

# INGRESOS POR TURISMO: UN ANÁLISIS EN UN CONTEXTO MULTIVARIANTE (\*)

La intención de José Almagro, en este artículo, es analizar las series históricas de ingresos por turismo de nuestra balanza de pagos y observar sus relaciones con las series de turistas, las series de precios al consumo, y las series de tipo de cambio, utilizando por primera vez en este sector modelos multivariantes de análisis de series temporales.

Para ello, lleva a cabo modelizaciones, con las técnicas de Análisis de Series Temporales, de la serie «Ingresos por Turismo y Viajes». Además de una actualización del modelo univariante de esta serie, aplica un análisis de intervención, obtiene un modelo alternativo con media periódica, e investiga las relaciones dinámicas de éstas y otras series económicas mediante una función de transferencia y un «análisis de series temporales» múltiples.

*«Puesto que todos los modelos son erróneos, los científicos deben dirigir su atención a los errores verdaderamente importantes.»*

G. E. P. Box

## 1. INTRODUCCION Y RESULTADOS

**E**L presente trabajo informa de un conjunto de análisis en torno a la serie de Ingresos por Turismo y sus relaciones dinámicas con otras series de la economía española, tales como número de turistas, precios al consumo y tipo de cambio.

La investigación está dirigida fundamentalmente a dos tipos de objetivos:

- Proporcionar previsiones eficaces de la serie.
- Mejorar nuestra comprensión de las relaciones dinámicas

de la serie Ingresos por Turismo y las otras series incluidas en los análisis.

Desde el punto de vista del primer objetivo, el «modelo final» supone una importante mejora respecto de la modelización univariante de la serie, ya que reduce la varianza residual en un 50 por 100, aproximadamente. La precisión de las previsiones puede mejorarse, aún más, mediante combinaciones lineales óptimas de las previsiones generadas por los diversos modelos desarrollados (1).

En el plano de la aportación a la comprensión del sistema dinámico que genera los datos, los resultados más relevantes son:

- 1) La tendencia de la serie Ingresos por Turismo es captada por el desenvolvimiento dinámico de las series de turistas, precios internos y tipo de cam-

bio. Así pues, cuando se introducen los *inputs* mencionados no se precisa diferenciación regular de la serie *output*.

- 2) La elasticidad estimada de la variable Ingresos por Turismo en pesetas corrientes respecto al nivel de precios es de .72 (.05), lo que implica que en términos reales dicha elasticidad es de -.28. (Tanto en el párrafo anterior como en lo sucesivo, una cifra entre paréntesis calificando un parámetro estimado expresa la desviación típica de éste.)

- 3) La elasticidad estimada de los Ingresos, medidos en pesetas, respecto al tipo de cambio (representado en el «modelo final» por la cotización de la libra esterlina) es de .38 (.08).

- 4) Existen dos puntos en los que se detecta una discontinuidad en la respuesta de la variable Ingresos a modificaciones del tipo de cambio: julio de 1977 (devaluación Fuentes Quintana) y febrero de 1976 (devaluación Villar Mir). En el primer caso la elasticidad puntual estimada es de 1.11; en el segundo, los efectos a largo plazo son nulos, aunque aparece un incremento transitorio en el nivel de Ingresos, restringido a 2/76 y evaluado en un 23 por 100 sobre el nivel de la variable.

- 5) Se detectan retrasos especulativos en los pagos en junio de 1977 provocados por las fuertes expectativas, existentes en ese momento, de una inminente devaluación de la peseta. La estimación «establece» que divisas por un valor de 91 millones de dólares, que al tipo de cambio existente en ese momento suponen un contravalor en pesetas en torno a los 6.300 millones (un 35 por 100 de la cifra efectivamente ingresada en

6/77), fueron ingresados en 7/77 en vez de en 6/77. La ganancia especulativa asociada a ese retraso en los pagos se evalúa en unos 1.000 millones de pesetas, sólo en la cuenta de «Ingresos por Turismo y Viajes». (Naturalmente, la estimación no contempla los retrasos producidos en el propio mes de julio, antes de la devaluación, que se compensan en ese mismo mes.)

6) En junio de 1974 se detecta una caída en el nivel de Ingresos en un 22 por 100, 4.300 millones de pesetas aproximadamente, que es consecuencia de la quiebra de varios operadores turísticos producida en ese momento.

7) No se detecta realimentación desde Ingresos hacia tipo de cambio, precios o número de turistas. Tampoco existen Ingresos por Turismo adelantados sistemáticamente a la entrada de extranjeros.

8) La respuesta detectada en la variable Ingresos a variaciones del tipo de cambio y el nivel de precios es simultánea temporalmente en datos mensuales.

9) Los Ingresos correspondientes a las entradas de un mes determinado se reparten entre ese mes y el mes siguiente.

10) Existe evidencia indirecta de que el gasto medio de los turistas varía estacionalmente, lo que es consistente con la intuición de que los turistas de «baja temporada» son más «ricos» que los del período punta.

11) Los modelos complementarios o intermedios revelan algunos efectos y relaciones que pese a no ser el eje central del trabajo merecen citarse:

a) Los incrementos de los precios interiores inducen caídas en la cotización de la pe-

seta que se reflejan con un mes de retraso; el parámetro estimado, que representa elasticidad, .49 (.23), responde a la relación precios al consumo-cotización del marco. (Si se sustituye el dólar por el marco, la estimación arroja resultados similares, tanto en el valor del parámetro como en su imprecisión.)

b) El efecto específico de la Pascua en relación al número de turistas se cifra en un 23 por 100 de incremento aproximadamente, respecto al nivel del mes en que acaece.

c) La situación política, interna y externa, por la que pasó nuestro país en octubre-noviembre de 1975 se refleja en un descenso del número de turistas en esos meses de un 25 y un 19 por 100, respectivamente.

d) Los incrementos de precios de los hoteles de julio de 1979 en combinación con el terrorismo antiturismo produjo, asimismo, descensos de un 24 y un 21 por 100 en la entrada de extranjeros, correspondientes a los meses de julio y agosto, respectivamente.

Como todo resultado empírico, las conclusiones presentadas arriba están sometidas a la natural revisión que puedan provocar futuras investigaciones. Además, existen diversos condicionantes de los análisis, señalados a lo largo del artículo, que relativizan, específicamente, algunos resultados. En esa categoría está, a juicio del autor, la ausencia de evidencia de realimentación de Ingresos sobre el tipo de cambio y los precios interiores. Captar ese tipo de relaciones exige considerar la variable Ingresos como componente de diversos agregados macroeconómicos a través de los

que, presumiblemente, se canalizan tales «relaciones inversas», al tiempo que se modeliza la intervención política, directa o indirecta, sobre aquellas variables. La tarea representa un reto al que, probablemente, no se podrá responder en un futuro próximo, dadas las limitaciones de los medios de análisis de que disponemos.

Por el contrario, en nuestra opinión, otros resultados merecen una evaluación más favorable. Así, por ejemplo, los parámetros que describen las relaciones desde tipo de cambio y precios a Ingresos son consistentes con la teoría económica elemental y parecen sugerir un comportamiento homogéneo de la demanda turística extranjera frente a modificaciones de los precios relativos, con independencia de cual sea el componente que induce tales modificaciones. Asimismo, las discontinuidades captadas en la función de transferencia del tipo de cambio admiten una interpretación teórica muy sugestiva. Efectivamente, ambas decisiones devaluatorias, probablemente, generaron expectativas de signo opuesto, dadas las diferencias del marco general de medidas en que se ensamblaron las devaluaciones de 2/76 y 7/77, hasta el punto de que en el primer caso los efectos fueron nulos a largo plazo y en el segundo superan ampliamente los niveles «normales» de respuesta.

## 2. DESCRIPCION GENERAL

Este artículo presenta un conjunto de trabajos, cuyo deno-

minador común es la obtención de una representación, observacionalmente válida, de la estructura estocástica de la serie «Ingresos por Turismo y Viajes» y de sus relaciones dinámicas con otras series de la economía española.

La investigación ha pivotado, básicamente, sobre tres tipos de análisis:

1) Análisis conjuntos de las series «Ingresos por Turismo y Viajes» ( $I_t$ ), Entrada de Extranjeros ( $E_t$ ), Índice de Precios al Consumo ( $P_t$ ) y las medias mensuales de las cotizaciones diarias (media «comprador - vendedor») del Dólar ( $D_t$ ), el Marco ( $M_t$ ) y la Libra ( $L_t$ ), en la perspectiva del análisis de series temporales múltiples.

2) Paralelamente se investigan ciertos episodios específicos, tales como retrasos especulativos en los pagos, devaluaciones de la peseta por decisiones de la autoridad monetaria o los efectos de la quiebra de operadores turísticos en 6/74, mediante análisis de intervención. (Desgraciadamente las limitaciones en los medios de cálculo de que disponemos impiden una rigurosa integración de todos los análisis en una modelización única, aunque los diversos resultados admiten interpretaciones internamente consistentes.)

3) Finalmente, dado que los resultados en la forma ARMA-vectorial indican que la serie  $I_t$  no parece realimentar a ninguna de las otras series consideradas, se utiliza la forma función de transferencia, donde aparecen como *inputs*  $E_t$ ,  $P_t$ ,  $L_t$  (descompuesta en tres variables) y las variables artificiales  $ED_t$  y  $Q_t$  que representan, respectivamente, movimientos

especulativos sobre la peseta en junio-julio de 1977 y la mencionada quiebra de operadores turísticos en junio de 1974.

El artículo está organizado para transmitir el desarrollo de la investigación, paso a paso. Aunque se ha procurado mencionar todos los análisis intermedios y complementarios, se sacrifica la presentación detallada de éstos. Sólo cuando la diagnosis de un modelo nos ha parecido indispensable para apoyar las opciones tomadas se presentan detalles de aquélla, tanto más profusos cuanto mayor es la importancia que se le concede al análisis correspondiente.

La muestra básica cubre el período 1966-81 que, de una parte, es suficientemente amplia y, de otra, garantiza la homogeneidad estadística de las series turísticas (2).

La frecuencia muestral de los análisis que se presentan es mensual, aunque a lo largo de la investigación se ha trabajado también en datos trimestrales. Como se ha puesto de manifiesto en otros trabajos (Treadway, 1980) la agregación temporal puede ser útil para captar respuestas muy distribuidas, que en otro caso quedarían encubiertas. Los análisis en datos trimestrales realizados sugieren que ese no es nuestro caso. Las relaciones entre las series implicadas en nuestros análisis están casi siempre muy concentradas en un trimestre, no revelándose inconsistencia alguna con los modelos en datos mensuales. De otra parte, la agregación implica siempre una pérdida de información, oscurece (o «simplifica») el perfil dinámico de las respuestas y amortigua, con más frecuencia que destaca, comportamientos anó-

malos. De ahí nuestra opción expositiva.

Cuando se involucran las series de cotización del dólar, el marco o la libra, la muestra arranca en mayo de 1971; esta decisión, adoptada también en otros trabajos en los que el autor no ha intervenido, se basa en la necesidad de considerar un período homogéneo (tipos de cambio flotantes frente al sistema de cambios fijos de la etapa anterior); aun así, en el período considerado, el principio de flotación libre ha sido interpretado, presumiblemente, en formas más o menos laxas; en ocasiones la cotización de algunas monedas, en particular la peseta, se ha reajustado por decisiones políticas y han aparecido acuerdos de flotación restringida en subconjuntos de monedas particulares.

Todo ello hace que la modelización de los tipos de cambio esté plagada de dificultades y que los modelos finalmente obtenidos tengan aspectos flagrantemente insatisfactorios. Así, por ejemplo, es esperable que las variaciones en nuestra posición neta frente al exterior afecten al valor relativo de la peseta, tal como la teoría económica sugiere. Sin embargo, en la medida en que este suceso transcurre en un marco cambiante y es filtrado por decisiones políticas, no siempre transparentes ni homogéneas a lo largo del tiempo, que traducen o interfieren el proceso de realimentación subyacente, la modelización se hace casi impracticable, máxime si la información institucional es fragmentaria e incompleta. Si esto es así para nuestro nivel de reservas, no es de extrañar que los flujos correspondientes, ingresos turísticos, exportaciones, importacio-

nes, etc., aparezcan en el mejor de los casos afectados por el tipo de cambio, pero por contra no se detecte causalidad en el sentido inverso.

### 3. EL PLANTEAMIENTO DE LA INVESTIGACION

#### 3.1. El punto de partida

En un trabajo anterior (3) se representó la relación dinámica entre la variables ingresos por turismo y entrada de extranjeros mediante la función de transferencia

$$\log I_t = .18 \log E_t + .26 \log E_{t-1} + N_t \quad [1]$$

La ganancia estimada en esta función de transferencia, que en este caso coincide con la elasticidad de  $I$  respecto a  $E$ , toma, en consecuencia, el valor .44. La implicación más importante de ese modelo es que el gasto medio de los turistas depende del número de éstos, con elasticidad  $-.66$ .

En efecto, en estado estacionario,

$I_\infty = E^* \cdot G^*$ , donde  $E^*$  y  $G^*$  representan niveles fijos de entradas y gasto medio, respectivamente. (Nótese que si el gasto es independiente del número de turistas, la elasticidad de los ingresos respecto a aquéllos será unitaria.)

Supongamos, ahora, que el gasto es función del número de turistas,  $G = f(E)$ . La elasticidad ingresos-entradas será:

$$\frac{dI}{dE} \frac{E}{I} = 1 + \frac{E f'(E)}{f(E)} \quad [2]$$

Debe notarse que el segundo término de la parte derecha de la igualdad [2] es precisamente

la elasticidad del gasto respecto a las entradas, por lo que sustituyendo la parte izquierda de [2] por su valor estimado a partir de [1] se obtiene la implicación comentada.

Es decir:

$$\log G_t = .66 \log \left( \frac{1}{E_t} \right) + m_t \quad [3]$$

donde  $m_t$  tiene media nula y es independiente de  $E_t$ .

Que el gasto medio de los turistas depende «inversamente» del nivel de éstos, admite una interpretación económica simple y razonable: en la medida en que el turismo se convierte, gradualmente, en un «consumo» masivo, alcanza a sectores de la población con menor renta relativa que, por consiguiente, gastan menos.

El lado débil del modelo [1] no reside, pues, en que la elasticidad estimada sea inferior a la unidad sino más bien en que *es mucho menor que la unidad*. El punto ha sido destacado aquí porque motivó en gran medida la posterior investigación.

#### 3.2. Líneas de investigación

Cuatro hipótesis fueron planteadas para «explicar» la baja elasticidad ingresos/entradas:

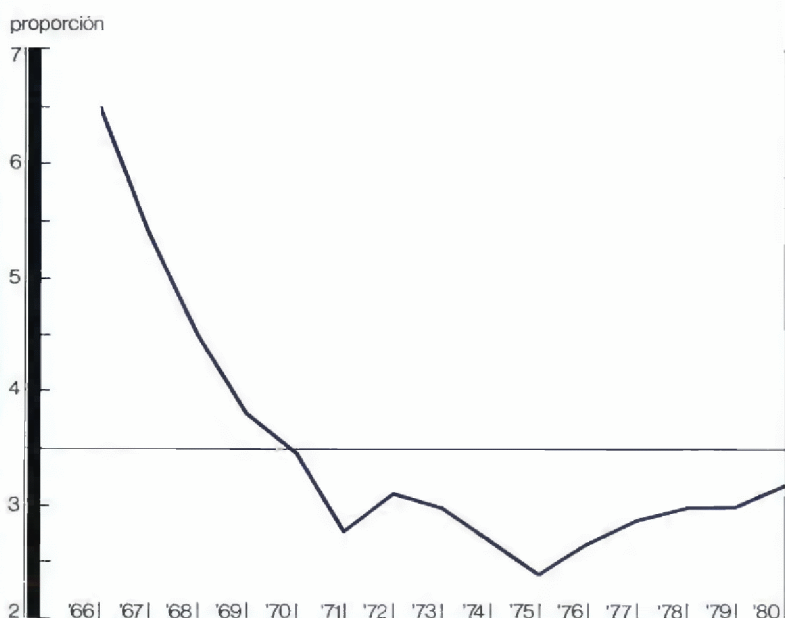
a) La omisión de ciertas variables relacionadas simultáneamente con el *input* y el *output* de la función de transferencia [1] podrían estar sesgando a la baja el valor de los parámetros estimados.

b) Además del retraso de un mes detectado, podrían existir adelantos sistemáticos en los pagos; en consecuencia, la forma de la relación dinámica propuesta en [1] sería inadecuada.

c) La variable  $E_t$  es un agregado de varios componentes de evolución muy heterogénea: miembros de viajes organizados, turistas individuales, excursionistas o simples transeúntes. Así, si el medio de transporte utilizado es un indicador de la «calidad» del turista, es claro que la composición del agregado ha sufrido una enorme variación desde mediados de los sesenta (los gráficos 1 y 2, que representan, respectivamente, las proporciones entre extranjeros entrados por carretera/extranjeros entrados por avión y movimiento —en aeropuertos españoles— de pasajeros en vuelos internacionales regulares/no regulares en una muestra 1966-1980, ilustran claramente el problema). En consecuencia, una descomposición de la variable  $E_t$  por segmentos de calidades diferenciadas podría dar una imagen más verosímil de la relación turistas-gasto medio que la implicada en [1].

d) Adicionalmente, parece muy razonable pensar que el turismo de baja y alta temporada, muy diferente en cuanto a composición social, genera ingresos en proporciones distintas. La intuición parece confirmarse rotundamente observando el gráfico 3, donde se representa el cociente entre los ingresos trimestrales (deflactados por el índice de precios al consumo) y los correspondientes visitantes extranjeros (bajo la transformación logarítmica). Debe notarse que el argumento gráfico propuesto contiene dos supuestos que deben explicitarse: primero, se supone que la estructura periódica de orden anual de la serie de  $I_t$  está inducida por la estructura periódica de la serie  $E_t$ ; el segundo supuesto implícito consiste en res-

**GRAFICO 1  
ENTRADAS POR CARRETERA / ENTRADAS  
POR AVION (1966-1980)**



tringir la totalidad de la respuesta de  $I_t$  respecto de  $E_t$  al trimestre temporalmente simultáneo (4). El primer supuesto parece evidente y no precisa de grandes comentarios. El segundo supuesto se cumple en forma aproximada si se acepta que los retrasos en los pagos turísticos no son significativos más allá de un mes. De hecho, todas las funciones de transferencia estimadas por nosotros entre estas variables sugieren que la estructura de [1] es básicamente correcta. Así, cuando se formula el modelo [1] en datos trimestrales, la única relación que se capta es simultánea. Naturalmente, si la hipótesis *b)* fuese cierta o la estructura dinámica de la relación fuera muy distinta de la propuesta en [1], la «evidencia» a favor de una «función de transferencia periódica»

desde  $E_t$  a  $I_t$  debería reconsiderarse.

