

# UN MODELO DE LA DEMANDA DE ENERGIA ELECTRICA EN ESPANA<sup>(\*)</sup>

Conocer las variables que influyen en la demanda de energía eléctrica, y la forma e intensidad de esta influencia, es fundamental para predecir y programar el consumo y la producción de energía. **Jimena García-Pardo** aplica en este artículo la metodología Box-Jenkins a este objetivo. Ello le permite realizar estimaciones de las elasticidades respecto al precio de la demanda de energía eléctrica, así como analizar la influencia de otras variables tales como la temperatura.

## I. INTRODUCCION

**E**N este trabajo se construye un modelo empírico de demanda de energía eléctrica en España, con énfasis especial en la detección de los efectos-precio. La novedad fundamental del mismo en relación con los trabajos existentes, reside en la utilización de la metodología Box-Jenkins en el análisis de datos (1), con la que se pretende superar importantes errores de especificación típicos, en general, de los modelos de demanda de productos energéticos. En efecto, el enfoque Box-Jenkins está especialmente diseñado para modelizar las estructuras dinámicas y estocásticas, que tienen una importancia central en el análisis de datos cuando éstos se presentan en forma de series temporales. Esta superioridad respecto a las restantes metodologías, especialmente a las usadas intensivamente en la práctica econométrica convencional, procede de que: 1) su representación de modelos es más general (en efecto, incluye los usados comúnmente y muchos otros), y 2) sus métodos de tratamiento de datos

son también más generales y mucho más discriminatorios (2).

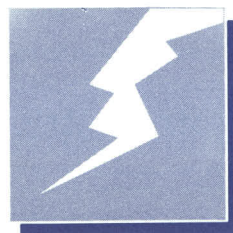
La Teoría Económica juega a su vez un papel importante en diferentes puntos del análisis a través del cual se llega al modelo final. En efecto, se recurre a la Teoría Económica para la selección de las variables, para plantear el modelo conceptual inicial, para prever las elasticidades a largo plazo y para interpretar los resultados empíricos.

El trabajo consta de tres secciones además de esta introducción, y de dos apéndices. En la sección II se describen los datos utilizados; en la sección III se hace una descripción del proceso seguido hasta llegar al modelo final; y en la sección IV se presenta y comenta dicho modelo. El apéndice A contiene una explicación técnica detallada del proceso de elaboración del modelo, y en el apéndice B se presentan los datos.

## II. DESCRIPCION DE LOS DATOS

Todos los datos son utilizados en forma de series tempo-

rales de periodicidad mensual, y el período muestral es el comprendido entre enero de 1970 y diciembre de 1977. La decisión de utilizar datos mensuales en lugar de anuales supone una importante limitación, en cuanto a la no disponibilidad de datos desagregados de la serie de energía eléctrica; sin embargo, es una decisión tomada en función de varios objetivos importantes en todo trabajo empírico. Este tipo de datos permite, por ejemplo, detectar y corregir errores en los mismos; detectar los efectos sobre el consumo de energía eléctrica de la movilidad en el año de la Semana Santa; detectar efectos puramente transitorios de los precios, etc. La utilización de datos mensuales permite, además, tener un número de observaciones suficiente como para poder confiar en la teoría de estimación en grandes muestras.

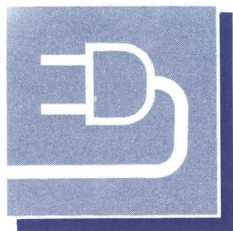


### 1. Energía eléctrica

La serie de energía eléctrica, que designaremos con el símbolo  $E_t$ , está formada por índices mensuales del consumo de energía eléctrica en España. Son datos de consumo total, que incluyen, por tanto, el consumo en usos domésticos, en actividades productivas, y en el alumbrado público. Hubiera sido deseable utilizar datos desagregados, al menos en estos tres



componentes, pero no fue posible conseguirlos para el período muestral. Este alto nivel de agregación es una de las limitaciones básicas para detectar la elasticidad-precio de la demanda, ya que las tarifas eléctricas son diferentes por tipos de usuarios, los aumentos que experimentan las distintas tarifas no son uniformes, y es de esperar, además, que las respuestas del consumo ante un determinado aumento del precio tampoco sean las mismas para los consumidores domésticos que para la industria, por ejemplo.



## 2. Tarifas eléctricas

Las tarifas eléctricas vigentes en España, desde enero de 1971, son tarifas de estructura llamada binomia en la terminología de la economía eléctrica. Son precios políticos, fijados por el Ministerio de Industria.

Este tipo de tarifas está basado en el hecho de que el coste de producción de la energía eléctrica se compone, por un lado, de lo que podríamos llamar coste de producción en sentido estricto; pero tiene además un segundo componente, que podríamos llamar coste de «disponibilidad» derivado del hecho de que la energía eléctrica no es almacenable, y de que las compañías eléctricas deben abastecer la totalidad de la demanda en todo momento, sin posibilidad de rechazar clientes. La ca-

pacidad instalada, por tanto, está determinada por la máxima cantidad de electricidad que puede ser demandada en un momento dado por el conjunto de usuarios.

El sistema de tarificación binomia pretende precisamente trasladar los costes fijos —que representan una alta proporción de los costes totales— a los consumidores, de acuerdo con la máxima potencia que pueden demandar en un momento dado. Para conseguir este objetivo cada tarifa tiene dos términos: un término de potencia, determinado en función de la máxima potencia contratada por el usuario, y que pretende reflejar el coste fijo, y un término de energía, que refleja teóricamente el coste variable, y que depende de la energía efectivamente consumida por el usuario, medida por contador.

La complejidad de este sistema de facturación binomia hace que sea muy difícil conocer el precio medio que los usuarios pagan por cada Kw. consumido. Esta dificultad aumenta por el hecho de que en España existen actualmente 21 tarifas diferentes, según que el sumi-

nistro se haga en baja o en alta tensión, y según las características de los usuarios (3). La mayoría de las tarifas tienen, a su vez, varios intervalos de potencia y de consumo, que dan lugar a un precio que decrece a medida que aumenta la potencia contratada, y a medida que aumenta el consumo para cada nivel de potencia.

Todos estos factores, unidos al hecho de que no existen estadísticas de las distintas tarifas eléctricas durante todo el período que hemos analizado, y dada la agregación de la serie de consumo disponible, nos ha llevado a utilizar una serie de precios de la energía eléctrica que representa un índice del precio medio. Se ha construido tomando como base igual a 100 la tarifa media vigente en enero de 1970, y aplicándole en las fechas de modificación de las tarifas el aumento del Índice de Precios al por Mayor en su componente Índice de Energía Eléctrica, publicado en el BME.

En el cuadro n.º 1 se presentan los valores que toma dicho índice en las fechas en que variaron las tarifas eléctricas durante el período 1/70-12/77.

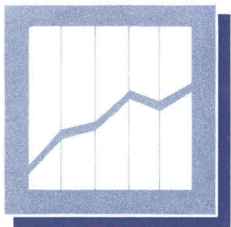
CUADRO N.º 1

### INDICE DE PRECIOS DE LA ENERGIA ELECTRICA

| Fecha de variación      | Índice (enero/70 = 100) | Incremento (%) |
|-------------------------|-------------------------|----------------|
| 1 de enero de 1971      | 105                     | 5              |
| 1 de mayo de 1973       | 110,25                  | 5              |
| 2 de marzo de 1974      | 127,73                  | 15,8           |
| 1 de febrero de 1975    | 146,89                  | 15             |
| 15 de noviembre de 1975 | 176,27                  | 20             |
| 1 de marzo de 1976      | 179,80                  | 2              |
| 1 de marzo de 1977      | 215,76                  | 20             |
| 25 de julio de 1977     | 227,32                  | 5,4            |

Fuente: «Boletín Mensual de Estadística».





### 3. Otras variables

Además de la serie de Energía Eléctrica y de su precio, se utilizan datos del Índice de Producción Industrial (IPI<sub>t</sub>) y de dos variables no económicas: la Temperatura (T<sub>t</sub>) y las fechas de la Semana Santa (SS), que serán los *inputs* de los modelos de transferencia desarrollados.

## III. DESCRIPCION DEL TRABAJO

En el Apéndice A se explican detalladamente los diferentes pasos dados hasta llegar al modelo final. En esta sección se hace simplemente una descripción del proceso seguido.

El objetivo final del trabajo es aislar la relación entre el consumo de energía eléctrica y su precio, manteniendo constantes el resto de las variables determinantes de dicho consumo, con objeto de medir la elasticidad-precio de la demanda. Una forma de hacerlo sería construir un modelo de transferencia en el que la serie E<sub>t</sub> fuera el *output*, el precio de la energía eléctrica fuera el *input*, y donde el término de error, o ruido del modelo, recogería implícitamente la influencia de todas las variables determinantes de E<sub>t</sub>, excepto la de su propio precio.

