

7902

COMPORTAMIENTO DEL PUBLICO ANTE EL EFECTIVO

Ricardo Sanz

I.- HIPOTESIS DEL COMPORTAMIENTO DEL PUBLICO

Para estudiar la evolución del Efectivo en manos del público, un punto de partida que parece razonable es la hipótesis de que la cantidad de efectivo mantenida por el público en cada momento obedece fundamentalmente a la necesidad de realizar las transacciones corrientes, en las que el dinero efectivo tiene un carácter instrumental necesario y prácticamente insustituible en el corto plazo. Para estas transacciones, la utilización de otros medios de pago, como talones de cuentas bancarias o tarjetas de crédito, que comienzan a usarse en nuestro país, tienen todavía un carácter muy marginal, si bien su desarrollo está llamado a intensificarse en el futuro.

Mantener dinero bajo la forma de efectivo comporta ciertos riesgos: pérdida, hurto, etc. Al mismo tiempo, supone la renuncia al rendimiento asociado a su colocación en un depósito bancario. Por esta doble razón, sin necesidad de atribuir al consumidor medio un comportamiento totalmente racional o una extraordinaria aptitud maximizadora ante su dinero, puede defenderse que éste tiende a no retener una cantidad de efectivo que le parezca excesiva con respecto a sus necesidades más o menos inmediatas. Los conceptos de "cantidades excesivas" o "necesidades" son totalmente subjetivos y de difícil cuantificación, pero resultan suficientes para apoyar la hipótesis de partida. Esta hipótesis va acompañada del supuesto de que el coste de oportunidad derivado de mantener efectivo a costa de un depósito bancario es constante a lo largo del tiempo. Este supuesto se basa en el hecho de que los depósitos que podrían ser una alternativa real al efectivo son solamente los depósitos a la vista y, marginalmente,

de ahorro, pero no a plazo, y en los primeros el tipo de interés es bajo y prácticamente constante en un período de diez o doce años, que cubren los datos disponibles que se utilizarán en este trabajo.

Un modo de aproximar las necesidades de efectivo en un período dado consistiría en partir de las transacciones realizadas, en términos reales, y de un indicador del nivel de precios existente en dicho período.

La primera de estas dos variables podría a su vez aproximarse por el consumo privado total, tomado de la Contabilidad Nacional. Esto haría necesaria la utilización de datos anuales, ya que no existe una Contabilidad Nacional trimestral (*), lo que no resulta conveniente desde un doble punto de vista: en primer lugar, porque las variables económicas presentan generalmente variaciones intraanuales importantes que con frecuencia desvirtúan el significado de los datos medios anuales; y, por otra parte, desde el punto de vista de la estimación de las relaciones entre variables, el uso de datos anuales presenta un fuerte problema de falta de grados de libertad. Por esta doble razón, con vistas a la utilización de datos trimestrales, en lugar del consumo privado, podría tomarse el Producto Interior Bruto trimestral en términos reales (**), como un indicador de actividad, que debe recoger la idea inicial de "transacciones" para las que ha sido necesaria la retención de efectivo. Es obvio que esta magnitud recoge también una parte de actividad que no requiere efectivo para su instrumentación, por lo que hay que preguntarse en qué medida puede aproximar suficientemente el concepto inicial, no observable.

(*) Para los años 1962-1972, existe una trimestralización de la Contabilidad Nacional, realizada por el Servicio de Estudios del Banco de España: Una estimación de la Contabilidad Nacional Trimestral de España, 1962-1972, Banco de España. Madrid, 1975.

(**) La serie trimestral del PIB procede de distintos trabajos efectuados en este Servicio de Estudios por Julio Rodríguez. Véase, por ejemplo, el documento interno ES/1978/5, El PIB trimestral 1958-1976. Comentario a la metodología.

En general, de 1968 a 1974, el consumo privado ha crecido a un ritmo relativamente paralelo al del PIB, del que supone aproximadamente dos tercios. En el cuadro 1 se presentan las tasas de variación interanuales de distintos agregados, calculadas sobre cifras medias anuales: Producto Interior Bruto, Consumo Privado, Coste de Vida General y Efectivo en Manos del Público. Nos limitaremos por el momento, a los dos primeros. Puede verse que, después de 1974, el comportamiento de ambas series es distinto, especialmente en los dos últimos años, en que, como es sabido, el crecimiento del PIB se apoyó más en un sector exterior expansivo que en la demanda interna, hecho que recoge parcialmente el estancamiento relativo de las tasas de variación del consumo privado. Parece fuera de duda que, desde un punto de vista conceptual, el consumo hubiera aproximado mejor que el PIB la noción de transacciones instrumentadas mediante efectivo, por lo que hay que concluir que, en los últimos años, el PIB no es un buen indicador de la noción de actividad que es relevante desde el punto de vista del objeto de este estudio. Con todo, dado que es la única magnitud de que se dispone trimestralmente, se incluyó en alguna de las relaciones estimadas y que se comentan más adelante.

La segunda variable susceptible de explicar las necesidades de efectivo decíamos que era un indicador del nivel de precios. Un candidato obvio para ello es el Índice General del coste de la vida, actualmente llamado Índice de Precios de Consumo.

Las tres variables citadas, Efectivo en manos del público (EMP), Producto interior bruto (PIB), e Índice del coste de la vida (CV), aparecen representadas en el gráfico 1. Para hacer comparables las distintas medidas de las variables, se han construido índices trimestrales tomando como base la media anual de 1976. Las series utiliza

CUADRO 1

TASAS DE VARIACION INTERANUALES DE ALGUNOS AGREGADOS

(Calculadas sobre cifras medias de cada año)

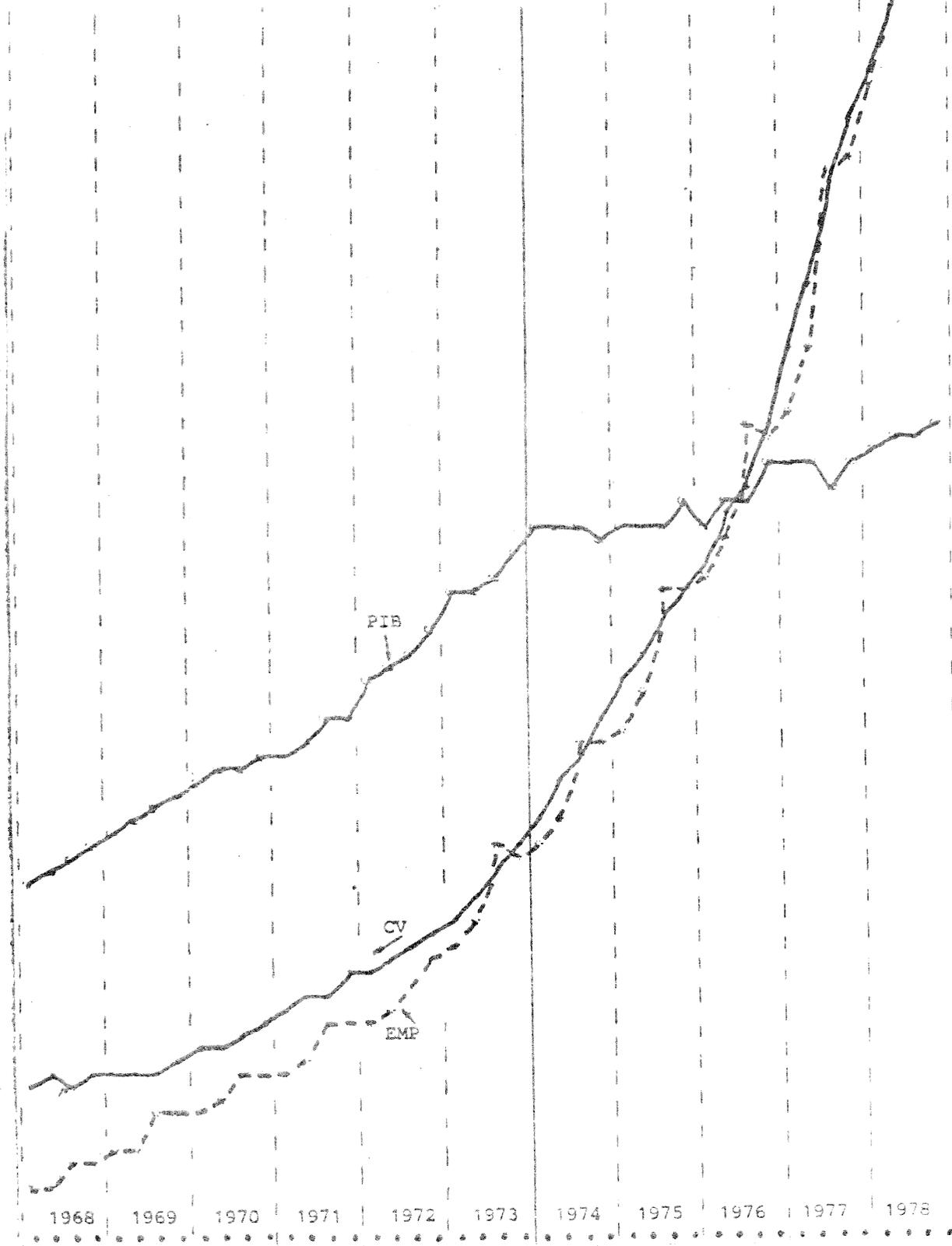
Año	PIB en términos reales	Consumo privado en términos reales	Indice del Coste de la Vida	Efectivo en manos del público
1968	5,8	4,2	4,8	9,2
1969	7,0	7,0	2,2	11,3
1970	5,7	3,9	5,6	8,9
1971	5,2	4,5	8,3	9,4
1972	8,5	8,6	8,3	12,0
1973	8,8	7,6	11,4	16,0
1974	5,2	5,5	15,7	15,0
1975	0,6	1,8	16,9	18,0
1976	2,3	2,8	14,9	16,3
1977	2,5	0,2	24,5	21,4
1978	2,9	0,7	19,7	26,2

das se incluyen como anexo al final de este trabajo. Los datos trimestrales son medias de datos diarios en el caso del efectivo, y medias de los correspondientes datos mensuales en el coste de la vida; para el PIB, proceden de la trimestralización ya citada de las magnitudes anuales.

