

"INFLUENCIA DE LA TEMPERATURA EN EL CONSUMO DIARIO DE ENERGÍA ELÉCTRICA.

FUNCIÓN DE TRANSFERENCIA SEGÚN LA METODOLOGÍA BOX-JENKINS"

PRAT, A., SOLÉ, I.

En este artículo se analiza la influencia de la temperatura durante el periodo invernal, ligeramente extendido, sobre el consumo diario de energía eléctrica. Se demuestra que la incorporación de información climática mejora la previsión obtenida con el modelo ARIMA univariante de la serie de consumos, debidamente depurada mediante análisis de intervención. Además se ha comprobado que el modelo de función de transferencia se adapta mejor que el univariante a las fluctuaciones de la demanda real.

LISTA DE SIMBOLOS

a_t = Serie de residuos asociados al modelo.

Z_t = Serie temporal estudiada.

B = Operador retardo; $BZ_t = Z_{t-1}$.

F.A.C. = Función de autocorrelación.

F.A.C.P. = Función de autocorrelación parcial.

∇ = Operador diferencia; $\nabla = 1 - B$.

∇_τ = Operador diferencia de orden τ ;
 $\nabla_\tau = 1 - B^\tau$

r_k = Residuo k-ésimo del modelo.

\bar{z} = Medida de la serie.

σ_z = Desviación tipo de la media muestral.

$\hat{\sigma}_{at}$ = Estimación de la desviación tipo residual.

\emptyset = Parámetros de los polinomios en B, de la parte autoregresiva.

θ = Parámetros de los polinomios en B, de la parte media móvil.

ξ_{it} = Variable de intervención.

λ = Vector de transformaciones del tipo Box-Cox.

N_t = Ruido.

$v(B)$ = Función de transferencia.

g = Ganancia del sistema.

1. INTRODUCCION

El obtener la función de transferencia entre la temperatura diaria y el consumo diario de energía eléctrica, es un problema de gran interés para las empresas del sector. Actualmente la temperatura en la época invernal y estival provoca un aumento importante en los consumos de los distintos tipos de abonados.

Un primer trabajo en esta dirección se encuentra en /1/. Tal como se indicó en las conclusiones del citado artículo, se ha realizado el presente estudio con datos de una central receptora, cuya composición aproximada es de un 70% de consumo doméstico y un 30% de consumo industrial.

Se han recogido los datos de la temperatura media de cada día según el observatorio Meteorológico del Putxet.

Los datos de partida se encuentran en la Ta-

- A. Prat i I. Solé, de la Càtedra d'Estadística de l'E.T.S.E.I.B. Av. Diagonal, 647. Barcelona 28.
- Article rebut el Març del 1980.

bla 1.1. (Ver tablas y figuras en el Apéndice).

La metodología utilizada es la de Box-Jenkins. El lector interesado en ella puede remitirse a /2/, /3/, /4/ y /5/.

La estructuración del artículo es la siguiente:

En primer lugar se identifica el modelo de la serie de consumos diarios y el de la temperatura. Los modelos retenidos en esta identificación tentativa pasan a la fase de estimación eficiente de los parámetros y a la verificación. Del análisis detallado de los residuos anormales de la serie de consumos diarios se deduce la necesidad de un análisis de intervención.

Una vez efectuado dicho análisis se pasa a la fase de identificación de la función de transferencia entre las susodichas series. Igualmente, como en el caso univariante, se pasa, a continuación, a la estimación eficiente de los parámetros y a la verificación del modelo de la función de transferencia.

Con este último análisis se realiza la previsión del consumo diario. Esta se ha obtenido por dos caminos distintos:

- a) Utilizando para la temperatura las previsiones obtenidas con su propio modelo.
- b) Usando los valores de la temperatura suministrados por el servicio meteorológico nacional.