Antes de hacer esto, se da sin embargo un paso previo, consistente en eliminar de la serie E<sub>t</sub> las influencias de otras

variables distintas a los precios, para poder detectar, en los residuos del modelo resultante, los efectos de las variaciones en las tarifas eléctricas (sección II del Apéndice A). Se desarrolla así un modelo de transferencia (llamado *lnE<sub>t</sub> vs SS, T<sub>t</sub>, lnIPI<sub>t</sub>, 2*), que tiene el consumo de energía eléctrica como *output* y cuyos *inputs* son el Índice de Producción Industrial (que actúa como variable de escala representativa del producto de cuya demanda se deriva la de la energía eléctrica) y la serie de temperatura (relacionada con la de energía eléctrica por el uso de ésta en sistemas de calefacción). El modelo tiene, además, una variable de intervención (SS) que modeliza el efecto de la movilidad de la Semana Santa en el año. Para llegar al modelo final, se identifican y estiman previamente tres modelos de transferencia parciales con un solo *input* cada uno (epígrafes II.1, II.2 y II.3 del Apéndice A), para combinar, más adelante, los tres *inputs* en un solo modelo (epígrafe II.4 del Apéndice A). Todas las funciones de transferencia del modelo son de la forma simple (*s*=0, *v*=0), y con coeficientes significativos y del signo adecuado.

El término de ruido del modelo desarrollado (N<sub>t</sub>) es la parte del consumo de energía eléctrica no explicada por la distinta situación en el año de la Semana Santa, ni por la temperatura, ni por la actividad industrial; estarán contenidos en él, por tanto, los efectos producidos por las variaciones en las tarifas eléctricas, junto con los efectos de todas las variables —otros precios y rentas entre otras— determinantes de este consumo y no incluidas explícitamente en el modelo. De este término de

ruido es del que se pretende extraer el efecto del propio precio, para lo que habrá que elaborar un nuevo modelo de transferencia en el que N<sub>t</sub> sea el *output* y el precio de la energía eléctrica el *input*. Ese es el objeto de la sección III del Apéndice A.

El procedimiento seguido consiste en introducir en el modelo de transferencia de partida un *input* adicional, que es la serie de precios, haciendo una estimación conjunta de su función de transferencia y de las funciones de transferencia de los otros *inputs*. La inclusión de la serie de precios como *input* en un modelo de transferencia unidireccional está justificada por tratarse de un bien que tiene un precio político, lo que descarta la existencia de efectos de realimentación de la cantidad demandada sobre el precio, susceptibles de modelización.

## IV. EL MODELO

Los resultados empíricos concretos de este trabajo están plasmados en el modelo final siguiente:

$$\begin{aligned} \ln E_t = & -.021 \xi_t^1 - .001 T_t' - .010 \xi_t^2 + \\ & (.009) \quad (.002) \quad (.004) \\ & + .287 \ln IPI_t - .083 \ln P (3/74) - \\ & (.070) \quad (.119) \\ & -.070 \ln P (2/75) - .057 \ln P (11/75) - \\ & (.129) \quad (.092) \\ & -.133 \ln P (3/77) - .145 \ln P_t' + N_t \\ & (.113) \quad (.211) \end{aligned}$$

$$\nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .65 B) (1 - .50 B^{12}) a_t \\ (.10) \quad (.12)$$

donde:

- E<sub>t</sub> es la serie de consumo de energía eléctrica.
- ξ<sub>t</sub><sup>1</sup> es una variable de intervención que toma un valor igual a 1 en los meses en que



se sitúa la Semana Santa, y es nula los demás meses.

- $T'_t$  y  $\xi_t^2$  son dos series construidas por descomposición de la serie de temperatura media peninsular; la primera recoge todos los valores de dicha serie excepto el correspondiente a noviembre de 1971, y la segunda es una variable de intervención que toma el valor  $-4.4$  en noviembre de 1971, y un valor igual a cero el resto de los meses. La razón de esta descomposición es que los residuos del modelo de transferencia de energía eléctrica presentaban un valor anómalo positivo en esta fecha, consistente con una temperatura extremadamente baja registrada el mismo mes, y el valor  $-4.4$  es el resultado de cuantificar, mediante un modelo de intervención, dicha anomalía en la serie de temperatura.
- $IPI_t$  es la serie del Índice de Producción Industrial.
- Y las cinco series de precios resultan de descomponer la serie inicial de tarifa media de la energía eléctrica, separando las cuatro elevaciones de tarifas que suponen un incremento de la tarifa media igual o mayor que el 15 por 100 (marzo de 1974, enero y noviembre de 1975 y mayo de 1977), y dejando en la serie residual  $P'_t$  los cuatro restantes aumentos producidos durante el período muestral.

Este modelo indica que en los meses en que tiene lugar la Semana Santa se produce una disminución del 2 por 100 en el consumo de energía eléctrica. Indica también que, aunque las variaciones de temperatura que tienen lugar durante el período analizado no originan variacio-

nes significativas en el consumo de energía eléctrica, la temperatura anormalmente baja en noviembre de 1971 dio lugar a un aumento en el consumo de energía eléctrica del 1 por 100.

Por otra parte, la elasticidad a largo plazo de la demanda de electricidad, respecto al Índice de Producción Industrial, es de .287.

Respecto a las elasticidades-precio estimadas, todas son negativas y, aunque ninguna de ellas es significativa al nivel convencional de dos desviaciones típicas, teniendo en cuenta el número de observaciones utilizadas en su estimación (que da lugar a 72 grados de libertad en los correspondientes estadísticos «t»), todas son significativas a un nivel de confianza del 70 por 100, y la correspondiente a marzo de 1977 lo es a un nivel de casi el 90 por 100. Los valores estimados oscilan entre  $-.083$ , para marzo de 1974, y  $-.145$  para la serie de elevaciones de tarifas inferiores al 15 por 100, lo que sugiere que la elasticidad-precio es probablemente negativa, aunque pequeña en valor absoluto ( $-.1$ , por ejemplo) y, por lo tanto, difícil de detectar. La dificultad en la detección se ve acentuada por la escasa magnitud de las variaciones del precio, lo que da lugar, sin duda, a pequeños efectos sobre el consumo, sobre todo cuando se trabaja con datos que tienen un alto nivel de agregación.

En cuanto a los efectos precio detectados, puesto que todos ellos se producen en el mismo mes en que tiene lugar la elevación del precio, son probablemente debidos a una reducción en la intensidad de utilización del *stock* de capital,

o bien duradero complementario de la energía eléctrica. En este sentido, se deben interpretar las elasticidades estimadas como cotas inferiores (en valor absoluto) de las verdaderas elasticidades, ya que habrá otros efectos adicionales sobre el propio *stock* de capital que serán muy lentos y, por tanto, más difíciles aún de detectar.

Para poder detectar con más precisión la elasticidad-precio a largo plazo, sería necesario algún trabajo adicional dirigido a reducir aún más la varianza residual del modelo inicial de transferencia de  $E_t$ . Posibles vías futuras de esta investigación serían: a) descomponer la serie del Índice de Producción Industrial; b) descomponer adicionalmente la serie de temperatura, cuya respuesta es, probablemente, no lineal; c) introducir nuevos *inputs* no considerados explícitamente en el modelo, y d) analizar datos desagregados de la demanda de energía eléctrica, de los que no fue posible disponer en este trabajo.

## CONCLUSIONES

El resultado final de este trabajo es un modelo de transferencia de un solo *output* (consumo agregado de electricidad en España) y nueve *inputs*: uno que representa las fechas de la Semana Santa, otro que es el Índice de Producción Industrial, y cinco que corresponden a distintas variaciones del precio de la energía eléctrica en el pasado.

Las elasticidades obtenidas indican que los meses en que tienen lugar las vacaciones de Semana Santa, se reduce el consumo de energía eléctrica en un 2 por 100. Por el con-



trario, la sensibilidad frente a las variaciones de temperatura no es significativa excepto en casos muy concretos de temperaturas anómalas. La elasticidad a largo plazo respecto al Índice de Producción Industrial es de .287.

En cuanto a las elasticidades precio, cuya estimación es el objetivo primordial del trabajo, los valores estimados oscilan entre  $-.083$  y  $-.143$  para las elevaciones inferiores al 15 por 100.

(\*) Este artículo forma parte de un trabajo más amplio sobre demanda de productos energéticos. Una gran parte de ese trabajo está, a su vez, recogido en la tesis doctoral de la misma autora «La Teoría Económica y el enfoque Box-Jenkins en la modelización de productos energéticos: el fuel-oil y la energía eléctrica en España», dirigida por el profesor A. B. Treadway y presentada en el Departamento de Teoría Económica de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Complutense, en diciembre de 1980.

## NOTAS

(1) Véase BOX y JENKINS (1970), donde se presenta inicialmente esta metodología. JENKINS (1979) es una exposición más reciente de la misma, actualizada y considerablemente ampliada mediante la utilización de nuevas técnicas no incluidas en el libro original, y enfocada a resolver numerosos problemas prácticos de la elaboración de modelos. La notación utilizada en este trabajo es la de dichos libros.

(2) Véase GARCÍA-PARDO, J. (1980), capítulo I.

(3) Hay siete tarifas para suministros en baja tensión a usuarios domésticos, alumbrado público o comercial; cuatro para suministros en baja tensión a usuarios industriales; siete para suministros en alta tensión a usuarios industriales, y tres para suministros especiales, también en alta tensión.