La posible relación entre EMP y las dos variables "explicativas" PIB y CV presenta importantes modificaciones en el tiempo, como se observa en el citado gráfico 1. En él pueden distinguirse claramente dos subperíodos bien diferenciados: en el primero, que se extendería hasta el inicio de la actual crisis económica, situado aproxima-

INDICES TRIMESTRALES DEL EFECTIVO EN MANOS DEL PUBLICO (EMP)
PRODUCTO INTERIOR BRUTO A PRECIOS CONSTANTES (PIB) E INDICE
DEL COSTE DE LA VIDA (CV)

(Base: ¢ 1976 = 100)



damente al final de 1973, el PIB presenta una evolución sensiblemente paralela a la del EMP. En el segundo subperíodo, iniciado en 1974, el PIB presenta un estancamiento relativo sin ninguna relación aparente con el fuerte crecimiento registrado por el EMP. Recordemos, además, que el consumo privado, que recogería mejor que el PIB el concepto de actividad que tratamos de aproximar aquí, todavía creció más lentamente en los dos últimos años recogidos en el gráfico.

El intenso crecimiento que experimenta EMP en estos años parece totalmente dominado por la evolución de CV, con la notable excepción de 1978, sobre la que volveremos muy pronto. En realidad, todavía dentro del primer subperíodo 1968-1973, ya parece observarse un acercamiento ininterrumpido de la evolución de EMP a la de CV, lo que llevaría a una explicación del incremento sufrido por el efectivo retenido por el público basada exclusivamente en la evolución de los precios: en un período como el actual, caracterizado por unas tasas de inflación excepcionalmente elevadas, el consumidor medio comprueba que las cantidades de efectivo que habitualmente retira de su cuenta bancaria - o la cantidad que retenía en su poder al ingresar parte de sus ingresos en una cuenta - se agota más rápidamente que en el pasado. Esto le lleva, durante un cierto tiempo, a efectuar retiradas de fondos más frecuentes, hasta que el "coste" de la molestia asociada a esa mayor frecuencia le empuja a una disminución de sus desplazamientos al banco y a un aumento de la cantidad media retirada en cada ocasión. Dada la intensidad del crecimiento de los precios, este proceso dominaría totalmente sobre las fluctuaciones del volumen de transacciones reales realizadas por el público.

El proceso descrito supone, implícitamente, una inercia en el comportamiento del público, que tiende a ajustarse con cierto retraso a la nueva situación de precios,

intentando conservar en su poder una cantidad variable (creciente) de efectivo, que mantenga sensiblemente constante el poder de compra que representa. Dicho de otro modo, la reacción de EMP ante variaciones de CV debe ser esencialmente dinámica, con efectos prologados en el tiempo, y su elasticidad a los precios, a largo plazo, sería unitaria.

A esta inercia del comportamiento del público habría que atribuir el fuerte crecimiento de EMP a lo largo de 1978 (véase el cuadro 1): en 1977, la tasa de crecimiento del efectivo, 21,4 %, fue superior en más de cinco puntos a la del año anterior, lo que supone un aumento sin precedentes hasta dicho momento. Sin embargo, resulta claramente inferior a la tasa de crecimiento registrada por los precios, 24,5 %, superior en casi diez puntos porcentuales a la de 1976. En 1978, el efectivo sigue creciendo fuertemente a pesar del relativo amortiguamiento de las tasas de inflación, ya que este comienzo de inflexión a la baja de los precios se reflejaría con retrasos en unos hábitos dominados en los últimos años - y especialmente en el anterior, 1977 - por una fuerte tendencia al alza.

II.- CONTRASTACION EMPIRICA

La hipótesis según la cual el efectivo retenido por el público podría explicarse en función de las transacciones realizadas y la evolución de los precios, ya se vió que podría aproximarse, a efectos de su contrastación empírica, por la estimación de una relación dinámica entre EMP, CV y PIB, si bien esta última variable sólo aproxima de un modo muy imperfecto la variable teórica que podía ser relevante.

Además, el gráfico 1 pone en evidencia que no puede esperarse una medida única y válida para el conjunto de la muestra de la supuesta contribución del PIB a la explicación de la evolución del EMP, ya que existen dos subperíodos, 1968-1973 y 1974-1978, netamente diferenciados desde este punto de vista. Desgraciadamente, el número de grados de libertad con que podrían obtenerse estimaciones en cada una de estas submuestras separadamente es demasiado reducido y quita toda significación a los resultados que se obtendrían. No es sorprendente, pues, que las estimaciones sobre la muestra total, 1968-1978, únicas que resultan factibles - y aún con ciertas reservas (*) - desde un punto de vista estadístico, no conduzcan a resultados significativos.

A título de ejemplo, señalaremos solamente los resultados obtenidos con un modelo de estructura dinámica bastante general, adoptando el enfoque Box-Jenkins, y que incluye lo que en esta metodología se llama una función de transferencia con dos inputs - CV y PIB - y un doble análisis de intervención para tomar en consideración dos momentos de crecimiento anómalo de la serie, ya detectados en un

(*) En los resultados que se comentan más adelante, la diferenciación de las series y la pérdida de datos que originan los modelos estimados, hacen que las estimaciones se efectúen con 26 grados de libertad solamente.

estudio univariante anterior de EMP (*), y que se sitúan en verano de 1977 y principio de 1978, pudiendo atribuirse ambos a intentos de evasión fiscal que comportan un trasvase de fondos de depósitos bancarios a efectivo; dichos momentos, que con datos trimestrales se sitúan en 1977.III y 1978.I, seguían mostrando residuos atípicos en el contexto de función de transferencia propio de este trabajo, evidenciando así la necesidad de los análisis de intervención efectuados.

Dicho modelo toma la forma:

$$EMP_t^* = \frac{\omega_{01}}{1-\delta_{11}L} CV_t^* + \frac{\omega_{02}}{1-\delta_{12}L} PIB_t^* + \omega_{03} D77_t + \omega_{04} D78_t + N_t \quad (1)$$

con

$$\nabla \nabla_4 N_t = \frac{1}{(1-\phi_1 L)(1-\phi_4 L^4)} a_t$$

donde L es un operador retardo, tal que $LX_t = X_{t-1}$ y, en general, $L^j X_t = X_{t-j}$; $\nabla = (1-L)$ y, en general, $\nabla_j = (1-L^j)$; los asteriscos expresan logaritmos de las variables originales; $D77_t$ es una variable "dummy" que toma un valor unitario en el tercer trimestre de 1977 y cero en el resto; $D78$ es una variable análoga para el primer trimestre de 1978, y a_t es un término de error aleatorio, de varianza constante e independientemente distribuido, del que es función el término de error N_t incluido en el modelo (1).

La parametrización que recibe en este modelo la influencia de CV sobre EMP supone que un incremento del uno por ciento en el nivel de precios produce un efecto de ω_{01} por ciento sobre EMP en el mismo trimestre ($\omega_{01} > 0$), y este efecto se prolonga en el tiempo, decayendo exponencial

(*) Véase R. Sanz, "Predicción del efectivo en manos del público. Datos trimestrales", B.E., Documento Interno EC/1979/1.

mente con un factor δ_{11} , ($0 < \delta_{11} < 1$). El efecto total, suma de esta sucesión infinita de efectos parciales decrecientes viene dado por $\omega_{01}/(1-\delta_{11})$, lo que muestra claramente que un valor de δ_{11} próximo a la unidad aumenta la "memoria" de la reacción, prologando su efecto en el tiempo y, en consecuencia, dado ω_0 , aumenta el efecto total. Análogamente se ejerce la influencia del PIB sobre EMP, si bien la dinámica de la reacción será diferente a la anterior ya que, en general, $\delta_{11} \neq \delta_{12}$.

Alternativamente, quizás podría pretenderse que una variación del PIB produce un efecto sobre EMP que se agota rápidamente, ya que un aumento en las transacciones en que se usa efectivo es una variable más conocida y controlada por el público, al contrario de lo que sucede con las variaciones de precios. Esta alternativa puede introducirse con un modelo ligeramente distinto al anterior, y que denominaremos modelo (2), en el que la función $\omega_{02}/(1-\delta_{12}L)$ asociada al PIB puede sustituirse, por ejemplo, por $\omega_{02}-\omega_{12}L$, que supone que una variación del PIB en el trimestre t produce un efecto sobre el efectivo en el mismo trimestre t y en $t+1$ pero no después.

Nos limitaremos a señalar que, en la estimación del modelo (1), y adoptando los criterios de significación habituales - estadísticos $t \geq 2$ - no resultaron estadísticamente significativos el parámetro ω_{01} asociado al CV, ni ninguno de los parámetros ω_{02} y δ_{12} asociados al PIB. De modo similar, en la estimación del modelo (2) no eran significativos los coeficientes ω_{01} , ω_{02} ni ω_{12} .