2. IDENTIFICACION DEL MODELO DE LA SERIE DE CONSUMOS DIARIOS

2.1 ANÁLISIS DEL GRÁFICO DE LA SERIE ORIGINAL

En el gráfico de la serie se observa que la misma es no estacionaria en la media ya que presenta claros cambios de nivel en la misma. Dicha no estacionariedad se deberá pues eliminar a base de diferenciar la serie convenientemente.

Otro hecho claramente identificable es la existencia de una estacionalidad de período $S=7$ días.

2.2 ANÁLISIS DE LAS F.A.C. Y F.A.C.P. DE LAS DIVERSAS DIFERENCIACIONES DE LA SERIE

2.2.1 F.A.C. DE LA SERIE Z_t

El gráfico de la F.A.C. de la serie original Z_t , confirma la no estacionariedad en la media, debido a su lento amortiguamiento, a la vez que muestra la estacionalidad de período $S=7$ días.

Para eliminar la no estacionariedad se analizó la serie ∇Z_t .

2.2.2 F.A.C. DE LA SERIE ∇Z_t

La estimación de la función de autocorrelación de la serie ∇Z_t muestra valores elevados y no amortiguados rápidamente de $r_7, r_{14}, r_{21}, \dots$ que confirman claramente la estacionalidad citada, a la vez que sugieren la conveniencia de aplicar el operador $\nabla_7 = 1 - B^7$, es decir, analizar la serie $\nabla \nabla_7 Z_t$.

2.2.3 F.A.C. Y F.A.C.P. DE LA SERIE $\nabla \nabla_7 Z_t$

Los gráficos de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de la serie $\nabla \nabla_7 Z_t$, estimadas a partir de los datos se encuentran en las fig. 2.1 y fig. 2.2.

El análisis de estos gráficos permite considerar, para la parte no estacional, un modelo MA(1), dado el único coeficiente significativo con retraso $k=1$ en la F.A.C. y la forma exponencialmente decreciente de los números coeficientes en la F.A.C.P.

También se puede considerar, tanto la F.A.C. como la F.A.C.P. como una exponencial amortiguada negativa, lo que daría lugar a un modelo mixto ARMA(1,1) con los dos parámetros positivos.

Para la parte estacional, es decir en los retrasos $k=7, 14, 21, \dots$ se observa en la F.A.C. un solo pico significativo negativo - en el retraso 7 y una exponencial amortiguada en la F.A.C.P. lo que sugiere claramente un modelo MA(1) con el parámetro positivo.

Las satelizaciones observadas alrededor de los coeficientes de autocorrelación en los retrasos $k=7, 14, \dots$ son coherentes con las identificaciones propuestas (ver /6/).

Así pues los dos modelos retenidos en esta fase de identificación tentativa son:

$$M1. \nabla \nabla Z_t = (1-\theta_1 B)(1-\theta_2 B^7) a_t$$

con las siguientes estimaciones iniciales:

$$\hat{\theta}_1 = 0,33$$

$$\hat{\theta}_2 = 0,60$$

No es necesaria la introducción en el modelo de un término constante, θ_0 , dado que

$$\frac{\bar{z}}{\sigma_{\bar{z}}} = 0,29$$

$$M2. (1-\phi_1 B) \nabla \nabla Z_t = (1-\theta_1 B)(1-\theta_2 B^7) a_t$$

con las siguientes estimaciones iniciales:

$$\hat{\phi}_1 = 0,12$$

$$\hat{\theta}_1 = 0,33$$

$$\hat{\theta}_2 = 0,60$$

3. ESTIMACION EFICIENTE DE LA SERIE DE CONSUMOS DIARIOS

Una vez estudiados con detalle los resultados de la estimación, el modelo que resultó ser más adecuado es:

$$\nabla \nabla Z_t = (1-\theta_1 B)(1-\theta_2 B^7) a_t$$

Los valores estimados de los parámetros con su intervalo de confianza del 95% son:

$$\hat{\theta}_1 = 0,2863 \quad (0,1389 ; 0,4337)$$

$$\hat{\theta}_2 = 0,9704 \quad (0,9214 ; 1,0100)$$

Se comprueba que la serie es homocedástica dado que el valor estimado para λ en $Z^{(\lambda)}$ resultó ser aproximadamente la unidad.