## BIBLIOGRAFIA

- BOX, G. E. P., y JENKINS, G., *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco, 1970. 2.ª ed., 1976.
- GARCÍA-PARDO, J., *La Teoría Económica y el enfoque Box-Jenkins en la modelización de la demanda de productos energéticos: el fuel-oil y la energía eléctrica en España*. Tesis doctoral. Departamento de Teoría Económica. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Complutense, 1981.
- JENKINS, G., *Practical Experiences with Modelling and Forecasting Time Series*, G. Jenkins and Partners, Lancaster, 1979.
- SANZ, R., «Modelización del índice de producción industrial y su relación con el consumo de energía eléctrica», *Cuadernos Económicos del ICE*, n.º 11-12, 1979, páginas 227-259.



# APENDICE A

## PROCESO DE ELABORACION DEL MODELO

### I. MODELOS UNIVARIANTES

En distintos puntos del trabajo y con distintas finalidades se utilizan los modelos univariantes de las tres series de datos analizados (1).

El correspondiente a la serie de Energía Eléctrica va a tener una doble utilización: por un lado va a utilizarse en las secciones siguientes como punto de referencia para juzgar por comparación modelos más complejos; por otro lado, su estructura se va a usar como especificación inicial del proceso de error de dichos modelos. Se presenta a continuación este modelo (llamado modelo E1), acompañado de los valores de la varianza residual, de la desviación típica porcentual y del estadístico Q. Asimismo, se presenta un gráfico de los residuos del modelo, y un cuadro de los residuos anómalos, que serán útiles en las secciones posteriores.

#### 1. Modelo de la serie de Energía Eléctrica ( $E_t$ )

$$E1: \nabla \nabla_{12} \ln E_t = (1 - .64 B) (1 - .52 B^{12}) a_t$$

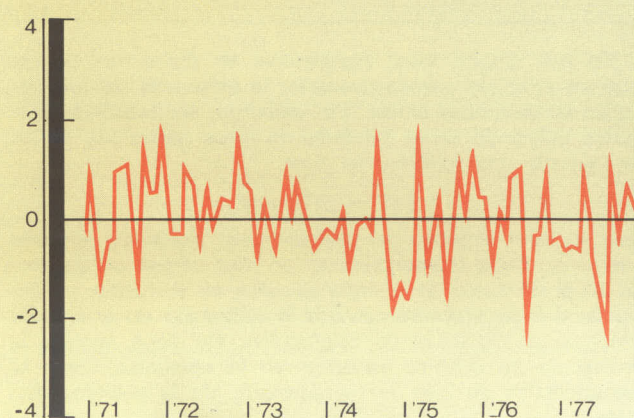
(.08)                      (.11)

$$\sigma_a^2 = .847 \times 10^{-3}, \quad \sigma_a \times 100 = 2.9, \quad Q(37) = 22.9$$

Residuos anómalos:

| Número de observación | Fecha | Valor en unidades $\hat{\sigma}_a$ |
|-----------------------|-------|------------------------------------|
| 16                    | 4/71  | -3.0                               |
| 23                    | 11/71 | 2.7                                |
| 26                    | 2/72  | 2.0                                |
| 91                    | 7/77  | -2.0                               |

Gráfico 1. Residuos Modelo E1.



En cuanto a los modelos univariantes de las series de Temperatura y del Índice de Producción Industrial (llamados modelos T2 e IPI3), se utilizarán en las operaciones de preblanqueo en modelos posteriores, operaciones cuya finalidad es la detección de relaciones de dependencia entre variables, sin confundir esta dependencia con la autodependencia de la variable «independiente».

#### 2. Modelo de la serie de Temperatura ( $T_t$ )

$$T2: (1 - .17 B) \nabla_{12} T_t = (1 - .85 B^{12}) a_t$$

(.11)                      (.04)

#### 3. Modelo de la serie del Índice de Producción Industrial ( $IPI_t$ )

$$IPI3: (1 - .04 B^{12} + .34 B^{24}) \nabla_{12} \ln IPI_t =$$

(.10)                      (.10)

$$= (1 - .48 B) (1 - .83 B^{12}) a_t$$

(.10)                      (.05)

## II. MODELO DE TRANSFERENCIA DEL CONSUMO DE ENERGIA ELECTRICA SIN EFECTOS PRECIO

### 1. Efecto de la movilidad de la Semana Santa

Aunque la Semana Santa tiene lugar todos los años, es posible que sus efectos sobre el consumo de energía eléctrica no estén captados totalmente por la modelización estacional univariante de  $E_t$ , ya que se trata de una semana que no tiene lugar en el mismo mes todos los años (2).

Las variaciones de  $E_t$  debidas a la Semana Santa se eliminan mediante un análisis de intervención. La justificación del análisis de intervención para medir este efecto reside en que en el gráfico de los residuos de E1 (gráfico 1), se observa que, de forma sistemática, los residuos correspondientes a los meses en que se sitúa la Semana Santa toman valores inferiores a la media. El mayor valor anómalo que aparece en dicho gráfico corresponde, precisamente, a uno de esos meses (abril de 1971), con un valor de  $-3.0 \hat{\sigma}_a$ .

La serie  $E_t$  incluye la totalidad del consumo de energía eléctrica tanto para usos industriales como para usos domésticos y de alumbrado público, y es lógico esperar que una semana en la que hay varios días de vacaciones tenga el efecto de disminuir al menos el consumo industrial. Si la Semana Santa se situara, como otros períodos de vacaciones, en las mismas fechas todos los años de la muestra, no habría ninguna razón para apreciar estas disminuciones de consumo en los residuos del modelo univariante de  $E_t$ , que ya tiene modelizado el comportamiento estacional de la serie. Pero el hecho de que se trate de una semana móvil en el año requiere que, para comprobar la existencia de este efecto y medirlo, si existe, se lleve a cabo un análisis de intervención introduciendo una variable ficticia  $\xi_t$ .

Comienza el análisis utilizando dos de estas variables,  $\xi_{1t}$  y  $\xi_{2t}$ , para averiguar si el efecto de la Semana Santa difiere por el hecho de que ésta se sitúe en marzo o en abril. La variable  $\xi_{1t}$  toma, por tanto, valores iguales a uno en los meses de marzo de aquellos años en que la Semana Santa tiene lugar en marzo, y la variable  $\xi_{2t}$  es igual a uno en los meses de abril de los años en que la Semana Santa está situada en abril; ambas variables son nulas el resto



de los meses de la muestra. El único efecto que se espera es contemporáneo, por lo que se introduce un solo parámetro  $\omega_0$  para cada una de las dos variables. Se identifica así un primer modelo de intervención (ET1), en el que se toma como primera aproximación del modelo del ruido el modelo univariante de  $E_t$  (E1).

Una vez estimado, se obtiene:

$$\text{Modelo E1: } \ln E_t = -.026 \xi_{1t} - .036 \xi_{2t} + N_t \\ (.013) \quad (.014)$$

El modelo capta una disminución en el consumo de energía eléctrica, debida a la Semana Santa, de un 3.6 por 100 cuando ésta está situada en abril, y de un 2.6 por 100 cuando se sitúa en marzo. Ambas disminuciones son significativas.

Sin embargo, la diferencia entre los dos parámetros es muy pequeña (menor que una desviación típica), por lo que se estima un segundo modelo, que llamamos EI2, para captar un único efecto debido a la Semana Santa, independientemente de que ésta tenga lugar en marzo o en abril. En EI2 habrá, por tanto, una única variable ficticia,  $\xi_t$  con valores unitarios en el mes en que tenga lugar la Semana Santa cada año, y valores iguales a cero los demás meses.

Modelo EI2:

$$\ln E_t = -.0295 \xi_t + N_t \\ (.0091)$$

$$\nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .62 B) (1 - .48 B^{12}) a_t \\ (.09) \quad (.11)$$

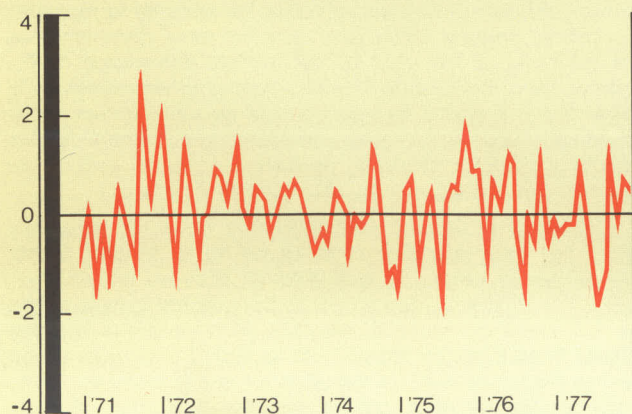
$$\xi_{1t} = \begin{cases} 1, & t = \text{meses en los que se sitúa la Semana Santa} \\ 0, & t \neq \text{demás meses} \end{cases}$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = .756 \times 10^{-3}, \quad \hat{\sigma}_a \times 100 = 2.7, \quad Q(37) = 27.4$$

Residuos anómalos:

| Número de observación | Fecha | Valor en unidades $\hat{\sigma}_a$ |
|-----------------------|-------|------------------------------------|
| 23                    | 11/71 | 2.9                                |
| 26                    | 2/72  | 2.0                                |
| 91                    | 7/77  | -2.1                               |

Gráfico 2. Residuos Modelo EI2.



