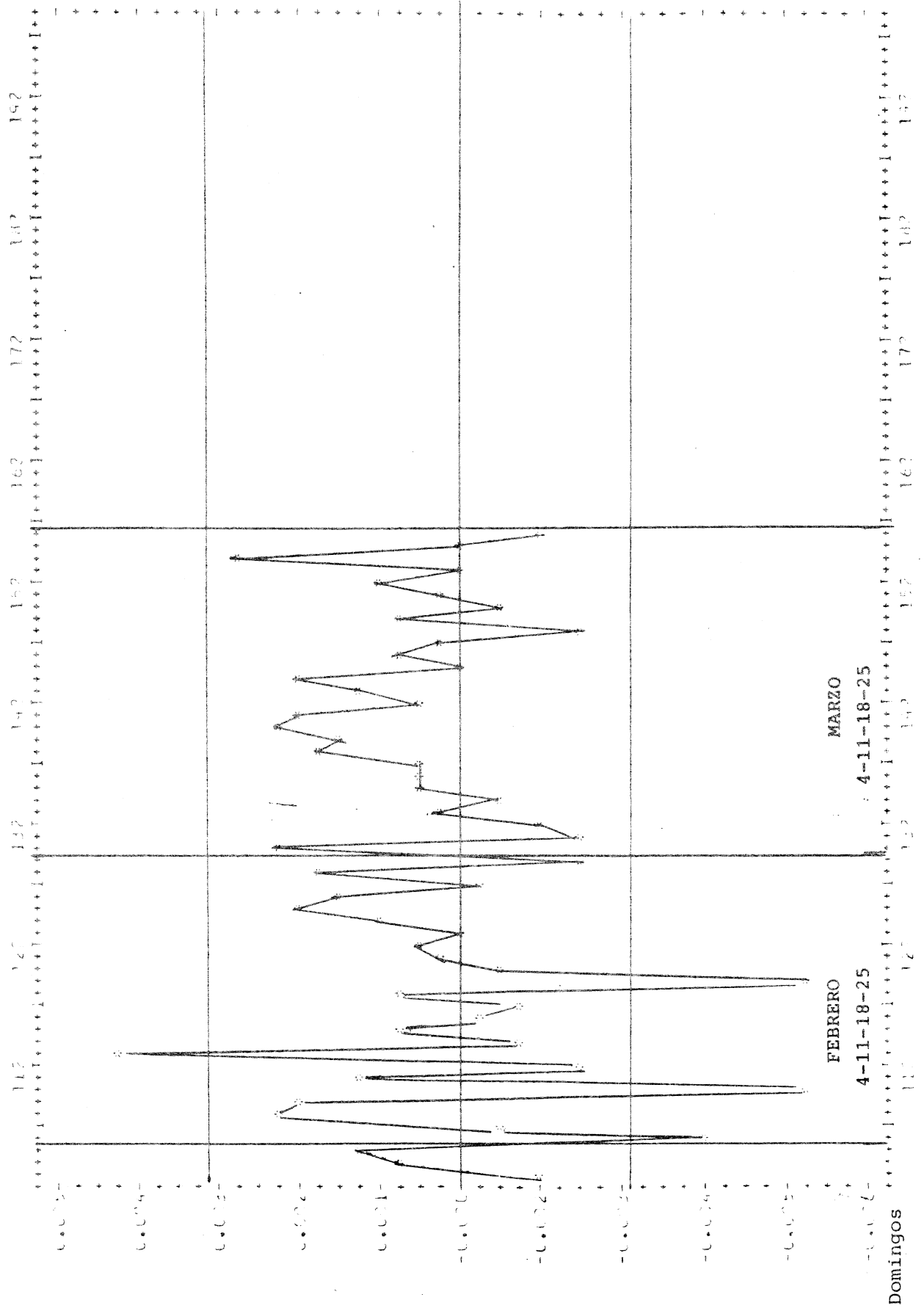
$\chi^2_{49} = 30,6$.

En (8) los coeficientes de DX y DY son X e Y (en miles de millones) dividido por cien. Es decir, el valor estimado del efecto al alza por un día de huelga es de 8,6 miles de millones y la corrección que se hace en un día de trabajo de esa inflación contable es de 2,4 miles de millones.

Los residuos de (8) se dan en el gráfico 11 donde se observan residuos atípicos negativos para los días 1, 6 y 16 de febrero. El residuo del día uno puede ser debido

RESIDUOS DE (8)





a que la modelación de principios de febrero no sea correcta con una variable artificial común para todos los meses (menos diciembre). La de los días 6 y 16 puede sugerir que el segundo día después de un (unos) día (días) de huelga se corrige un porcentaje mayor de las distorsiones contables producidas por la huelga precedente. Esta hipótesis requeriría introducir dos variables artificiales que captaran esos escalones a la baja. Pero antes de definirlas conviene observar que de acuerdo con las estimaciones de X e Y obtenidas en (8) los efectos de la huelga son nulos para el día 14 de marzo y en consecuencia DX y DY han de redefinirse para que tomen el valor cero antes del 20 de marzo. Primeramente se redefinieron dichas variables de forma que tomaban el valor cero el día 11 de marzo. Las estimaciones así obtenidas indicaban que los efectos de la huelga eran nulos el día 7 de marzo, por lo que hubo que redefinir DX y DY de forma que tomasen el valor cero el día 7 de marzo. A las variables así definidas las denominaremos DSX y DXY.

Los resultados mencionados en el párrafo anterior señalan que los efectos de las huelgas no duraron hasta la segunda decena de marzo como se postuló inicialmente sino que se agotaron a principio de dicho mes. Para captar las caídas de los días 6 y 16 se construyeron dos variables artificiales S6FEB y S16FEB que toman el valor unidad durante los días 6 y 16 de febrero, respectivamente, hasta el 6 de marzo y cero en los demás días. El modelo así estimado fue:

$$\begin{aligned}
\ln DB_{78-79}_t = & (\omega_{01} + \omega_{11}L + \omega_{21}L^2 + \omega_{31}L^3)DFIN + \frac{\omega_{02}}{1 - \delta_{12}L} DPRIPO + \\
& + \omega_{03} DDIC + (\omega_{04} + \omega_{14}L + \omega_{24}L^2 + \omega_{34}L^3)DFINDIC + \frac{\omega_{05}}{1 - \delta_{15}L} DPRIPOEN + \\
& + 0,11 \text{ DSX} - 0,014 \text{ DSY} - 0,0052 \text{ S6FEB} - 0,0046 \text{ S16FEB} + \\
& \quad \pm 0,02 \quad \quad \pm 0,010 \quad \quad \pm 0,0015 \quad \quad \pm 0,0014 \\
& + (1 + 0,03L + 0,26L^2)^{-1} \Delta^{-1} \Delta_6^{-1} (1 - 0,87L^6) a_t \quad (9) \\
& \quad \pm 0,09 \quad \pm 0,09 \quad \quad \pm 0,05
\end{aligned}$$

Ganancia DFIN = 0,028 ($\pm$ 0,0026)

Ganancia DPRIPO = 0,022 ($\pm$ 0,004)

Ganancia DFINDIC = 0,045 ($\pm$ 0,008)

Ganancia DPRIPOEN = 0,261 ($\pm$ 0,054)

Muestra utilizada 1-Octubre-78 a 31-Marzo-79

$\sigma_a = 0,001445$

$\chi^2_{49} = 28,9.$

Los residuos de (9) se dan en el gráfico 12 donde se observa un residuo atípico alto para el día 9 de febrero, lo que indica que la modelación de la huelga no es plenamente satisfactoria. Esto se puede comprobar también observando que los efectos de las huelgas en las medias decenales de febrero de la serie DB fueron, según (9), -2,2; 25,0 y 12,0 miles de millones respectivamente.

RESIDUOS DE (9)