La matriz de correlaciones entre los parámetros es:

$$\begin{matrix} & \theta_1 & \theta_2 \\ \theta_1 & 1,0000 & \\ \theta_2 & 0,1382 & 1,0000 \end{matrix}$$

Dado el pequeño valor del coeficiente 0,1382 vemos que las estimaciones de los parámetros son independientes.

La desviación tipo residual $\hat{\sigma}_{a_t} = 0,1181$, que comparada con la desviación tipo de la serie original, indica que el modelo explica el 57,9% de la variancia.

No se continuó con el estudio del modelo M.1 dado que la existencia de una gran cantidad de residuos anómalos hacía necesario un análisis de intervención para su eliminación, ya que la estructura del modelo y/o sus parámetros seguramente podían ser afectados por dichos residuos.

4. ANALISIS DE INTERVENCION

Los residuos anormales resultaron ser:

. r_{12}	03,02 σ_{a_t}	12 de octubre, miércoles Fiesta de la Hispanidad.
. r_{32}	-2,57 σ_{a_t}	1 de noviembre, martes - Todos los Santos.
. r_{33}	+2,04 σ_{a_t}	2 de noviembre, miércoles.
. r_{69}	-3,33 σ_{a_t}	8 de diciembre, jueves - Fiesta Inmaculada.
. r_{70}	+2,72 σ_{a_t}	9 de diciembre, viernes.
. r_{87}	-3,09 σ_{a_t}	26 de diciembre, lunes S. Esteban.
. r_{88}	+3,11 σ_{a_t}	27 de diciembre, martes.
. r_{98}	-2,71 σ_{a_t}	6 de enero, viernes Reyes.
. r_{106}	+2,27 σ_{a_t}	14 de enero, sábado.
. r_{174}	-3,40 σ_{a_t}	23 de marzo, jueves Santo.
. r_{176}	+2,16 σ_{a_t}	25 de marzo, sábado Santo.
. r_{179}	+2,73 σ_{a_t}	28 de marzo, martes.

Como puede observarse, la mayoría de los residuos anormales, son explicables por corresponder a días festivos intersemanales. Los no explicables por esta causa son: r_{33} , r_{70} y r_{88} que corresponden a días laborables, pe

ro que siguen a unos residuos anormalmente bajos y son debidos a que el modelo, al encontrarse con un residuo negativo, reduce las previsiones, por lo que al ser el siguiente un valor normal, dará una previsión por debajo, es decir, un residuo anormalmente alto.

Quedan finalmente los r_{106} y r_{179} , como no explicables, aunque quizás lo sean debido a la variable temperatura y a la proximidad de la Semana Santa respectivamente.

Obsérvese que con los residuos explicables se puede realizar un análisis de intervención que permita eliminarlos. Es probable que al eliminar el efecto de Semana Santa desaparezca también el residuo r_{179} .

Se ha considerado que el efecto de un día festivo intersemanal sobre el consumo es función del día concreto de la semana en que se celebra la festividad.

Por ejemplo, al residuo anormal correspondiente al día 1 de noviembre de 1977, martes, le precedía un residuo también negativo que puede indicar que el efecto del día festivo -- afecta también al día anterior por ser lunes.

Un análisis detallado de la influencia de cada residuo anómalo, debido a causas asignables, aconsejó efectuar las siguientes intervenciones:

$$\xi_{1t} = \begin{cases} 1 & \text{Para el día 12-octubre} \\ 0 & \text{En el resto} \end{cases}$$

$$\xi_{2t} = \begin{cases} 1 & \text{Para el día 31-octubre} \\ 0 & \text{En el resto} \end{cases}$$

$$\xi_{3t} = \begin{cases} 1 & \text{Para el día 8-diciembre} \\ 0 & \text{En el resto} \end{cases}$$