### 3.3. El orden de la investigación

Aunque la hipótesis *a)* (problemas por omisión de variables) no fuese correcta, la introducción de *inputs* de naturaleza económica, tiene suficiente interés específico como para justificarse por sí misma. La hipótesis *b)* (posibilidad de adelantos sistemáticos en los pagos turísticos) debe investigarse simultáneamente con la introducción de nuevas variables. Finalmente la forma de investigación de las dos últimas hipótesis depende crucialmente de que *b)* sea o no falsa. Así pues, la investigación de la posibilidad de adelantos sistemáticos en los

pagos turísticos y la introducción de *inputs* económicos, que son los temas a los que se dedica el resto del artículo, debían preceder a las otras dos líneas de investigación.

## 4. EL DESARROLLO DE LA INVESTIGACION Y LOS RESULTADOS OBTENIDOS

### 4.1. Ingresos y entradas: un modelo con realimentación

De hecho, la primera etapa del trabajo se centró en una contrastación preliminar de la hipótesis del «adelanto sistemático de los ingresos». Para ello se usó una modelización bivarriante de las series  $I_t$  y  $E_t$  en la forma ARMA-vectorial, más general que la función de transferencia, en la medida que permite la captación de relaciones bidireccionales. La presencia de realimentación, puesto que conceptualmente es absurdo que los ingresos afecten a las entradas futuras de extranjeros, podría indicar «ingresos adelantados», aunque otras interpretaciones serían también admisibles (5).

La forma ARMA-vectorial es una generalización natural de los modelos ARMA univariantes. Se define la serie múltiple  $Z_t$  como el vector:

$$Z_t = (Z_{1t}, \dots, Z_{kt})'$$

donde  $Z_{1t}, \dots, Z_{kt}$  son series individuales.

La forma general del modelo ARMA-vectorial es:

$$\varphi_p(B) Z_t = \theta_q(B) a_t$$

donde:

$$\begin{aligned} \underline{\varphi}_p(B) &= 1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p \\ \underline{\theta}_q(B) &= 1 - \theta_1(B) - \dots - \theta_q B^q \end{aligned}$$

son matrices de polinomios en B de orden  $k \times k$ , y  $\underline{a}_t$  es un vector de ruido blanco con matriz de covarianzas contemporáneas  $\underline{\Sigma}$  (6).

Así, por ejemplo, un modelo AR (1), para  $k = 2$ , será:

$$\begin{bmatrix} 1 - \phi_{11} B & -\phi_{12} B \\ -\phi_{21} B & 1 - \phi_{22} B \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix}$$

que puede ser escrito en la forma:

$$\begin{aligned} z_{1t} &= \phi_{11} z_{1,t-1} + \phi_{12} z_{2,t-1} + a_{1t} \\ z_{2t} &= \phi_{22} z_{2,t-1} + \phi_{21} z_{1,t-1} + a_{2t} \end{aligned}$$

En nuestro caso, tras un proceso iterativo identificación-estimación-diagnóstico, el modelo finalmente aceptado para las series  $\nabla \nabla_{12} \log I_t$  y  $\nabla \nabla_{12} \log E_t$  fue...

$$\begin{bmatrix} 1 & \\ - .23 B & 1 \\ (.08) & \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla \nabla_{12} \log E_t \\ \nabla \nabla_{12} \log I_t \end{bmatrix} =$$

$$= \begin{bmatrix} 1 - .71 B & .1 B \\ (.05) & (.04) \\ & | 1 - .62 B \\ & (.06) \end{bmatrix}$$

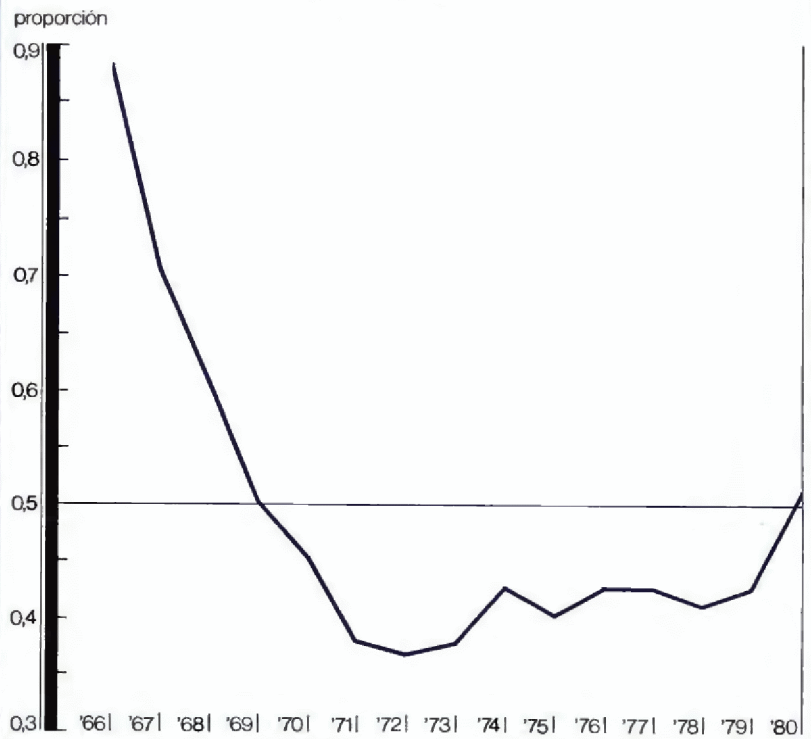
$$\begin{bmatrix} 1 - .76 B^{12} \\ (.05) & \\ & | 1 - .97 B^{12} \\ & (.03) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix}$$

con matriz de covarianzas residual  $\underline{\Sigma} =$

$$= \begin{bmatrix} .88 e - 02 & \\ .15 e - 02 & .11 e - 01 \end{bmatrix}$$

El lector habrá notado que el parámetro media móvil regular (1,2) implica realimentación desde ingresos a entradas, aunque su valor es muy pequeño. Además el parámetro autorregresivo es muy semejante al  $\omega_1$  de la

**GRAFICO 2**  
**VUELOS INTERNACIONALES: PASAJEROS EN VUELOS REGULARES / PASAJEROS EN VUELOS NO REGULARES (1966-1980)**



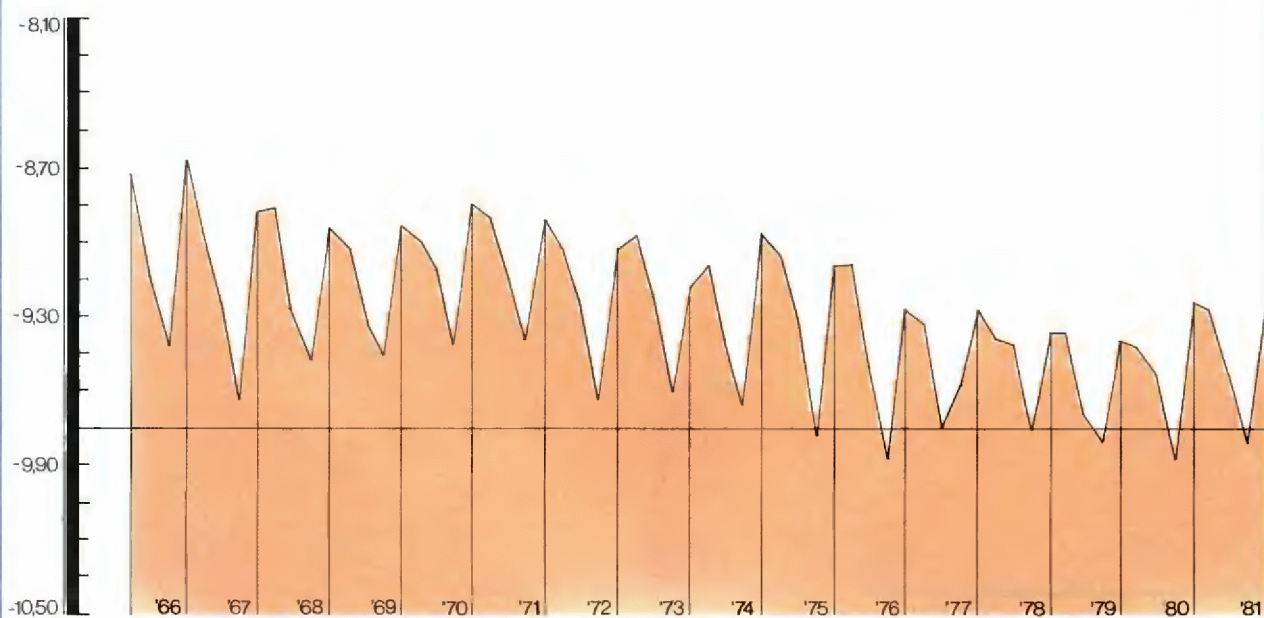
función de transferencia [1]. Finalmente el parámetro media móvil estacional (2,2), muy próximo a la unidad, indica la existencia de una media periódica de orden anual en la serie de ingresos (7).

Como ya hemos comentado, la presencia de realimentación no significa, necesariamente, ingresos adelantados. En este punto, para verificar la hipótesis, se decaló la serie  $I_t$  hasta tres períodos. En ninguno de los análisis el término media móvil regular (1,1,2) se hizo estrictamente no significativo, aunque el parámetro descendió a .08. Además se captan dos parámetros autorregresivos en las po-

siciones (2,1) de valores en torno a .25 y .18 en los órdenes  $B^{r+1}$  y  $B^r$ , donde  $r$  es el orden del decalaje aplicado a la variable  $I_t$ . Debe notarse que si suprimimos el término media móvil (1,1,2) los modelos estimados equivalen a la función de transferencia [1].

Antes de pasar a la introducción de nuevas variables pareció conveniente reproducir los análisis anteriores con las variables  $I_t$  y  $E_t$ , descontándoles, a ambas o sólo a  $I_t$ , los efectos de un conjunto de episodios que generaban anomalías en los datos y que estaban claramente identificadas.

**GRAFICO 3**  
**LOGARITMO DE INGRESOS POR TURISMO EN TERMINOS REALES /**  
**ENTRADAS DE EXTRANJEROS 1966-1981 (datos trimestrales)**



**4.2. Modelos univariantes:**  
*un paso previo para  
 la reconsideración del  
 modelo bivalente  
 de  $I_t$  y  $E_t$*

Las series  $I_t$  y  $E_t$ , representadas bajo la transformación logarítmica en los gráficos 4 y 5, respectivamente, han sido objeto de un detenido análisis univariante en otro lugar (8). Su posterior seguimiento ha mostrado que mientras que la estructura de  $I_t$  es muy robusta, no precisando modificaciones ante la ampliación de la muestra, el modelo aceptado allí para  $E_t$  debe simplificarse cuando los datos considerados aumentan.

Los modelos univariantes de ambas series, en una muestra 1966/1981, tienen una estructu-

ra común ARIMA  $(0,1,1) * (0,1,1)_{12}$  (9). Cuando se aplica análisis de intervención, la estructura estocástica residual de las series es captada mediante modelos ARIMA  $(0,1,2) * (1,1,1)_{12}$  en el caso de  $E_t$  y ARIMA  $(0,1,1) * (1,1,1)_{12}$  para  $I_t$ .

Los modelos estimados se ofrecen en el cuadro n.º 1. El cuadro n.º 2 contiene los residuos mayores que  $2\sigma$  en valor absoluto.

Los residuos recogidos en el cuadro n.º 2 son muy elocuen-

**CUADRO N.º 1**

a) Modelo univariante de  $I_t$ : muestra 1/66-12/81.

$$\nabla \nabla_{12} \log I_t = (1 - .57 B) (1 - .93 B^{12}) a_t$$

(.06)                      (.02)

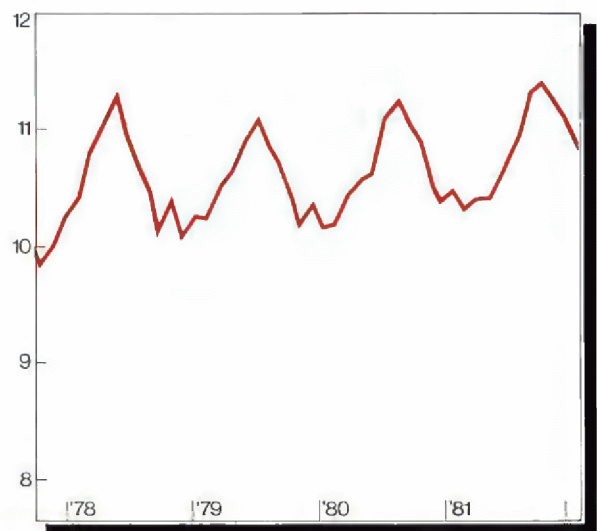
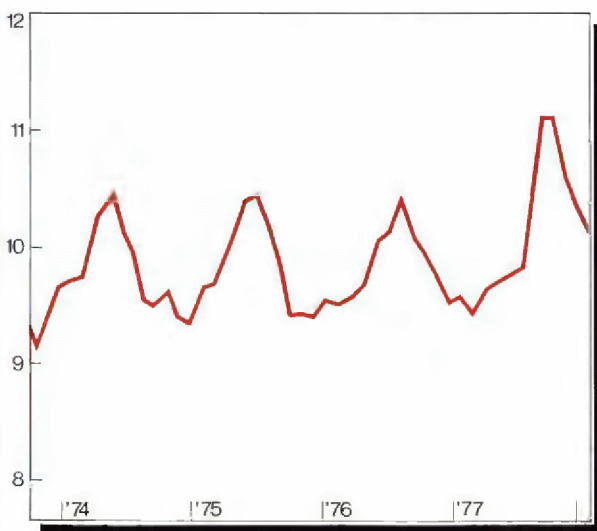
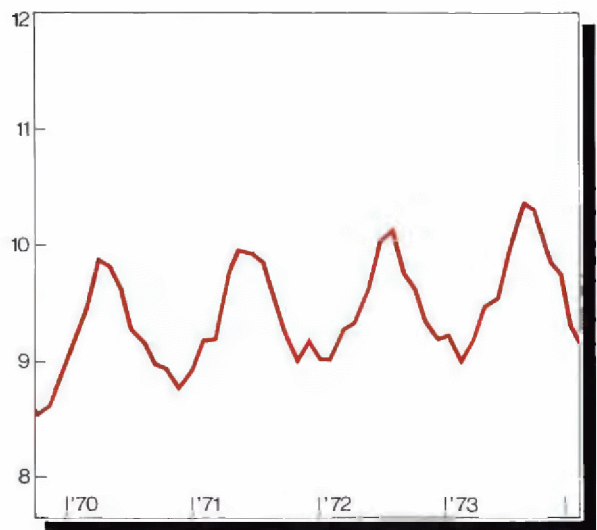
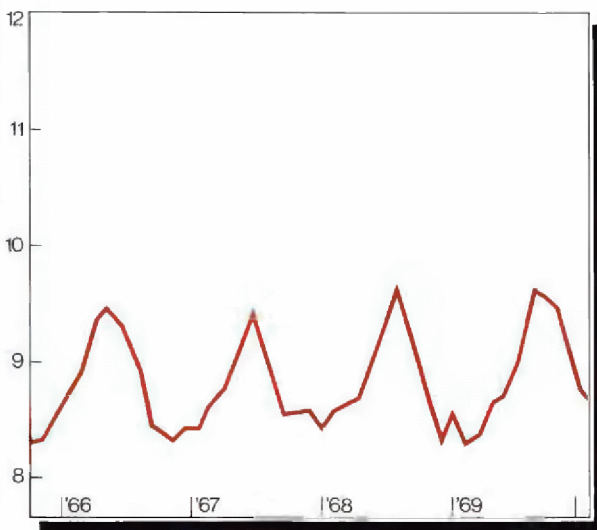
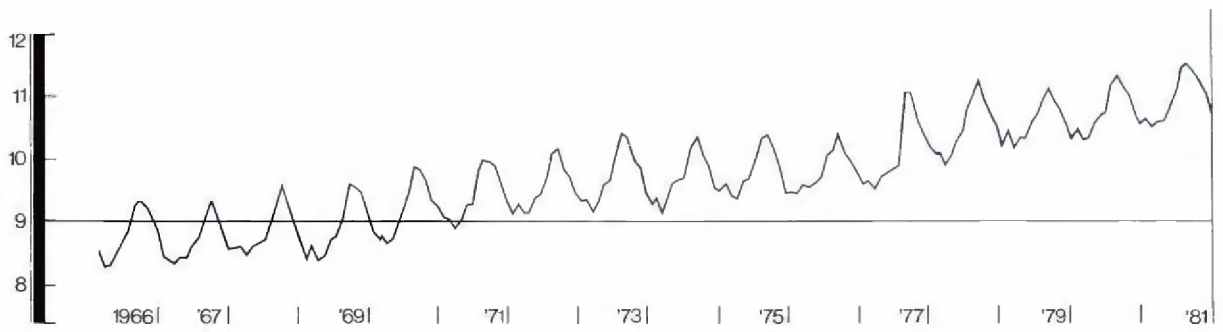
$$\hat{\sigma}_a^2 = .114 e - 01$$

b) Modelo univariante de  $E_t$ : muestra 1/66-12/81.