Estos resultados, que a su vez tienen detrás distintos intentos de modelización previa, en los que no nos hemos detenido aquí, confirman las dificultades ya comentadas que cabía esperar, con lo que no resulta posible obtener una contrastación empírica favorable a la hipótesis de trabajo adoptada al comienzo de este estudio.

En lo que sigue, nos centraremos en la relación entre EMP y CV exclusivamente.

Los intentos realizados con la muestra 1968-1978 no condujeron a ningún resultado satisfactorio, mientras que fué suficiente suprimir las observaciones de 1968 para llegar a estimaciones que pueden considerarse positivas (*). No conociendo ninguna explicación con sentido económico a este hecho, se continuó la vía que ofrecía la serie 1969-1978, con 40 observaciones, a pesar de lo poco satisfactorio que resultan las fuertes diferencias observadas entre los resultados derivados de ambas muestras. El resultado final fué el siguiente:

$$EMP_t^* = \frac{\omega_{01}}{1 - \delta_{11}L} CV_t^* + \omega_{02} D77_t + N_t \quad (3)$$

donde N_t tiene una estructura ARIMA (1,1,0) (0,1,1):

$$\nabla \nabla_4 N_t = \frac{(1 - \theta_4 L^4)}{(1 - \theta_1 L)} a_t$$

En este modelo no aparece $D78_t$, ya que no surge ninguna necesidad de intervención en el primer trimestre de 1978, como veremos al analizar los residuos estimados.

Los resultados de la estimación fueron:

$$\hat{\omega}_{01} = .216 \quad (\pm .095)$$

$$\hat{\omega}_{11} = .782 \quad (\pm .116)$$

$$\hat{\omega}_{02} = .011 \quad (\pm .004)$$

$$\hat{\phi}_1 = .541 \quad (\pm .159)$$

$$\hat{\theta}_4 = .488 \quad (\pm .172)$$

(*) Conviene precisar que la eliminación de 1968 no introduce ninguna diferencia sensible en las estimaciones de los modelos (1) y (2).

$$\text{Box-Pierce } (11) = 4.3$$

$$\sigma_a \times 100 = .816$$

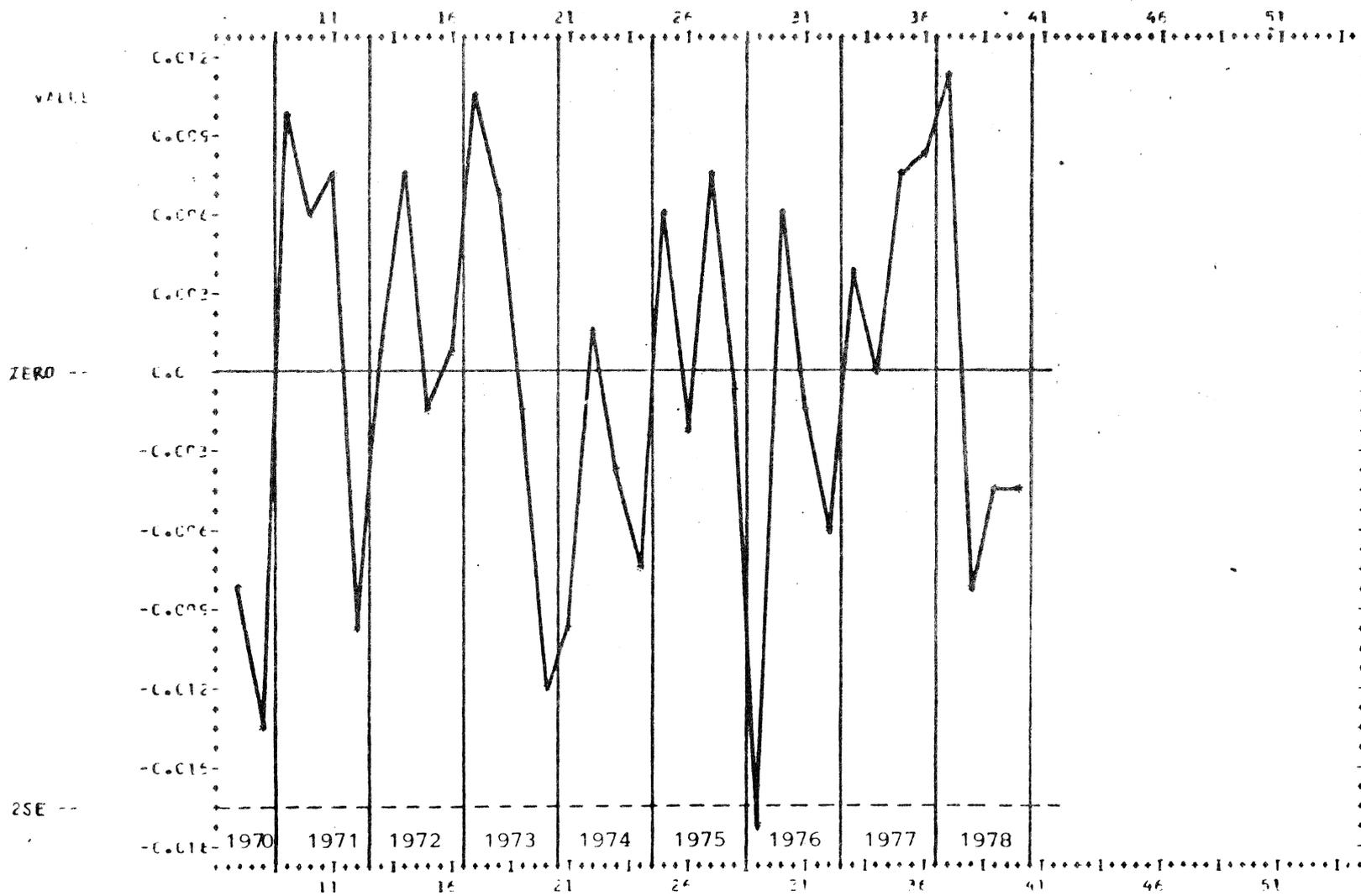
donde las cifras entre paréntesis son las desviaciones típicas de los estimadores respectivos y, en el caso del estadístico de Box-Pierce, los grados de libertad.

Puede verse que todos los coeficientes estimados son estadísticamente significativos, y el error típico del ajuste es .82 %. Los residuos obtenidos y los correlogramas de sus funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial aparecen en los gráficos 2, 3, y 4 y resultan satisfactorios. Puede verse que el residuo correspondiente al primer trimestre de 1978 presenta un valor positivo relativamente alto, aunque dentro de los límites de dos veces la desviación típica estimada. Al intentar efectuar una intervención en dicho momento, no se capta ninguna influencia exógena al modelo (3) que sea estadísticamente significativa. Más adelante, al comentar los modelos estimados en base a datos mensuales, volveremos sobre este problema.

El efecto total que produce una variación de los precios sobre el efectivo se estima en 0.99, lo que supone una fuerte evidencia en favor de la hipótesis de elasticidad unitaria. En base a estos resultados, la inercia en el comportamiento del público sería relativamente fuerte, ya que para producirse el 90 % de ese efecto total es necesario un plazo próximo a los dos años.

Se intentó confirmar estos resultados utilizando datos mensuales para el mismo período 1969-1978, es decir, 120 observaciones. Esto permitiría estimar también, separadamente, los dos subperíodos ya citados y que, en base a los datos trimestrales, parecían sugerir un comportamiento del público diferente. Las series mensuales se presentan en el gráfico 5.

RESIDUOS DEL MODELO (3)



FUNCION DE AUTOCORRELACION DE LOS RESIDUOS DEL MODELO (3)

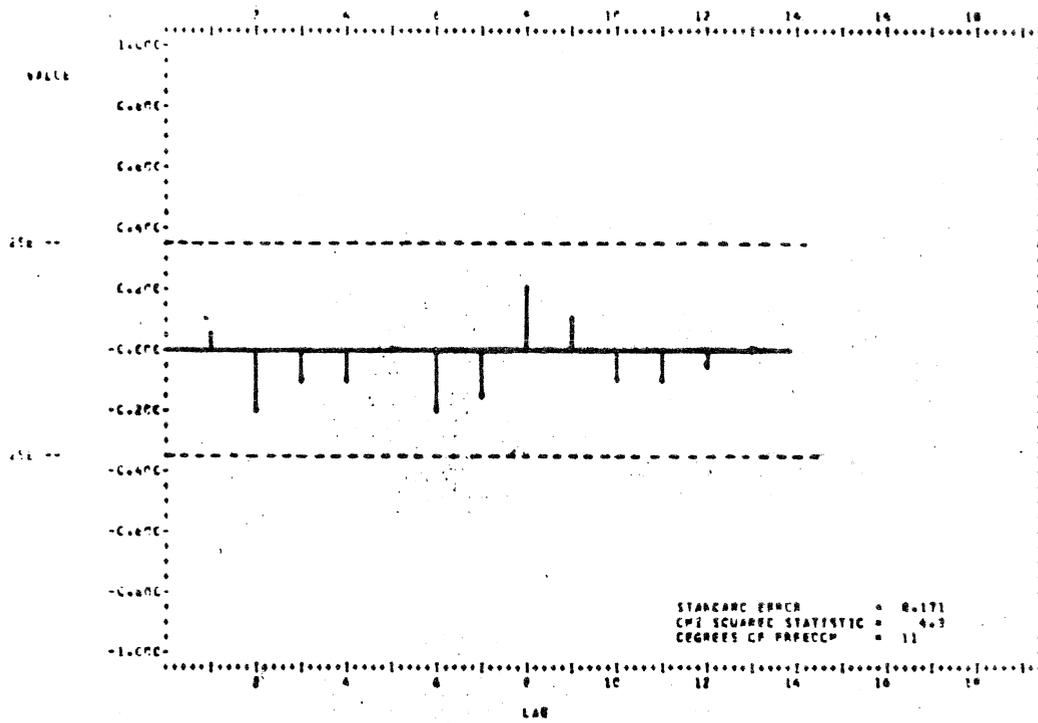


GRAFICO 4

FUNCION DE AUTOCORRELACION PARCIAL DE LOS RESIDUOS DEL MODELO (3)