$$\xi_{4t} = \begin{cases} 1 & \text{Para el día 24-diciembre} \\ 0 & \text{En el resto} \end{cases}$$

$$\xi_{5t} = \begin{cases} 1 & \text{Para el día 6-enero} \\ 0 & \text{En el resto} \end{cases}$$

$$\xi_{6t} = \begin{cases} 1 & \text{Desde el día 20-mayo hasta 27-mayo} \\ 0 & \text{En el resto} \end{cases}$$

$$\xi_{7t} = \begin{cases} 1 & \text{Para el día 23-marzo} \\ 0 & \text{En el resto} \end{cases}$$

Teniendo en cuenta los efectos que se pretenden captar, se estimó el modelo de intervención:

$$Y_t = \omega_{01}\xi_{1t} + (\omega_{02} - \omega_{12}B)\xi_{2t} + \omega_{03}\xi_{3t} + \\ + (\omega_{04} - \omega_{14}B - \omega_{24}B^2)\xi_{4t} + (\omega_{05} - \omega_{15}B - \omega_{25}B^2)\xi_{5t} + \\ + \omega_{06}\xi_{6t} + (\omega_{07} - \omega_{17}B - \omega_{27}B^2 - \omega_{37}B^3 - \omega_{47}B^4)\xi_{7t} + \\ + N_t$$

siendo

$$\nabla \nabla_7 N_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \theta_2 B^7) a_t$$

Los resultados de la estimación son:

$\hat{\theta}_1 = 0,1763$	$(0,0260 \div 0,3267)$
$\hat{\theta}_2 = 0,9095$	$(0,8456 \div 0,9734)$
$\hat{\omega}_{01} = -0,3360$	$\omega_{02} = -0,1090$
$\omega_{12} = -0,1090$	$\omega_{03} = +0,3250$
$\omega_{04} = -0,3720$	$\omega_{14} = -0,1180$
$\omega_{24} = +0,1730$	$\omega_{05} = +0,4990$
$\omega_{15} = +0,2180$	$\omega_{25} = +0,1120$
$\omega_{06} = -0,0950$	$\omega_{07} = -0,3810$
$\omega_{17} = +0,4540$	$\omega_{27} = +0,1350$
$\omega_{37} = N.S.$	$\omega_{47} = +0,3260$

Nótese que $\hat{\theta}_2$ es ahora claramente estacionario.

La matriz de correlaciones entre los parámetros muestra que el modelo no se ha sobreparametrizado.

El valor de la desviación residual es $\hat{\sigma}_{At} = 0,06836$ que comparada con la desviación tipo de la serie original, indica que el modelo explica el 75,62% de la variancia frente al 57,9% que explicaba el modelo sin el análisis de intervención.

Los gráficos de la F.A.C. y F.A.C.P. de los residuos del modelo se encuentran en la fig. 4.1 y fig. 4.2. Nada se opone, en principio, a considerar a los residuos como ruido blanco.

El estadístico Box-Pierce resultó ser 19,75 con 28 grados de libertad muy inferior al valor de $X_{0,05}(28)$.

Los nuevos residuos anormales son:

$r_{20} = -2,49 \sigma_{at}$	20-octubre	jueves
$r_{51} = +2,11 \sigma_{at}$	20-noviembre	domingo
$r_{71} = -3,16 \sigma_{at}$	10-diciembre	sábado
$r_{106} = +3,98 \sigma_{at}$	14-enero	sábado
$r_{108} = -2,36 \sigma_{at}$	16-enero	lunes
$r_{114} = -2,37 \sigma_{at}$	22-enero	domingo
$r_{132} = +2,31 \sigma_{at}$	9-febrero	jueves
$r_{140} = -2,76 \sigma_{at}$	17 febrero	viernes
$r_{141} = -2,87 \sigma_{at}$	18 febrero	sábado
$r_{168} = +2,16 \sigma_{at}$	17 marzo	viernes
$r_{172} = -2,10 \sigma_{at}$	21 marzo	martes

El gráfico de los residuos se encuentra en la figura 4.3.