$$\nabla \nabla_{12} \log E_t = (1 - .63 B) (1 - .88 B^{12}) a_t$$

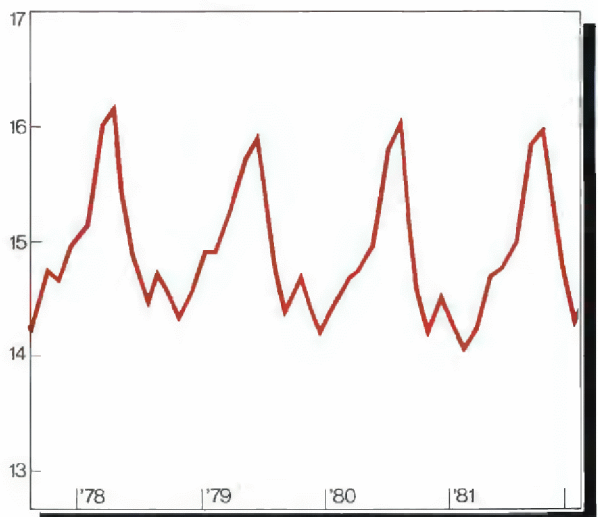
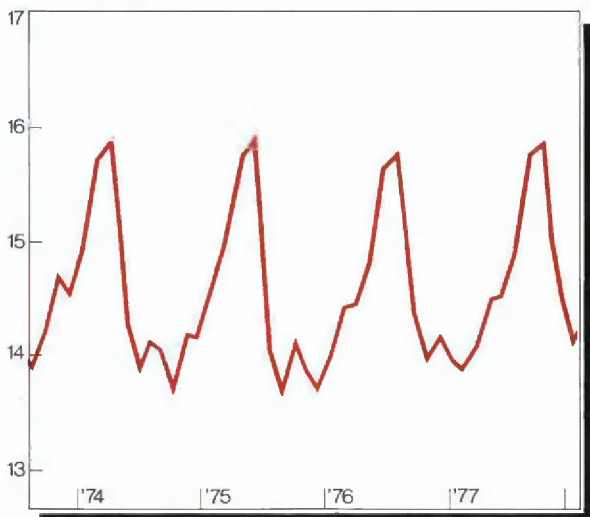
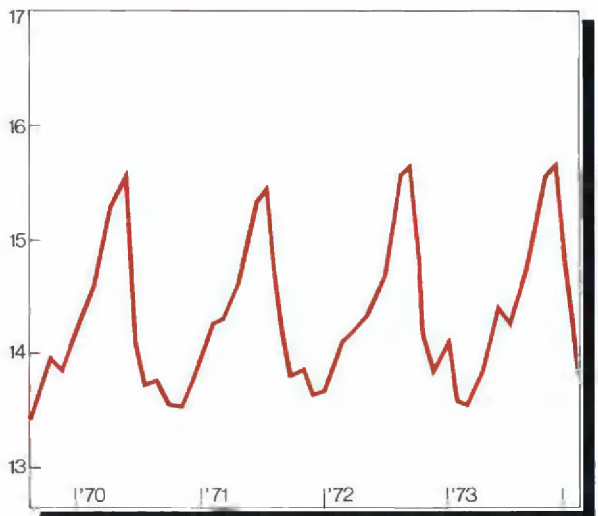
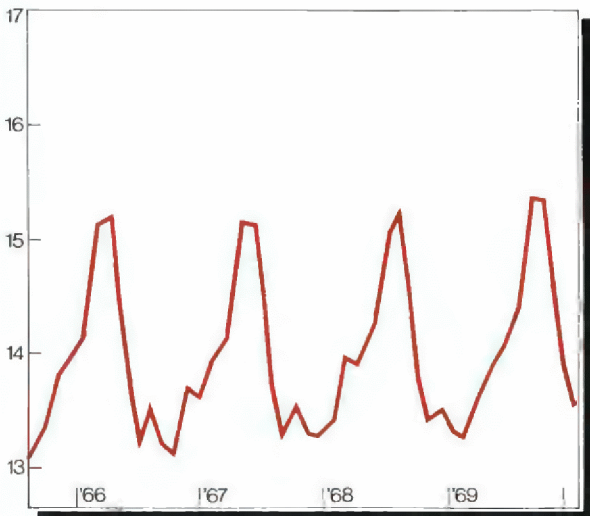
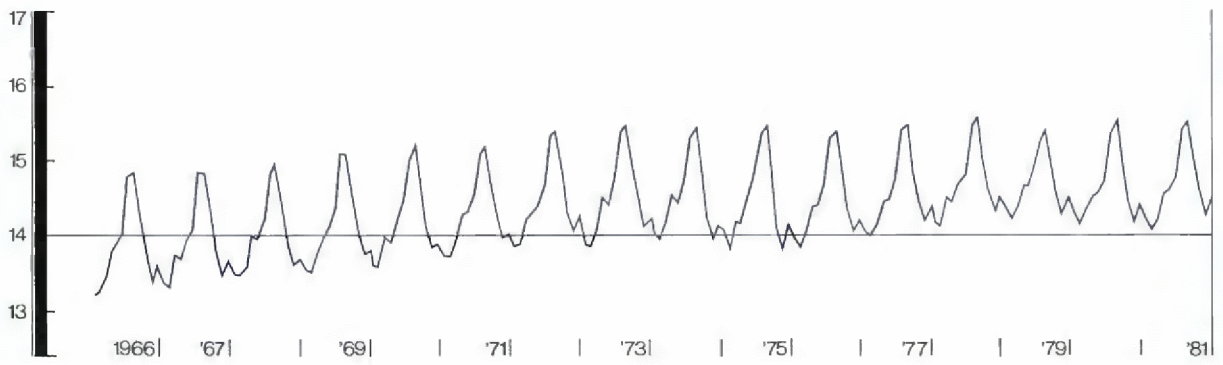
$$\hat{\sigma}_a^2 = .86 e - 02$$

**GRAFICO 4**  
**LOGARITMO DE INGRESOS POR TURISMO 1966-1981 (datos mensuales)**





**GRAFICO 5**  
**LOGARITMO DE ENTRADA DE EXTRANJEROS 1966-1981 (datos mensuales)**



CUADRO N.º 2

a) Residuos mayores en valor absoluto que  $2\sigma$  del modelo univariante de  $I_t$

NUMERO	Fecha	Valor estandarizado
13	1/67	- 2,2
66	6/71	2,2
93	9/73	- 2,0
102	6/74	- 2,4
122	2/76	2,6
138	6/77	- 2,2
139	7/77	6,4
140	8/77	2,7

b) Residuos mayores en valor absoluto que  $2\sigma$  del modelo univariante de  $E_t$

NUMERO	Fecha	Valor estandarizado
15	3/67	2,3
16	4/67	- 2,3
52	4/70	- 2,6
88	4/73	2,0
112	4/75	- 2,9
118	10/75	- 3,2
148	4/78	- 2,5
163	7/79	- 3,6
164	8/79	- 2,0

tes. Por lo que se refiere a la serie  $I_t$  en junio de 1974 quiebran varios operadores turísticos, en febrero de 1976 se devalúa la peseta y en julio de 1977 concurre la devaluación Fuentes, una medida esperada que provocó retrasos especulativos en los pagos de extranjeros, lo que viene a explicar el residuo de junio; el residuo correspondiente a agosto debe ser interpretado asimismo como un efecto de esa misma medida.

En cuanto a los residuos correspondientes a la serie  $E_t$ , todos los que aparecen en los meses de marzo o abril se explican por la traslación de la Pascua; el residuo de octubre de 1975 es, probablemente, el efecto de una combinación de factores: el conflicto del Sahara

con Marruecos («Marcha Verde»), el fusilamiento de Hoyo de Manzanares, seguido por una campaña xenófoba y la inestabilidad política vivida en los últimos días de Franco. Asimismo, los residuos de julio y agosto de 1979 son también el efecto de la combinación de dos factores: incrementos de precios de los hoteles hasta en un 40 por 100 y el terrorismo anti-turismo, que culminó en los atentados de Chamartín y Barajas (10).

Antes de pasar a la exposición de los análisis de intervención de estas series merece la pena indagar el significado de los modelos univariantes expuestos, lo que, como se verá, nos conduce, de forma natural, a una nueva alternativa de modelización.

Los modelos aceptados tienen la forma:

$$\nabla \nabla_{12} \log z_t = (1 - \theta B) (1 - \theta B^{12}) a_t$$

que puede escribirse, trasponiendo los polinomios media móvil y desarrollándose en serie:

$$(1 - B) (1 + \theta B + \theta^2 B^2 + \dots) (1 - B^{12}) (1 + \theta B^{12} + \theta^2 B^{24} + \dots) \log z_t = a_t \quad [4]$$

Cada uno de los productos parciales:

$$(1 - B) (1 + \theta B + \theta^2 B^2 + \dots) \text{ y } (1 - B^{12}) (1 + \theta B^{12} + \theta^2 B^{24} + \dots)$$

puede volver a escribirse por:

$$\left[ 1 - \frac{(1 - \theta) B}{1 - \theta B} \right] \text{ y por } \left[ 1 - \frac{(1 - \theta) B^{12}}{1 - \theta B^{12}} \right]$$

El término  $\frac{(1 - \theta) B}{1 - \theta B}$ , aplicado a una variable  $z_t$  cualquiera, genera una media móvil exponencialmente decreciente de factor  $\theta$ , con primer término  $(1 - \theta) z_{t-1}$  que podemos representar por  $EWMA_{\theta}^1(z_{t-1})$ .

Análogamente el término

$$\frac{(1 - \theta) B^{12}}{1 - \theta B^{12}}$$

nos da una media móvil exponencialmente decreciente, de orden 12, que escribiremos por:

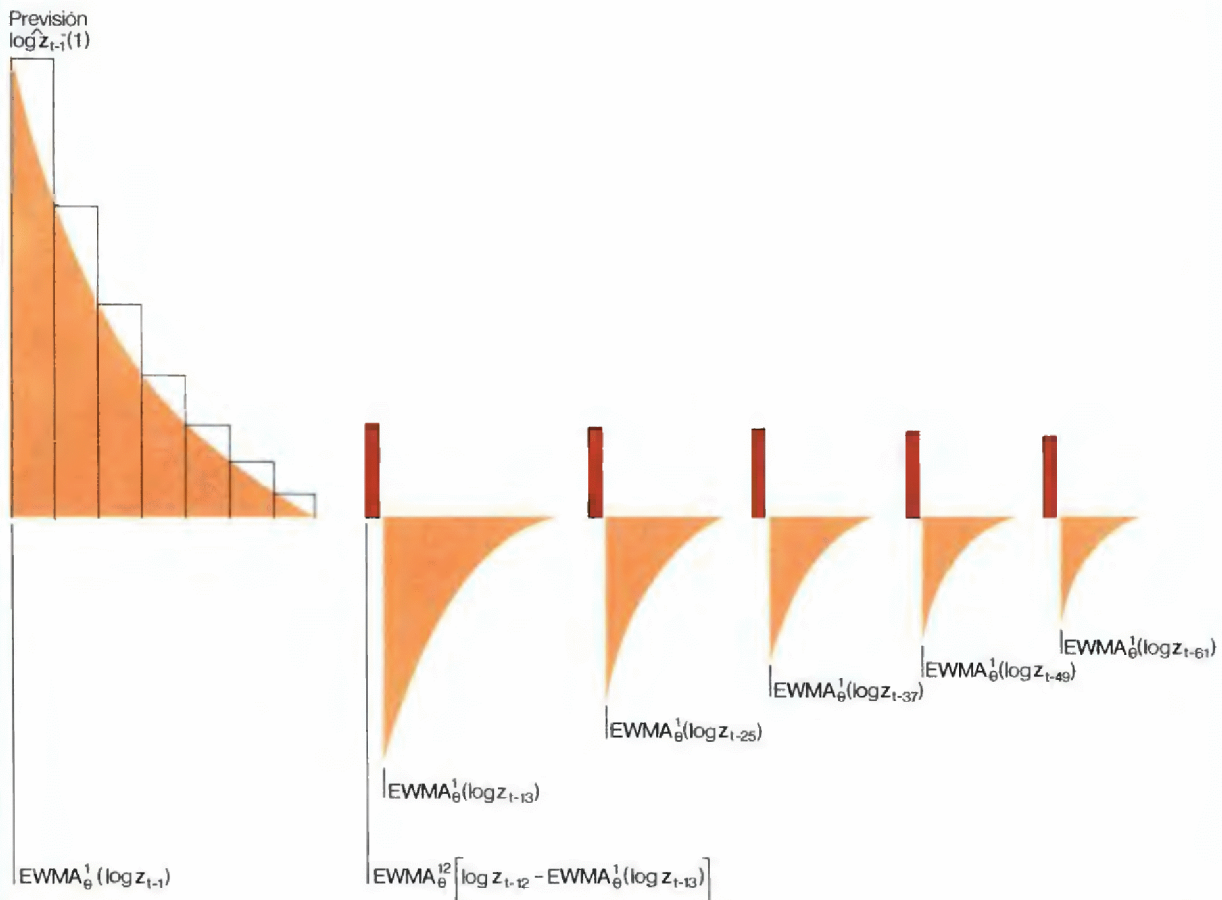
$$EWMA_{\theta}^{12}(z_{t-12}).$$

Así pues, efectuando las operaciones indicadas, trasponiendo términos y tomando esperanzas, [4] puede escribirse por:

$$\hat{\log} z_{t-1} (1) = EWMA_{\theta}^1(\log z_{t-1}) + EWMA_{\theta}^{12}[\log z_{t-12} - EWMA_{\theta}^1(\log z_{t-13})]$$

Así pues, en datos transformados, la previsión se forma considerando que su diferencia con el  $EWMA_{\theta}^1$  (media móvil de los últimos meses) es igual a una media móvil ( $EWMA_{\theta}^{12}$ ) de las diferencias entre cada uno de los meses homólogos de los años anteriores y el propio EWMA de los meses preceden-

**GRAFICO 6**  
**PESOS DE LA FUNCION DE PREVISION DE  $I_t$**



tes a éstos. (Véase el gráfico 6 para la formación de la predicción de  $I_t$ ).

El rasgo específico de los dos modelos que estamos comentando reside en el alto valor del factor de amortiguamiento,  $\theta$  (.93 para  $I_t$  y .88 para  $E_t$ ), que provoca que los respectivos  $EWMA_{\theta}^{12}$  se aproximen a una media aritmética. Ello sugiere que el ciclo estacional que se observa en los gráficos 4 y 5 puede representarse por una estructura determinista de tipo periódico (11).