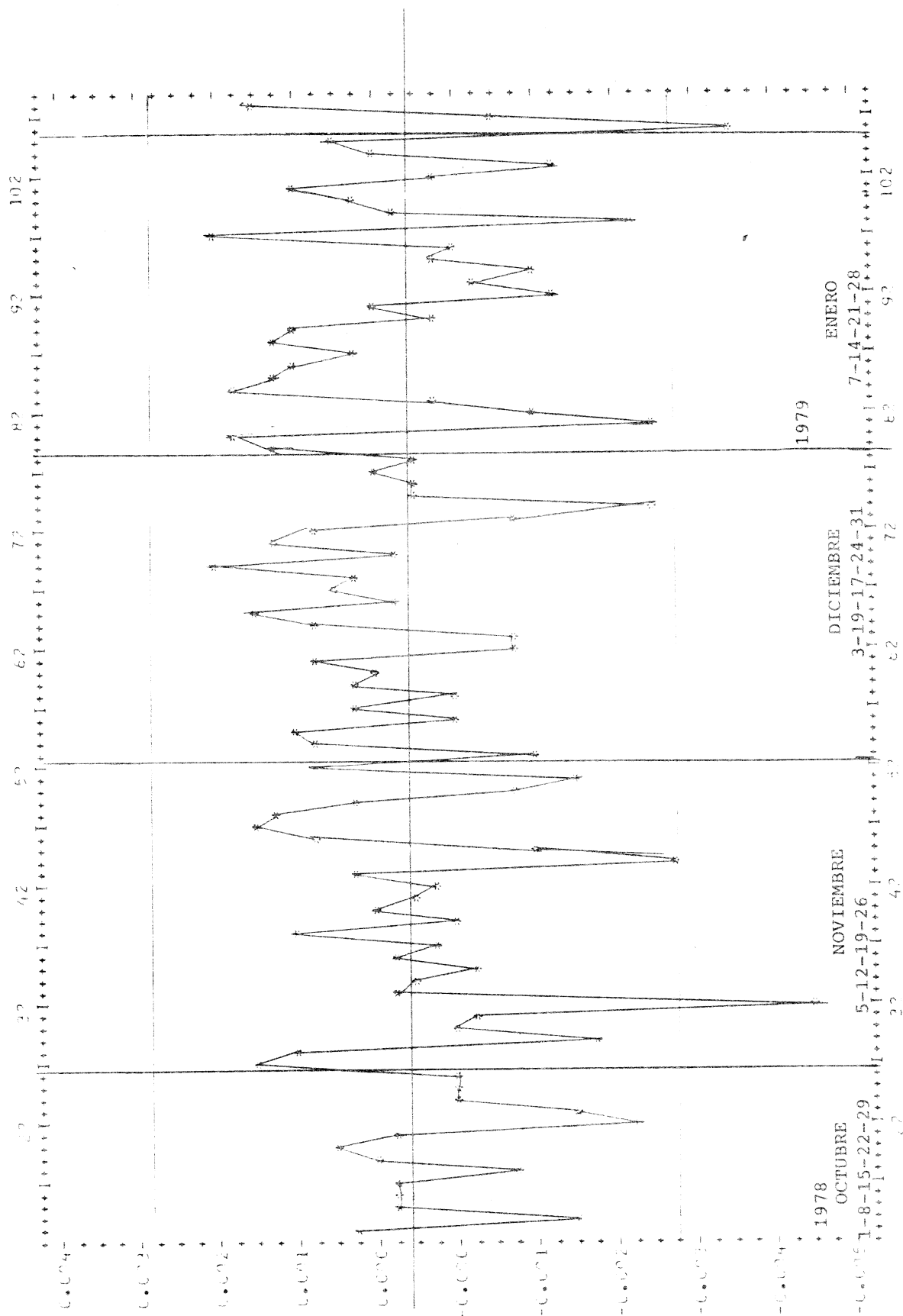
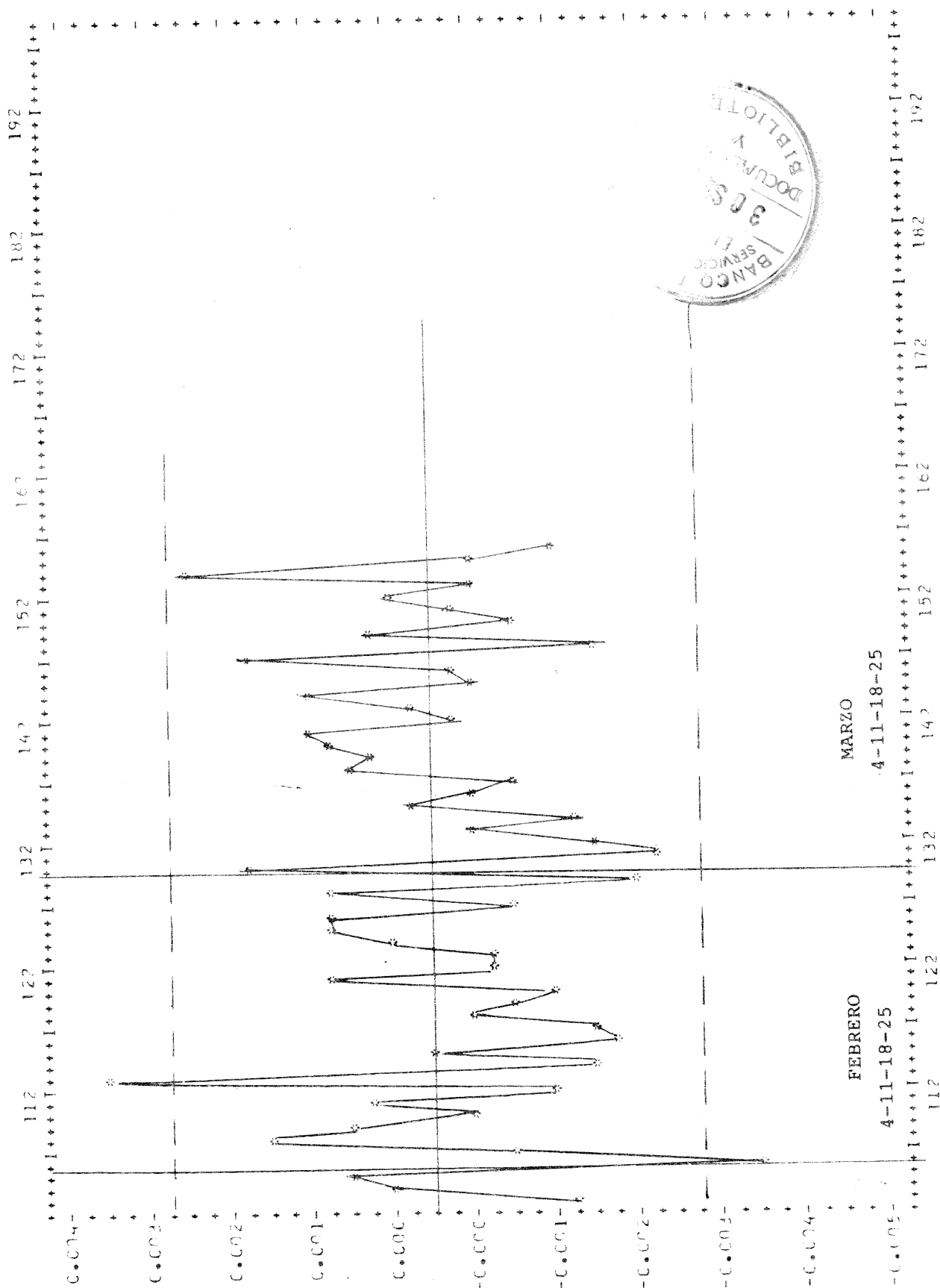


GRAFICO 12 (Continuación)



El efecto negativo que para la primera decena de febrero nos da (9) no tiene sentido. En realidad si en vez de S6FEBy S16FEB utilizamos D6FEB, D16FEB y D17FEB, (*) que son tres variables artificiales con el valor uno en los días 6, 16 y 17 de febrero, respectivamente, y cero en los demás, se obtiene un ajuste ligeramente mejor con los siguientes coeficientes para las variables relacionadas con las huelgas:

$$\begin{aligned}
 \text{DSX} &: 0,094 \ (\pm \ 0,022) \\
 \text{DSY} &: -0,035 \ (\pm \ 0,009) \\
 \text{D6FEB} &: -0,0039 \ (\pm \ 0,0009) \\
 \text{D16FEB} &: -0,0036 \ (\pm \ 0,0013) \\
 \text{D17FEB} &: -0,0027 \ (\pm \ 0,0013)
 \end{aligned} \tag{10}$$

$$\sigma_a = 0,001443$$

Muestra utilizada 1-Octubre-78 a 31-Marzo-79 (**)

$$\chi^2_{4,9} = 29,1.$$

Los residuos de (10) se dan en el gráfico 13. Los efectos de las huelgas en las medias decenales de febrero de DB según (10) son 5,5; 44,7 y 27,3 m.m..

El modelo (10) es de difícil interpretación pues D16FEB y D17FEB (***) suponen meras caídas momentáneas en

-
- (*) Además de D6FEB y D16FEB se introduce D17FEB pues si se omite ésta última aparece un residuo negativo significativo.
- (**) En esta estimación la correlación entre los coeficientes de DSX y DSY (α_1 y α_2) es de -0,91 debido a que entre ellos existe la siguiente restricción lineal $7\alpha_1 - 19\alpha_2 = 0$. Introducida dicha restricción en la estimación, los resultados obtenidos son prácticamente idénticos a los de (10).
- (***) La caída captada por D6FEB podría reflejar una retirada de depósitos ante el anuncio de huelga para los días siguientes.

RESIDUOS DE (10)