Una vez comparados detalladamente estos residuos con la serie de temperaturas medias diarias, se observó que:

El r_{20} : Puede explicarse debido al error -- que tiene el modelo al realizar previsiones con muy pocos datos.

El r_{51} : En este día la temperatura descendió respecto de los días anteriores, luego se puede presuponer que es debido a ella.

El r_{106} , r_{108} y r_{114} : Para estos residuos -- una explicación plausible es que el día 14 -- de enero de 1978 fué el día más frío de ese invierno, con lo cual si se modifica este residuo, pueden mejorarse los demás, dada la estructura del modelo estimado.

El r_{132} : También podría explicarse, seguramente, por la temperatura, pues hubo un descenso de 5°C respecto al día anterior.

Los r_{140} , r_{141} , r_{168} y r_{172} : Pueden ser debidos también a la temperatura.

Todas estas suposiciones se tratarán de verificar con el modelo de función de transferencia.

5. PREVISION CON EL MODELO UNIVARIANTE INTERVENIDO

Por lo visto anteriormente, se utilizó el modelo:

$$Y_t = -0,3360 \epsilon_{1t} + (-0,1090 - 0,3250 B) \epsilon_{2t}$$

$$-0,3720 \epsilon_{3t} + (-0,1180 - 0,1730B - 0,4990B^2) \epsilon_{4t} + (-0,3690 - 0,2180B - 0,1120B^2) \epsilon_{5t} - 0,0950 \epsilon_{6t} + (-0,3810 - 0,4540B - 0,1350B^2 - 0,3260B^4) \epsilon_{7t} + N_t$$

con

$$\forall \forall_7 N_t = (1-0,1763B)(1-0,9095B^7) a_t$$

para realizar previsiones de consumo de los siete días siguientes al último dato, que -- servirán para contrastar con las del modelo de función de transferencia.

El valor de la previsión, su intervalo de -- confianza del 95% y el verdadero valor observado en el consumo se recogen en la Tabla 2.1.

6. IDENTIFICACION DEL MODELO DE LA TEMPERATURA

El gráfico de la serie de temperaturas demuestra que no hay estacionariedad en la media, luego se necesitará realizar seguramente alguna diferencia regular.

Del análisis de los correlogramas de las series X_y y X_t , siendo X_t la variable temperatura media diaria, se identificó el modelo -- siguiente:

$$\forall X_t = a_t$$

Este modelo pasó todas las pruebas de verificación. Para tratar de confirmarlo se ajustó a la serie el modelo

$$\forall X_t = (1-\theta_1 B) a_t$$

que al ser estimado dió como resultado un parámetro θ_1 no significativo, lo cual confirma la validez del modelo seleccionado.

7. FUNCION DE TRANSFERENCIA TEMPERATURA-CARGA

7.1 IDENTIFICACIÓN

Para poder identificar la función de transferencia

rencia se requiere que las series de entrada y salida sean estacionarias. De los modelos analizados anteriormente se deduce que dicha condición se cumpliría tomando cada serie de entrada $x_t = \nabla X_t$ y como serie de salida $y_t = \nabla \nabla_7 Y_t$. De todas maneras interesa obviamente relacionar la temperatura media de un día con el consumo de dicho día. Ello unido al hecho de que diferenciando una serie estacionaria se obtiene una serie que también es estacionaria induce a formular un modelo del tipo

$$Y_t = v(B) X_t + N_t$$

siendo

$$\nabla \nabla_7 N_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \theta_2 B^7) a_t$$

donde Y_t es la serie de consumos corregida con las intervenciones efectuadas.

Téngase en cuenta que se desestimó la existencia de feed-back entre dichas variables por razones físicamente obvias.

Como ayuda para su identificación se utilizó el gráfico de respuesta impulsional; que es el de las correlaciones cruzadas entre la serie X_t , preblanqueada con su modelo univariante y la serie Y_t preblanqueada con el modelo del input.