#### 4.3. *Análisis de intervención y modelos con media periódica*

En esta sección se presentan dos tipos de modelos con análisis de intervención para cada una de las variables  $I_t$  y  $E_t$ . La diferencia entre los dos tipos de modelos reside en la forma de que se representa la estacionalidad, que en un caso es captada por la estructura ARIMA  $(1,1,1)_{12}$ , mientras que en otro aparece representada por una

media periódica a la que se superpone un polinomio autorregresivo estacional de orden 1.

En los modelos correspondientes a la serie  $I_t$ , se incluyen las siguientes variables artificiales:

$$T1267_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < 12/67 \\ 1 & \text{si } t \geq 12/67 \end{cases}$$

$$Q_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t \neq 6/74 \\ 1 & \text{si } t = 6/74 \end{cases}$$

$$T0276_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < 2/76 \\ 1 & \text{si } t \geq 2/76 \end{cases}$$

$$ED_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t \neq 6/77, 7/77 \\ -D_t/I_t & \text{si } t = 6/77 \\ D_t/I_t & \text{si } t = 7/77 \end{cases}$$

$$T0777_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < 7/77 \\ 1 & \text{si } t \geq 7/77 \end{cases}$$

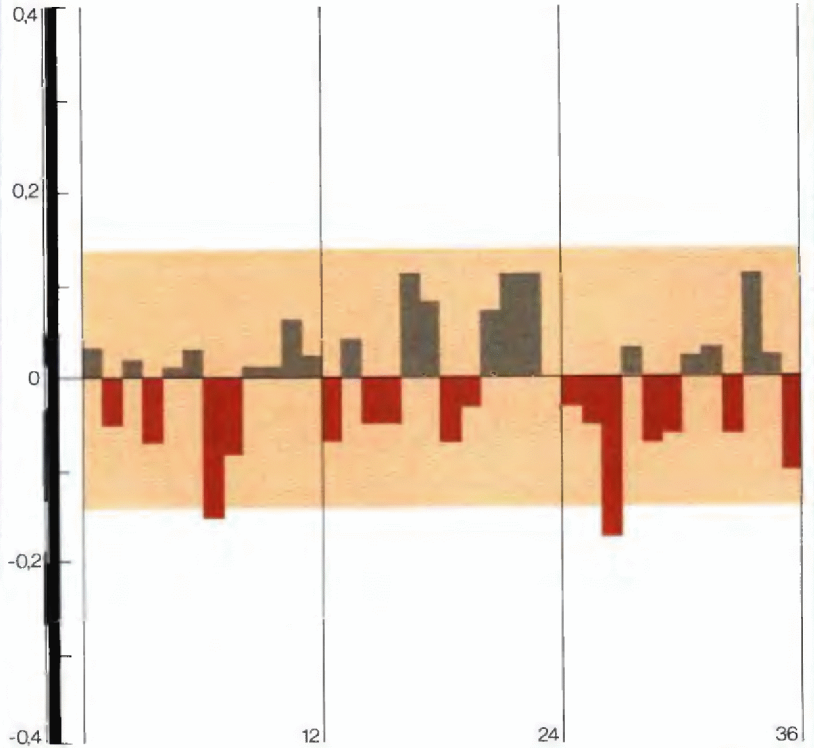
Las variables  $T1267_t$ ,  $T0276_t$ ,  $T0777_t$  son escalones y representan tres devaluaciones de la peseta que ocurrieron en 11/67, 2/76 y 7/77, respectivamente. La inclusión de  $T1267_t$  responde a la evidencia suministrada por la serie bajo la transformación  $\nabla \nabla_{12} \log$  (que no se ofrece), que representa un valor en 12/68 interpretable como un hipo de un escalón en 12/67, interpretación que recibe el apoyo de la información *a priori*. La variable  $Q_t$  es un pulso que representa el efecto restringido a junio de 1974 de la quiebra de varios operadores turísticos. La variable  $ED_t$  representa retrasos especulativos en los pagos provocados por la fuerte expectativa de devaluación de la peseta existente en 6/77. La variable está definida de forma tal que su coeficiente es la cantidad de divisas (medida en dólares) cuyo ingreso se retrasa de junio a julio. La variable circunscribe los efectos especulativos a los meses de junio y julio, porque empíricamente no se detecta la necesidad de una parametrización más compleja (12).

Los modelos de  $E_t$  incluyen las siguientes variables artificiales:

- $PAS_t$  que toma el valor 1 en el mes en que la Pascua cae íntegramente en ese mes, .5 si  $t$  corresponde a marzo o abril y la Pascua está a caballo entre ambos meses y 0 en los demás casos.

- $P1075 = \begin{cases} 1 & \text{si } t = 10/75 \\ 0 & \text{si } t \neq 10/75 \end{cases}$
- $P0779 = \begin{cases} 1 & \text{si } t = 7/79 \\ 0 & \text{si } t \neq 7/79 \end{cases}$

**GRAFICO 7  
FUNCION DE AUTOCORRELACION SIMPLE  
DE LOS RESIDUOS MODELO CON ANALISIS  
DE INTERVENCION DE  $I_t$**



Las variables  $P1075$  y  $P0779$  son pulsos (con una función de transferencia  $\omega_0 + \omega_1 B$ ) que representan los sucesos ya comentados acaecidos en esas fechas.

La variable  $PAS_t$  recoge el efecto especial de las fiestas de Pascua sobre la entrada de extranjeros.

Los modelos finalmente aceptados con las variables de intervención definidas arriba se presentan en el cuadro n.º 3. Los correlogramas residuales correspondientes a la serie de  $I_t$  se presentan en los gráficos 7 y 8.

En los modelos que tienen una estructura periódica de tipo determinista ésta se representa por medio de once variables periódicas de orden anual que se definen de la siguiente forma:

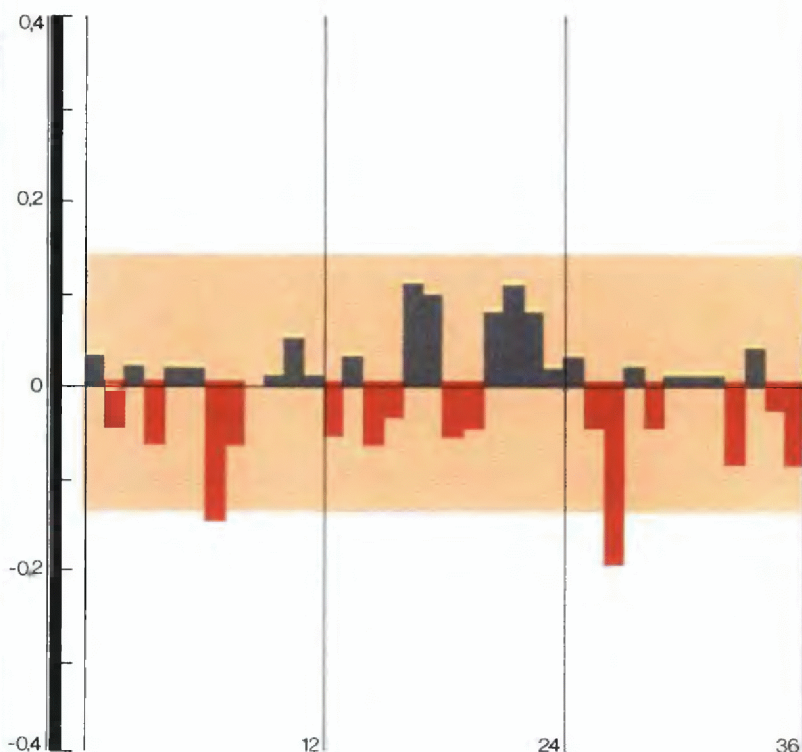
$$P_{jt} = \begin{cases} 1 & \text{si } t=j+12\tau, j=1, 2, \dots, 11. \\ -1 & \text{si } t=12\tau \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

donde  $j$  representa el mes y  $\tau$  años completos.

La variable así definida estima doce componentes periódicos  $S_j$   $j=1, 2, \dots, 12$ , tales que:

$$S_j = \alpha_j p_j \text{ si } j = i \neq 12$$

**GRAFICO 8  
FUNCION DE AUTOCORRELACION PARCIAL  
DE LOS RESIDUOS MODELO CON ANALISIS  
DE INTERVENCION DE  $I_t$**



$$S_j = - \sum_{i=1}^{11} \alpha_i p_i \text{ si } j = 12$$

en forma tal que se incorpora

la restricción  $\sum_{j=1}^{12} S_j = 0$  (13).

Los modelos finales de  $I_t$  y  $E_t$  con análisis de intervención y media periódica se presentan en los cuadros núms. 3 y 4. Los correlogramas residuales de la serie  $I_t$  responden a los gráficos 9 y 10.

#### 4.4. Modelos bivariantes y análisis de intervención. Resumen

Cuando a una o ambas series,  $I_t$  y  $E_t$ , se les descuentan los efectos estimados en la sección precedente mediante análisis de intervención, el término MA (1,1,2) se hace no significativo. Cuando se decala la variable  $I_t$ , la estructura de la función de transferencia implícita desde  $E_t$  a  $I_t$  se conserva, pero los parámetros se hacen algo más pequeños. Esta experiencia motivó la opción de no intervenir previamente ninguna

serie en los análisis de la siguiente sección.

## 5. ANALISIS MULTIVARIANTE: PASO INTERMEDIO HACIA EL MODELO FINAL

### 5.1. Selección de variables

Como ya se ha comentado, las variables consideradas en la modelización bajo la forma de series temporales múltiples han sido  $I_t$  (ingresos en pesetas corrientes),  $E_t$  («turistas»),  $P_t$  (precios españoles),  $D_t$ ,  $L_t$ ,  $M_t$  (cotizaciones del dólar, la libra y el marco, respectivamente). Dado que los programas de cálculo disponibles para modelos ARMA múltiples no permiten estimar conjuntamente más de cinco series, se han utilizado tres versiones del vector temporal  $Z_t$ , en cada uno de los cuales se excluye la cotización de una de las monedas mencionadas.

En defecto de un adecuado índice de precios turísticos (que nos obliga a medir  $I_t$  en pesetas corrientes), la inclusión de la variable  $P_t$  cumple una triple función: actúa como deflactor aproximado de  $I_t$  y simultáneamente mide la elasticidad ingresos-precios (14). Adicionalmente permite contrastar la hipótesis de existencia de causalidad en el sentido inverso.

La elección de tipos de cambio simples frente a índices de precios y tipos de cambio es, quizá, más discutible. Efectivamente podrían elaborarse dos índices, considerando precios y tipos de cambio, uno de los cuales midiese el precio del turismo en España frente al de

bienes sustitutivos, mientras que un segundo podría representar los precios turísticos en España en relación al resto de bienes de la demanda interna de los países emisores. La opción expuesta, aunque no es rechazable por principio, implica asignar ponderaciones, por criterios más o menos razonables, pero en todo caso *a priori*, que, en el caso de elasticidades muy diferentes, podrían perturbar o encubrir por completo las verdaderas relaciones. Por supuesto nuestra opción, representar una relación de cambio por uno o dos tipos de cambio simples, tampoco es, ni mucho menos, óptima. El tema, que afecta a todos los modelos del sector exterior, está, para nosotros, abierto y debe ser objeto de ulteriores investigaciones.

Al igual que ocurre en el modelo bivalente, cuando  $I_t$  es corregida por las intervenciones propuestas en la sección 4.3, si al modelo se incorporan las variables  $P_t$  y dos de las tres series de cotizaciones ( $D_t$ ,  $L_t$ ,  $M_t$ ) la realimentación de  $I_t$  sobre  $E_t$  desaparece. Asimismo no se detecta relación desde  $I_t$  a cualquiera de las nuevas variables. Ello nos permitió desplazar la variable  $I_t$  un período, lo que implica suponer que las relaciones simultáneas que el modelo recoge en la nueva definición del vector  $Z_t$  responden a la influencia de las demás variables sobre  $I_t$ .

La modelización empleando la forma ARMA vectorial juega aquí un papel intermedio; se desemboca en modelos donde la diferencia regular de  $I_t$  puede suprimirse. Este hecho es usado, junto a los resultados del análisis de intervención, para llegar a un modelo con función

CUADRO N.º 3

ANALISIS DE INTERVENCION DE LA SERIE DE ENTRADAS

$$\log E_t = .23 \text{ PAS}_t - (.25 + .18 B) \text{ P1075}_t - (.24 + .21 B) \text{ P0779}_t + N_t$$

(.01)                      (.05) (.05)                      (.05) (.05)

$$(1 - .35 B^{12}) \nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .35 B - .14 B^2) (1 - .88 B^{12}) a_t$$

(.07)                      (.07)                      (.07)                      (.03)

$$\sigma_a^2 = .38 e - 02$$

ANALISIS DE INTERVENCION DE LA SERIE DE INGRESOS

$$\log I_t = .24 \text{ T1267}_t - .23 \text{ Q}_t + 74.77 \text{ ED}_t + .20 \text{ T0276}_t + .43 \text{ T0777}_t + N_t$$

(.07)                      (.07)                      (19.40)                      (.07)                      (.09)

$$(1 - .18 B^{12}) \nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .49 B) (1 - .90 B^{12}) a_t$$

(.07)                      (.06)                      (.02)

$$\sigma_a^2 = .74 e - 02$$

CUADRO N.º 4

MODELO CON MEDIA PERIODICA Y ANALISIS DE INTERVENCION DE ENTRADAS

$$\log E_t = .23 \text{ PAS}_t - (.25 + .18 B) \text{ P1075}_t - (.24 + .21 B) \text{ P0779} - .53 \text{ P1}_t -$$

(.01)                      (.05) (.05)                      (.05) (.05)                      (.02)

$$- .63 \text{ P2}_t - .42 \text{ P3}_t - .25 \text{ P4}_t - .01 \text{ P5}_t + .26 \text{ P6}_t + .92 \text{ P7}_t + 1.09 \text{ P8}_t +$$

(.02)                      (.02)                      (.02)                      (.02)                      (.02)                      (.02)                      (.02)

$$+ .43 \text{ P9}_t - .13 \text{ P10}_t - .48 \text{ P11}_t + N_t$$

(.02)                      (.02)                      (.02)

$$(1 - .4 B^{12}) \nabla N_t = (1 - .34 B - .14 B^2) a_t$$

(.07)                      (.07)                      (.07)

$$\sigma_a^2 = .36 e - 02$$

MODELO CON MEDIA PERIODICA Y ANALISIS DE INTERVENCION DE INGRESOS

$$\log I_t = .24 \text{ T1267}_t - .23 \text{ Q}_t + .20 \text{ T0276}_t + 76 \text{ ED}_t + .43 \text{ T0777}_t - .25 \text{ P1}_t -$$

(.07)                      (.07)                      (.07)                      (19)                      (.09)                      (.02)

$$- .42 \text{ P2}_t - .33 \text{ P3}_t - .18 \text{ P4}_t - .10 \text{ P5}_t + .18 \text{ P6}_t + .49 \text{ P7}_t + .60 \text{ P8}_t +$$

(.02)                      (.02)                      (.02)                      (.02)                      (.02)                      (.02)                      (.02)

$$+ .34 \text{ P9}_t + .13 \text{ P10}_t - .13 \text{ P11}_t + N_t$$

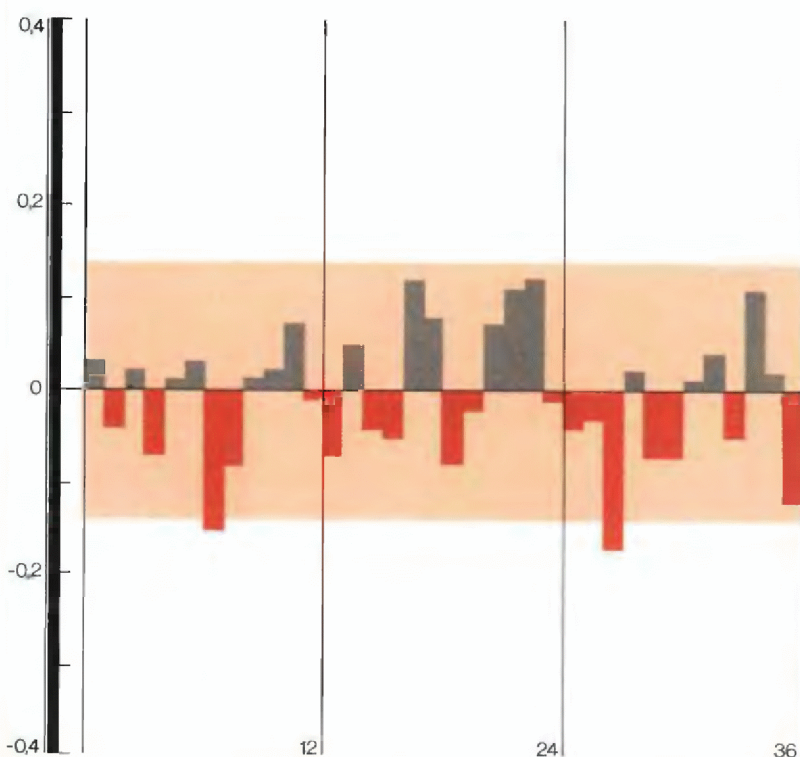
(.02)                      (.02)                      (.02)

$$(1 - .20 B^{12}) (\nabla N_t - .006) = (1 - .49 B) a_t$$

(.07)                      (.003)                      (.06)

$$\sigma_a^2 = .71 e - 02$$

**GRAFICO 9  
FUNCION DE AUTOCORRELACION SIMPLE  
DE LOS RESIDUOS MODELO CON MEDIA  
PERIODICA DE  $I_t$**



de transferencia y análisis de intervención.