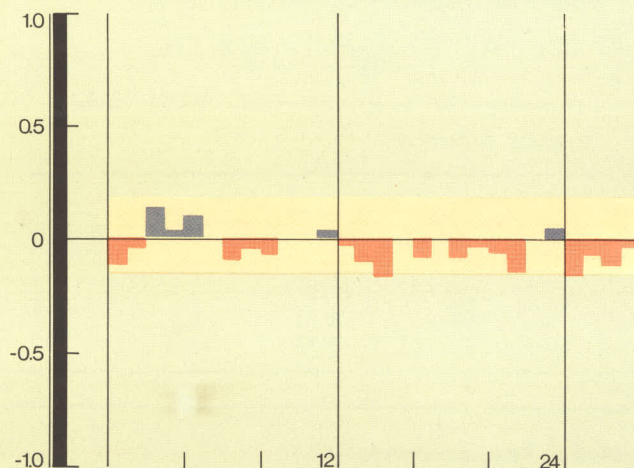
Se observa que el residuo correspondiente a abril de 1971 se ha reducido drásticamente a partir del valor que tenía en E1, tomando ahora un valor inferior a  $2 \hat{\sigma}_a$ . Por lo demás, el gráfico es muy semejante al de los residuos de E1. Lo mismo ocurre con las *fas* y *fap* residuales (3), por lo que no se presentan. Esta semejanza es lógica puesto que el modelo final del ruido es prácticamente el mismo que el que se adoptó inicialmente.

## 2. Relación entre el consumo de energía eléctrica y la temperatura (4)

Lo adecuado para modelizar esta relación sería utilizar una serie de temperatura que fuera una media ponderada de las temperaturas en las distintas provincias españolas, con ponderaciones proporcionales al consumo de energía eléctrica en cada provincia; pero, al no disponer de datos del consumo de energía eléctrica desagregados geográficamente, hubo que limitarse a utilizar como *input* del modelo de transferencia la serie  $T_t$ , que es una media aritmética simple de los datos provinciales.

Una vez preblanqueados el *output* y el *input* con el modelo univariante T2, se obtiene la función de correlación cruzada (*fcc* a partir de ahora) que se presenta en el gráfico 3 (5).

Gráfico 3. *fcc*  $\ln E_t$  vs.  $T_t$ .



No hay ningún valor significativo en dicha función, lo que en principio parece descartar la existencia de una relación entre ambas series. Sin embargo, en estudios realizados utilizando series similares de otros países (6), se ha encontrado una relación del tipo:

$$\ln E_t = \omega_0 T_t + N_t$$

con un valor negativo del parámetro  $\omega_0$ , indicando que una reducción de la temperatura en un mes origina un aumento en el consumo de energía eléctrica en el mismo y viceversa, debido probablemente a la utilización de la energía eléctrica en sistemas de calefacción. No tiene sentido la existencia de «tiempo muerto» en la respuesta, dada la característica de bien no almacenable de la energía eléctrica.



El valor en el retardo cero de la *fcc*, aunque no es significativo, es consistente con estos resultados, ya que es negativo y relativamente alto; se estima, por ello, un modelo de transferencia similar, que se llama Modelo 1 y que se presenta a continuación.

Modelo  $\ln E_t$  versus  $T_t$  .1:

$$\ln E_t = -.0026 T_t + N_t \quad (.0020)$$

$$\nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .64 B) (1 - .50 B^{12}) a_t \quad (.09) \quad (.11)$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = .835 \times 10^{-3}, \quad \hat{\sigma}_a \times 100 = 2.9, \quad Q_{fas} (37) = 23.6, \quad Q_{fcc} (38) = 20.3$$

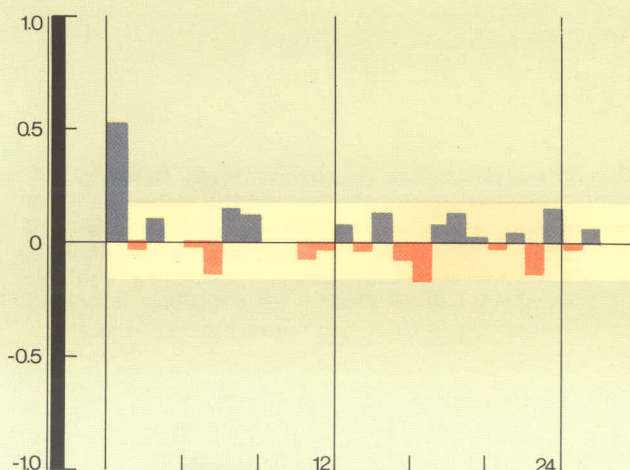
Residuos anómalos:

| Número de observación | Fecha | Valor en unidades $\hat{\sigma}_a$ |
|-----------------------|-------|------------------------------------|
| 16                    | 4/71  | -3.0                               |
| 23                    | 11/71 | 2.3                                |
| 26                    | 2/71  | 2.0                                |
| 91                    | 7/77  | -2.1                               |

La relación entre las dos variables, tal como sugiere la *fcc*, es muy débil; en efecto, una variación de la temperatura media peninsular origina, en el mismo mes en que se produce, una variación de sentido contrario de .26 por 100 en el consumo de energía eléctrica. El bajo nivel de significación del parámetro  $\omega_b$  explica que ni el modelo del ruido ni la desviación típica porcentual difieran prácticamente de los del modelo E1. Los valores extremos de los residuos son también los mismos que los del modelo E1. Sólo el correspondiente a noviembre de 1971 ha bajado ligeramente de valor, lo que era esperable puesto que en esa fecha aparece un residuo anómalo de signo contrario en el modelo univariante de  $T_t$  (7).

A pesar de lo poco que parece aportar este modelo a nuestro objetivo de limpiar la serie  $E_t$ , se mantiene, ya que ninguno de los contrastes diagnósticos sugiere mala especificación del mismo.

Gráfico 4.  $fcc \ln E_t$  vs.  $\ln IPI_t$ .



### 3. Relación entre el consumo de energía eléctrica y el Índice de Producción Industrial (4)

En el gráfico 4 se presenta la función de correlación cruzada de las dos series, preblanqueada con el modelo univariante IPI3.

El hecho más destacable, en dicha función, es un valor significativo y positivo en el retardo cero, que implica que una variación en la actividad industrial en un mes origina el mismo mes una variación del mismo sentido en el consumo de energía eléctrica. Se identifica, por tanto, un primer modelo, llamado Modelo 1, que contiene un único parámetro  $\omega_b$  en la función de transferencia.

Modelo  $\ln E_t$  versus  $\ln IPI_t$  .1:

$$\ln E_t = .332 \ln IPI_t + N_t \quad (.068)$$

$$\nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .61 B) (1 - .55 B^{12}) a_t \quad (.09) \quad (.11)$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = .650 \times 10^{-3}, \quad \hat{\sigma}_a \times 100 = 2.5, \quad Q_{fas} (37) = 26.8, \quad Q_{fcc} (38) = 23.8$$

Residuos anómalos:

| Número de observación | Fecha | Valor en unidades $\hat{\sigma}_a$ |
|-----------------------|-------|------------------------------------|
| 16                    | 4/71  | -2.8                               |
| 23                    | 11/71 | 2.9                                |
| 64                    | 4/75  | 2.0                                |

Se puede observar que el parámetro  $\omega_b$  estimado es altamente significativo. Implica una elasticidad del consumo de energía eléctrica respecto al Índice de Producción Industrial de .3. Además, la desviación típica porcentual del modelo E1 se reduce considerablemente al incluir el IPI como *input*, lo que da una idea del poder explicativo de esta variable en el consumo de energía eléctrica (8). Lo mismo se aprecia comparando el gráfico 1 (residuos de E1) con el gráfico 5 (residuos del Modelo 1), que son sensiblemente diferentes, sobre todo en los últimos meses de 1974 y en 1975, período de fuerte caída del IPI. Es evidente que si hubiéramos podido disponer de los datos del consumo de energía eléctrica en la industria hubiéramos podido detectar una elasticidad más alta. El gráfico de la *fcc* residual del modelo (gráfico 6) no sugiere que éste sea inadecuado. Lo mismo ocurre con los gráficos de las *fas* y *fap* residuales, que no incluimos.

### 4. Relación entre el consumo de energía eléctrica, la temperatura y el Índice de Producción Industrial

En este epígrafe se combinan en un único modelo, los dos modelos de transferencia, con un solo *output*, obtenidos en los dos últimos epígrafes, y el modelo de intervención que mide el efecto de la movilidad de la Semana Santa sobre el consumo de energía eléctrica. Se estima así un primer modelo de transferencia con tres *inputs*.

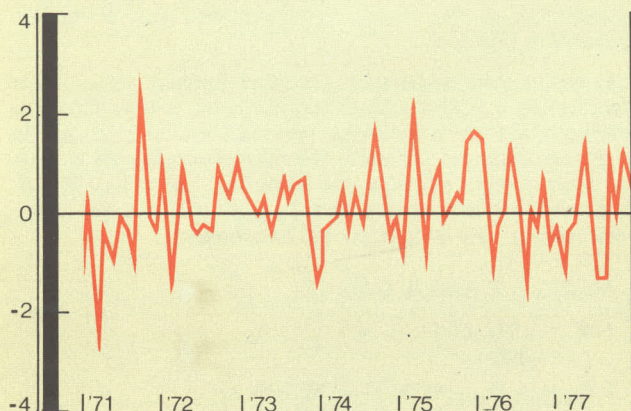
Modelo  $\ln E_t$  versus  $SS, T_t, \ln IPI_t$  .1:

$$\ln E_t = -.020 \xi_t - .004 T_t + .306 \ln IPI_t + N_t \quad (.008) \quad (.002) \quad (.067)$$

$$\nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .59 B) (1 - .52 B^{12}) a_t \quad (.10) \quad (.12)$$



Gráficos Modelo  $\ln E_t$  versus  $\ln PI_t$  .1.  
Gráfico 5. Residuos.