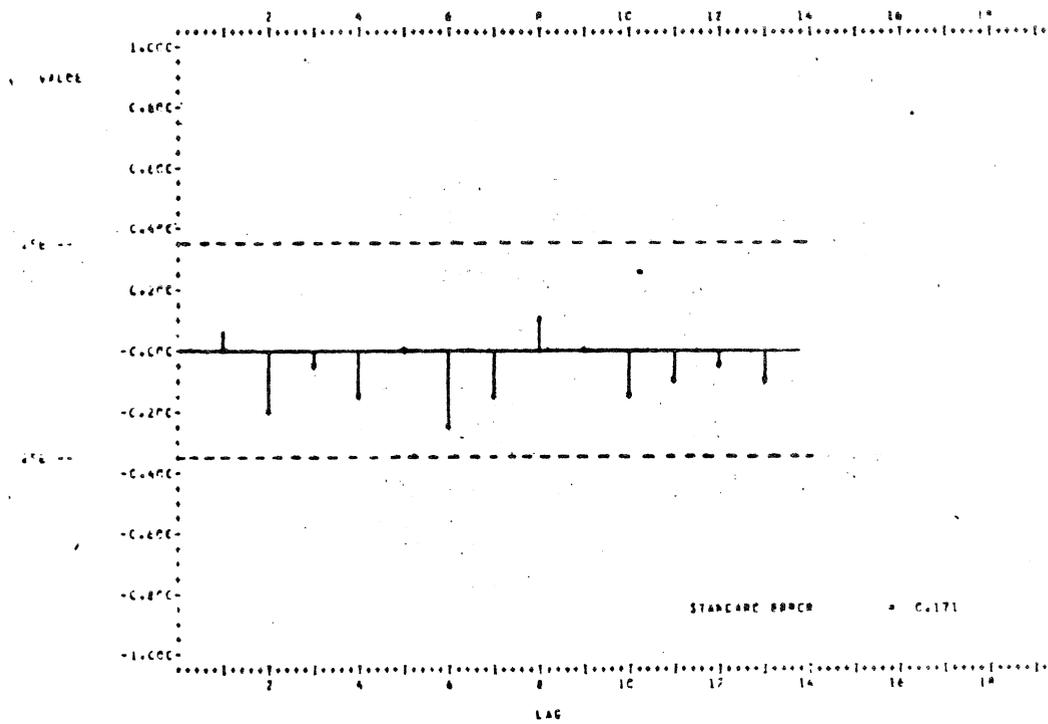
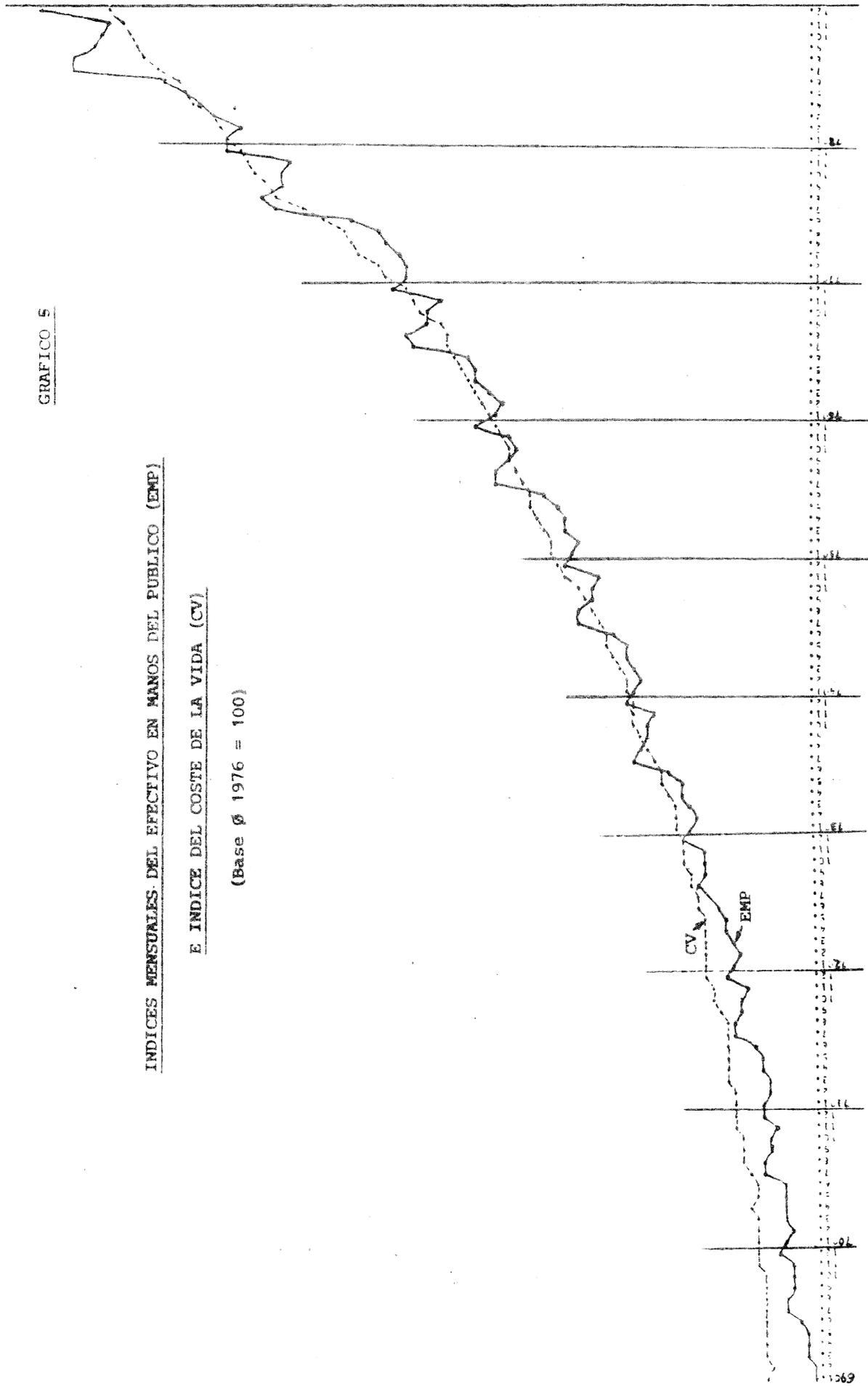


GRAFICO 5

INDICES MENSUALES DEL EFECTIVO EN MANOS DEL PUBLICO (EMP)

E INDICE DEL COSTE DE LA VIDA (CV)

(Base Ø 1976 = 100)



En todos los intentos realizados con la muestra total, con una función de transferencia de la misma forma que la introducida en el modelo trimestral (3), se obtienen coeficientes de correlación excesivamente elevados entre los parámetros $\hat{\omega}_0$ y $\hat{\delta}_1$ asociados a CV_t , y ello a pesar de que todos los coeficientes estimados resultan significativos y el ajuste global muy positivo, llegando a un error típico de .73 % solamente (*). Sin embargo, una alta correlación negativa entre $\hat{\omega}_0$ y $\hat{\delta}_1$ dificulta la estimación de cada uno de estos parámetros y, en consecuencia, del efecto total de CV sobre EMP.

Señalaremos a título de ejemplo, los resultados de la estimación con mejor ajuste global, en donde $\hat{\omega}_0 = .080$ ($\pm .038$) y $\hat{\delta}_1 = .894$ ($\pm .05$), lo que conduce a un efecto total de .75. Pero la correlación entre ambos coeficientes de $-.9$, lo que expresa una dificultad en captar individualmente el valor de ambos parámetros y por consiguiente en estimar adecuadamente el efecto a largo plazo. En consecuencia, no puede atribuirse una significación precisa a los resultados obtenidos.

Si nos reducimos a la primera parte de la muestra, en el subperíodo 1969-1973, no se capta ningún efecto significativo de los precios sobre el efectivo: la parte re

(*) Es interesante destacar que se encontraron muchas dificultades para llegar a una modelización de la función de transferencia a partir de una identificación previa de la relación entre EMP y CV. Cuando se toma el modelo ARIMA previamente estimado para CV y se utiliza como filtro para preblanquear ambas series, las correlaciones cruzadas entre las series así filtradas no presentan ningún valor significativo, ni sugieren ningún tipo de relación entre las series. Por esta razón, en este trabajo, se parte con frecuencia de una estructura determinada a priori, que es contrastada empíricamente junto con la modelización del residuo. Este procedimiento, que necesariamente comporta más riesgos que la sucesión ordenada de identificación y estimación propuesta por Box-Jenkins - y que no resulta operativa aquí - debe ir acompañado de un análisis, si cabe, todavía más cuidadoso del sentido económico de los resultados obtenidos en cada caso. En el apéndice I en este trabajo, se detallan las dificultades de identificación mencionadas.

sidual del modelo, N_t , se muestra suficiente para "explicar" la evolución de EMP, sin que CV añada información que no es té contenida en la propia serie EMP.