### 5.2. Especificación

Cada una de las series individuales está sometida a la transformación logarítmica, que evita los problemas de heterocedasticidad y comporta la ventaja suplementaria de su sencilla interpretabilidad en términos económicos (véanse gráficos 11, 12, 13 y 14).

Las series, individualmente consideradas, tienen modelos

con diferente grado de diferenciación. La serie  $\log P_t$  tiene una estructura básica, en una muestra 1966-81,  $ARIMA(0,2,1) \times (0,1,1)_{12}$ , a la que se pueden incorporar, cuando se realiza análisis de intervención, polinomios  $AR(1)$  regular y estacional (15).

Las series  $\log D_t$ ,  $\log L_t$ ,  $\log M_t$  se representan por modelos  $ARIMA(0,1,1)$ . Aunque los detalles de estas modelizaciones no se presentan aquí, debe señalarse que, debido al alto grado de intervención que estas series soportan, ni los modelos univariantes ni aquellos donde se in-

cluyen variables artificiales para captar los momentos más destacados de esa intervención son completamente satisfactorios (16).

Teniendo en cuenta la discusión realizada hasta aquí sobre las series  $I_t$  y  $E_t$ , resumimos en el cuadro n.º 5 la información de partida sobre el grado de diferenciación de los respectivos modelos univariantes.

**CUADRO N.º 5**

SERIE	$\nabla$	$\nabla_{12}$
$\log E_t$ . . . . .	1	1
$\log I_t$ . . . . .	1	1
$\log P_t$ . . . . .	2	1
$\log D_t$ . . . . .	1	0
$\log L_t$ . . . . .	1	0
$\log M_t$ . . . . .	1	0

En Box y Tiao (1977) se aconseja, para el caso de análisis de series temporales múltiples, retener la hipótesis de que los rasgos de no estacionariedad de cada una de las series individuales (que precisarían de diferenciación para ser captadas en términos de modelización univariante) podrían deberse a un pequeño subconjunto de componentes casi no estacionarios, pudiendo existir relaciones contemporáneas estables entre el conjunto de variables consideradas. Si la hipótesis es cierta, las series no precisarían diferenciación, o el grado de ésta puede reducirse.

En nuestro caso parece poco plausible que el comportamiento dinámico de  $P_t$ , por ejemplo, se deba a componentes próximos a la no estacionariedad comunes al resto de series. Por el contrario, es razonable su-

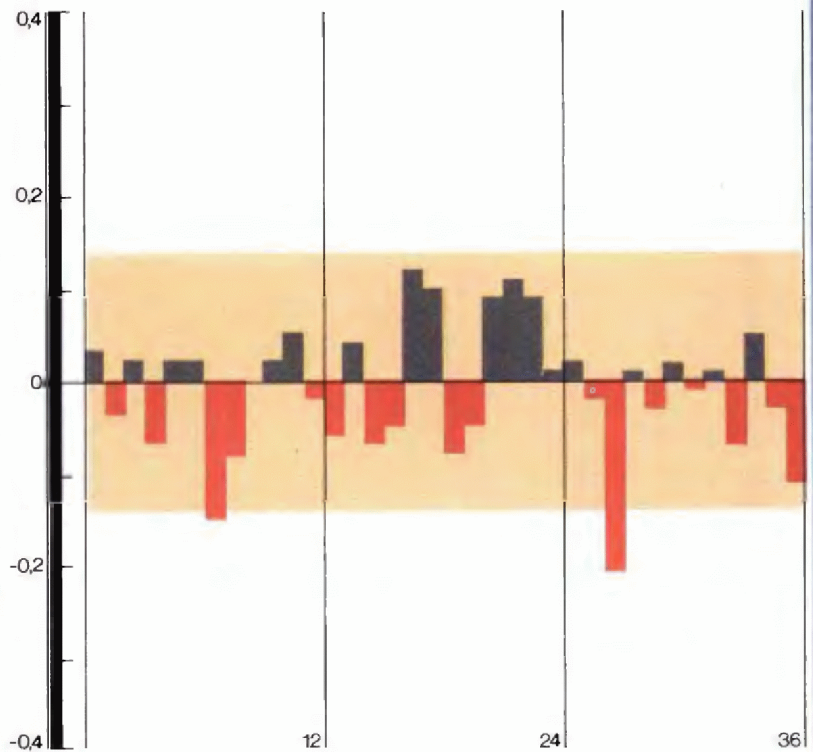
poner que el crecimiento y la estacionalidad no estacionaria de  $I_t$  podrían ser captadas por el resto de las series incluidas en el sistema.

Así pues, se plantea el siguiente dilema: si definimos el vector múltiple aplicando a todas las series el grado mínimo de diferenciación común (una diferencia regular), alguna de las series del sistema exhibirá un comportamiento no estacionario. Si por el contrario aplicamos a cada serie el nivel de diferenciación precisa para que su comportamiento individual sea estacionario, las relaciones entre series con diferente grado de diferenciación serán bien explosivas, bien transitorias. La solución dada al dilema consiste en aplicar el mínimo grado de diferenciación común a todas las series e introducir las diferencias adicionales en la correspondiente matriz autorregresiva, restringiendo los parámetros correspondientes a la unidad.

La forma de operar propuesta tiene sus ventajas y sus inconvenientes. Entre estos últimos destaca el hecho de que todas las relaciones estables entre las variables deben captarse a través de la matriz polinomial autorregresiva, lo que puede ir en detrimento de una parametrización escueta. El contrapunto se encuentra en el hecho de que la matriz media móvil permite la representación de relaciones a corto plazo (con ganancia nula) si el *input* tiene un grado de diferenciación mayor que el *output* o la existencia de relaciones con «filtros no estacionarios» en el caso opuesto, todo ello en forma simultánea a la captación de relaciones estables.

Los gráficos 15 y 16 son, respectivamente, las funciones ge-

**GRAFICO 10  
FUNCION DE AUTOCORRELACION PARCIAL  
DE LOS RESIDUOS CON MEDIA  
PERIODICA DE  $I_t$**



neralizadas de correlación simple y parcial estimadas para las series (17):

- 1:  $\nabla \log E_t$
- 2:  $\nabla \log I_t$
- 3:  $\nabla \log P_t$
- 4:  $\nabla \log D_t$
- 5:  $\nabla \log M_t$

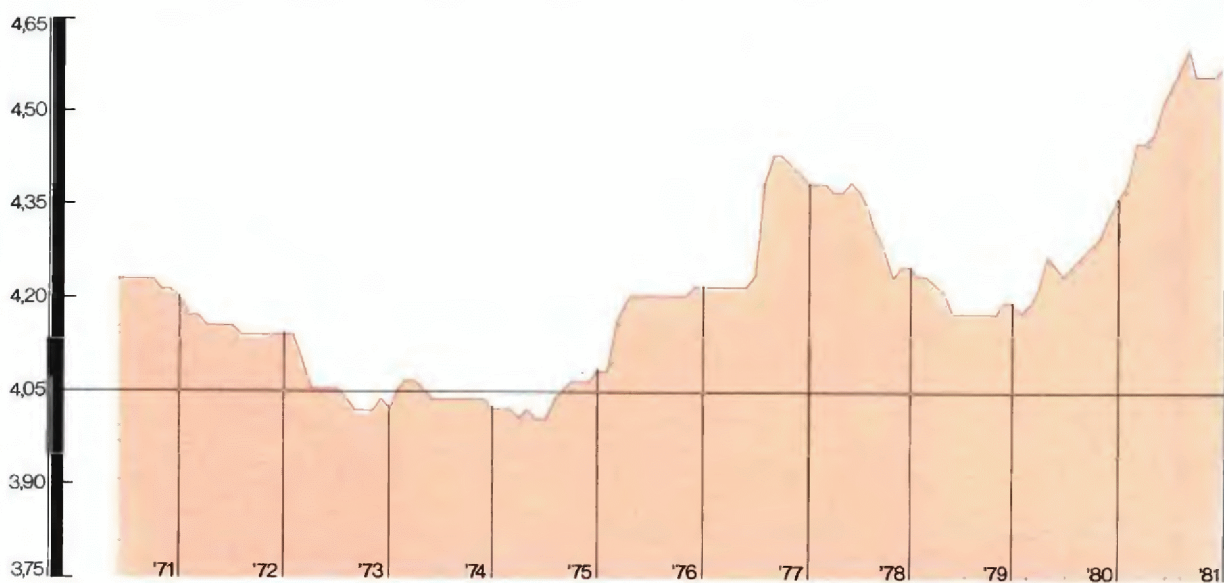
El lector habrá notado que del comportamiento de la función generalizada de correlación simple (f.g.c.s.) y de la función generalizada de correlación parcial (f.g.c.p.) parece inferirse que nuestro modelo es de la clase ARMA, probablemente con grados (1,1) en su parte regular. Cuando este es el caso, el

procedimiento usado por Box y Tiao (1979), identificar el orden de las matrices y discriminar mediante diagnóstico los términos significativos de los que no lo son, no es, en muchos casos, practicable, ya que, si se mantienen las matrices «llenas», la estimación de los modelos suele fracasar debido a las altas correlaciones entre los parámetros, peligro mayor cuanto más grande es el número de series que se manejan en un solo análisis.

En la situación descrita el proceso estimación-diagnóstico es muchas veces poco concluyen-



**GRAFICO 11**  
**LOGARITMO DE LA MEDIA MENSUAL DE LA COTIZACION DEL DOLAR**  
**(4/71 - 12/81)**



**GRAFICO 12**  
**LOGARITMO DE LA MEDIA MENSUAL DE LA COTIZACION DE LA LIBRA**  
**(4/71 - 12/81)**



**GRAFICO 13**  
**LOGARITMO DE LA MEDIA MENSUAL DE LA COTIZACION DEL MARCO**  
**(4/71 - 12/81)**



te. En nuestro caso, el número de estimaciones realizadas ha sido muy grande.

Para una descripción sucinta de los experimentos realizados, debe señalarse que esta parte del trabajo se ha dividido en dos etapas netamente diferenciadas. En un primer estadio, todas las variables se consideran simultáneamente. Una vez comprobado que no parece existir realimentación desde  $I_t$  al resto de variables, se opta por decalar un período la serie de ingresos para captar en el modelo las «relaciones simultáneas», lo que implica reconducir el análisis en la dirección de función de transferencia. En consistencia con la nueva definición del vector, con

la variable  $I_t$  decalada, la especificación de los modelos pasa de la estructura  $ARMA(1,1) * ARMA(0,1)_{12}$  a la estructura  $ARMA(2,1) * ARMA(0,1)_{12}$ . En esta especificación todos los parámetros de la matriz autorregresiva de segundo orden que suponen relaciones hacia  $I_t$  del resto de variables resultan muy correlacionadas con los correspondientes parámetros de la matriz  $AR(1)$ . De hecho la matriz  $AR(2)$  queda reducida a un solo parámetro, el correspondiente a la «función de transferencia» de  $E_t$  sobre  $I_t$ .

Ninguno de los modelos alcanzado en esta fase es completamente satisfactorio. Las f.g.c.s. de los residuos suelen

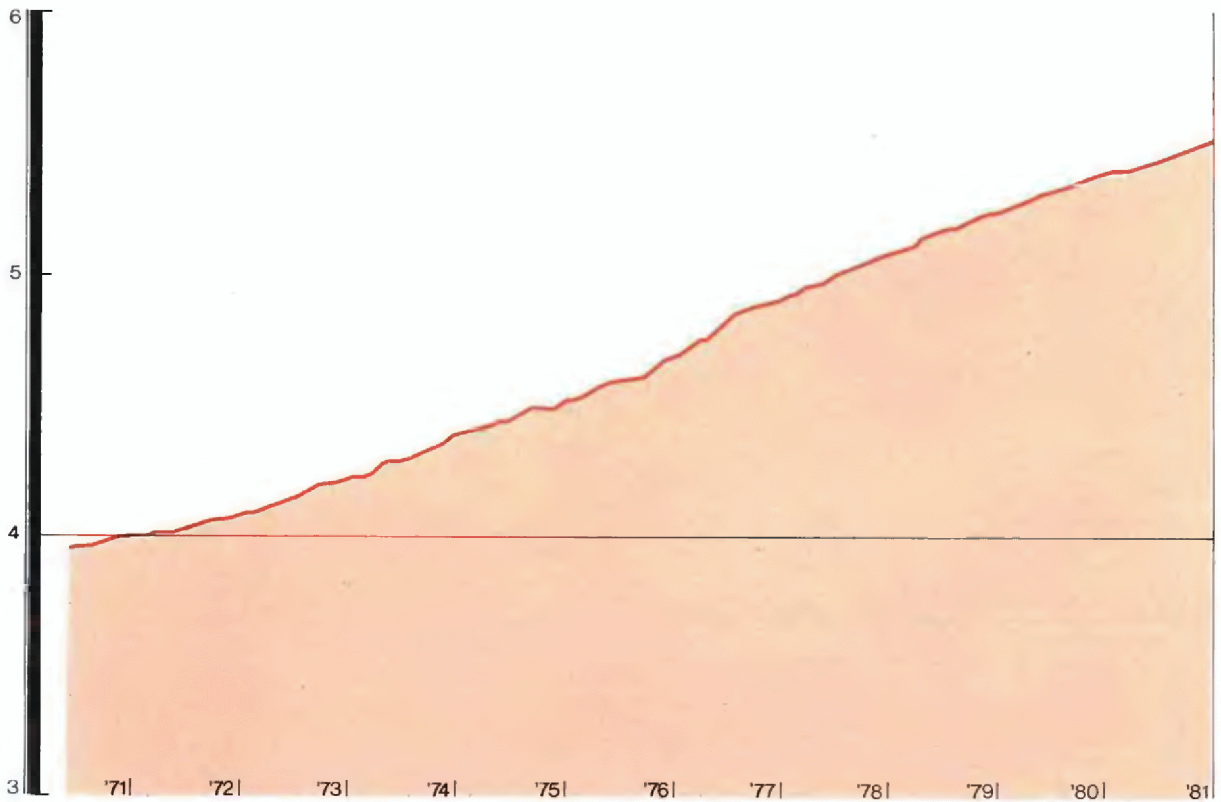
tener algún término significativo en las filas o columnas de los tipos de cambio, lo que remite nuevamente a las limitaciones, repetidamente señaladas, en la modelización de esas series.

El modelo adjunto, que podría ser denotado como el «penúltimo experimento» de esta fase de la investigación, es suficientemente ilustrativo de los progresos y limitaciones de los modelos construidos utilizando la forma ARMA-vectorial.

El gráfico 17 corresponde a la f.g.c.s. residual del anterior modelo.

En el modelo expuesto, las series  $I_t$  y  $M_t$  aparecen afectadas por una o varias de las otras

GRAFICO 14  
LOGARITMO DEL INDICE DE PRECIOS AL CONSUMO



series, siendo siempre la causalidad unidireccional. La cotización del marco, de alguna manera, el «tipo de cambio», aparece afectado por los precios interiores con una elasticidad de .5, lo que es fácilmente interpretable por la teoría económica. A su vez la serie  $I_t$  aparece relacionada con  $E_t$ ,  $P_t$  y  $L_t$ . Los parámetros de las relaciones son bastante aceptables, con la excepción de la relación de  $P_t$  sobre  $I_t$  que es captada con un parámetro muy grande (2.1). De hecho, esto no ocurría en análisis anteriores donde el parámetro mencionado se conserva menor que la unidad. De la secuencia de resultados parece inferirse que el parámetro se hace

más grande cuando la media móvil regular de  $I_t$  tiende a la unidad.