Gráficos Modelo  $\ln E_t$  versus  $SS, T_t, \ln PI_t$  .1.  
Gráfico 7. Residuos.

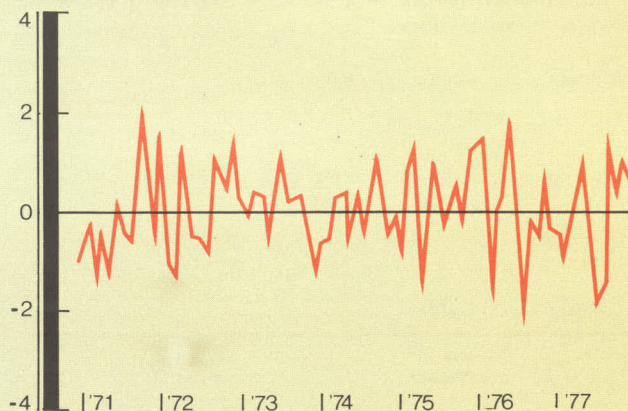


Gráfico 6. fcc residuos vs.  $\ln PI_t$ .

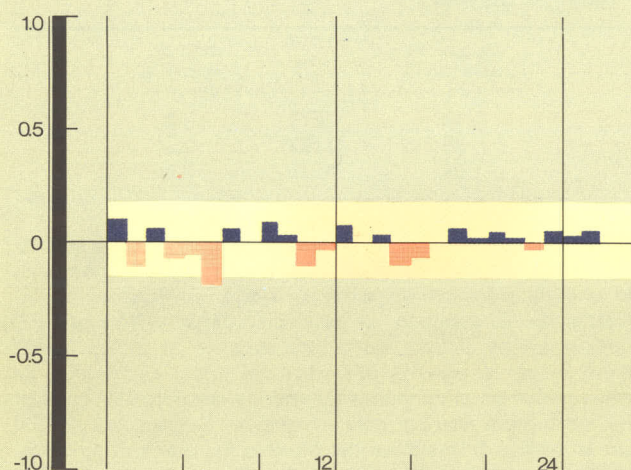
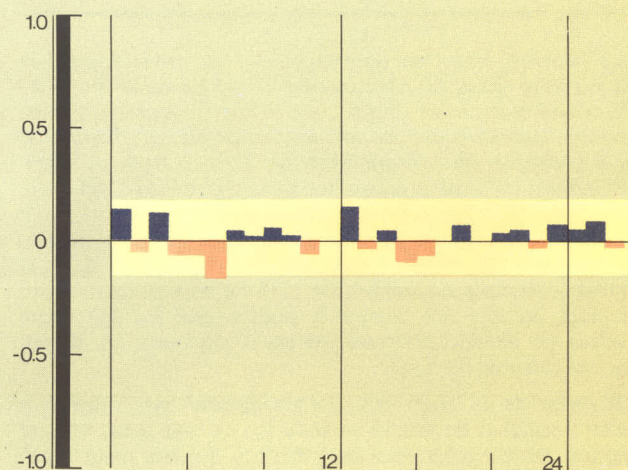


Gráfico 8. fcc residuos vs.  $\ln PI_t$ .



Los tres coeficientes de las funciones de transferencia son significativos, y la desviación típica porcentual es menor que la de cualquiera de los tres modelos parciales, y un 17.2 por 100 menor que la del modelo univariante de  $E_t$ . Por otra parte, los estadísticos Q estimados no indican mala especificación del modelo. Los gráficos 7 y 8 son los gráficos relevantes.

De los residuos anómalos que tenía el modelo E1, sólo se mantiene el correspondiente a noviembre de 1971, aunque ha bajado ligeramente de valor por la inclusión de  $T_t$  como *input*. La temperatura de ese mes fue 8.4 grados centígrados, muy por debajo del valor medio de los ocho meses de noviembre que entran en la muestra (10.5 grados). Puesto que se trata de un mes de invierno, pensamos que su efecto sobre el consumo de energía eléctrica debe ser mayor que el efecto medio de las temperaturas de todo el año. Para contrastar esta hipótesis, se descompone la serie de temperatura mediante un análisis de intervención, introduciendo una variable impulso,  $\xi_t$ , que toma un valor unitario en noviembre de 1971 y que es nula el resto de los meses de la muestra. Se estima así el modelo:

Modelo T1:

$$T_t = -4.4 \xi_t + N_t \quad (1.2)$$

$$(1 - .29) \nabla_{12} N_t = (1 - .53 B^{12}) a_t \quad (1.1)$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = 1.1$$

Como era de esperar, el coeficiente de la intervención es muy significativo. Por ello, se reestima el Modelo 1 descomponiendo el *input*  $T_t$  en dos:  $T'_t$ , que es la serie de temperatura corregida del valor anómalo en noviembre de 1971, y  $\xi_t^2$ , que es una variable determinista, con valor -4.4 en noviembre de 1971, y valores nulos en los restantes meses. Se llama a este nuevo modelo Modelo 2.

Modelo  $\ln E_t$  versus  $SS, T_t, \ln PI_t$  .2:

$$\ln E_t = -.020 \xi_t^1 - .003 T'_t - .010 \xi_t^2 + .312 \ln PI_t + N_t \quad (.008) \quad (.002) \quad (.004) \quad (.067)$$



$$\nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .58 B) (1 - .50 B^{12}) a_t \quad (1.10) \quad (1.12)$$

$$\xi_t^1 = \begin{cases} 1, & t = \text{meses en que se sitúa la Semana Santa} \\ 0, & t = \text{demás meses} \end{cases}$$

$$\xi_t^2 = \begin{cases} -4.4, & t = 11/71 \\ 0, & t \neq 11/71 \end{cases}$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = .579 \times 10^{-3}, \quad \hat{\sigma}_a \times 100 = 2.4, \quad Q_{\text{fas}}(37) = 33.2 \\ Q_{\text{fcc}T_t}(38) = 22.8 \\ Q_{\text{fcc}IPI_t}(38) = 35.1$$

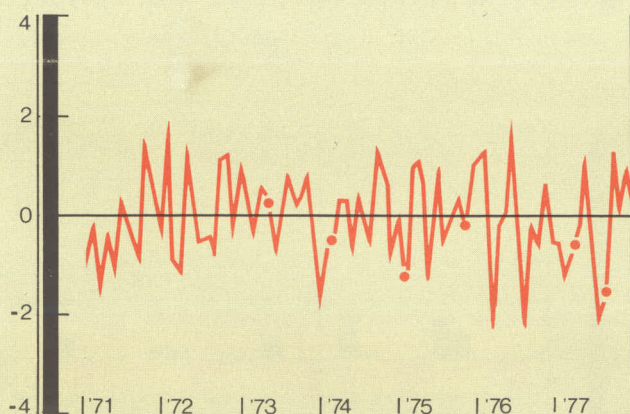
Residuos anómalos:

| Número de observación | Fecha | Valor en unidades $\hat{\sigma}_a$ |
|-----------------------|-------|------------------------------------|
| 75                    | 3/76  | -2.2                               |
| 80                    | 8/76  | -2.6                               |
| 91                    | 7/77  | -2.2                               |

Se puede observar que la temperatura anormalmente baja de noviembre de 1971 tiene un efecto sobre el consumo de energía eléctrica muy superior, y con un nivel de significación más alto que el efecto medio de  $T_t$  sobre  $E_t$ . El resto de los contrastes diagnósticos aplicados a este modelo arroja resultados muy similares a los del modelo anterior, excepto el estadístico Q de la función de correlación cruzada entre los residuos y el IPI preblanqueado, que pasa de 22.9 a 35.1. Aunque dicha  $\text{fcc}$  (cuyo gráfico no incluimos por ser prácticamente igual al 8) no sugiere de forma clara la necesidad de reformular su función de transferencia, se estiman dos nuevos modelos, similares al Modelo 2, pero incluyendo, alternativamente, un término autorregresivo, y un segundo término de media móvil en la función de transferencia de  $IPI_t$ , obteniendo en ambos casos parámetros no significativos.

Gráfico Modelo  $\ln E_t$  versus  $SS$ ,  $T_t$ ,  $\ln IPI$  .2.

Gráfico 9. Residuos.



En cuanto a los residuos anómalos (véase gráfico 9), se observará que, tal como se esperaba, ha desaparecido el correspondiente a noviembre de 1971, al descomponer la serie de temperatura. Los tres restantes (marzo y agosto de 1976 y julio de 1977) no tienen una explicación inmediata,

por lo que se acepta este modelo como punto de partida para analizar los efectos de las variaciones en las tarifas eléctricas. Se ha señalado con un punto las fechas en que se producen dichas variaciones.