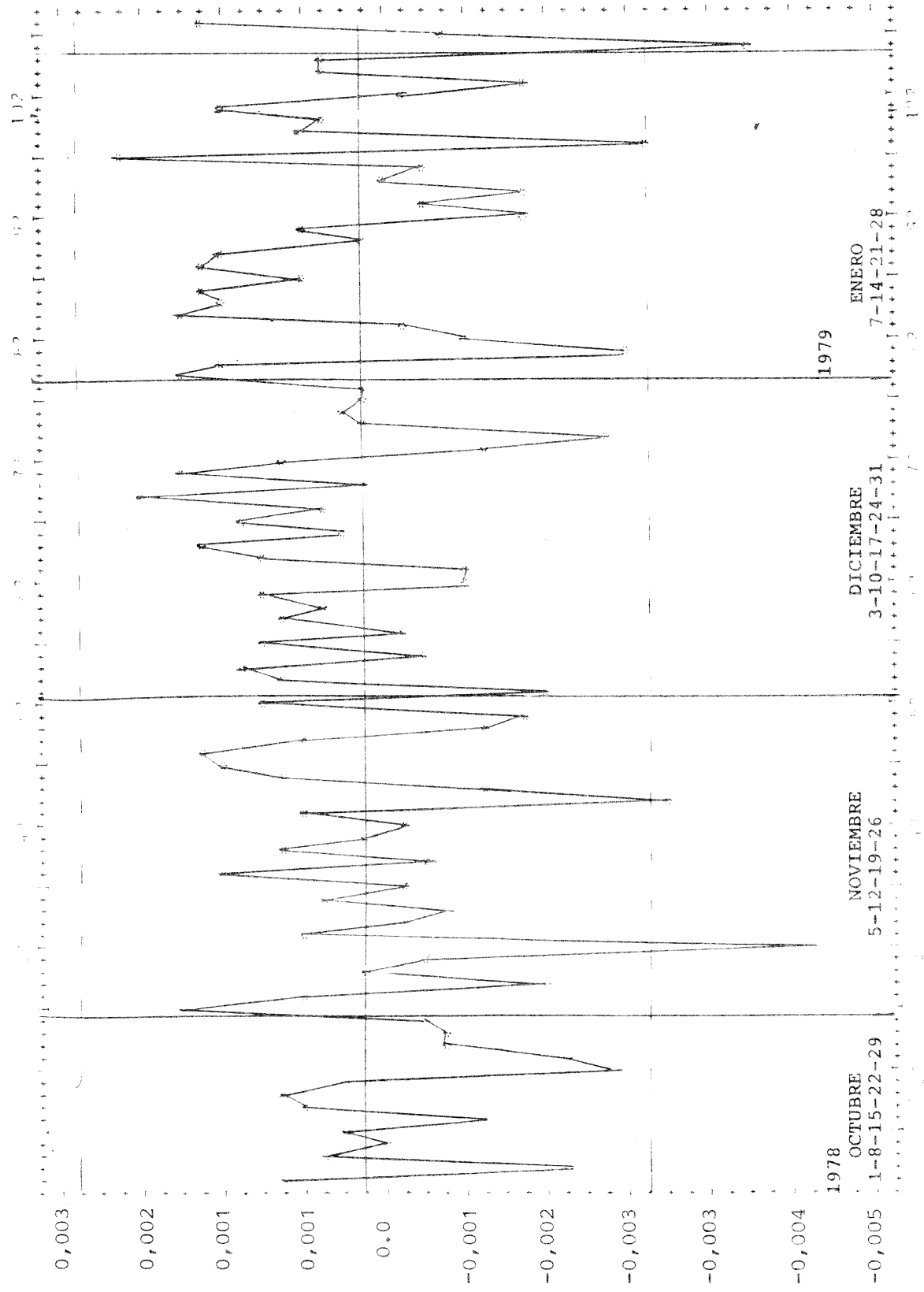
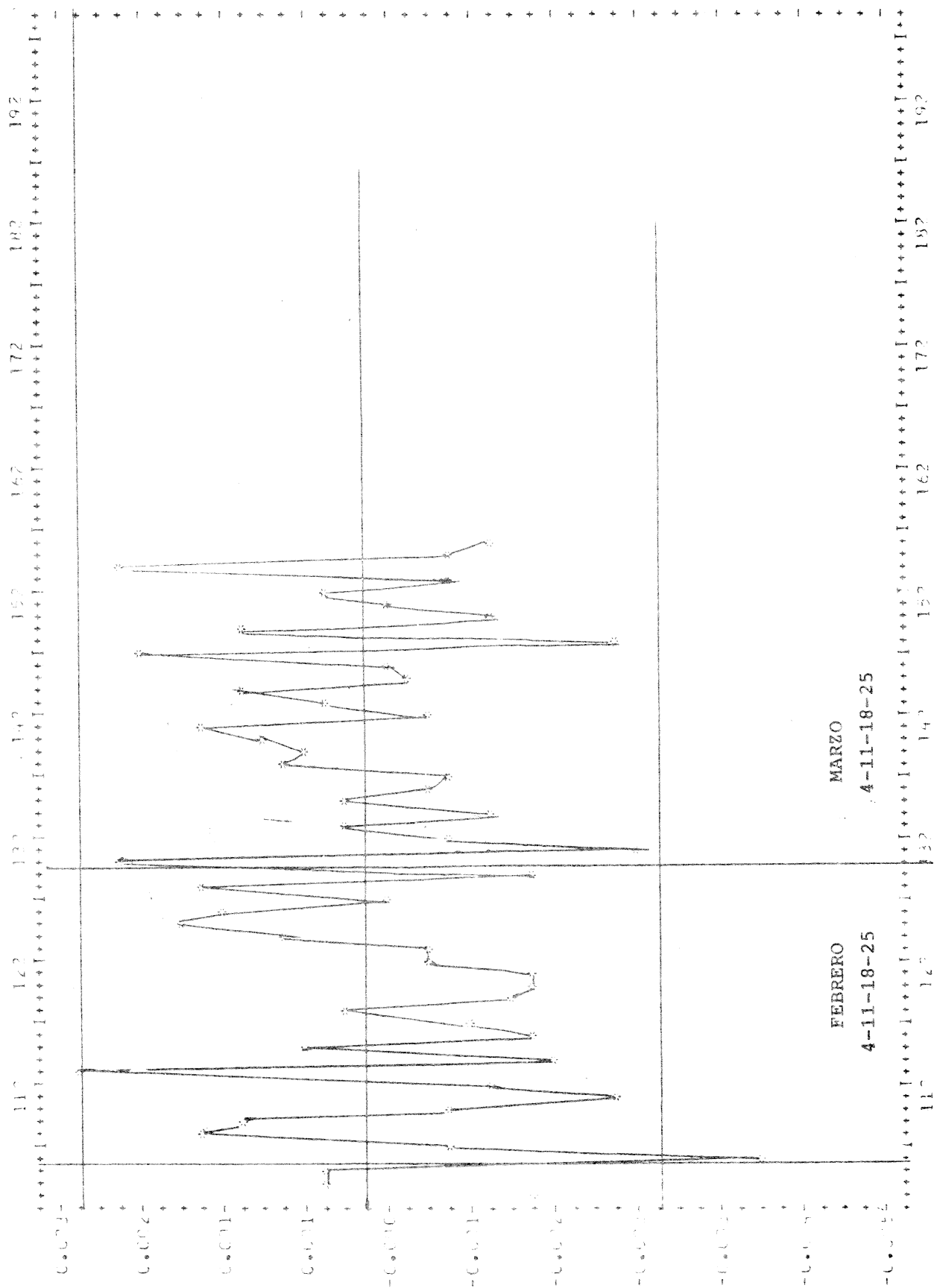


GRAFICO 13 (Continuación)



los días 16 y 17 que no tienen efectos ulteriores. Por el contrario en (9) se introduce con S6FEB y S16FEB caídas en DB que duran hasta el seis de marzo pero con ello no se obtiene mejor ajuste ni una estimación mejor de los efectos de las huelgas. La conclusión que sacamos de todos estos resultados es que la modelación de los efectos de las huelgas de febrero no parece factible con la hipótesis de que cada huelga tuvo los mismos efectos y tenemos que plantearnos esquemas alternativos.

Hemos mencionado antes los peligros de subjetivismo, ante la falta de información disponible, que supone al aplicar un análisis de intervención con efectos distintos para cada huelga. Una forma objetiva de modelar efectos distintos en cada huelga sería utilizando los siguientes componentes

$$\frac{\omega_{01}}{1 - \delta_{11} L} \quad \text{D5FEB} \quad (11)$$

$$\frac{\omega_{02} - \omega_{12}L - \omega_{22}L^2 - \omega_{32}L^3}{1 - \delta_{12}L} \quad \text{D8FEB} \quad (12)$$

$$\frac{\omega_{03} - \omega_{13}L - \omega_{23}L^2}{1 - \delta_{13}L} \quad \text{D13FEB} \quad (13)$$

para cada una de las tandas de huelga. En ellas DjFEB es una variable artificial con el valor uno en el día j de febrero y cero en el resto de la muestra. Con (11) capta

mos los efectos de la huelga del día tres que consistirían en aumentar en ω_{01} por uno el valor de DB para el día cinco y para los días siguientes ese incremento disminuiría exponencialmente de acuerdo con δ_{11} . De forma similar con (12) y (13) se captarían los efectos de las huelgas del 7 al 10 y del 12 al 14. Así pues podemos estimar (8) sustituyendo DX y DY por D5FEB, D8FEB y D13FEB. Al hacerlo así sólo ω_{01} y ω_{02} obtuvieron un valor significativamente distinto de cero y δ_{11} y δ_{12} tuvieron un valor negativo que carece de sentido en este contexto.

Una alternativa a utilizar (11), (12) y (13) es utilizar

$$\omega_{01} \text{ S5FEB} \quad (14)$$

$$(\omega_{02} - \omega_{12}L - \omega_{22}L^2 - \omega_{32}L^3) \text{ S8FEB} \quad (15)$$

$$(\omega_{03} - \omega_{13}L - \omega_{23}L^2) \text{ S13FEB} \quad (16)$$

donde SjFEB es una variable artificial con valor uno en los días j de febrero a 20 de marzo, ambos inclusive y cero en el resto de la muestra. Así pues podemos estimar (8) sustituyendo DX (*) por S5FEB, S8FEB y S13FEB. En tal estimación sólo ω_{01} y ω_{12} fueron significativamente distintas de cero con los siguientes valores (**):

$$\omega_{01} = 0,0037 \ (\pm 0,0014) \quad (17)$$

$$-\omega_{12} = 0,0052 \ (\pm 0,0011),$$

y el coeficiente de DY fué de $-0,011 \ (\pm 0,0046)$. Los residuos de esta estimación se dan en el gráfico 14.

(*) Obsérvese que en este caso mantenemos a DY.

(**) En este ajuste se obtuvieron también los siguientes valores:

$$\sigma_a = 0,001514; \quad \chi^2_{49} = 21,3$$

RESIDUOS DE LA ESTIMACION (17)