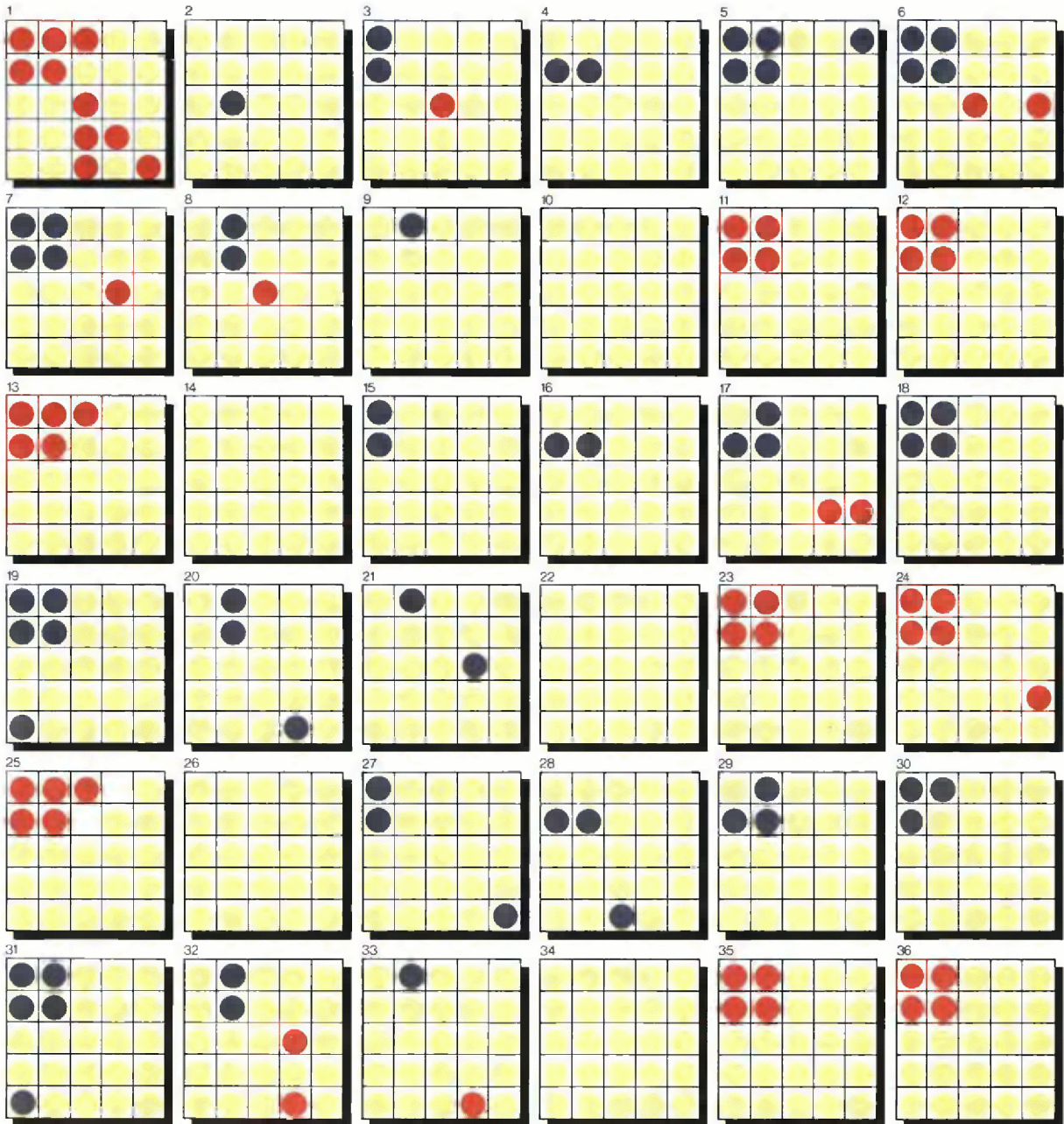
La «división del trabajo» entre  $L_t$  y  $M_t$ , remitiendo indudablemente a las insuficiencias repetidamente mencionadas de las modelizaciones del tipo de cambio, tiene sin embargo cierto sentido. Efectivamente, de contactos mantenidos por el autor con empresarios del sector, parece desprenderse que mientras el turista inglés es muy sensible al tipo de cambio, el turista alemán es más estable en su comportamiento. De ahí que lo que conceptualizamos como «la relación del tipo de cambio con los ingresos turísticos» se cana-




lice a través de la variable  $L_t$ . De otra parte, la evolución del tipo de cambio marco/peseta parece que representa mejor que los otros tipos de cambio considerados la evolución del «conjunto» de nuestra «relación de cambio» en términos generales. De ahí que relaciones económicas de tipo más global que las estrictamente turísticas se capten, preferentemente, a través de  $M_t$ .

La f.g.c.s. sugiere que, simultáneamente a la supresión de la diferencia regular y la media móvil regular (1,2,2), debe introducirse un factor autorregresivo en la posición (1,2,2). Una vez realizada esta operación, todos

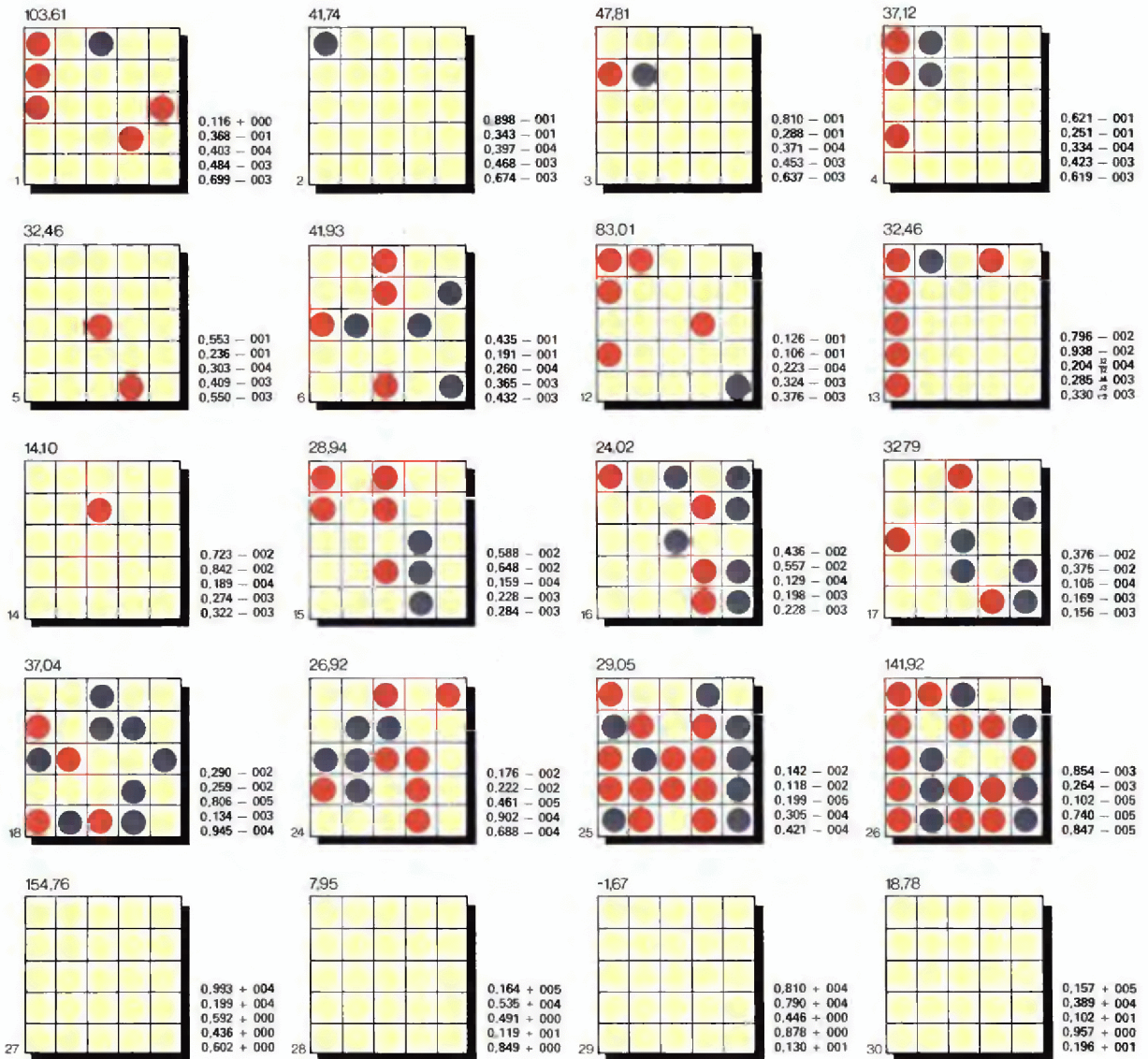


**GRAFICO 15**  
**FUNCION GENERALIZADA DE CORRELACION SIMPLE DE LAS SERIES**  
**1:  $\nabla \text{Log } E_t$ ; 2:  $\nabla \text{Log } I_t$ ; 3:  $\nabla \text{Log } P_t$ ; 4:  $\nabla \text{Log } D_t$ ; 5:  $\nabla \text{Log } M_t$**



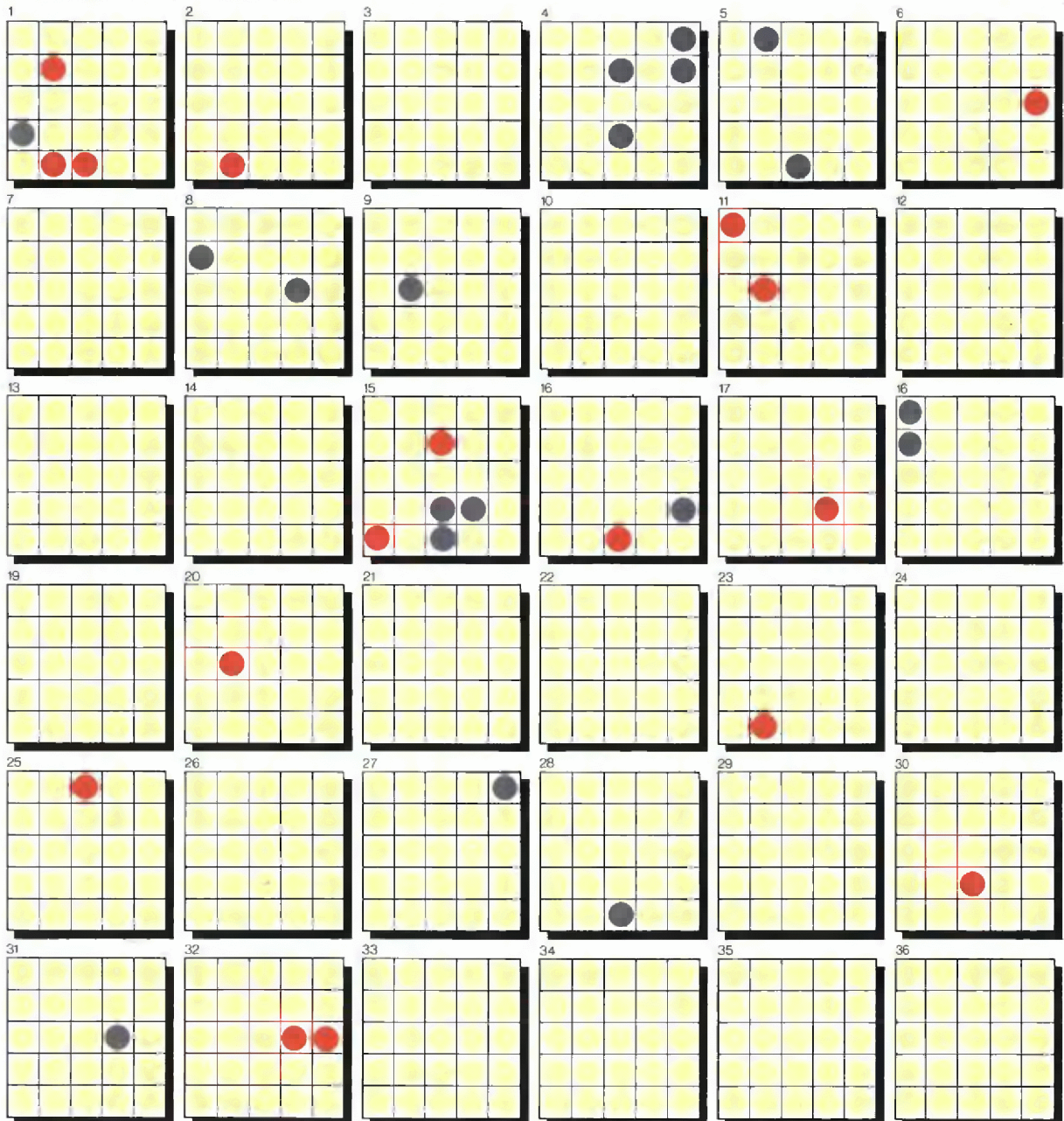
 valor no significativo  
 valor significativo y positivo  
 valor significativo y negativo

**GRAFICO 16**  
**FUNCION GENERALIZADA DE CORRELACION PARCIAL DE LAS SERIES**  
**1:  $\nabla \text{Log } E_t$ ; 2:  $\nabla \text{Log } I_t$ ; 3:  $\nabla \text{Log } P_t$ ; 4:  $\nabla \text{Log } D_t$ ; 5:  $\nabla \text{Log } M_t$**



valor no significativo  
 valor significativo y positivo  
 valor significativo y negativo  
 MLD  
 varianzas residuales

**GRAFICO 17**  
**FUNCION GENERALIZADA DE CORRELACION SIMPLE DE LOS RESIDUOS**  
**DEL MODELO ARMA-VECTORIAL DE 1:  $\nabla \text{Log } E_t$ ; 2:  $\nabla \text{Log } I_t$ ; 3:  $\nabla \text{Log } P_t$ ;**  
**4:  $\nabla \text{Log } L_t$ ; 5:  $\nabla \text{Log } M_t$**



- valor no significativo
- valor significativo y positivo
- valor significativo y negativo

ta a continuación es que integra los resultados precedentes en un único modelo. La variable  $\log L_t$  se descompone en tres sumandos: un escalón en 2/76 (devaluación Villar Mir), un escalón en 7/77 (devaluación Fuentes Quintana) y un componente residual que denotamos por  $RL_t$ . En la práctica, por motivos de comodidad, el escalón de 2/76 y el de 7/77 se representan por las variables escalón ya definidas,  $T0276_t$  y  $T0777_t$ . El modelo contiene, además, las variables estocásticas  $P_t$  y  $E_t$  y las variables artificiales  $Q_t$  y  $ED_t$ , que también han sido definidas anteriormente.

El modelo finalmente aceptado en este nivel del análisis es el siguiente:

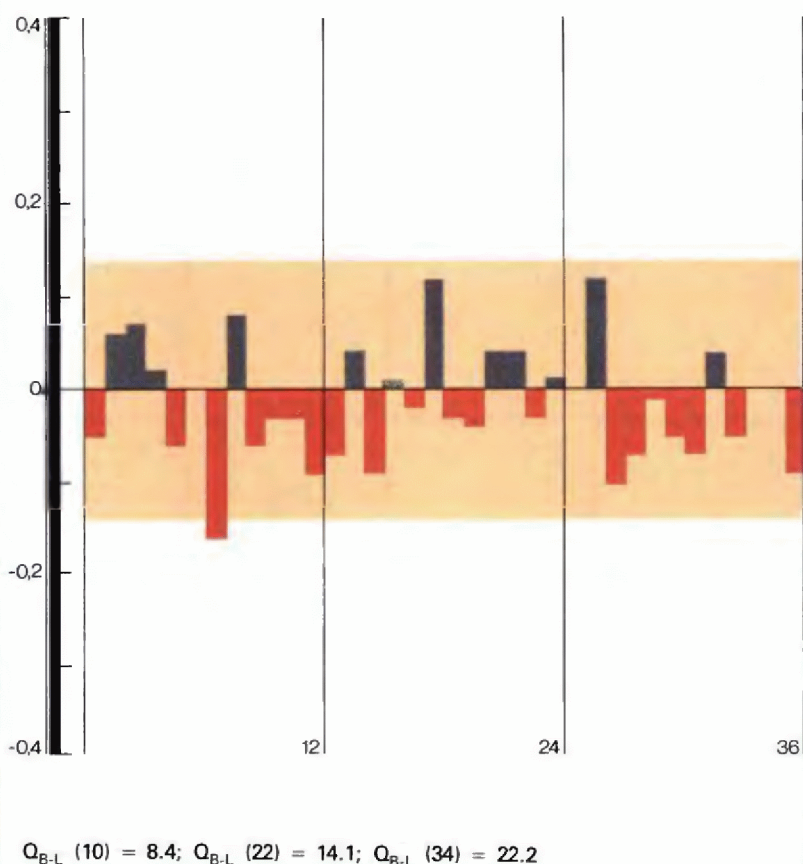
$$\begin{aligned} \log I_t = & (19 + .22 B) \log E_t + .38 RL_t + \\ & (.08) \quad (.07) \quad (.08) \\ & + .72 \log P_t + .91 ED_t - .21 Q_t + \\ & (.05) \quad (16) \quad (.07) \\ & + .22 \nabla T0276_t + .22 T0777_t + N_t; \quad [5] \\ & (.07) \quad (.06) \\ (1 - .44 B) \nabla_{12} N_t = & (1 - .88 B^{12}) a_t \\ & (.04) \quad (.03) \end{aligned}$$

$$\sigma_a^2 = .55 e^{-02}.$$

Las funciones de autocorrelación simple y parcial de los residuos estimados se corresponden con los gráficos 18 y 19; la serie residual aparece en el gráfico 20 y las funciones de correlación cruzada de los residuos de esta estimación con los correspondientes a los modelos univariantes de  $E_t$ ,  $P_t$ ,  $L_t$ , responden a los gráficos 21, 22 y 23, respectivamente.