En la Tabla 3.1 se encuentran las correlaciones cruzadas donde se indica mediante (S) -- cuales son significativas.

Al ser la entrada, debidamente preblanqueada, ruido blanco los coeficientes de $v(B)$ en la función de transferencia son proporcionales a dichas correlaciones cruzadas. El gráfico de la respuesta impulsional (coeficiente de $v(B)$) se encuentra en la figura 7.1.

Analizado el gráfico se retuvieron los modelos siguientes:

$$M. - 7.1 \quad \nabla \nabla_7 Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B}{1 - \delta_1 B} \nabla \nabla_7 X_t + N_t$$

$$N_{1t} = (1 - \theta_1 B)(1 - \theta_2 B^7) a_t$$

con las estimaciones iniciales

$$\hat{\omega}_0 = -0,0096 \quad \hat{\omega}_1 = -0,0100 \quad \hat{\delta}_1 = 0,1539$$

$$\hat{\theta}_1 = 0,1763 \quad \hat{\theta}_2 = 0,9095$$

$$M. - 7.2 \quad \nabla \nabla_7 Y_t = \frac{\omega_0}{1 - \delta_1 B} (1 - \omega_1 B^7) \nabla \nabla_7 X_t + N_{2t}$$

$$N_{2t} = (1 - \theta_1 B)(1 - \theta_2 B^7) a_t$$

con las siguientes estimaciones iniciales:

$$\hat{\omega}_0 = -0,0147 \quad \hat{\omega}_1 = 0,0600 \quad \hat{\delta}_1 = 0,3500$$

$$\hat{\theta}_1 = 0,1763 \quad \hat{\theta}_2 = 0,9095$$

7.2 ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE TRANSFERENCIA

Del análisis de los resultados de la estimación de los dos modelos, se eligió el M. 7.1

$$\nabla \nabla_7 Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B}{1 - \delta_1 B} \nabla \nabla_7 X_t + N_{1t}$$

$$N_{1t} = (1 - \theta_1 B)(1 - \theta_2 B^7) a_{1t}$$

Los resultados de la estimación fueron:

$\omega_0 = -0,0124$	$(-0,0168$	$0,0079)$	
$\omega_1 = -0,0004$	$(-0,0057$	$0,0049)$	N.S.
$\delta_1 = 0,7265$	$(0,5755$	$0,8775)$	
$\theta_1 = 0,4789$	$(0,3385$	$0,6193)$	
$\theta_2 = 0,8284$	$(0,7414$	$0,9153)$	

La desviación tipo de los residuos resultó ser 0,0622 que es inferior a la del modelo univariante.

La F.A.C. y F.A.C.P. de los residuos se encuentran en las fig. 7.2 y fig. 7.3. Se puede observar un coeficiente significativo en el retardo 2. Además la prueba del estadístico de Box-Pierce que vale 26,71 contra $\chi^2_{0,05,18}$ evidencia también la necesidad de mejorar el modelo del ruido.

Este resultado condujo a una reformulación del modelo para el ruido y de la función de transferencia de la que se eliminó el parámetro no significativo (ω_1).

Por consiguiente se estimó:

$$\nabla \nabla_7 Y_t = \frac{\omega_0}{1 - \delta_1 B} \nabla \nabla_7 X_t + \frac{(1 - \theta_1 B)(1 - \theta_2 B^7)}{(1 - \theta_1 B^2)} a_t$$

Con las estimaciones iniciales siguientes:

$$\begin{aligned} \hat{\omega}_0 &= -0,0140 & \hat{\delta}_1 &= 0,7000 & \hat{\phi}_1 &= -0,3000 \\ \hat{\theta}_1 &= 0,4789 & \hat{\theta}_2 &= 0,8284 & & \end{aligned}$$