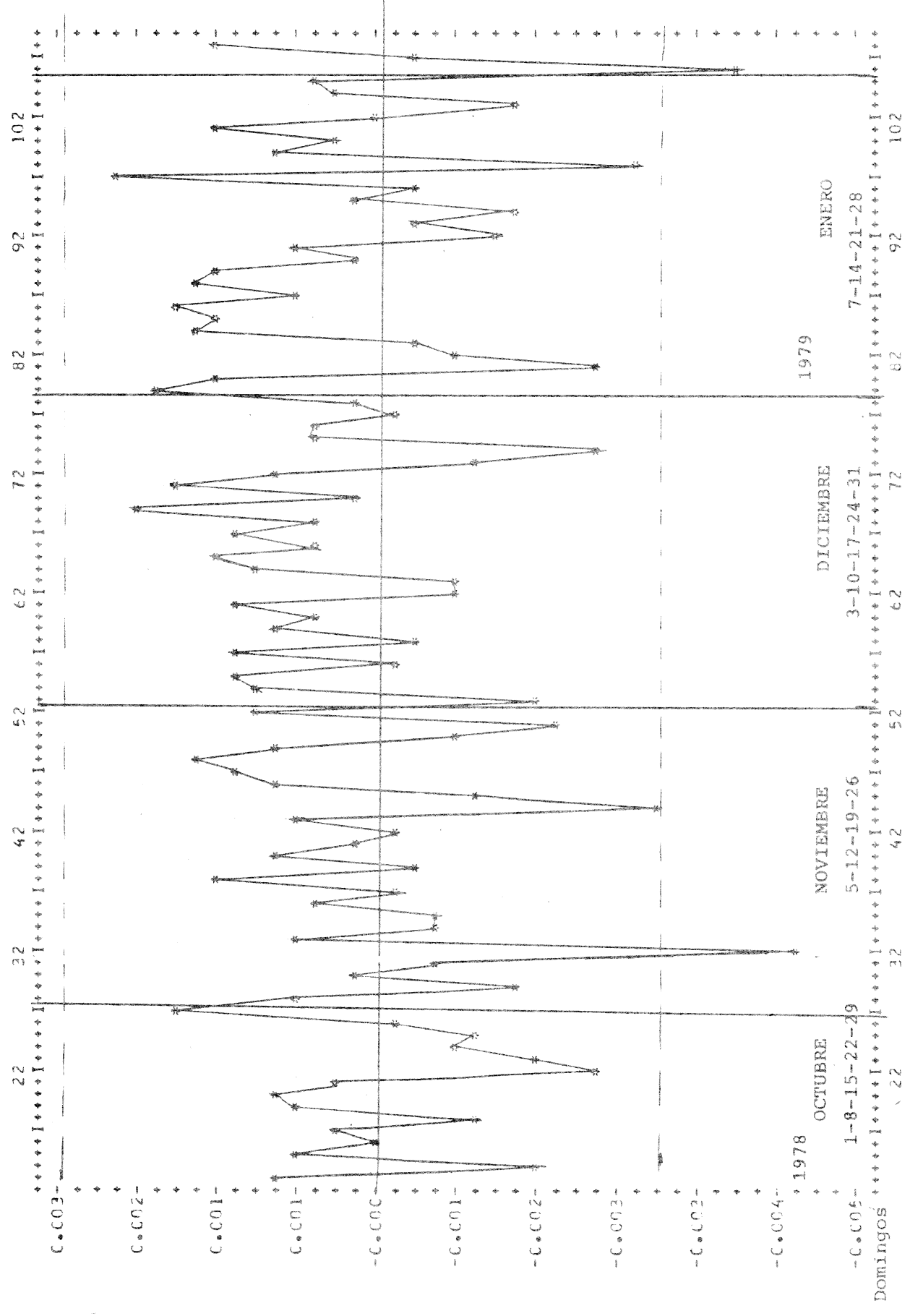
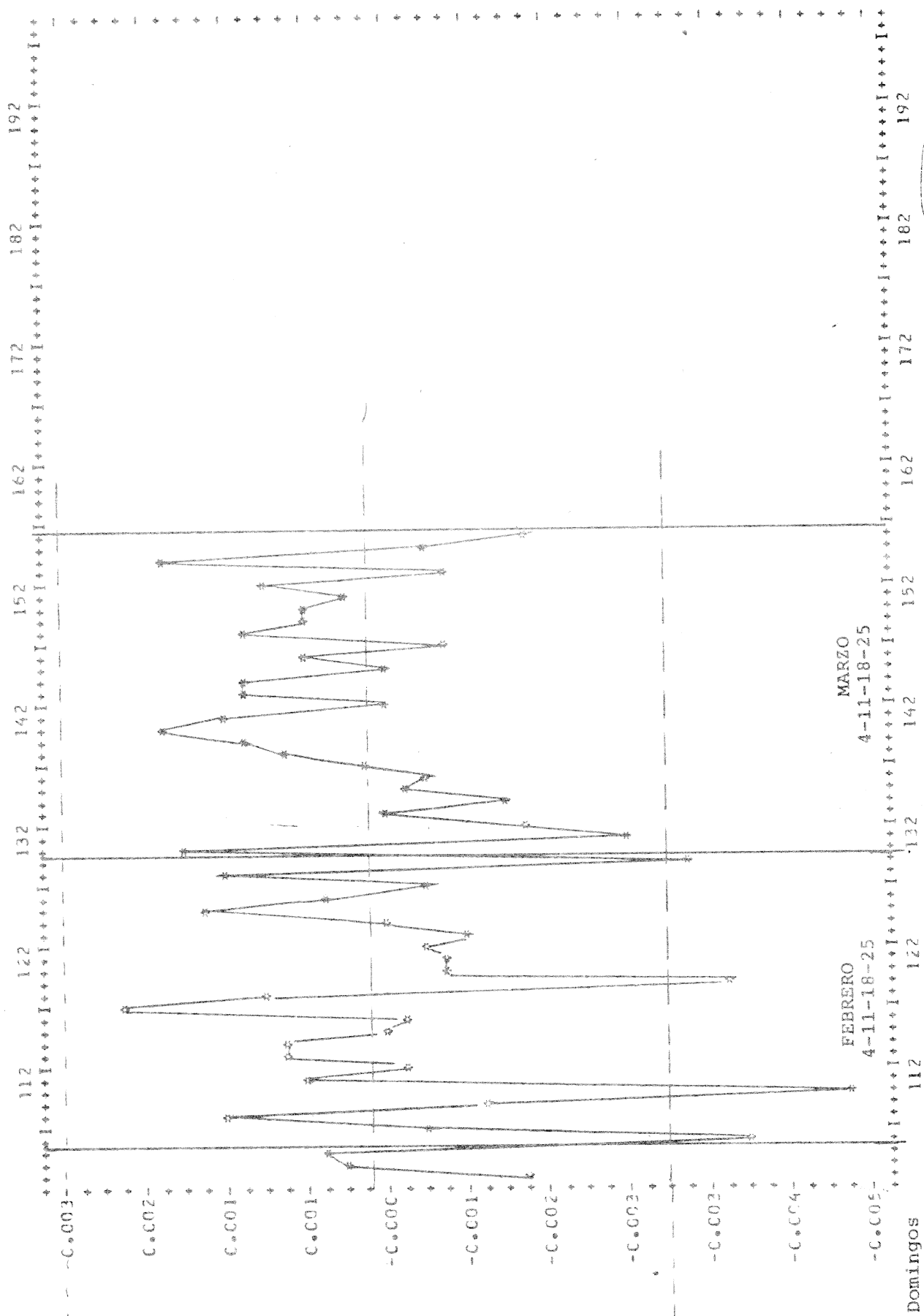


GRAFICO 14 (Continuación)



De estos resultados se desprende que la huelga de mayor efecto fué la del día 8 que aumentó en 0,52 % el valor de DB a partir del día 9, luego la del día 3 con un efecto de 0,37 % a partir del día 5 y los de los días 12 a 14 no tuvieron un efecto estadísticamente significativo. Estos últimos resultados no son muy alentadores. Además en el gráfico 14 continúan apareciendo fuertes residuos negativos en los días 6 y 16 (*). Todo esto sugiere que los efectos de las huelgas fueron bastante complejos durante los días 3 a 16 de febrero y sólo a partir de entonces el posible mecanismo de corrección de las distorsiones causadas por las huelgas ha podido tener un efecto regular. Para confirmar esto hemos estimado el modelo habitual con las variables artificiales de principio y fin de mes y añadiendo una variable artificial para cada uno de los días 3 a 16 de febrero (excepto los domingos días 4 y 11), una variable S17FEB con el valor unidad durante los días 17 de febrero a 6 de marzo y cero en el resto de la muestra y la D17Y que es la variable DY utilizada anteriormente pero ahora definida para el período 17 de febrero a 6 de marzo. Los resultados obtenidos fueron:

$$\begin{aligned}
 \ln DB_{78-79}_t = & \dots + 0,0022 \underset{\pm 0,0014}{D3FEB} + 0,0051 \underset{\pm 0,0020}{D5FEB} - 0,0009 \underset{\pm 0,002}{D6FEB} + \\
 & + 0,0001 \underset{\pm 0,002}{D7FEB} + 0,0013 \underset{\pm 0,002}{D8FEB} + 0,0072 \underset{\pm 0,0026}{D9FEB} + 0,0073 \underset{\pm 0,0027}{D10FEB} + \\
 & + 0,0078 \underset{\pm 0,0028}{D12FEB} + 0,0085 \underset{\pm 0,0029}{D13FEB} + 0,0098 \underset{\pm 0,0029}{D14FEB} + 0,0113 \underset{\pm 0,0029}{D15FEB} + \\
 & + 0,0070 \underset{\pm 0,0030}{D16FEB} + 0,0060 \underset{\pm 0,0032}{S17FEB} - 0,0185 \underset{\pm 0,011}{D17Y} + (1 - 0,01L + 0,30L^2)^{-1} \underset{\pm 0,09}{D17Y} \underset{\pm 0,09}{D17Y} \\
 & \Delta^{-1} \Delta_6^{-1} (1 - 0,87 L^6) a_t \underset{\pm 0,05}{}
 \end{aligned} \tag{18}$$

(*) Resultados similares se obtienen utilizando las variables S_jFEB y DY definidas hasta el día 10 ó 6 de marzo.