### III. MODELIZACION DE LOS EFECTOS DEL PRECIO SOBRE EL CONSUMO DE ENERGIA ELECTRICA

La serie de precios, puesto que las tarifas eléctricas son precios políticos, es una serie determinística con perfil de escalones construidos a partir del cuadro n.º 1 de la sección II. Transformamos esta serie logarítmicamente por razones de conveniencia ya que, dada la transformación logarítmica decidida para el *output* en su modelización univariante, se puede interpretar directamente la ganancia de la función estimada como la elasticidad-precio de la demanda. Se trata, por otra parte, de una transformación razonable puesto que en los estudios realizados con series de precios que siguen procesos estocásticos, estos procesos son generalmente logarítmicos.

Se estima así un modelo (llamado modelo  $\ln E_t$  versus  $\ln P_t$  .1), en el que, como primera aproximación, introducimos un único parámetro  $\omega_0$ , en la función de transferencia del precio.

Modelo  $\ln E_t$  versus  $\ln P_t$  .1:

$$\ln E_t = - .020 \xi_t^1 - .003 T_t' - .010 \xi_t^2 + .309 \ln IPI_t + \quad (1.008) \quad (1.002) \quad (1.004) \quad (1.068) \\ - .039 \ln P_t + N_t \quad (1.066)$$

$$\nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .58 B) (1 - .51 B^{12}) a_t \quad (1.10) \quad (1.12)$$

$$\xi_t^1 = \begin{cases} 1, & t = \text{meses en que se sitúa la Semana Santa} \\ 0, & t = \text{demás meses} \end{cases}$$

$$\xi_t^2 = \begin{cases} -4.4, & t = 11/71 \\ 0, & t \neq 11/71 \end{cases}$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = .584 \times 10^{-3}, \quad \hat{\sigma}_a \times 100 = 2.4, \quad Q_{\text{fas}}(37) = 33.2 \\ Q_{\text{fcc}T_t}(38) = 23.7 \\ Q_{\text{fcc}IPI_t}(38) = 35.6$$

Residuos anómalos:

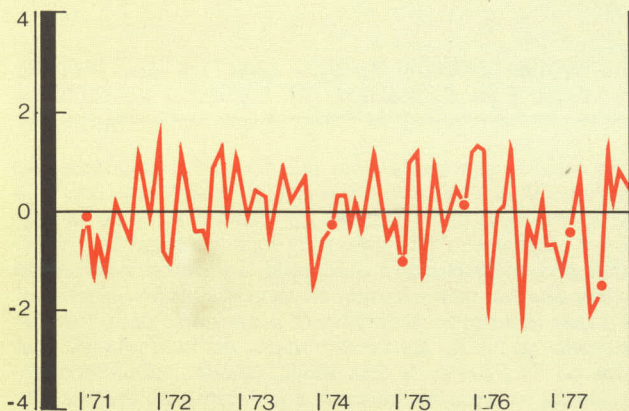
| Número de observación | Fecha | Valor en unidades $\hat{\sigma}_a$ |
|-----------------------|-------|------------------------------------|
| 75                    | 3/76  | -2.2                               |
| 80                    | 8/76  | -2.5                               |
| 91                    | 7/77  | -2.2                               |

La elasticidad-precio es negativa, pero muy pequeña en valor absoluto; es significativamente distinta de cero solamente a un nivel de confianza del 70 por 100. Como consecuencia, el modelo no difiere prácticamente del inicial, ni en el valor de los restantes parámetros ni en los resultados de los contrastes diagnósticos. El gráfico 10, que representa los residuos del modelo, es también muy similar al de los residuos del modelo de partida (gráfico 9).



Gráfico Modelo  $\ln E_t$  versus  $P_t$  .1.

Gráfico 10. Residuos.



Residuos anómalos:

| Número de observación | Fecha | Valor en unidades $\hat{\sigma}_a$ |
|-----------------------|-------|------------------------------------|
| 75                    | 3/76  | -2.2                               |
| 80                    | 8/76  | -2.4                               |
| 91                    | 7/77  | -2.1                               |

Se obtienen, para los cinco *inputs* de precios, valores estimados de los coeficientes negativos y mayores en valor absoluto que el estimado en el Modelo 1. Ninguno de los valores del estadístico «t» (calculado dividiendo el coeficiente estimado por su correspondiente desviación típica) revela un parámetro significativamente distinto de cero, si se utiliza el valor crítico convencional de 2.0, pero esta aparente falta de significación es engañosa, en este caso, y merece algunos comentarios.

En primer lugar, el valor crítico convencional de 2.0 para el estadístico «t» cuando se dispone de 72 grados de liber-

Se procede, a la vista de este resultado, a descomponer la serie de precios para tratar de detectar la existencia de diferentes respuestas del consumo a las variaciones del precio, según la fecha o la magnitud de la variación. El criterio seguido para efectuar la descomposición es el de introducir, por separado, cada una de las cuatro elevaciones de tarifas que suponen un incremento porcentual de la tarifa media igual o mayor que el 15 por 100 (marzo de 1974, enero y noviembre de 1975 y marzo de 1977), incluyendo en un *input* residual ( $P_t'$ ) los cuatro restantes aumentos que tienen lugar a lo largo del período muestral.

Se estima así el Modelo 2, cuyos gráficos relevantes son los gráficos 11-15.

Modelo  $\ln E_t$  versus  $\ln P_t$  .2:

$$\begin{aligned} \ln E_t = & -.021 \xi_t^1 - .001 T_t' - .010 \xi_t^2 + .287 \ln IPI_t - \\ & (.009) \quad (.002) \quad (.004) \quad (.070) \\ & -.083 \ln P (3/74) - .070 \ln P (2/75) - \\ & (.119) \quad (.129) \\ & -.057 \ln P (11/75) - .133 \ln P (3/77) - \\ & (.092) \quad (.113) \\ & -.145 \ln P_t' + N_t \\ & (.211) \end{aligned}$$

$$\nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .65 B) (1 - .50 B^{12}) a_t$$

(.10)      (.12)

$$\xi_t^1 = \begin{cases} 1, & t = \text{meses en que se sitúa la Semana Santa} \\ 0, & t = \text{demás meses} \end{cases}$$

$$\xi_t^2 = \begin{cases} -4.4, & t = 11/71 \\ 0, & t \neq 11/71 \end{cases}$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = .602 \times 10^{-3}, \quad \hat{\sigma}_a \times 100 = 2.4, \quad Q_{fas} (37) = 34.0$$

$$Q_{fccT_t'} (38) = 25.4$$

$$Q_{fccIPI_t} (38) = 31.7$$

Gráficos Modelo  $\ln E_t$  versus  $\ln P_t$  .2.

Gráfico 11. Residuos.

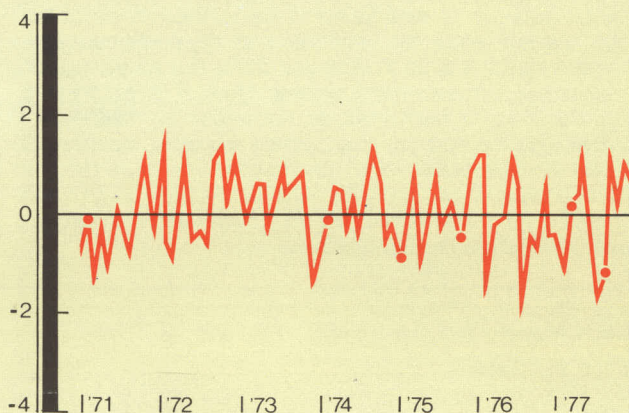


Gráfico 12. fas residuos.

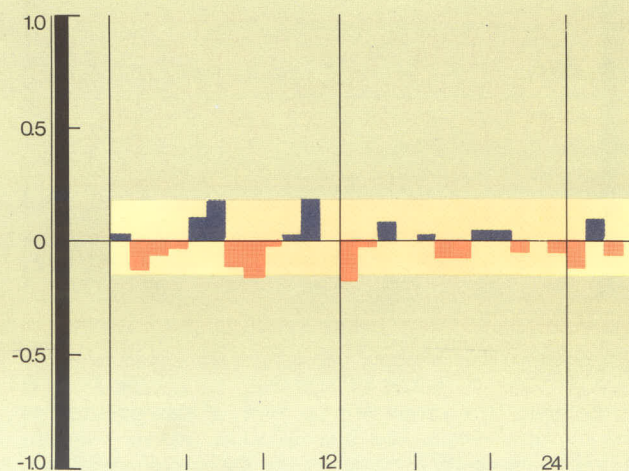




Gráfico 13. fap residuos.

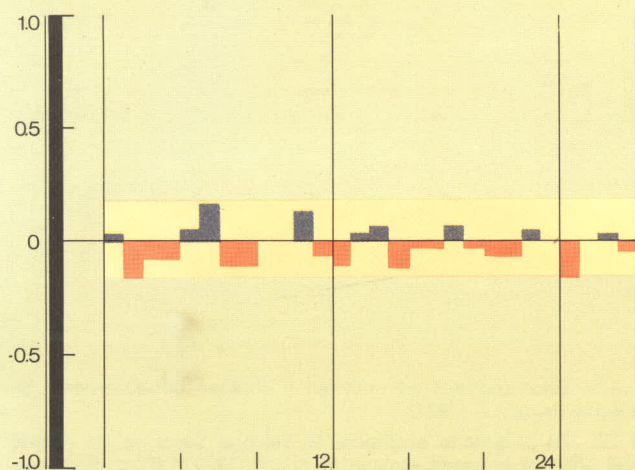


Gráfico 14. fcc residuos vs.  $T_t$ .