Varios aspectos merecen comentario. En primer lugar, la ganancia estimada de la función de transferencia de  $E_t$  sobre  $I_t$  es .41, muy próxima a la estimada en [1]. En consecuencia, las críticas formuladas a [1] pue-

**GRAFICO 18**  
**FUNCION DE AUTOCORRELACION SIMPLE**  
**DE LOS RESIDUOS MODELO FINAL**

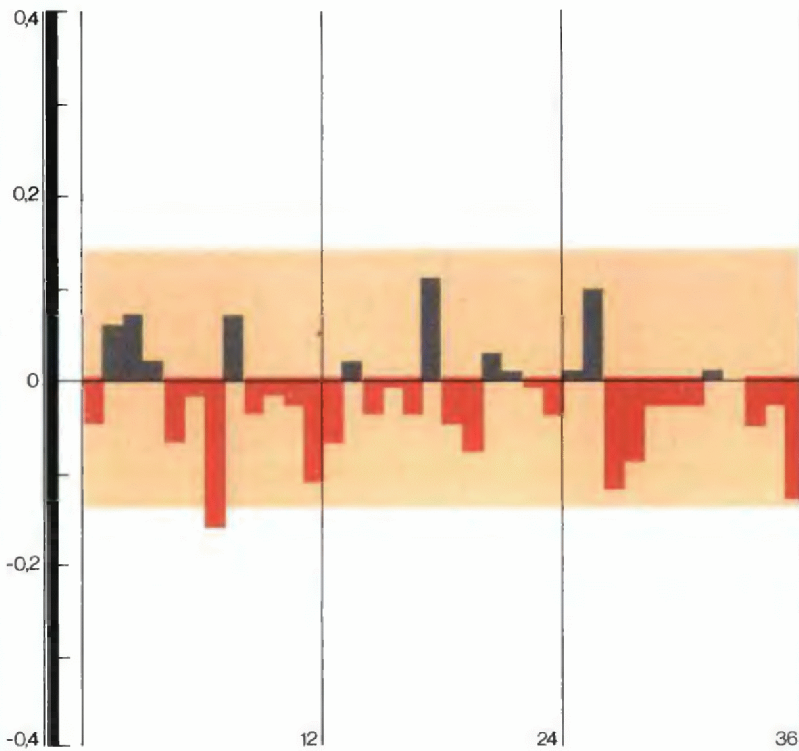


den trasladarse, íntegramente, aquí. La f.c.c. entre la serie residual del modelo y los residuos del modelo univariante de  $E_t$  parecen volver a sugerir adelantos sistemáticos en los pagos. Sin embargo, cuando el modelo se estima con la función de transferencia  $(\omega_{-1} B^{-1} + \omega_0 + \omega_1 B)$ , el parámetro  $\omega_{-1}$  no resulta significativo. El que la estructura del ruido siga precisando de una diferenciación estacional y un polinomio MA (1) estacional de valor .88 remite, junto a los aspectos que hemos comenta-

do arriba, a un mismo problema: la necesidad de representar la función de transferencia de  $E_t$  sobre  $I_t$  como una función de transferencia periódica de orden estacional. La evidencia en tal sentido recibe el apoyo indirecto de los modelos con media periódica de la sección 4.3; ya que, aceptada la función de transferencia [5], la estructura estacional de tipo determinista de  $I_t$  no se corresponde con la estructura periódica de  $E_t$ . En nuestra opinión ésta es una de las líneas de progreso funda-



**GRAFICO 19  
FUNCION DE AUTOCORRELACION PARCIAL  
DE LOS RESIDUOS MODELO FINAL**



parámetro correspondiente al escalón se estimó en .02, con una desviación típica de .05, lo que, obviamente, lo hacía no significativo. Sin embargo, la serie residual tenía un residuo positivo y mayor que  $2\sigma$  en 2/76. De ahí se pasó al modelo finalmente aceptado, aunque se realizaron algunos experimentos suplementarios. El más importante consistió en una descomposición de  $L_t$ , donde la devaluación Villar Mir era captada mediante un pulso. Usando esta segunda descomposición ( $\log L_t = RL'_t + \text{Pulso } 2/76 + \text{escalón } 7/77$ ), el modelo estimado no revelaba residuos importantes en el entorno de 2/76, pero el grado de ajuste era peor que el obtenido con el modelo aceptado.

## **7. LINEAS FUTURAS DE INVESTIGACION**

A lo largo del texto se han ido señalando diversos problemas y se han apuntado líneas de trabajo que no han sido cubiertas aún. Así se han mencionado repetidamente las dificultades que se derivan de la ausencia de una adecuada representación del tipo de cambio y obviamente ésta es una línea de investigación, difícil y apasionante a la vez, que deberá acometerse en el futuro. Consideraciones similares pueden hacerse para el problema de la representación de relaciones periódicas. Finalmente, la descomposición de  $E_t$  en turistas de diversas calidades, aproximadas por el medio de transporte empleado, es también una línea interesante. El problema aquí reside en que el segmento «entradas por avión» es internamente muy heterogéneo, ya

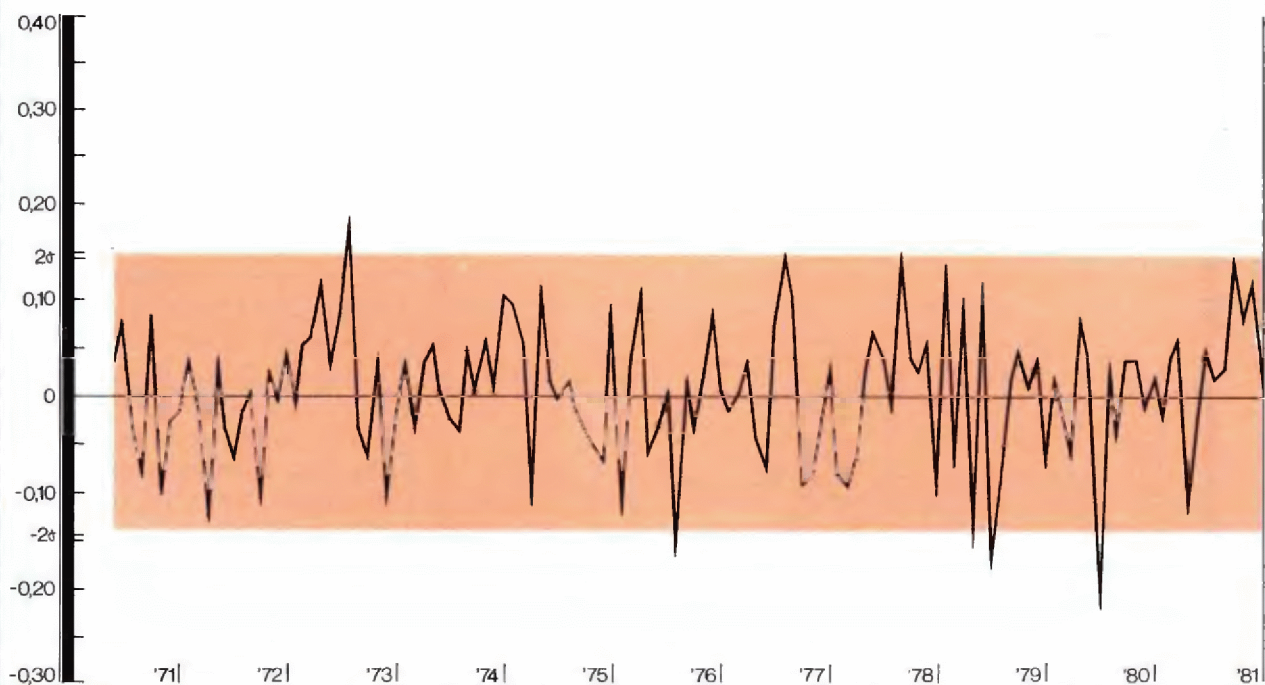
mentales que deben abordarse en subsiguientes investigaciones.

La f.c.c. de los residuos estimados de  $P_t$  en su correspondiente modelo univariante y los residuos de nuestro modelo parece sugerir la necesidad de un término  $\omega_1$  adicional en el modelo. Cuando el modelo se estima bajo esta especificación, los parámetros de la función de transferencia resultan muy correlacionados, lo que es un resultado idéntico al que se obtenía con la mencionada parame-

trización en el caso de los modelos ARMA—vectoriales.

Uno de los aspectos más curiosos del presente modelo es que el escalón de 2/76 aparece diferenciado, lo que de hecho lo transforma en un pulso. Los experimentos que dieron lugar a esa función de transferencia fueron los siguientes: inicialmente la variable se representó como un escalón, en sentido propio, en coherencia con los análisis de intervención de la sección 4.3. Sorprendentemente, el

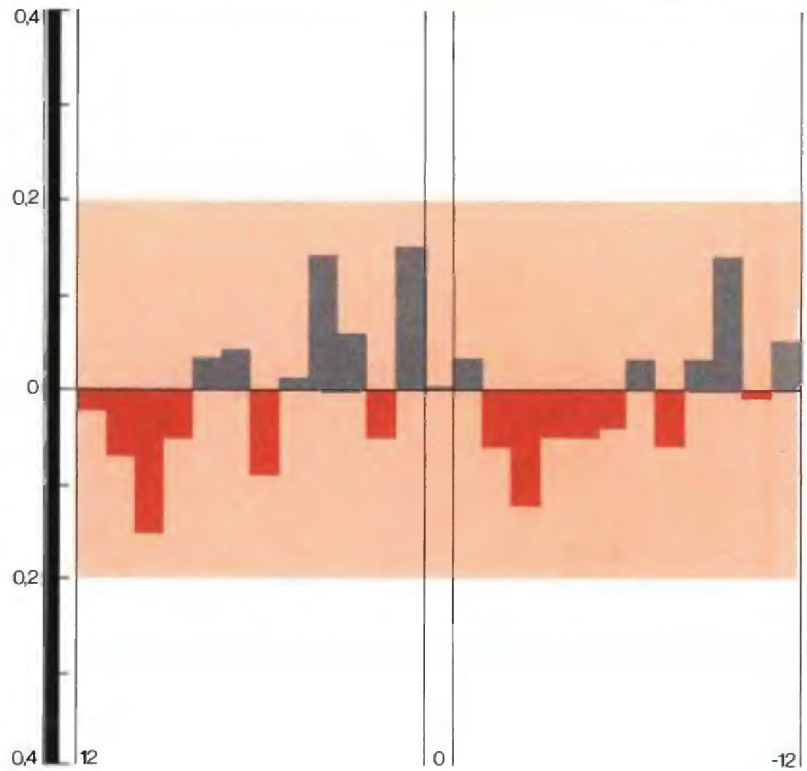
**GRAFICO 20**  
**RESIDUOS MODELO FINAL**



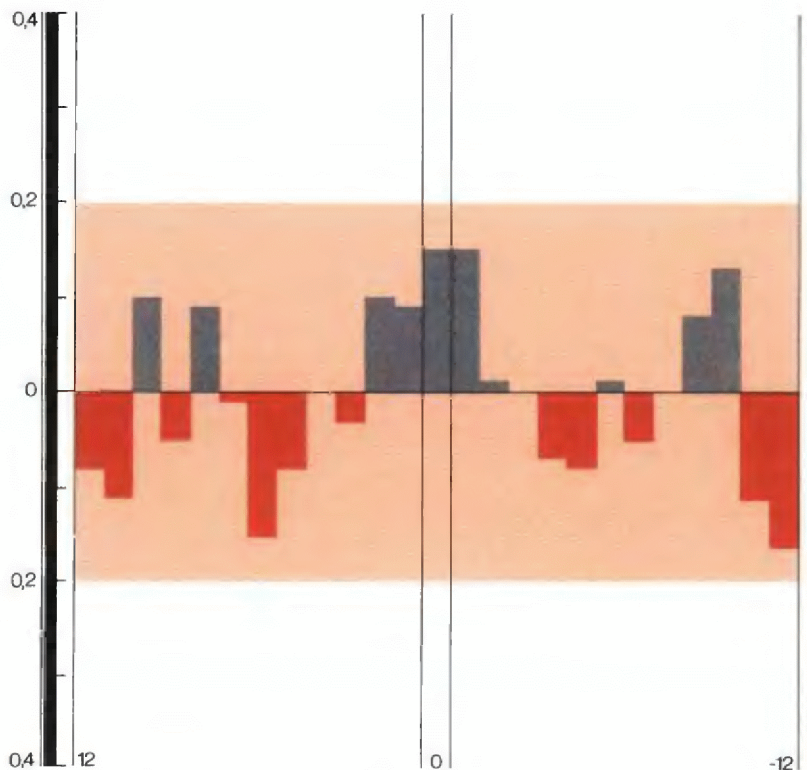
que se compone de entradas en vuelos organizados y en vuelos regulares, sin que se tenga información directa de la magnitud de los componentes mencionados. No obstante existen series de movimiento de pasajeros en vuelos regulares y en vuelos no regulares, pero éstos incluyen españoles y extranjeros, salidas y entradas. En la medida en que existe evidencia empírica de que la variable  $E_t$  varía periódicamente en su composición, es obvio que la descomposición analítica de la serie de «entradas por avión» y la obtención de relaciones con parámetros periódicos de orden estacional están íntimamente relacionados.

(\*) La mayor parte de los análisis básicos en los que se soporta el presente informe han sido producidos en el marco de la investigación *Análisis de las series temporales del turismo español*, financiada por el Instituto Español de Turismo (I.E.T.). El trabajo que aquí se presenta, específicamente, ha sido posible gracias a las ayudas a la investigación proporcionadas por el propio I.E.T., Entel y la Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social de la Confederación Española de Cajas de Ahorros. Soy deudor de Milagros Puelles y Antonio Ferreiro, que han colaborado conmigo en los trabajos desarrollados en el seno del I.E.T. Asimismo, debo expresar mi agradecimiento a Javier Martínez y a Alberto Ortiz que se han ocupado del cálculo informático y otra multitud de tareas conexas al presente trabajo. Más allá del uso tópico de la frase, el autor es el único responsable de los errores que subsistan en el texto.

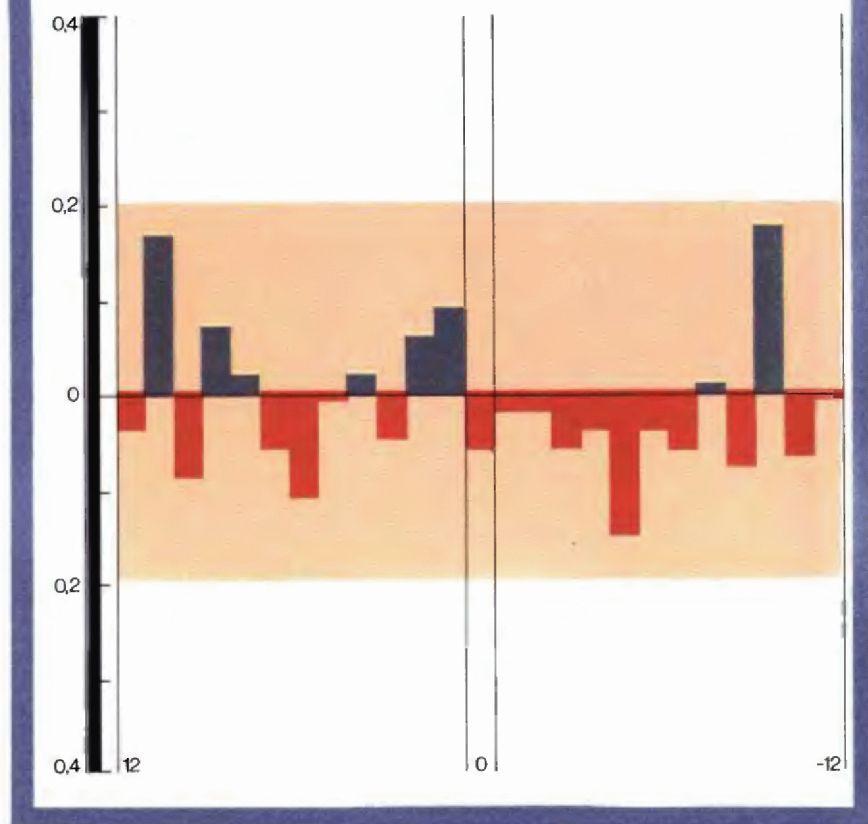
**GRAFICO 21**  
**FUNCION DE**  
**CORRELACION**  
**CRUZADA DE LOS**  
**RESIDUOS  $E_t$  vs.  $I_t$**



**GRAFICO 22**  
**FUNCION DE**  
**CORRELACION**  
**CRUZADA DE LOS**  
**RESIDUOS  $P_t$  vs.  $I_t$**



**GRAFICO 23  
FUNCION DE CORRELACION CRUZADA  
DE LOS RESIDUOS  $RL_t$  vs.  $I_t$**



**NOTAS**

(1) Este punto no se trata en el texto. Para una discusión sobre combinación de previsiones véase GRANGER NEWBOLD, 1977.