Muestra utilizada: 1-Octubre-78 a 31-Marzo-79

$$\sigma_a = 0,001403$$

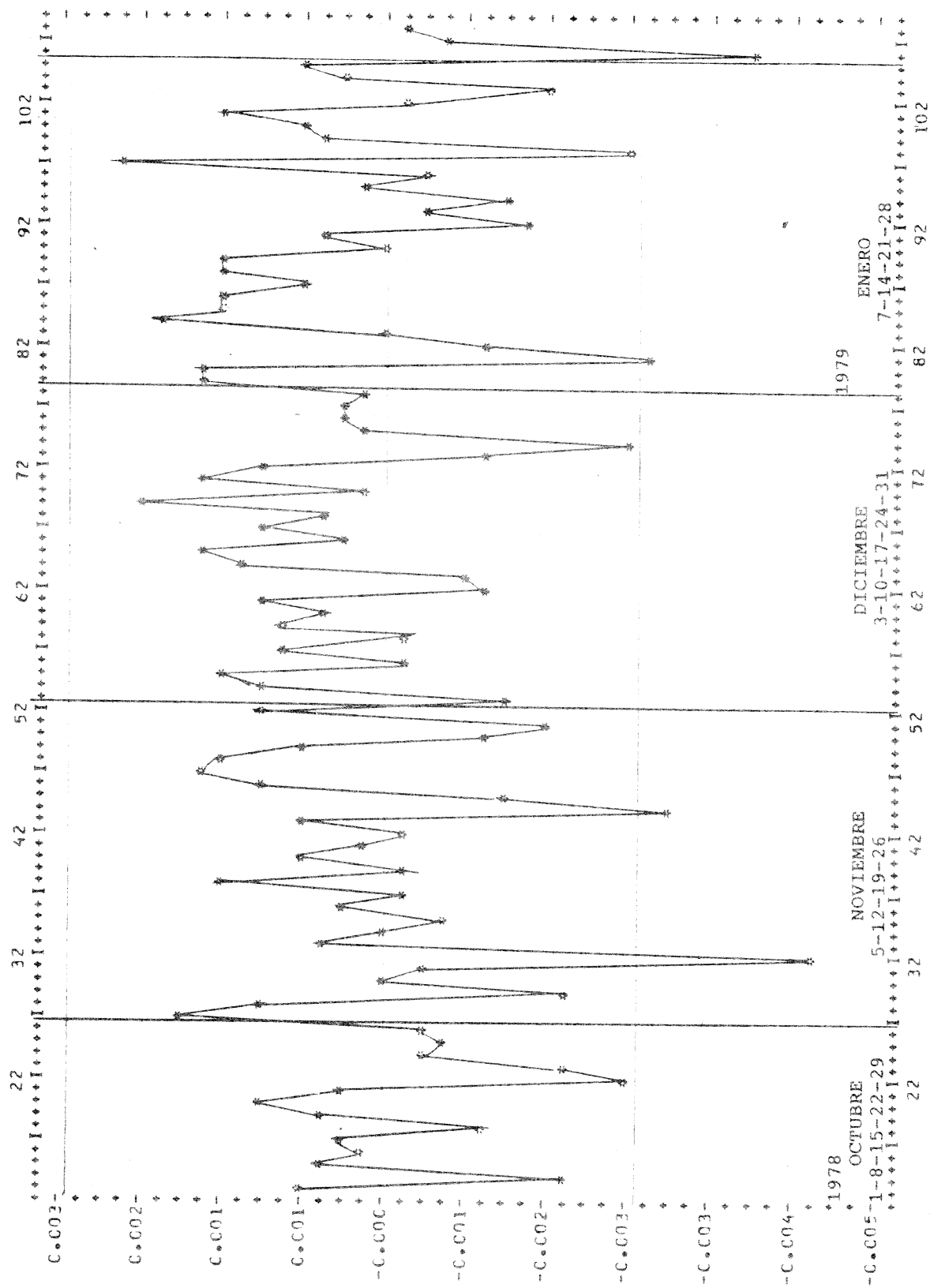
$$\chi^2_{49} = 23,8 \text{ .}$$

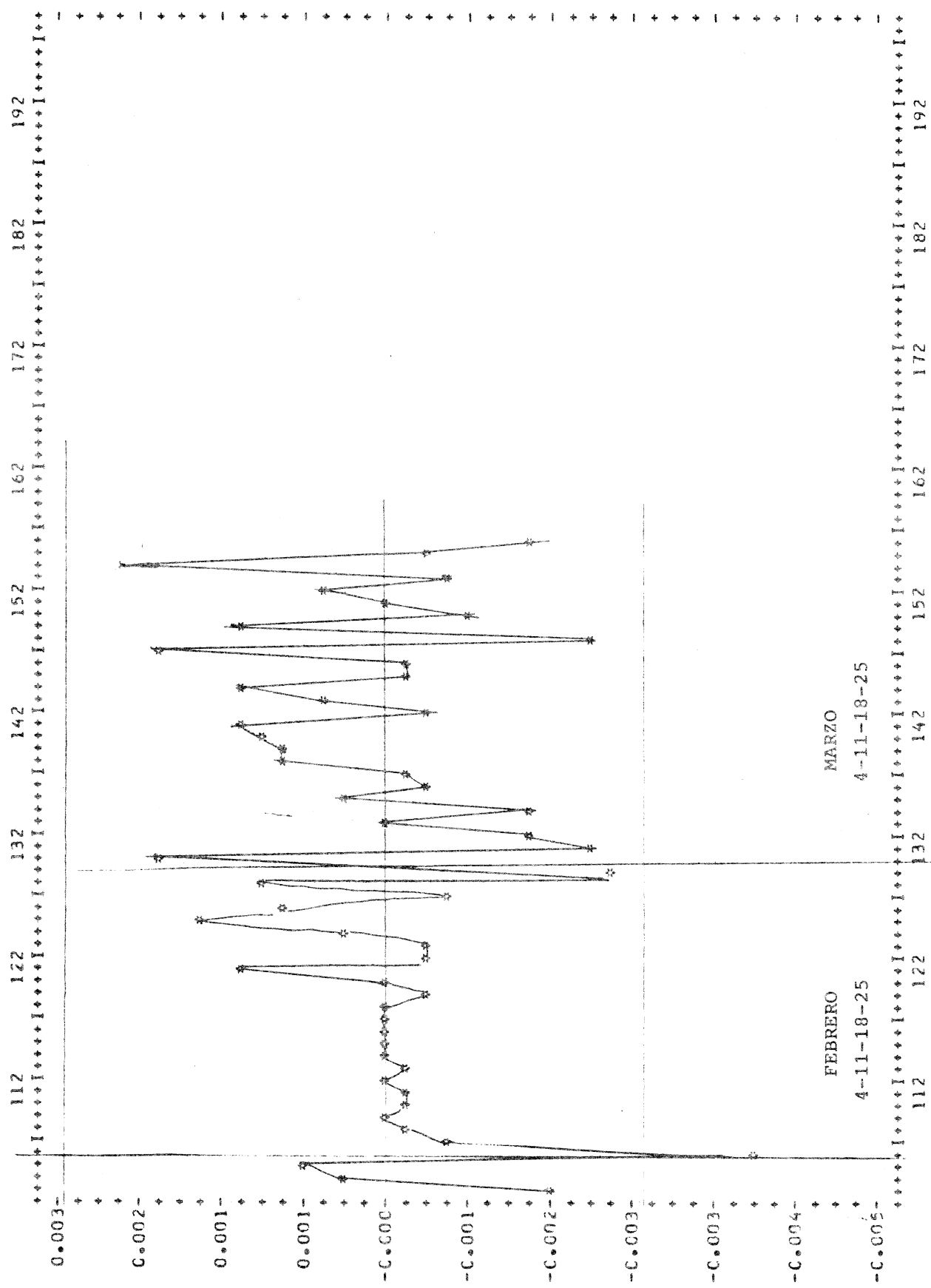
Esta estimación tiene el inconveniente de que obliga a que los residuos de los días 3 a 17 sean cero como se ve en el gráfico 15, pero sirve para darnos el perfil general de los efectos de las huelgas. Este perfil se representa en el gráfico 16.

En él se ve que la huelga del día 3 tiene efecto en la observación del día 5 pero a partir del día 6 este efecto desaparece. Las huelgas de los días 7 y 8 se reflejan en la observación del día 9 y las de los días 12 a 14 en la del día 15. Durante los días 16 y 17 se corrige un porcentaje alto de los efectos acumulados y a partir de ese día la corrección diaria es de 1,9 miles de millones, es decir, 0,036 % aproximadamente.

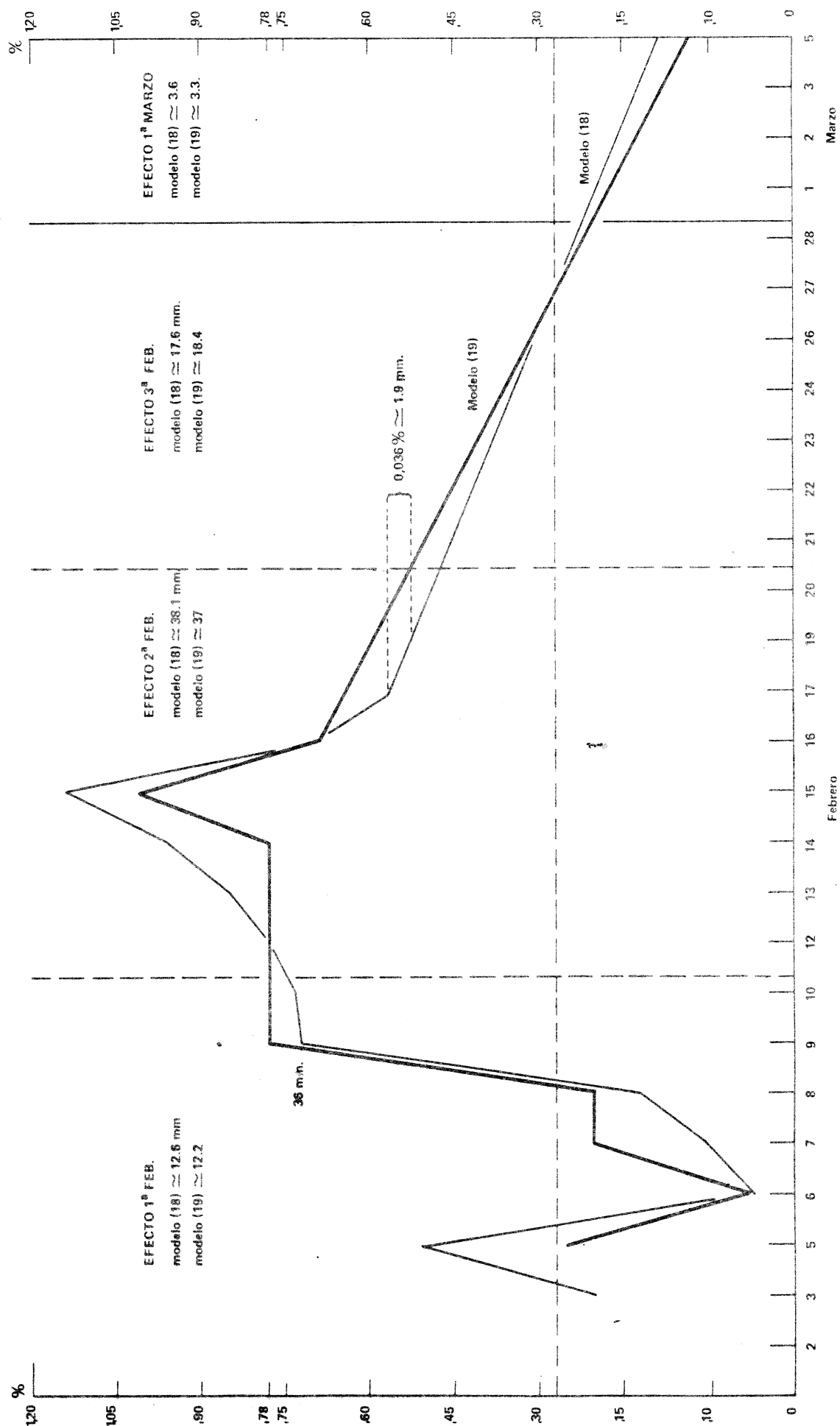
A la vista de estos resultados se propuso modelar los efectos ascendentes de la huelga con dos variables artificiales SS5FEB y SS9FEB que toman el valor unidad durante los días 5 y 9 de febrero, respectivamente, hasta el seis de marzo y cero en el resto de la muestra. Los efectos descendentes con la variable DSY mencionada anteriormente y se permiten unos efectos transitorios con las variables D6FEB y D15FEB que toman el valor unidad en los días 6 y 15 de febrero, respectivamente, y cero en el resto. Los resultados obtenidos con esta estimación fueron:

RESIDUOS DE (18)





PERFIL DEL EFECTO DE LAS HUELGAS



$$\begin{aligned}
\ln \text{DB78-79}_t = & (0,0009 \pm 0,0006 + 0,0031L \pm 0,0008 + 0,0066L^2 \pm 0,0009 + 0,0190L^3 \pm 0,0009) \text{DFIN} + \\
& + \frac{0,0117 \pm 0,001}{1-0,54L \pm 0,06} \text{DPRIPO} + 0,0011 \pm 0,0002 \text{DDIC} + (0,0010 \pm 0,0014 + 0,0040L \pm 0,0021 + 0,0115L^2 \pm 0,0024 + \\
& + 0,0266L^3 \pm 0,0025) \text{DFINDIC} + \frac{0,0415 \pm 0,003}{1-0,85L \pm 0,02} \text{DPRIPOEN} + 0,0029 \pm 0,0014 \text{SS5FEB} - \\
& - 0,0028 \pm 0,0010 \text{D6FEB} + 0,0060 \pm 0,0013 \text{SS9FEB} + 0,0027 \pm 0,0009 \text{D15FEB} - 0,023 \pm 0,006 \text{DSY} + \\
& + (1-0,03L \pm 0,09 + 0,39L^2 \pm 0,09)^{-1} \Delta^{-1} \Delta_6^{-1} (1-0,87L^6 \pm 0,05) a_t \quad (19)
\end{aligned}$$

Ganancia DFIN = 0,030 ($\pm 0,003$)

Ganancia DPRIPO = 0,026 ($\pm 0,005$)

Ganancia DFINDIC = 0,043 ($\pm 0,007$)

Ganancia DPRIPOEN = 0,270 ($\pm 0,0052$)

Muestra utilizada: 1-Octubre-1978 a 31-Marzo 1979

$\sigma_a = 0,001397$

$\chi^2_{49} = 33.5$

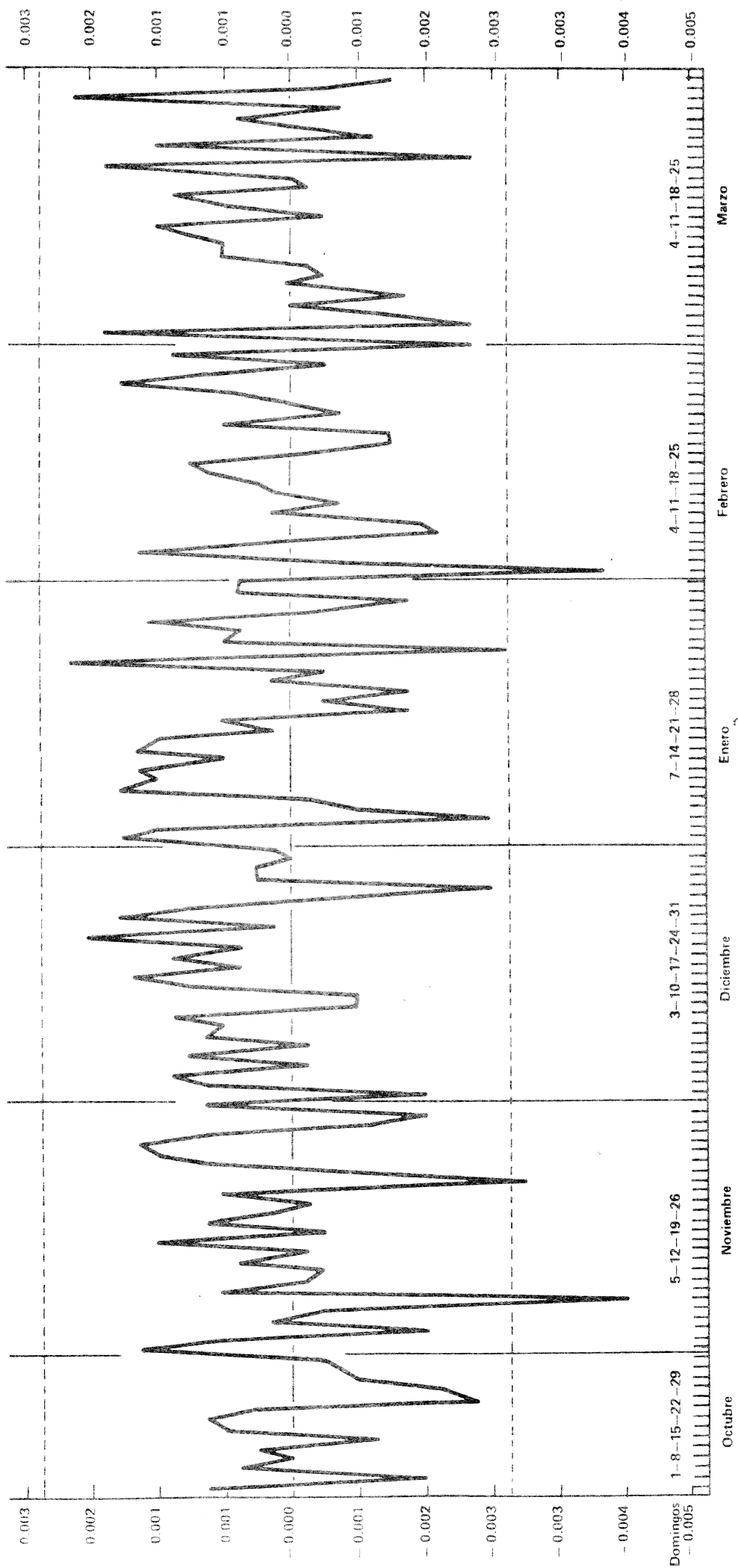
Los residuos de (19) se dan en el gráfico 17.

Si comparamos la varianza residual de (19) con la de un modelo que omita las variables referentes a las huelgas (*) la reducción de varianza de (19) respecto a este último es del 30 %. Es decir, la modelación de la huelga mejora el ajuste considerablemente. El correlograma de los

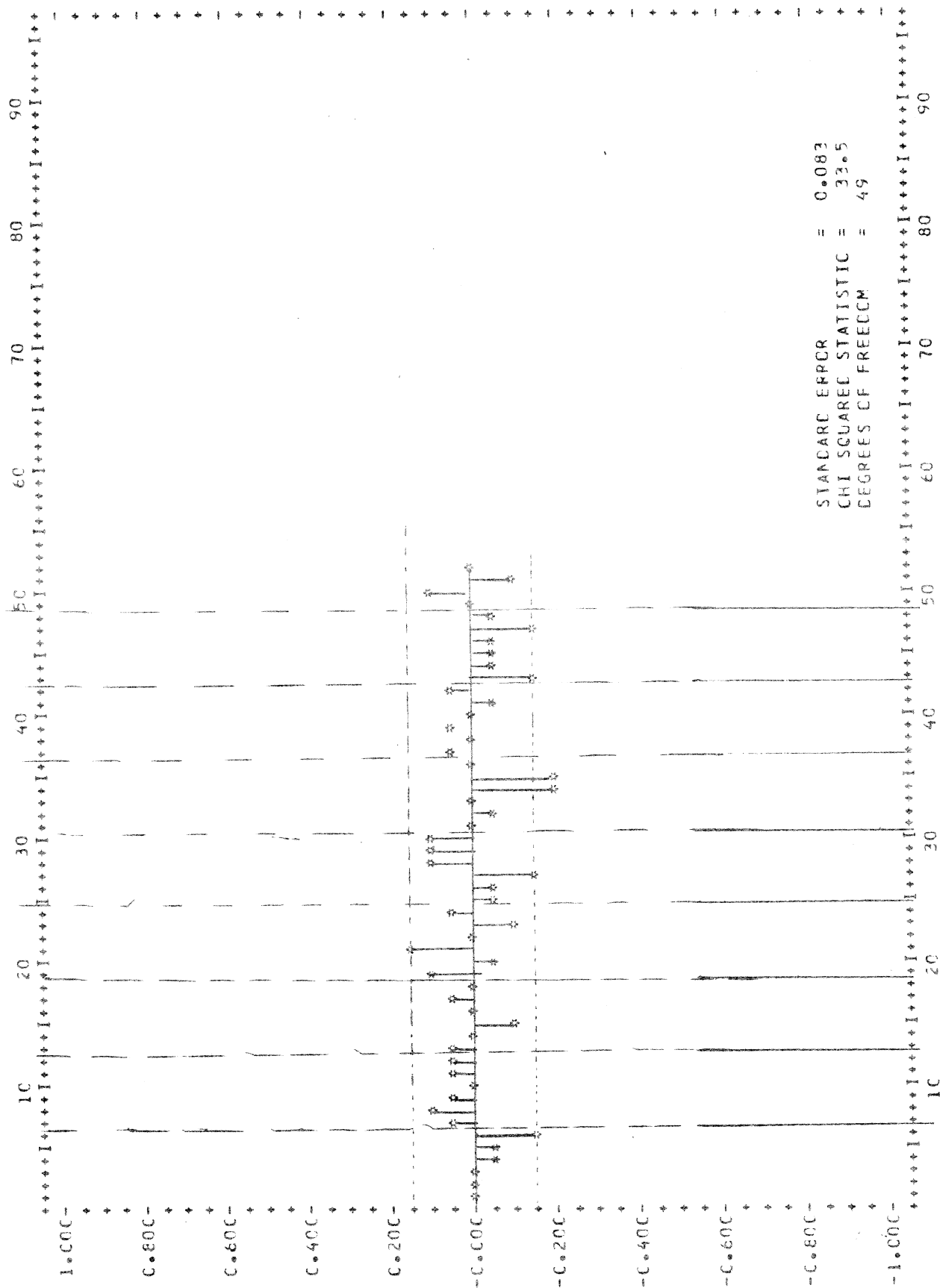
(*) Es decir, un modelo como (7) pero sustituyendo el operador $(1-\theta_1L)$ por un autorregresivo de 2° orden.

GRAFICO 17.