En el segundo subperíodo, 1974-1978, en cambio se llega al modelo siguiente:

$$EMP_t^* = \frac{\omega_0}{1-\delta_1 L} CV_t^* + N_t \quad (4)$$

con

$$\nabla \nabla_{12} N_t = (1-\theta_{12} L^{12}) a_t.$$

Este modelo no incluye variables "dummies" para captar los fuertes crecimientos que presenta EMP a mediados de 1977 y principio de 1978 y que, al comentar las estimaciones en base a datos trimestrales, se atribufan a intentos de evasión fiscal por parte del público. La razón de esta omisión es que los respectivos coeficientes estimados, que debían medir la importancia de estas anomalías, no resultan significativamente distintos de cero. En el caso del verano de 1977, ello se debe a que precisamente en los meses de junio, julio y agosto de dicho año, el índice de precios muestra unas tasas de crecimiento excepcionalmente elevadas (*). La coincidencia en el tiempo de ambos fenómenos - que de nigún modo puede atribuirse a una relación causal, con un ajuste instantáneo del efectivo a una elevación de precios excepcional y transitoria - hace que, en la estimación, no resulte significativo el coeficiente de la variable dummy, ya que los precios parecen "explicar" el fuerte incremento que co-

(*) Las tasas intermensuales de variación son : junio, 2,9; julio, 3,3; agosto, 3.2. En el Anexo I puede verse que la modelización univariante del índice del coste de vida conduce a un residuo positivo atípico en junio de 1977 (gráfico A1), mes en que se produce la ruptura al alza de dicha serie.

noce el efectivo en esos momentos (*). En el caso de enero de 1978, veremos que los residuos del modelo presentan un valor positivo elevado en dicho período, pero no lo suficiente para captar un efecto exógeno a los precios y estadísticamente significativo.

Los resultados de la estimación de (4) son los siguientes:

$$\hat{\omega}_0 = .159 \text{ (+ .065)}$$

$$\hat{\delta}_1 = .867 \text{ (+ .081)}$$

$$\hat{\theta}_{12} = .773 \text{ (+ .139)}$$

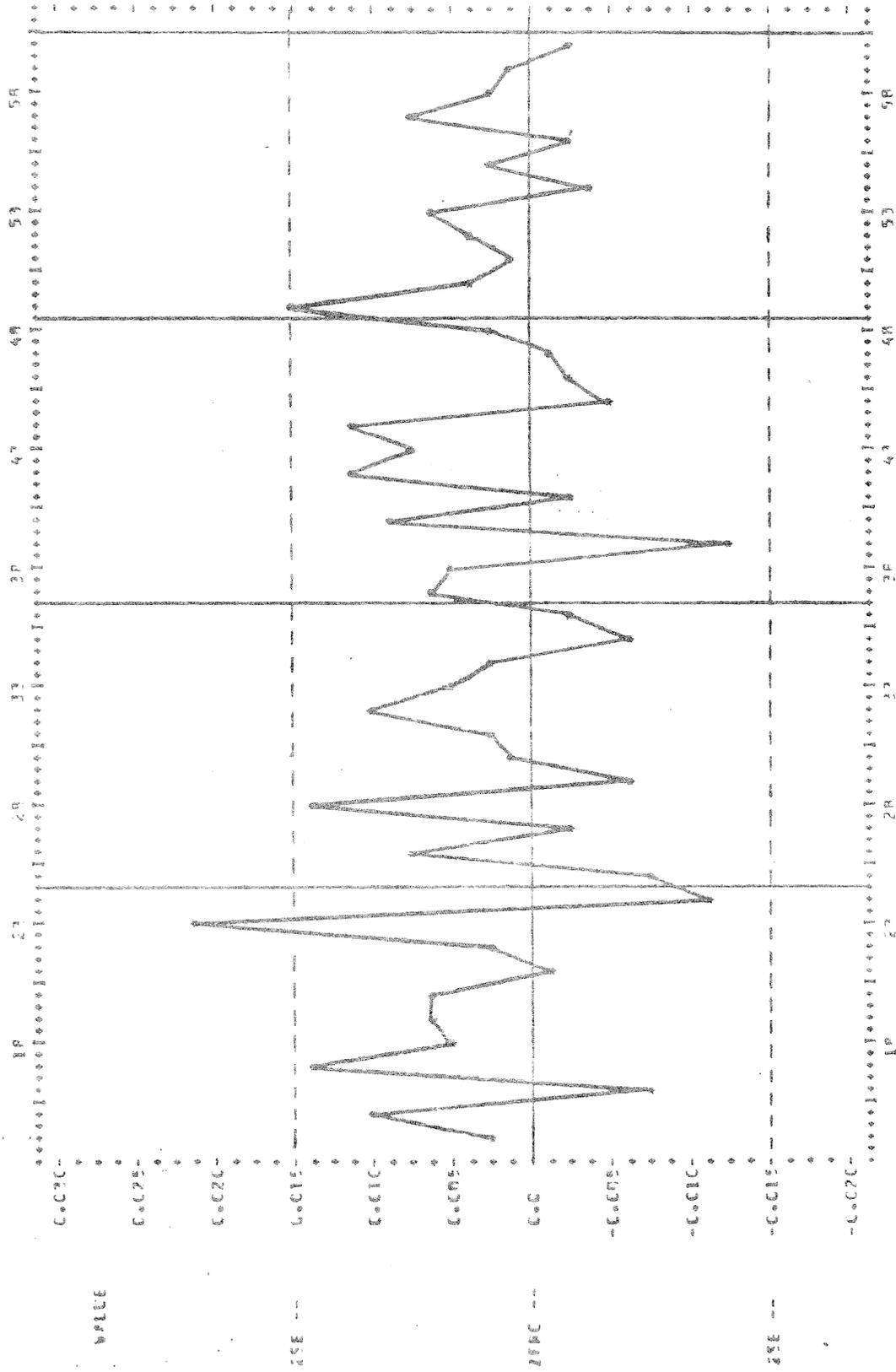
$$\text{Box-Pierce (37)} = 20.3$$

$$\hat{\sigma}_a \times 100 = .776 \%$$

Los residuos estimados y sus correspondientes correlogramas se incluyen en los gráficos 6, 7 y 8 respectivamente. Los residuos resultan aceptables, y la correlación negativa de primer orden que presentan - con un valor de $-.27$ - no se llega a captar con un coeficiente que resulte estadísticamente significativo. Cabe señalar, además, que ninguno de los intentos realizados por eliminar esa posible autocorrelación de primer orden afectaba a los valores estimados de los parámetros asociados a CV por lo que, a los efectos del objetivo de este trabajo, la estimación del modelo (4) puede considerarse aceptable.

(*) Este hecho distorsiona la estimación de la relación entre EMP y CV, al permitir que CV dé cuenta de una variación de EMP que, a priori, pensamos no le corresponde. Para evitar esto, antes de estimar el modelo (4), podría hacerse un análisis de intervención en la serie EMP para conocer qué parte del incremento de EMP en verano de 1977 podía atribuirse a las razones fiscales ya apuntadas. Este incremento ajeno a la influencia de CV podría eliminarse rectificando la serie de EMP antes de estimar el modelo propuesto. Este procedimiento sería aceptable solamente cuando se tuviera una justificada confianza en que la rectificación operada en la serie era la adecuada, y no se ha intentado en este trabajo.

RESIDUOS DEL MODELO (4)



FUNCION DE AUTOCORRELACION DE LOS RESIDUOS DEL MODELO (4)