Los resultados finales de la estimación fueron:

$$\begin{aligned} \omega_0 &= -0,0130 & (-0,0167 & -0,0093) \\ \delta_1 &= 0,6664 & (0,5408 & 0,7920) \\ \phi_1 &= -0,2302 & (-0,3917 & 0,0687) \\ \theta_1 &= 0,3529 & (0,1975 & 0,5082) \\ \theta_2 &= 0,8044 & (0,7119 & 0,8970) \end{aligned}$$

Siendo la matriz de correlaciones de los parámetros:

	ϕ_1	θ_1	θ_2	δ_1	ω_0
ϕ_1	1,0000				
θ_1	0,3367	1,0000			
θ_2	-0,0074	-0,1186	1,0000		
δ_1	0,1368	0,0332	-0,0412	1,0000	
ω_0	0,1464	-0,0198	0,1037	0,5557	1,0000

Donde se observa que no se ha sobreparametrizado el modelo.

En este caso la desviación tipo residual resulta ser 0,0616 con lo que se ha rebajado respecto a la del modelo univariante en un 9,88% y con respecto a la serie original, este modelo explica un 78,00% de la variancia.

Las F.A.C. y F.A.C.P. de los residuos demuestran que se pueden suponer como ruido blanco pues no hay ningún coeficiente significativo (véase gráficos fig. 7.4 y fig. 7.5).

No se necesita añadir ningún término constante, θ_0 , pues

$$\frac{\bar{x}}{\sigma_{\bar{x}}} = 0,8632$$

El test del estadístico Box-Pierce lo pasa bien, pues dicho estadístico vale 15,27, que es aceptable comparado con $\chi^2_{0,05,17}$.

En el examen de las correlaciones cruzadas entre la serie de entrada preblanqueada y los residuos del modelo se ve que no existe ningún coeficiente significativo, salvo en el retraso 11, que puede ser incluido dentro del error del 5% (véase Tabla 4.1).

Del análisis de los residuos (fig. 7.6) se deduce lo siguiente:

En primer lugar, y tal como habíamos supuesto, la inclusión de la temperatura ha hecho desaparecer ciertos residuos anómalos del modelo univariante (siete de ellos en concreto). Siguen apareciendo algunos residuos -- anormales (r_{171} y r_{106}) para los que no encontramos otra explicación que una mala anotación de los datos.

En segundo lugar la hipótesis efectuada de linealidad de la relación entre temperatura y consumo para todo el período invernal puede ser la causa del residuo r_{14} y r_{60} .

Precisamente se está trabajando en la actualidad analizando la relación entre temperatura y consumo considerando relaciones lineales distintas para diferentes umbrales de temperatura, con lo cual se obtendrán ganancias distintas para distintos subperiodos y se mejora seguramente la previsión.

8. PREVISION DEL CONSUMO DIARIO

Por lo visto anteriormente, el modelo final sería:

$$Y_t = \frac{-0,0130}{1-0,6664B} X_t + N$$

$$N_{3t} = \frac{(1-0,3529B)(1-0,8044B^7)}{\nabla \nabla_7 (1+0,2302B^2)} a_{2t}$$

siendo la ganancia del sistema:

$$g = \frac{-0,0130}{1,06664} = -0,0390 = -39 \text{ Kwh/}^\circ\text{C}$$

El signo (-) se explica porque a una disminución de la temperatura le corresponde un aumento de la carga.

Para realizar las previsiones se ha seguido dos métodos:

Uno en el cual la previsión de la temperatura se ha obtenido utilizando el modelo univariante de la misma, los valores de dichas previsiones con un intervalo del 95% puede observarse en la tabla 5.1.

Otro en el cual la previsión de la temperatura media diaria es el valor cedido por el observatorio meteorológico. En la tabla 6.1 se pueden leer las previsiones del consumo dia-

rio con un intervalo de confianza del 95%.