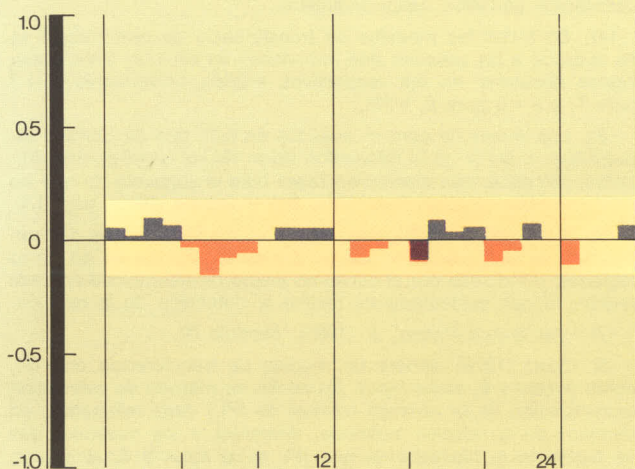
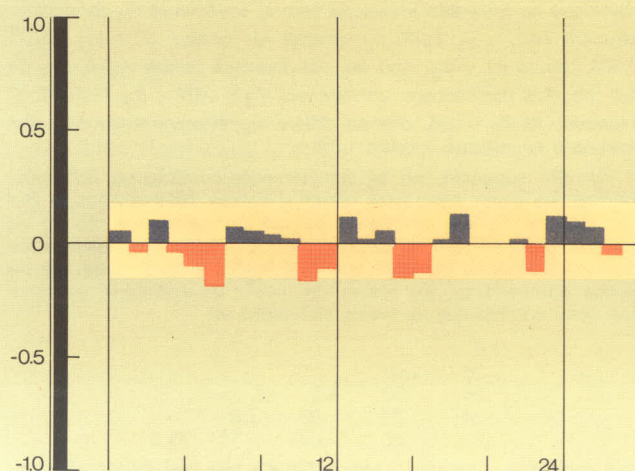


Gráfico 15. fcc residuos vs.  $\ln IPI_t$ .



tad, como ocurre en este caso, no corresponde a un nivel de confianza del 95 por 100 sino de más del 97.5 por 100. En segundo lugar, la aplicación mecánica de este valor de 2.0, o del nivel de confianza convencional del 95 por 100 (que corresponde a un nivel del estadístico «t» de 1.65 cuando se dispone de 72 grados de libertad), puede ocultar la presencia de un coeficiente. En este caso, los valores del estadístico «t» son .70, .54, .62, 1.18 y .69, respectivamente (siguiendo el mismo orden en que se presentan los *inputs* en el modelo). A un nivel de confianza del 70 por 100, todos los coeficientes, tomados uno a uno, son significativamente negativos, y el correspondiente a la elevación de tarifas de marzo de 1977 es significativamente negativo a un nivel de confianza de casi el 90 por 100 (9). La conclusión, en resumen, es que la elasticidad-precio es probablemente negativa, aunque pequeña en valor absoluto (-.1, por ejemplo) y que nuestro modelo es todavía demasiado simple para calibrar estos parámetros con precisión.

Hay varias vías de modelización que podrían aumentar la precisión del resultado. Una de ellas se basa en la hipótesis de que existan fuertes efectos transitorios que oculten el efecto permanente. Para investigar esta posibilidad, se puede considerar una nueva estructura de la(s) función(es) de transferencia:

$$\begin{aligned} v(B) &= \omega_0 + \omega'_0 (1 - B) \\ &= (\omega_0 + \omega'_0) - \omega'_0 B \end{aligned}$$

Para estimar una función de este tipo, se construye un nuevo modelo ( $\ln E_t$  versus  $\ln P_t$ , 3) en el que se incluyen dos *inputs* de precios: la serie de escalones  $\ln P_t$  utilizada en el Modelo 1, a la que se aplica el parámetro  $\omega_0$ , y una segunda serie formada por impulsos que ocurren en las fechas de elevación de las tarifas, cuantificando los impulsos en el valor que toma  $\nabla \ln P_t$  en cada caso; a esta segunda serie se le aplica el parámetro  $\omega'_0$ , con el que se pretende captar los efectos puramente transitorios. No se descompone ninguna de las dos series separando unos aumentos de precios de otros, ya que las elasticidades estimadas en el Modelo 2 no sugieren que las respuestas del consumo a las sucesivas elevaciones del precio sean sustancialmente diferentes.

Modelo  $\ln E_t$  versus  $\ln P_t$ , 3:

$$\begin{aligned} \ln E_t = & -.023 \xi_t^1 - .002 T_t' - .009 \xi_t^2 + .333 \ln IPI_t + \\ & (.008) \quad (.002) \quad (.004) \quad (.063) \\ & + .076 \ln P_t - .186 \nabla \ln P_t + N_t \\ & (.072) \quad (.068) \end{aligned}$$

$$\nabla \nabla_{12} N_t = (1 - .62 B) (1 - .44 B^{12}) a_t$$

(.10)                      (.10)

$$\xi_t^1 = \begin{cases} 1, & t = \text{meses en que se sitúa la Semana Santa} \\ 0, & t = \text{demás meses} \end{cases}$$

$$\xi_t^2 = \begin{cases} -4.4, & t = 11/71 \\ 0, & t \neq 11/71 \end{cases}$$

$$\hat{\sigma}_a^2 = .529 \times 10^{-3}, \quad \hat{\sigma}_a \times 100 = 2.3, \quad Q_{\text{fas}} (37) = 24.6$$

$$Q_{\text{fcc}, T_t} (38) = 23.9$$

$$Q_{\text{fcc}, IPI_t} (38) = 30.5$$

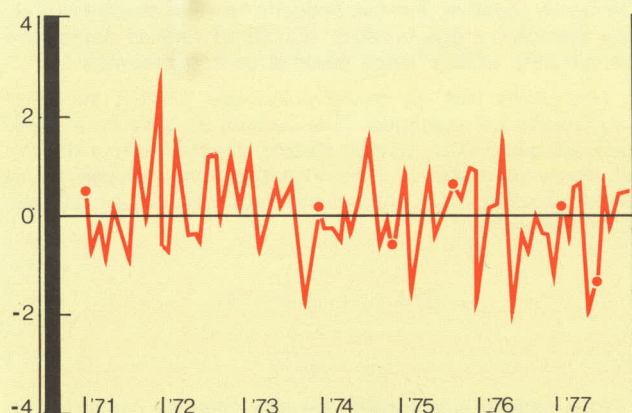


# Residuos anómalos:

| Número de observación | Fecha | Valor en unidades $\hat{\sigma}_a$ |
|-----------------------|-------|------------------------------------|
| 26                    | 2/72  | 2.5                                |
| 75                    | 3/76  | -2.4                               |
| 80                    | 8/76  | -2.4                               |
| 91                    | 7/77  | -2.3                               |

Gráfico Modelo  $\ln E_t$  versus  $\ln P_t$  .3.

Gráfico 16. Residuos.



Se observa en este modelo que la elasticidad-precio a largo plazo toma un valor no significativamente distinto de cero. Por el contrario, se detecta un efecto transitorio significativamente negativo. Se observa, por otra parte, que la estimación conjunta de los parámetros ya incluidos en el modelo inicial con las dos elasticidades-precio (a largo y a corto plazo) da lugar a que se haga no significativo el coeficiente del *input* temperatura. Se mantiene, por el contrario, el efecto del valor anómalo de la temperatura en noviembre de 1971, medido por el coeficiente de  $\xi_t^2$ . Los otros dos coeficientes (de la Semana Santa y del IPI) siguen con valores muy próximos a los que tenían antes de incluir los *inputs* de precios. En el gráfico de los residuos (gráfico 16), se observa una ligera variación respecto al gráfico 9 en las fechas en que han aumentado las tarifas, variación que refleja el efecto transitorio detectado.

Se puede concluir que parece probable que las subidas de las tarifas eléctricas produzcan efectos permanentes en el consumo de electricidad; el Modelo 2 sugiere que la elasticidad sería negativa pero pequeña en valor absoluto. La descomposición de la serie de tarifas ha ayudado a detectar el efecto permanente; se encuentran, por otra parte, en el Modelo 3, algunos efectos transitorios, pero su modelización no contribuye a medir los efectos permanentes.

## NOTAS

(1) Estos modelos se obtienen y analizan detalladamente en GARCÍA-PARDO, J. (1981).

(2) En el período analizado, la Semana Santa se ha situado tres años en la cuarta semana de marzo (1970, 1972 y 1975), tres años en la segunda semana de abril (1971, 1974 y 1977) y dos años en la tercera semana de abril (1973 y 1976).

(3) Funciones de autocorrelación simples y funciones de autocorrelación parciales, respectivamente.

(4) En todos los modelos de transferencia de este trabajo se ha aplicado a las variables que intervienen en ellos las transformaciones decididas en los respectivos análisis univariantes ( $\lambda = 1$  para  $T_t$  y  $\lambda = 0$  para  $E_t$  e  $IPI_t$ ).