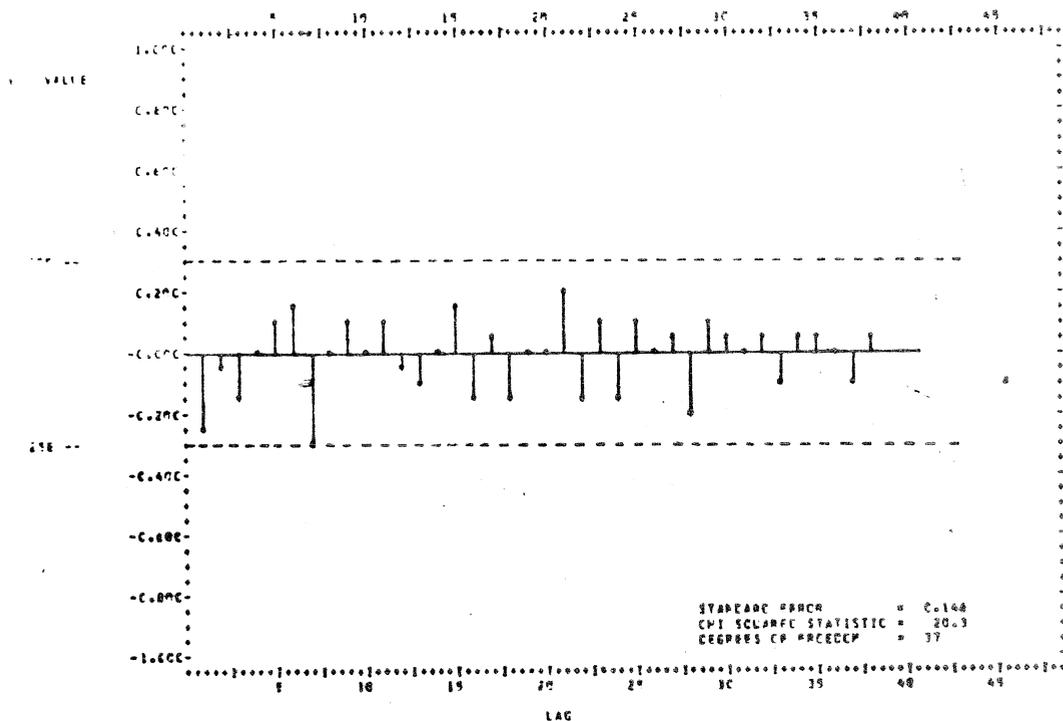
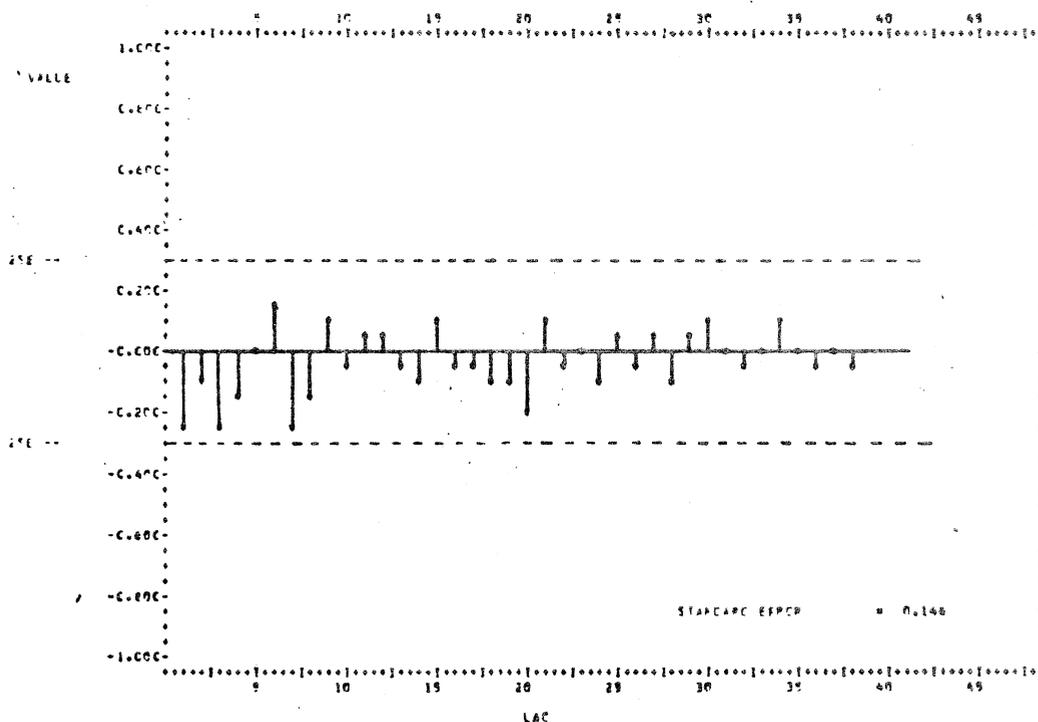


GRAFICO 8

FUNCION DE AUTOCORRELACION PARCIAL DE LOS RESIDUOS DEL MODELO (4)



El efecto total que se deduce de estos resultados es de 1.19, que no resulta contradictorio con la elasticidad unitaria estimada con datos trimestrales en la muestra completa 1969-1978. El 90 % de este efecto se produce en 16 meses. De hecho, en el período 1974-78, la aceleración del efectivo, inducida ya desde antes, es superior a la que experimentan los precios, y la elasticidad obtenida, superior a la unidad, es un simple reflejo de este hecho. El período cubierto por la estimación es demasiado corto y, a la vez, excesivamente marcado por unas tasas de crecimiento de los precios excepcionales, para pretender que los resultados que de él se deducen pueden tomarse como representativos de un comportamiento estable del público ante el efectivo.

En resumen, las estimaciones con datos mensuales no han añadido mucha información a los resultados obtenidos en base a datos agregados trimestralmente, si bien confirmarían que en la muestra existen dos subperíodos diferenciados que conducen a resultados distintos.

CONCLUSIONES

En base a las estimaciones realizadas en este trabajo, podría aceptarse la hipótesis de que el comportamiento del público ante el efectivo está relacionado fundamentalmente con la evolución de los precios. Los resultados obtenidos en base a datos trimestrales confirman la existencia de una elasticidad efectivo-precios unitaria a largo plazo, si bien el comportamiento del público presenta una fuerte inercia que hace necesario un plazo algo superior a los dos años para que se produzca la mayor parte de esta influencia. Esta inercia puede ser la causa principal de que a lo largo de 1978 el efectivo en manos del público haya seguido creciendo, aún después de que se amortiguara el ritmo fuertemente alcista de la tasa de inflación.

No se capta ningún efecto de la actividad económica sobre la cantidad de efectivo retenido por el público, cuando se utiliza el Producto Interior Bruto trimestral a pesetas constantes como variable representativa de la actividad. No obstante, se señala que el PIB parece un indicador muy poco adecuado de la noción de actividad que sería relevante a los efectos de su relación con el efectivo, particularmente en los últimos años.

A N E X O I

IDENTIFICACION DE LA RELACION ENTRE EL EFECTIVO EN MANOS

DEL PUBLICO Y EL INDICE DEL COSTE DE LA VIDA

En este Anexo se incluye el detalle del intento de identificación señalado en el texto de la relación entre las series EMP_t y CV_t .

Siguiendo la metodología propuesta por Box-Jenkins, ambas series se preblanquearon, utilizando para ello el modelo univariante del input CV. Dicho modelo, previamente estimado es:

$$(1 + .22 L^{12}) \nabla \nabla_{12} CV_t^* = .0013 + (1 + .27 L) (1 - .88 L^{12}) a_t$$

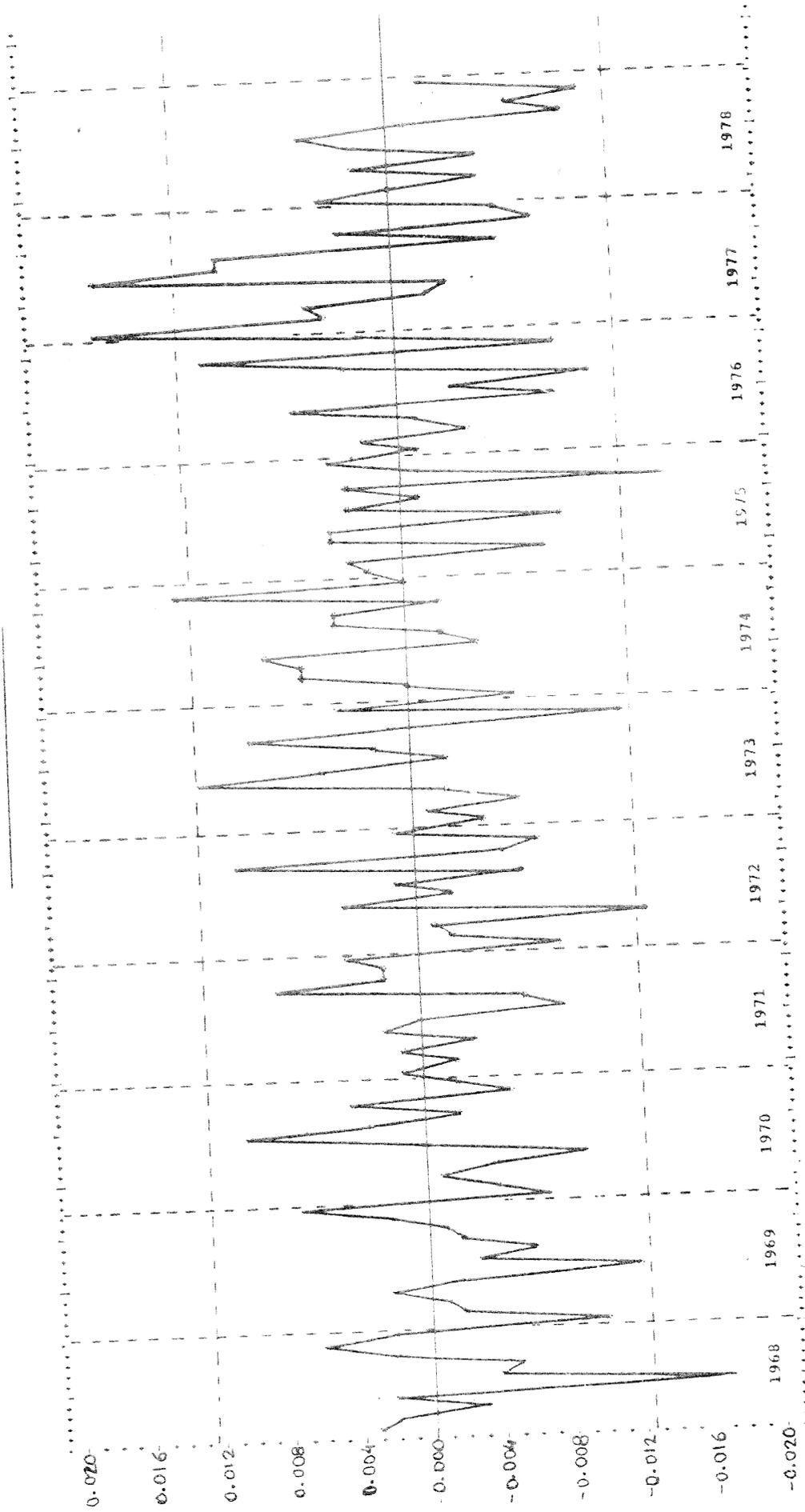
(.09)
(.0002)
(.09)
(.03)