(2) Véase *Estudios Turísticos*, n.º 25, 1969.

(3) J. ALMAGRO, «Aplicaciones del enfoque Box-Jenkins en series del turismo español», *Cuadernos Económicos de ICE*, número 11-12, 1979.

(4) En efecto, el lector habrá notado que si la serie trimestral de entradas tiene un componente periódico  $p_i$ ,  $i = 1,2,3,4$ ; y la correspondiente función de transferencia (en datos trimestrales, naturalmente) es de la forma  $(\alpha_0 + \alpha_1 B)$ , donde B es el operador retardo,  $Bz_t \equiv z_{t-1}$ , el cociente de ambas series tendrá factores periódicos

$$\frac{\alpha_0 p_i + \alpha_1 p_{i-1}}{p_i}$$

(5) La hipótesis podría investigarse también con función de transferencia, decalando la variable  $I_t$  una vez identificado el

orden de los presuntos adelantos. De hecho, la hipótesis consiste en suponer una función de transferencia de la forma  $v(B) = v_{-n} B^{-n} + v_{-n+1} B^{-n+1} + \dots + v_0 + v_1 B + \dots$ , que no puede ser representada mediante realimentación. Ese enfoque, que, como se verá, ha sido usado en una fase posterior del trabajo, no fue considerado por dos razones: en primer lugar el preblanqueo  $I_t$  por  $E_t$  podría «destruir» relaciones en la medida en que la autocorrelación de la variable *output* estuviese inducida por autocorrelación del *input*; en segundo término, un modelo con realimentación puede ser necesario, incluso cuando la relación es unidireccional, a causa de la agregación temporal.

(6) El lector que lo desee puede recurrir al trabajo de BOX y TIAO, *An introduction to applied multiple time series*.

(7) Efectivamente, tanto la serie  $I_t$  como  $E_t$  admiten una representación mediante una media periódica y un factor autorregresivo de orden 12, como se verá más tarde.

(8) ALMAGRO, 1979.

(9) En una muestra hasta 1965-77 la serie  $E_t$  aceptaba la inclusión adicional de una estructura autorregresiva estacional de orden 2.

(10) En junio de 1980 hubo un rebrote del terrorismo anti-turismo. Basta leer la prensa diaria de ese período para observar la esencial diferencia de ese episodio con el del año precedente. De ahí que esta segunda edición del terrorismo anti-turismo no tuviese efectos apreciables.

(11) Para una discusión de modelos con media periódica véase: CLEVELAND y TIAO, «Modeling seasonal time series», *Economie Appliquée*, n.º 1, 1979.

(12) Para el modelo en datos trimestrales incluso no aparece la necesidad de la variable.

(13) Si en vez de operar con la definición propuesta operásemos con 12 variables

$$h_i = \begin{cases} 1 & \text{si } t = j + 12 \tau \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

al tomar diferencias, las variables se hacen linealmente dependientes y no se puede incorporar la restricción  $\sum S_j = 0$ .

(14) Obviamente, puesto que  $\log \frac{I_t}{P_t} = -\epsilon \log P_t$  equivale a  $\log I_t = (1 - \epsilon) \log P_t$ , donde  $\epsilon$  representa la elasticidad ingresos reales/precios.

(15) La serie de precios es en realidad el IPC, enlazado con el antiguo ICV, haciendo arbitrariamente iguales los niveles de enero de 1976. El INE ha realizado dos tipos de enlace que no se corresponden con el aquí propuesto: el «enlace legal», que iguala los niveles de diciembre de 1976 para ambas series y que tiene el inconveniente desde el punto de vista del análisis económico de incluir la vieja estructura de ponderaciones a lo largo de 1976, cuando ya se posee un nuevo índice presumiblemente más ajustado; el «enlace estructural» que consiste en hacer arbitrariamente iguales los niveles medios del IPC y el ICV a lo largo de 1976, período en el que ambos índices se solapan, aceptando, no obstante, las tasas de variación del nuevo IPC para 1976. Este enlace presenta el inconveniente de provocar un escalón artificial de diciembre-enero de 1976.

Para un informe de la modelización univariante de esta serie puede verse TREADWAY, 1980, y ALMAGRO y GARCIA-ATANCE, 1981.

(16) Véase TREADWAY, 1978, y FERREIRO, 1981, para los modelos univariantes de  $D_t$  y  $M_t$ .

(17) Junto a la función generalizada de autocorrelación parcial aparecen las varianzas residuales estimadas tras cada ajuste autorregresivo y el valor del estadístico  $M(1)$  que se comporta como una  $\chi^2$  con  $k^2$  grados de libertad si los residuos son ruido blanco; donde  $k$  es el número de series.

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- ALMAGRO, J., «Aplicaciones del enfoque Box-Jenkins a series del turismo español», *Cuadernos Económicos de ICE*, n.º 11-12, 1979.
- y GARCIA-ATANCE, S., *Salarios y Precios en la Economía Española*, S.G.T., Ministerio de Industria, 1981.
- BOX, G. E. P., y TIAO, G. C., «A canonical analysis of multiple time series», *Biometrika*, n.º 64, 1977, pág. 355.
- «An introduction to applied multiple time series analysis», *Technical report*, número 582, Department of Statistics, University of Wisconsin, 1979.
- CLEVELAND, W. P., y TIAO, G. C., «Modeling seasonal time series», *Economie Appliquée*, vol. XXIII, n.º 1, 1979.
- FERREIRO, A., *Análisis de la serie temporal de exportación española*, Documento de Trabajo de la S.G.T., Ministerio de Economía y Comercio, 1981.
- GABINETE DE ESTUDIOS ECONÓMICOS DEL I.E.T., «Evolución del gasto medio de los turistas», *Estudios turísticos*, n.º 25, 1969.
- GRANGER, C. W. J., y NEWBOLD, P., *Forecasting economic time series*, Academic Press, Nueva York, 1977.
- TREADWAY, A. B.; CARBAJO, A., y GARCÍA-PARDO, J., *Efectos sobre la economía española de una devaluación de la peseta*, Ramón Areces, Madrid, 1978.
- TREADWAY, A. B., *La lucha contra la inflación*, 1980. (No publicado.)

# APENDICE

## DATOS UTILIZADOS

### ENTRADA MENSUAL DE EXTRANJEROS

(Muestra de enero del 66 a diciembre del 81)

AÑOS	Enero	Febrero	marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1966	555	595	739	1.091	1.251	1.465	3.404	3.660	1.909	1.042	680	860
1967	653	629	1.035	969	1.248	1.496	3.600	3.569	1.989	1.056	724	891
1968	754	727	848	1.339	1.250	1.675	3.450	3.983	2.242	1.152	839	927
1969	777	742	1.018	1.310	1.542	2.084	3.780	4.604	2.469	1.317	968	1.069
1970	821	796	1.298	1.189	1.672	2.302	4.205	5.270	2.749	1.538	1.102	1.164
1971	983	980	1.236	1.899	1.938	2.586	4.690	5.223	2.854	1.754	1.255	1.361
1972	1.114	1.177	1.689	1.926	2.163	2.943	6.238	6.774	3.367	1.903	1.414	1.798
1973	1.202	1.126	1.477	2.389	2.127	3.149	6.638	7.327	3.655	2.177	1.539	1.754
1974	1.241	1.145	1.524	2.226	1.982	2.816	5.522	6.464	3.206	1.589	1.176	1.452
1975	1.205	1.014	1.547	1.493	2.119	2.939	5.951	6.697	3.265	1.396	1.044	1.453
1976	1.202	1.054	1.334	1.969	2.002	2.776	5.562	6.160	3.061	1.959	1.339	1.596
1977	1.329	1.240	1.549	2.158	2.234	2.996	6.424	7.037	3.421	2.267	1.611	2.002
1978	1.606	1.482	2.223	2.125	2.789	3.363	7.020	7.967	4.243	2.747	2.051	2.354
1979	2.042	1.710	2.141	2.869	2.896	3.867	5.881	6.745	4.025	2.512	1.839	2.375
1980	1.926	1.599	1.995	2.467	2.591	3.138	6.389	7.920	3.938	2.250	1.681	2.132
1981	1.808	1.465	1.749	2.572	2.719	3.315	7.101	7.873	4.568	2.767	1.870	2.323

Fuente: Secretaría de Estado de Turismo.

### INGRESOS MENSUALES POR TURISMO

(Muestra de enero del 66 a diciembre del 81)

AÑOS	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1966	4.451	3.632	3.734	4.591	5.374	6.172	9.142	10.571	9.019	7.392	6.256	4.211
1967	3.930	3.813	4.215	4.222	4.959	5.732	7.209	10.555	7.838	6.241	4.810	4.912
1968	4.990	4.482	4.984	5.417	5.649	6.863	10.306	13.242	9.272	7.144	5.600	4.065
1969	5.034	3.957	4.421	5.561	5.991	8.011	13.647	12.887	11.868	8.615	6.205	5.547
1970	5.957	5.201	5.805	7.525	7.075	11.653	17.606	16.416	13.516	10.007	9.097	7.793
1971	7.659	6.634	7.688	9.510	9.768	16.227	19.444	18.979	17.023	12.912	10.227	8.506
1972	9.501	8.111	8.490	10.699	11.361	15.079	20.629	23.284	16.505	14.553	11.136	9.899
1973	10.242	8.726	9.971	12.913	13.871	19.367	29.384	26.979	18.784	16.724	11.278	9.662
1974	10.681	8.597	10.408	13.262	13.908	14.282	23.389	26.914	20.618	17.472	12.480	11.654
1975	13.250	10.904	10.494	13.839	14.408	20.128	27.545	28.937	21.607	16.202	11.178	11.361
1976	11.250	13.031	12.708	13.490	14.603	20.234	24.032	28.436	21.347	19.096	15.702	13.143
1977	14.009	12.265	14.252	15.809	16.394	17.763	56.923	56.739	35.621	28.743	23.232	21.414
1978	21.490	17.649	20.486	25.583	29.036	41.291	52.991	66.016	47.423	39.326	31.483	23.722
1979	29.673	22.313	27.121	26.862	34.104	38.089	49.955	57.435	47.671	41.049	32.740	26.089
1980	30.655	25.327	26.391	34.192	38.222	39.800	60.973	68.903	57.477	49.518	36.931	32.255
1981	35.691	30.915	34.763	35.153	41.165	56.692	76.891	87.250	74.394	64.511	51.383	39.581

Fuente: «Boletín Estadístico del Banco de España».

**INDICE DE PRECIOS AL CONSUMO**  
(Muestra de mayo del 71 a diciembre del 81)

AÑOS	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1971	—	—	—	—	52,9	53,1	53,1	53,2	53,9	54,5	55,2	55,9
1972	56,0	55,9	56,5	56,5	56,7	56,9	57,7	58,2	59,1	59,5	59,6	59,9
1973	60,5	60,6	61,3	61,9	62,8	63,8	64,5	65,5	66,7	67,7	67,8	68,5
1974	69,0	69,2	70,7	72,2	73,2	73,6	74,3	75,6	76,8	77,6	79,7	80,8
1975	82,0	82,7	83,3	84,7	85,8	86,0	87,4	88,7	90,2	90,2	90,8	92,2
1976	93,3	94,0	95,5	97,0	98,6	99,0	100,1	100,6	102,3	105,3	105,4	107,9
1977	111,4	113,1	115,8	117,9	118,9	122,3	126,3	130,4	132,2	134,2	135,3	136,4
1978	138,6	139,9	141,7	144,7	146,2	147,6	150,8	153,5	154,7	155,1	156,8	159,0
1979	161,6	162,9	164,6	167,1	169,1	170,6	174,4	176,0	178,3	180,7	181,1	183,7
1980	188,8	190,5	191,5	193,4	194,7	197,7	200,5	202,9	205,0	206,7	208,8	211,7
1981	216,0	217,1	221,4	223,6	224,7	224,9	229,3	232,2	234,0	236,6	238,5	242,3

Fuente: INE.

**TIPO DE CAMBIO DE LA LIBRA**  
(Muestra de mayo del 71 a diciembre del 81)

AÑOS	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1971	—	—	—	—	168,4	168,4	168,3	168,7	171,1	171,6	170,9	169,5
1972	169,5	171,6	170,3	168,5	168,6	168,1	155,5	155,5	155,0	152,1	149,2	148,9
1973	149,5	146,6	144,3	144,1	146,9	149,6	146,4	141,0	137,3	138,2	136,6	132,0
1974	129,3	134,4	138,2	139,8	138,6	136,9	136,3	134,3	133,6	133,9	132,9	131,5
1975	132,8	134,4	134,9	133,4	129,8	127,3	125,1	123,3	123,3	121,8	121,6	120,6
1976	121,1	131,3	130,3	124,3	122,4	119,8	121,5	121,4	117,4	111,5	112,0	114,6
1977	117,5	118,0	118,1	118,2	118,5	119,2	138,7	147,3	147,4	148,7	150,6	151,6
1978	156,1	156,4	152,8	148,3	147,5	145,9	147,0	145,2	143,8	140,1	139,6	140,9
1979	140,2	138,8	140,6	140,9	136,1	139,6	149,2	147,8	145,1	141,9	141,6	146,1
1980	149,6	152,6	152,6	158,8	163,1	163,6	167,6	171,4	175,9	179,9	183,3	184,8
1981	193,8	196,8	191,2	190,7	190,9	187,0	182,9	182,3	174,5	176,6	181,5	184,7

Fuente: «Boletín Estadístico del Banco de España».

**TIPO DE CAMBIO DEL DOLAR**  
(Muestra de mayo del 71 a diciembre del 81)

AÑOS	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1971	—	—	—	—	69,6	69,6	69,6	69,5	69,3	68,9	68,5	67,4
1972	65,9	65,9	65,0	64,6	64,5	64,5	63,5	63,5	63,5	63,5	63,5	63,5
1973	63,5	61,1	58,2	58,0	58,1	58,0	57,5	56,9	56,8	56,9	57,2	56,9
1974	58,1	59,0	59,1	58,5	57,4	57,3	57,0	57,2	57,7	57,4	57,1	56,5
1975	56,2	56,2	55,8	56,3	55,9	55,8	57,2	58,3	59,1	59,2	59,2	59,6
1976	59,7	64,8	66,9	67,3	67,6	67,9	68,0	68,1	67,9	68,0	68,3	68,3
1977	68,6	69,0	68,8	68,7	68,9	69,3	80,5	84,6	84,5	84,0	82,9	81,7
1978	80,6	80,6	80,0	80,1	81,1	79,4	77,6	74,9	73,4	69,9	71,3	71,0
1979	69,9	69,3	69,0	68,0	66,1	66,1	66,1	66,0	66,0	66,1	66,4	66,5
1980	66,1	66,6	69,1	71,6	70,8	70,0	70,7	72,4	73,2	74,4	76,4	79,0
1981	80,6	85,8	85,9	87,5	91,4	94,5	97,6	100,2	96,2	96,0	95,4	97,0

Fuente: «Boletín Estadístico del Banco de España».

**TIPO DE CAMBIO DEL MARCO**  
(Muestra de mayo del 71 a diciembre del 81)

AÑOS	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Septiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1971	—	—	—	—	19,2	19,6	20,0	20,4	20,6	20,7	20,6	20,6
1972	20,4	20,7	20,5	20,3	20,3	20,3	20,1	19,9	19,9	19,8	19,8	19,8
1973	19,9	20,2	20,6	20,5	20,8	22,4	24,6	23,5	23,4	23,6	22,1	21,5
1974	20,7	21,8	22,6	23,2	23,3	22,7	22,3	21,9	21,7	22,1	22,7	23,0
1975	23,8	24,1	24,1	23,7	23,8	23,8	23,3	22,6	22,6	22,9	22,9	22,7
1976	22,9	25,3	26,1	26,5	26,4	26,4	26,4	26,9	27,2	28,0	28,3	28,6
1977	28,7	28,7	28,8	29,0	29,2	29,4	35,3	36,6	36,4	36,9	37,0	38,0
1978	38,1	38,9	39,3	39,3	38,5	38,1	37,8	37,5	37,3	37,9	37,4	37,8
1979	37,8	37,3	37,1	35,9	34,6	35,1	36,2	36,1	36,8	37,0	37,5	38,4
1980	38,3	38,1	37,4	38,4	39,5	39,6	40,5	40,4	40,9	40,4	39,8	40,0
1981	40,1	40,0	40,7	40,6	39,8	39,8	40,0	40,0	40,8	42,6	42,9	42,9

Fuente: «Boletín Informativo del Banco de España».