(5) Los límites de control incluidos en este tipo de gráficos representan el doble de la desviación típica de las correlaciones cruzadas, calculada esta desviación típica bajo el supuesto de que las series no están relacionadas. Véase BOX y JENKINS (1970), pág. 376.

(6) Ver JENKINS (1979), pág. 44. En su modelo, la serie de temperatura es una media de las temperaturas registradas en cinco regiones, ponderada por el consumo medio de electricidad en cada región, lo que evidentemente facilita la detección de la relación.

(7) Ver GARCÍA-PARDO, J. (1981), capítulo IV.

(8) SANZ (1979) elabora un modelo de transferencia con  $IPI_t$  como *output* y  $E_t$  como *input*. En teoría, su método de estimación (minimización de la varianza residual de  $IPI_t$ ) daría resultados, en términos de la relación estimada, diferentes a los nuestros, que se basan en la hipótesis de que  $IPI_t$  es el *input* y  $E_t$  el *output*. En la práctica, sin embargo, la diferencia es despreciable en este caso. En efecto, su coeficiente estimado es .60, es decir,  $\ln IPI_t = .60 \ln E_t + N_t^{IPI}$ .

Dado que las estructuras univariantes de  $E_t$  y de  $IPI_t$  que SANZ utiliza son muy semejantes a las nuestras, podemos calcular el valor que su resultado implicaría para el coeficiente  $\omega_0$  de nuestra relación  $\ln E_t = \omega_0 \ln IPI_t$ , mediante la fórmula  $\tilde{\omega} = (\hat{\sigma}_E / \hat{\sigma}_{IPI})^2$  (.60), donde  $\hat{\sigma}_E$  y  $\hat{\sigma}_{IPI}$  son las desviaciones típicas residuales de los modelos estocásticos univariantes ( $\hat{\sigma}_E \approx .027$  y  $\hat{\sigma}_{IPI} \approx .035$ ). El resultado es  $\tilde{\omega}_0 = .36$ , que no difiere significativamente del valor estimado en nuestro modelo (.33).

(9) Por supuesto, no es estrictamente correcto en este caso realizar los cinco contrastes como si fueran independientes. Por no disponer de los programas de cálculo necesarios, no se ha podido contrastar la hipótesis conjunta de que los cinco parámetros son nulos, aunque creemos que esta hipótesis sería rechazada de forma contundente. En efecto, la matriz de correlaciones entre los cinco coeficientes de precio estimados es:

|     |     |     |     |     |
|-----|-----|-----|-----|-----|
| 1.0 |     |     |     |     |
| .26 | 1.0 |     |     |     |
| .04 | .07 | 1.0 |     |     |
| .24 | .24 | .09 | 1.0 |     |
| .21 | .20 | .00 | .14 | 1.0 |

que sugiere que los cinco contrastes «t» son casi independientes.



## APENDICE B

### DATOS

CUADRO N.º 1

**DATOS DE CONSUMO DE ENERGIA ELECTRICA (\*) (E<sub>t</sub>)**  
(Base 100 = 1965. Media 1965 = 2.365,5 millones Kw/h.)

| M E S E S      | 1970  | 1971  | 1972  | 1973  | 1974  | 1975  | 1976  | 1977  |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Enero ...      | 189,7 | 210,7 | 229,4 | 265,1 | 284,0 | 293,8 | 320,9 | 338,1 |
| Febrero ...    | 176,9 | 190,1 | 220,2 | 243,3 | 263,7 | 265,1 | 296,8 | 307,0 |
| Marzo ...      | 184,6 | 209,3 | 222,8 | 255,9 | 275,9 | 279,8 | 302,0 | 319,4 |
| Abril ...      | 176,5 | 179,8 | 201,1 | 225,0 | 246,4 | 267,9 | 280,3 | 289,5 |
| Mayo ...       | 167,6 | 179,5 | 205,5 | 229,4 | 249,8 | 250,9 | 273,5 | 296,2 |
| Junio ...      | 168,5 | 175,0 | 200,2 | 218,4 | 234,3 | 245,8 | 272,9 | 280,9 |
| Julio ...      | 174,3 | 186,7 | 202,7 | 227,6 | 246,5 | 258,9 | 287,4 | 281,0 |
| Agosto ...     | 162,7 | 173,4 | 191,2 | 217,7 | 230,4 | 229,2 | 246,4 | 246,3 |
| Septiembre ... | 176,6 | 183,7 | 204,9 | 232,8 | 247,8 | 255,3 | 275,8 | 289,8 |
| Octubre ...    | 184,3 | 187,1 | 217,6 | 247,6 | 271,9 | 277,3 | 292,1 | 298,2 |
| Noviembre ...  | 186,3 | 209,6 | 231,7 | 261,8 | 275,9 | 286,5 | 317,2 | 323,4 |
| Diciembre ...  | 205,5 | 224,9 | 250,8 | 277,5 | 287,7 | 319,0 | 330,8 | 342,7 |

(\*) Excluido el consumo de las centrales en bombeo.

Fuente: UNESA.

CUADRO N.º 2

**INDICE GENERAL DE PRODUCCION INDUSTRIAL (IPI<sub>t</sub>)**  
(Base 100 = media mensual 1962)

| M E S E S      | 1970  | 1971  | 1972  | 1973  | 1974  | 1975  | 1976  | 1977 (*) |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| Enero ...      | 234,5 | 233,8 | 271,5 | 317,4 | 373,0 | 334,4 | 327,7 | 379,4    |
| Febrero ...    | 237,9 | 237,7 | 278,0 | 314,8 | 360,4 | 335,9 | 328,2 | 396,3    |
| Marzo ...      | 234,4 | 251,7 | 293,9 | 336,3 | 381,4 | 329,7 | 366,5 | 423,1    |
| Abril ...      | 251,9 | 245,3 | 284,3 | 315,8 | 369,6 | 344,7 | 363,8 | 397,8    |
| Mayo ...       | 240,7 | 248,1 | 292,5 | 336,2 | 377,5 | 348,3 | 363,9 | 418,8    |
| Junio ...      | 246,6 | 249,4 | 301,2 | 337,3 | 368,2 | 354,2 | 362,3 | 412,3    |
| Julio ...      | 243,5 | 258,4 | 283,9 | 321,4 | 353,9 | 331,0 | 361,1 | 389,4    |
| Agosto ...     | 183,8 | 195,3 | 224,5 | 253,3 | 282,1 | 234,3 | 268,5 | 293,4    |
| Septiembre ... | 241,2 | 245,6 | 295,5 | 334,8 | 350,2 | 331,3 | 358,2 | 415,3    |
| Octubre ...    | 249,7 | 252,9 | 303,2 | 351,9 | 373,8 | 357,3 | 374,4 | 415,9    |
| Noviembre ...  | 249,8 | 262,6 | 319,5 | 354,4 | 347,6 | 349,3 | 392,7 | 419,1    |
| Diciembre ...  | 239,3 | 259,4 | 306,4 | 336,4 | 330,6 | 354,3 | 377,5 | 413,0    |

(\*) Datos provisionales.

Fuente: Instituto Nacional de Estadística.



CUADRO N.º 3

**DATOS DE TEMPERATURA MEDIA NACIONAL (\*) (T<sub>a</sub>)**  
**(Unidades: Grados centígrados)**

| MESES            | 1970 | 1971 | 1972 | 1973 | 1974 | 1975 | 1976 | 1977 |
|------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Enero .....      | 8,7  | 6,4  | 6,0  | 6,8  | 8,6  | 8,5  | 6,5  | 7,4  |
| Febrero .....    | 8,2  | 8,5  | 8,1  | 7,3  | 7,7  | 9,3  | 8,8  | 9,9  |
| Marzo .....      | 8,3  | 7,5  | 9,8  | 8,9  | 9,6  | 8,6  | 10,1 | 11,3 |
| Abril .....      | 13,8 | 12,4 | 11,6 | 11,5 | 12,0 | 11,8 | 11,0 | 12,8 |
| Mayo .....       | 15,3 | 14,2 | 13,6 | 15,9 | 15,6 | 14,1 | 16,2 | 14,1 |
| Junio .....      | 19,5 | 17,5 | 17,8 | 18,9 | 18,9 | 18,9 | 21,2 | 17,3 |
| Julio .....      | 22,0 | 22,2 | 21,4 | 21,6 | 22,0 | 23,2 | 22,8 | 20,2 |
| Agosto .....     | 21,9 | 21,8 | 20,2 | 23,2 | 21,8 | 22,8 | 21,4 | 20,2 |
| Septiembre ..... | 21,2 | 19,8 | 16,4 | 19,6 | 18,4 | 18,7 | 18,4 | 20,0 |
| Octubre .....    | 14,4 | 16,9 | 14,0 | 14,4 | 12,0 | 15,8 | 13,7 | 16,0 |
| Noviembre .....  | 12,6 | 8,4  | 11,3 | 10,8 | 10,5 | 10,5 | 9,0  | 10,6 |
| Diciembre .....  | 5,2  | 7,9  | 7,7  | 6,8  | 8,2  | 6,4  | 8,6  | 9,9  |

(\*) Media de las observaciones de temperaturas de las 51 provincias de la Península y Baleares.

Fuente: «Anuario Estadístico», Instituto Nacional de Estadística.