$$\hat{\sigma}_a^2 \times 100 = .64 ; \text{Box-Pierce } (34) = 29.3.$$

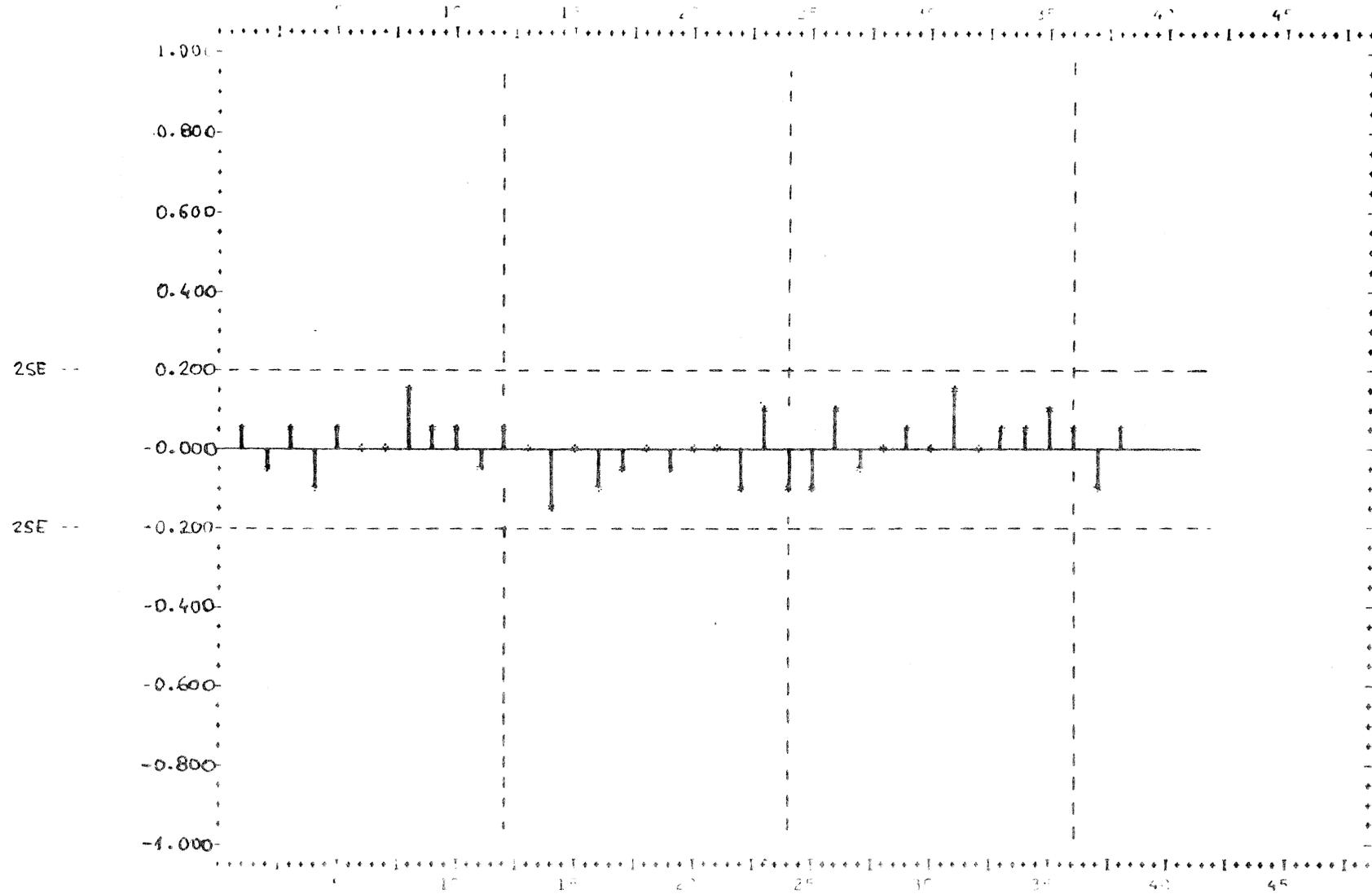
La serie preblanqueada de CV, es decir, los residuos del modelo, se presentan en el gráfico A1 y sus autocorrelaciones en el gráfico A2. De ellas se deduce que el filtro aplicado parece adecuado.

Se aplicó el mismo modelo a EMP y se calculó la función de correlación cruzada entre las series así preblanqueadas. Los resultados obtenidos, que se presentan en el gráfico A3, indican una ausencia de relación entre ambas variables. Este resultado, frecuentemente encontrado en la literatura especializada sobre aplicaciones de la metodología Box-Jenkins a series temporales, es difícilmente creíble, por lo que a lo largo del presente trabajo se ha suprimido la etapa de identificación pasando directamente a la estimación de relaciones dinámicas.

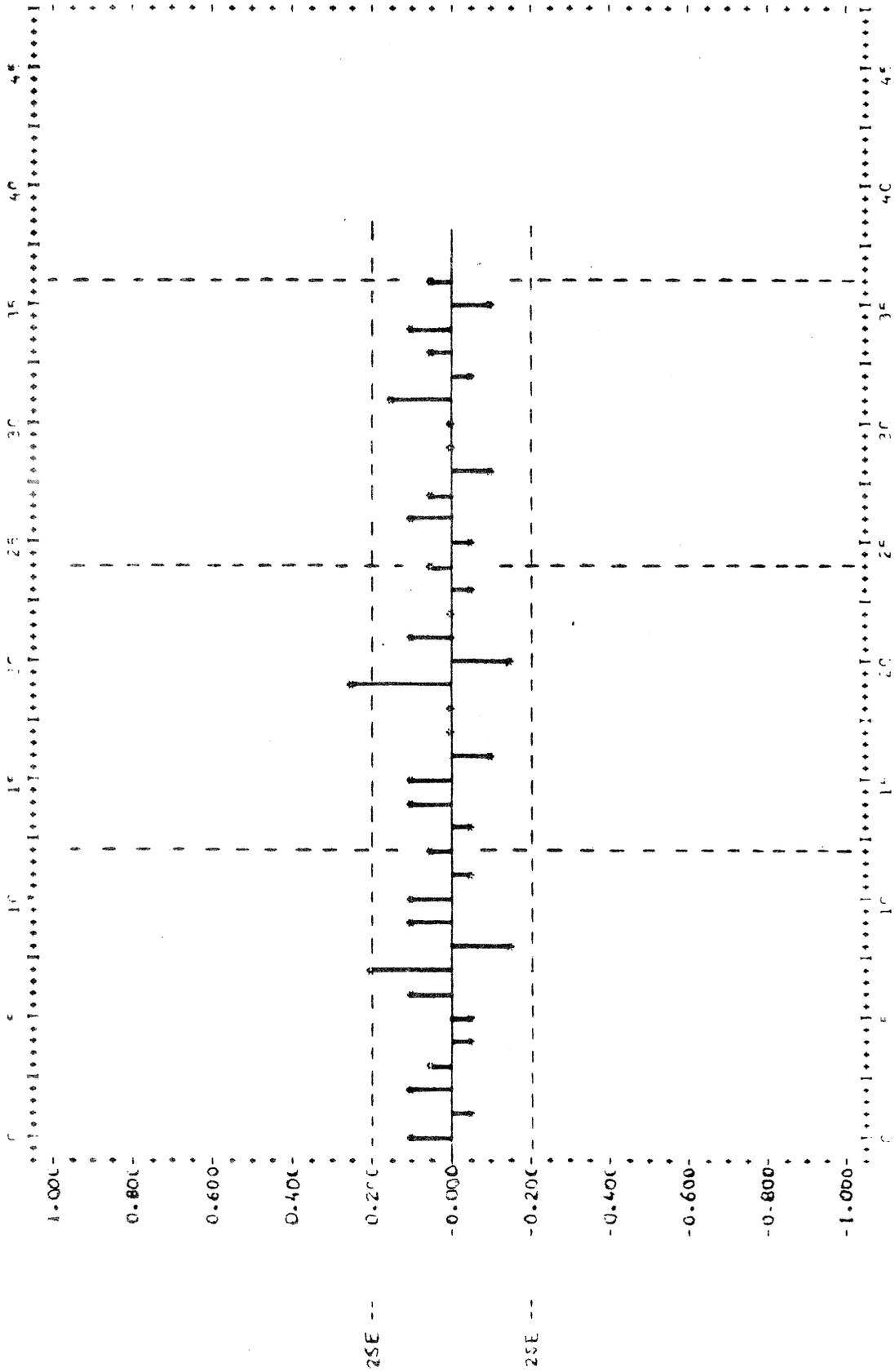
SERIE DE CV PREBLANQUEADA



FUNCION DE AUTOCORRELACION DE LA SERIE DE CV PREBLANQUEADA



FUNCION DE CORRELACION CRUZADA ENTRE EMP Y CV PREBLANQUEADAS



A N E X O I I

DATOS UTILIZADOS EN ESTE TRABAJO

Indices representados en el gráfico 1
(Base ϕ 1976 = 100)