RESIDUOS DE (19)



CORRELOGRAMA DE LOS RESIDUOS DE (19)



resíduos de (19) se da en el gráfico 18. En él se observan varios valores significativos. De entre ellos el más preocupante es el correspondiente al retardo 6. A la vista del gráfico 18 y a la del correlograma parcial parece que puede introducirse un factor $(1-\phi L^6)^{-1}$ en el término residual de (19). Si así lo hacemos dicho factor es significativo pero su influencia sobre la estimación de los efectos de las huelgas es prácticamente nula, por lo que continuaremos nuestro análisis en base al modelo (19). El perfil de los efectos de las huelgas estimados con (19) se da también en el gráfico (16), donde se observa que los efectos en las medias decenales son muy similares a las del modelo (18).

Con (19) hemos obtenido un perfil de los efectos de las huelgas que parece aceptable, pero hay todavía un aspecto de esta estimación que puede ser preocupante. En efecto, en el examen del gráfico 1 se ve que el período octubre 1978 a marzo 1979 es una de las partes de la muestra total en las que la tendencia es más fuerte. Como consecuencia de ello es de esperar que los efectos estimados de la huelga con dicha muestra estén sesgados a la baja. En este sentido sería conveniente reestimar dichos efectos con una muestra de varios años. Como mencionamos al principio de este trabajo esa tarea con datos diarios es bastante compleja por lo que hemos optado por utilizar para ello un modelo decenal con un período muestral desde 1973. A la variable decenal la denominaremos DDB.

Con este proceder pretendemos que la mejor forma de captar el perfil de los efectos de las huelgas es con los datos diarios, pero para reducir el problema a la mayor sencillez posible hemos trabajado con una muestra de seis meses. Esto puede haber introducido un sesgo importante en la escala del mencionado perfil y para paliar tal inconveniente

niente proponemos reestimar los efectos de la huelga con un modelo decenal, que abarque varios años. El modelo decenal utilizado es el que se propone en Espasa (1979), es decir:

$$\ln DDB_t = (\omega_{10} - \omega_{11}L) \frac{D3MAR76}{1-L} + \omega_{20} \frac{D3OCT77}{1-L} + \\ + \Delta_1^{-1} \Delta_{36}^{-1} (1 - \phi L^{36})^{-1} (1 - \theta L^{36}) a_t, \quad (20)$$

donde D3MAR76 y D3OCT77 son dos variables artificiales con el valor unidad en las decenas tercera de marzo de 1976 y tercera de octubre de 1977, respectivamente, y cero en el resto de la muestra. Estas variables se introducen para captar dos escalones a la baja que registra la serie DDB.

Para estudiar los efectos de las huelgas, a través de el modelo decenal hemos construido una variable artificial, DHG, que toma siempre el valor cero excepto en las decenas de febrero y la primera decena de marzo de 1979, en las que toma el valor del efecto estimado en (19) de las huelgas en dichas decenas, puesto en tanto por uno. Es decir, los valores distintos de cero de dicha variable son:

$$\begin{aligned} 1^a \text{ febrero } 1979 &= 0,0024 \\ 2^a \text{ febrero } 1979 &= 0,0073 \\ 3^a \text{ febrero } 1979 &= 0,0036 \\ 1^a \text{ marzo } 1979 &= 0,0007. \end{aligned}$$

Si el perfil de la huelga estimado con el modelo diario es correcto la introducción de DHG en el modelo decenal dará una estimación más correcta que cualquier otra alternativa de modelar la huelga en el modelo decenal. Si

como esperamos, el modelo diario infraestima los efectos de la huelga, el coeficiente estimado de DHG en el modelo decenal será mayor que uno.

Los modelos decenales que se consideraron fueron:

I) El modelo (20)

y tres modificaciones de éste consistentes en añadir una de las siguientes variables explicativas, con sus consiguientes filtros:

$$\text{II)} \quad \frac{(\omega_{30} - \omega_{31}L)}{1 - \delta_{31}L} \quad D1FEB79$$

$$\text{III)} \quad \omega_X \text{ DXY} \quad Y$$

$$\text{IV)} \quad \omega_H \text{ DHG} \quad ,$$

donde D1FEB79 es una variable artificial con el valor cero a lo largo de toda la muestra excepto en la primera decena de febrero de 1979 que toma el valor unidad; DXY es la versión decenal de DSX y DSY con la restricción de que siete veces el coeficiente de la primera iguale a 19 veces el coeficiente de la segunda.

Tenemos pues que I) no tiene en cuenta los efectos de la huelga; en II) se deja que sean los datos quienes estimen las anomalías de las primeras decenas de febrero (coeficientes ω_{30} y ω_{31}) así como la tasa exponencial a la que dichos efectos decaen (coeficiente δ_{31}); en III) se pretende estimar los efectos de las huelgas bajo la hipótesis de que cada día de huelga tiene un mismo efecto y que en cada día de trabajo corrige una cantidad fija de las distorsiones acumuladas; por último en IV) se pretende modelar los

efectos de las huelgas con una variable DHG que contiene el perfil de dichos efectos según se estimaron con el modelo diario.

Un resumen de los resultados obtenidos con estos cuatro modelos se da en el cuadro VIII. El modelo con menor varianza residual es II) pero el valor obtenido para δ_{31} carece de sentido, pues extiende excesivamente en el tiempo los efectos de la huelga. Lo que ocurre con este modelo es que al haberse registrado en febrero y marzo, además de los efectos de las huelgas, una aceleración en la evolución de los depósitos de la banca el modelo minimiza la varianza residual eliminando, en lo posible, dicha aceleración de los residuos. Es decir, en II) se pretende modelar los efectos de la huelga sin ninguna hipótesis a priori sobre los mismos, pero como éstas han coincidido con un período de aceleración de la serie, la estimación que se obtiene de dichos efectos carece de sentido y debe rechazarse. En III los residuos muestran un valor atípico (es decir superior a $2\sigma_a$) en la primera decena de febrero de 1979, indicando que quizás la modelación de la huelga en dicho modelo no es totalmente correcta. Por otra parte la varianza residual de IV) es menor que la de III). Todo esto nos lleva a elegir a IV) como modelo para captar las anomalías de las huelgas de febrero.

Los residuos de IV se dan en el gráfico 19 y su correlograma en el gráfico 20. Los residuos atípicos de IV se comentan en Espasa (1979).

Según la estimación de IV los efectos de las huelgas obtenidos en el modelo diario tenían un perfil adecuado pues no hay motivos para rechazar IV en favor de los

Modelo	Parámetros específicos del modelo	ϕ	θ	σ_a	χ^2_{37}	Observaciones
I	--	-0,29 (+0,10)	0,60 (+0,11)	0,002962	35,7	Resíduos atípicos en la 1 ^a -Feb-79 (+2,8 σ_a) y 2 ^a -Feb-79 (+3,3 σ_a)
II	$\omega_{03}=0,0083$ (+0,0028) $\omega_{31}=-0,0102$ (+0,0028) $\delta_{31}=0,95$ (+0,08)	-0,26 (+0,09)	0,63 (+0,10)	0,002783	33,9	δ_{31} indica que en 1 ^a -Mayo-79 los efectos perturbadores eran del 1,1 %
III	$\omega_x=0,096$ (+0,028)	-0,26 (+0,09)	0,63 (+0,10)	0,002856	35,1	Resíduo atípico en la 1 ^a -Feb-79 (+2,4 σ_a). Efecto de las huelgas en la media de febrero 26,7 m.m.
IV	$\omega_H=1,47$ (+0,39)	-0,26 (+0,09)	0,63 (+0,10)	0,002834	35,8	No hay residuos atípicos en 1979. Efecto de las huelgas en la media de febrero 32,7 m.m.

RESIDUOS DE (IV)