AÑO Y TRIMESTRE	EMP (Mill. ptas)	PIB (Miles de mill. de ptas)	Indices representados en el gráfico 1 (Base ϕ 1976 = 100)		
			EMP	PIB	
68C1.00000	186728.000	518.399902	35.212280	63.566422	45.166626
7.000000	187798.000	532.899902	35.414047	65.344421	45.833282
8.000000	202704.000	542.199951	38.224960	66.484787	45.466629
4.000000	202074.000	548.899902	38.106155	67.306351	45.899933
69C1.00000	204640.000	558.899951	38.590042	68.508026	46.000010
2.000000	209391.000	568.899902	39.485962	69.758759	46.433289
3.000000	227058.000	579.399902	42.817520	71.046265	46.566615
4.000000	226724.000	587.399902	42.622528	72.027237	47.333282
70C1.00000	227323.000	597.299805	42.867493	73.241165	48.000001
2.000000	229363.000	605.599854	43.252192	74.259911	48.299988
3.000000	246298.000	606.199951	46.445709	74.332504	49.799942
4.000000	241325.000	615.399902	45.507919	75.460602	50.866623
71C1.00000	243603.000	619.699951	45.937500	75.987885	51.699997
2.000000	249060.000	632.699951	46.966553	77.581940	52.866623
3.000000	271855.000	645.799805	51.265121	79.188248	53.399933
4.000000	268651.000	651.599854	50.660934	79.899460	55.199915
72C1.00000	271674.000	672.799805	51.230986	82.499008	56.133295
2.000000	278768.000	685.899902	52.563741	84.105347	56.699916
3.000000	304526.000	696.899902	57.426071	85.454163	58.333282
4.000000	302262.000	711.699951	56.999130	87.268951	59.699997
73C1.00000	309463.000	740.699951	58.394775	90.824951	60.733292
2.000000	322685.000	745.399854	60.853403	91.364471	62.866623
3.000000	356642.000	755.399902	67.253360	92.627472	65.566635
4.000000	353737.000	771.099854	66.706055	94.552597	68.033295
74C1.00000	358032.000	797.699951	67.515976	97.814316	69.633286
2.000000	371639.000	792.500000	70.081974	97.176697	72.966629
3.000000	409011.000	796.199951	77.129364	97.633386	75.566650
4.000000	405715.000	783.699951	76.507813	96.097626	79.866623
75C1.00000	417271.000	789.199951	78.686996	96.772049	82.666626
2.000000	435374.000	797.699854	82.100769	97.802048	85.500011
3.000000	485722.000	813.399902	91.595154	96.673935	89.766632
4.000000	484732.000	813.399902	91.408463	99.739456	91.033295
76C1.00000	489276.000	797.000000	92.265350	97.728485	94.266632
2.000000	509380.000	813.000000	96.056473	99.690414	98.199997
3.000000	563332.000	810.899902	106.230484	99.432977	101.033295
4.000000	559182.000	841.199951	105.447891	103.148300	106.533295
77C1.00000	573943.000	840.799805	108.231461	103.099243	113.433289
2.000000	604171.000	839.199951	113.931717	102.903061	119.599936
3.000000	604591.000	824.399902	130.982681	101.088272	129.633286
4.000000	701365.000	842.099854	132.260101	103.259652	135.266632
78C1.00000	735672.000	850.000000	138.729553	104.227371	140.066635
2.000000	775900.000	862.899902	146.315552	105.809158	146.166626
3.000000	869226.000	860.500000	163.914536	105.514893	152.833267
4.000000	868718.000	870.399902	163.818741	106.728821	157.099991

CUADRO A2

AÑO Y MES	EMP (Mill. de ptas.)	Indices representados en el gráfico 5 (Base 1976 = 100)	
		CV	EMP
6801.00000	188082.875	45.000000	35.467484
2.000000	185262.875	45.000000	34.935715
3.000000	186838.812	45.500000	35.232895
4.000000	186979.937	45.899963	35.259506
5.000000	187168.812	45.699982	35.295120
6.000000	189245.937	45.899963	35.686813
7.000000	202643.937	45.500000	38.213318
8.000000	204863.875	45.500000	38.631943
9.000000	200604.000	45.399963	37.828644
10.000000	200276.937	45.600006	37.766968
11.000000	198856.812	45.899963	37.499176
12.000000	207088.937	46.199982	39.051529
6901.00000	205172.937	46.100006	38.690231
2.000000	202681.937	45.799988	38.220490
3.000000	206063.937	46.100006	38.858246
4.000000	207189.875	46.600006	39.070572
5.000000	208661.875	46.600006	39.348145
6.000000	212319.937	46.100006	40.037964
7.000000	227902.937	46.399979	42.976501
8.000000	229301.937	46.600006	43.240326
9.000000	223967.875	46.699982	42.234451
10.000000	223293.875	46.899979	42.107361
11.000000	221941.937	47.300003	41.852417
12.000000	232835.875	47.800003	43.906723
7001.00000	238702.937	48.000000	43.127365
2.000000	224831.875	47.900003	42.397385
3.000000	228432.875	48.199982	43.076431
4.000000	228375.875	48.500000	43.065689
5.000000	228812.812	48.100006	43.149087
6.000000	230899.937	48.300003	43.541656
7.000000	249088.937	49.199982	46.971634
8.000000	248856.812	50.000000	46.927856
9.000000	240947.937	50.199982	45.436447
10.000000	238966.875	50.699982	45.062866
11.000000	235902.937	50.899979	44.485092
12.000000	249104.875	51.000000	46.974640
7101.00000	245533.937	51.500000	46.301254
2.000000	241285.875	51.500000	45.500183
3.000000	243988.812	52.100006	46.009872
4.000000	247186.875	52.600006	46.612946
5.000000	247816.812	52.899979	46.731735
6.000000	252176.875	53.100006	47.553940

AÑO Y MES	EMP (Mill. ptas)	Indices representados en el gráfico 5 (Base \emptyset 1976 = 100)	
		CV	EMP
7.000000	273933.937	53.100000	51.656738
8.000000	272669.937	53.199992	51.418381
9.000000	268980.875	53.899979	50.722733
10.000000	265664.875	54.500000	50.097412
11.000000	262359.937	55.199992	49.474197
12.000000	277915.875	55.899963	52.407639
7201.00000	272255.875	56.000000	51.340302
1.000000	268272.875	55.899963	50.589218
2.000000	274503.937	56.500000	51.764236
3.000000	275838.875	56.500000	52.015961
4.000000	277934.875	56.699992	52.411209
5.000000	282542.937	56.899979	53.280182
6.000000	307397.937	57.699992	57.967178
7.000000	306658.875	58.199992	57.827805
8.000000	299563.937	59.100006	56.489883
9.000000	296932.875	59.500000	55.993744
10.000000	295664.875	59.600006	55.754623
11.000000	314176.875	60.000000	59.245499
12.000000	310707.000	60.500000	58.591171
7301.00000	306762.937	60.600006	57.847427
1.000000	311553.937	61.100006	58.750885
2.000000	319314.937	61.899979	60.214417
3.000000	319798.937	62.899979	60.173676
4.000000	329677.937	63.800000	62.169594
5.000000	361461.875	64.500000	68.162216
6.000000	357959.875	65.500000	67.501831
7.000000	350700.000	66.699992	66.132813
8.000000	348054.875	67.699992	65.634003
9.000000	343751.875	67.800000	64.822571
10.000000	369400.937	68.600006	69.659317
11.000000	359327.937	69.000000	67.759811
12.000000	352631.875	69.199992	66.497116
7401.00000	362158.875	70.699992	68.293655
1.000000	367026.937	72.199992	69.211639
2.000000	369663.000	73.199992	69.709740
3.000000	378026.937	73.500000	71.285950
4.000000	413677.937	74.300000	73.008789
5.000000	411680.000	75.600006	77.632034
6.000000	401284.937	76.800000	75.671799
7.000000	397653.875	77.600006	74.987076
8.000000	393131.875	79.699992	74.134354
9.000000	426118.875	80.800000	80.354828
10.000000	416710.000	82.000000	78.587566
11.000000	410261.937	82.699992	77.364624
12.000000	424836.875	83.300000	80.113083
7501.00000	426749.937	84.699992	80.379349
1.000000	434220.875	85.800000	81.882660

CUADRO A2 (Continuación)

AÑO Y MES	EMP (Mill. ptas)	Indices representados en el gráfico 5 (Base 1976 = 100)	
		CV	EMP
6.000000	445446.937	86.000015	83.999588
7.000000	490074.937	87.399979	92.415268
8.000000	489925.937	88.699982	92.387161
9.000000	476756.937	90.199997	89.903839
10.000000	472525.937	90.199997	89.105988
11.000000	474665.937	90.699997	89.509537
12.000000	506596.937	92.199997	95.530884
7601.00000	489988.937	93.300003	92.399048
2.000000	483426.875	94.000015	91.161621
3.000000	494378.875	95.500015	93.226868
4.000000	505257.000	97.000015	95.278198
5.000000	505508.062	98.600021	95.325546
6.000000	517034.000	99.000015	97.499039
7.000000	566570.937	100.099976	106.840478
8.000000	568373.000	100.700012	107.180222
9.000000	554091.875	102.299988	104.487183
10.000000	551095.937	105.300003	103.922226
11.000000	542383.000	106.399826	102.279190
12.000000	585453.937	107.899780	110.401245
7701.00000	574720.000	111.399826	108.377106
2.000000	568567.937	113.099930	107.216980
3.000000	579066.000	115.799957	109.196640
4.000000	593322.937	117.899765	111.885132
5.000000	597227.937	118.899750	112.621506
6.000000	621385.000	122.299957	117.176895
7.000000	691003.062	126.299973	130.305038
8.000000	704258.000	130.399811	132.804565
9.000000	688044.062	132.199936	129.747040
10.000000	685164.000	134.199905	129.203949
11.000000	678345.000	135.299973	127.918060
12.000000	737852.937	136.399796	139.139694
7801.00000	733643.000	138.599747	138.345810
2.000000	726277.000	139.899780	136.956772
3.000000	746550.000	141.699966	140.779724
4.000000	762029.000	144.699921	143.698669
5.000000	773194.937	146.199936	145.804260
6.000000	791887.000	147.599747	149.329102
7.000000	873924.062	150.799805	164.799133
8.000000	874474.000	153.499893	164.902832
9.000000	858820.000	154.699921	161.950912
10.000000	853064.000	156.099792	160.865479
11.000000	844402.000	156.399780	159.232056
12.000000	908335.062	158.899719	171.288147