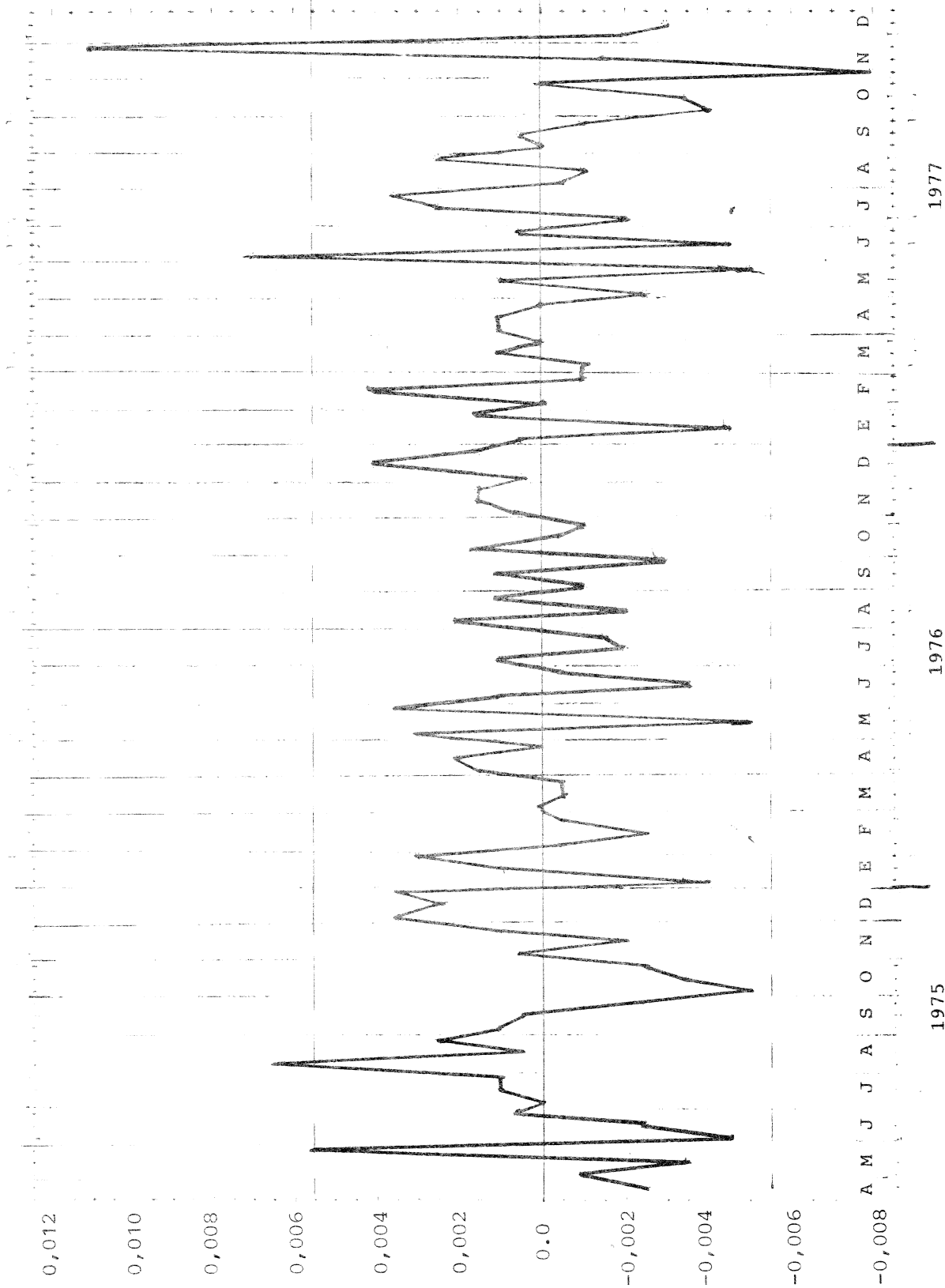
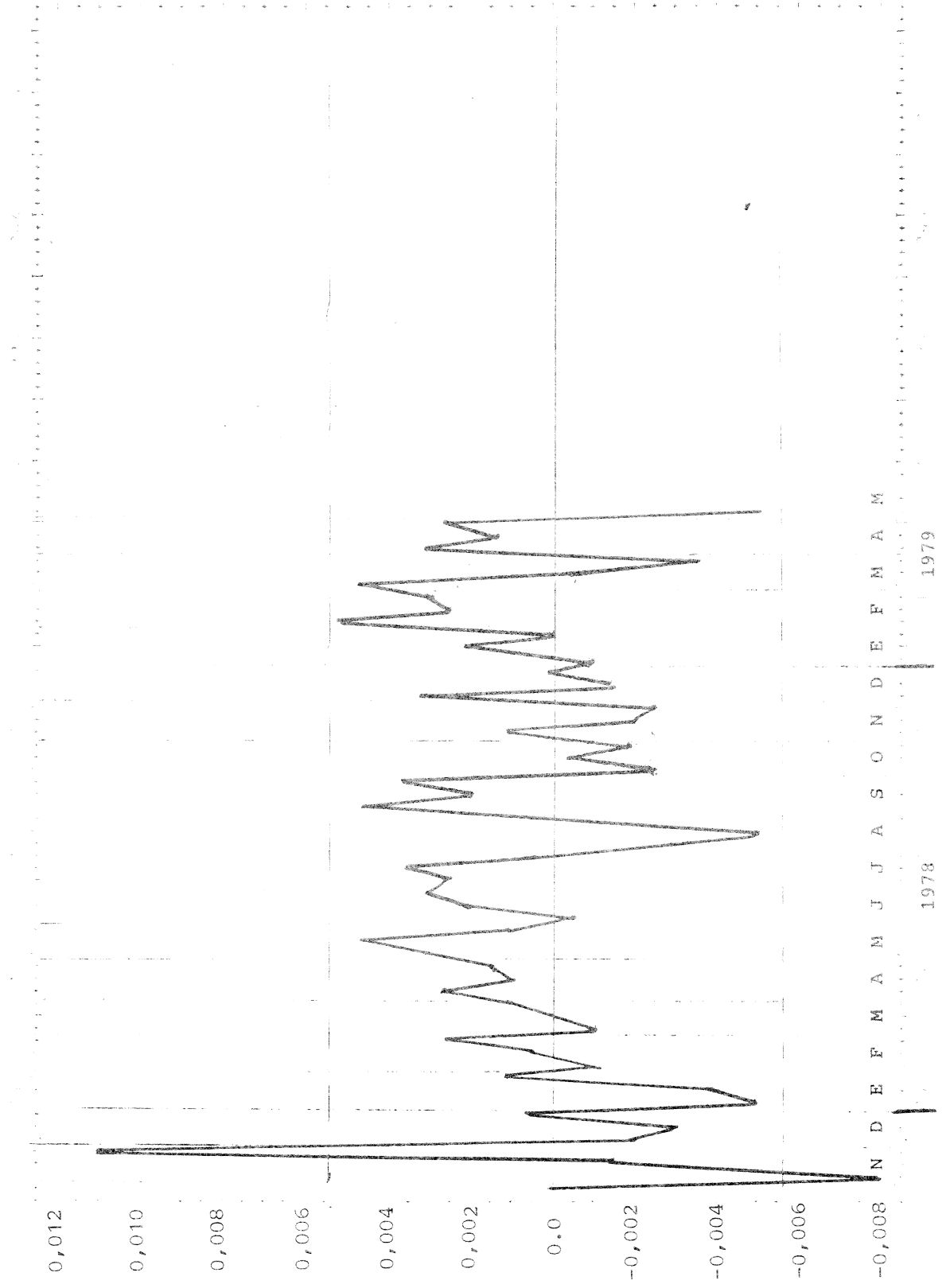
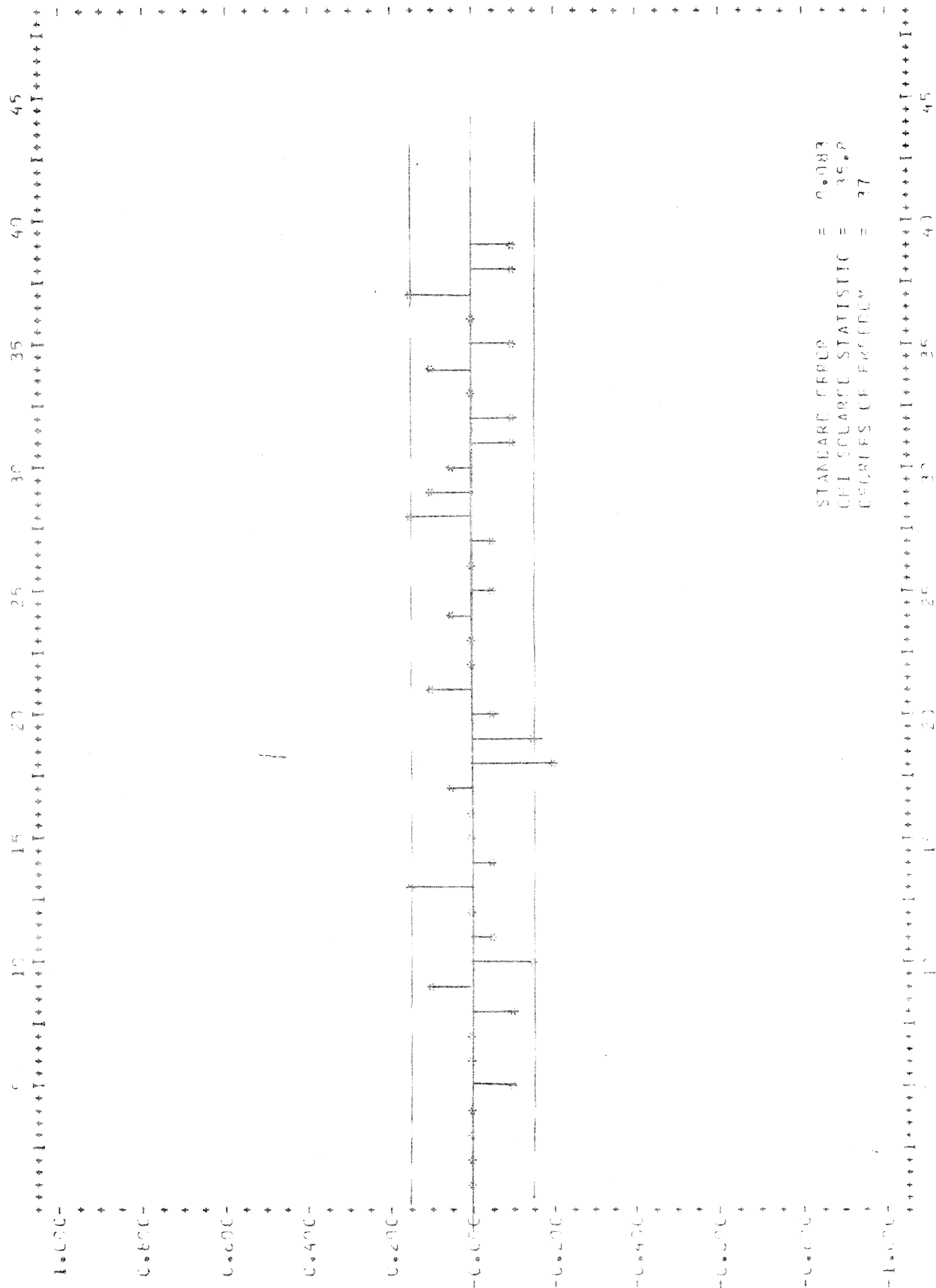


GRAFICO 19 (Continuación)



CORRELOGRAMA RESIDUOS DE (4)



modelos alternativos estudiados (II y III), pero la escala parece que era incorrecta pues el valor estimado de ω_H se aleja en un 47 % de la unidad. Es decir los efectos mencionados en el gráfico 16 necesitan aumentarse en un 47 %. Con ello la estimación definitiva de los efectos decenales de las huelgas se dan en el cuadro IX.

CUADRO IX

EFFECTOS (ESTIMADOS) DE LAS HUELGAS DE FEBRERO EN
LAS MEDIAS DECENALES DE LOS DEPOSITOS EN LA BANCA

	Miles de millones
1 ^a decena de febrero	17,9
2 ^a decena de febrero	54,4
3 ^a decena de febrero	27,0
MEDIA MENSUAL DE FEBRERO	<u>32,7</u>
1 ^a decena de marzo	4,9
MEDIA MENSUAL DE MARZO	<u>1,8</u>

REFERENCIAS

- BOX, G.E.P. y G.C. TIAO, 1975, "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems", J. Amer. Statist. Assoc., 70 (349), pp. 70-79.
- ESPASA, A, 1979, "Within month predictions for the components of M3", ponencia presentada a la VIth International Conference of Applied Econometrics, febrero, 1979. Roma.