9. CONCLUSIONES

Si bien el modelo univariante de la serie de consumos, una vez depurado de datos anómalos mediante análisis de intervención, es una buena herramienta para la previsión diaria, ha quedado probado en el presente trabajo -- que:

- a) La inclusión de la temperatura mejora la previsión obtenida con el modelo anterior. (1,104 MWH frente a 1,093 MWH, siendo -- 1,171 el verdadero valor).
- b) De igual modo, la información climática -- reduce la variancia residual, es decir, -- reduce la amplitud de los intervalos de -- confianza de las previsiones. (Reducción de un 10% aproximadamente sobre la del me -- jor modelo univariante).
- c) Cuando se utilice el modelo obtenido para -- previsión es conveniente utilizar, para -- la temperatura, las previsiones efectua-- das por los servicios meteorológicos en -- lugar de utilizar las obtenidas a partir del modelo univariante de la temperatura. (1,104 MWH frente a 1,095 MWH siendo 1,171 MWH el valor real).
- d) La inclusión de la temperatura ha permiti-- do eliminar residuos anormales que no ten-- ían explicación clara en el modelo univa-- riante del consumo.
- e) Con el modelo de función de transferencia -- obtenido la previsión de la demanda se -- adapta bien a la evolución de la misma. -- El hecho de que las previsiones sean infe-- riores al consumo real se explica a conti-- nuación.

A lo largo del estudio se ha hecho una hipó-- tesis simplificada importante: Al plantear un modelo del tipo

$$Y_t = v(B) X_t + N_t,$$

se está suponiendo una relación lineal entre la temperatura media diaria y el consumo dia-- rio de energía. Dado que esta hipótesis no -- se cumple exactamente en la práctica (no se

rá igual el aumento del consumo diario debi-- do a un descenso de 1°C en la temperatura, -- de un día al siguiente si estamos en un pe-- ríodo preinvernal que cuando nos encontremos en pleno invierno, hay que tener en cuenta -- que el efecto real de la temperatura sobre -- la demanda ha quedado algo difuminado.

Actualmente se está realizando el estudio -- con los mismos datos pero descomponiéndolo -- en tres subperiodos que corresponden a tres niveles (umbrales) de temperatura claramente distintos. El primer subperiodo abarca los -- 48 primeros datos, el segundo los datos -- 49-138 y el tercero 139-182. Algunos de los resultados provisionales, que serán objeto -- de un próximo artículo son:

- a) Existe una influencia (función de transfe-- rencia) más clara de la temperatura sobre el consumo en período 49-138 con una ga-- nancia del sistema (66 KWh/°C) superior a los 39 KWh/°C y una clara mejora de la -- previsión en este subperiodo, al tener en cuenta la información climática. Por ejem-- plo con adelanto uno:

previsión modelo univariante:	1,782 MWh
(error ≈5%)	
previsión modelo transferencia:	1,699 MWh
dato real:	1,701 MWh
error relativo:	0,0011 =
	= 0,11%

- b) La influencia de la temperatura sobre el consumo en el período 1-48 es prácticamen-- te nula.
- c) Existe un ligero retraso entre el inicio -- claro de las temperaturas invernales y el aumento en el nivel medio del consumo.
- d) Existe una respuesta distinta a la ante-- rior, del consumo al final de las tempera-- turas invernales.

Aunque el modelo obtenido en el presente tra-- bajo es pues perfeccionalbe en la dirección expuesta, cabe destacar que es una buena he-- rramienta para efectuar previsión diaria. En efecto, si bien en la previsión para el día 183 se comete un error del orden del 5%, que en buena parte es debido a que el origen de la previsión está muy cercano a la Semana -- Santa, cabe destacar que al actualizar las --

previsiones en función del error de previsión cometido para dicho día se obtienen previsiones sensiblemente mejores para los días siguientes.

10. REFERENCIAS

- /1/ PRAT BARTES, A., BASSOLS, J., TORT, X., SOLE, I.: "Modelo dinámico estocástico - de la influencia de la temperatura en la demanda de energía eléctrica". Artículo presentado en las jornadas de estudio sobre el tema: Nuevos enfoques en el análisis de series temporales. E.O.I. Madrid, nº 11-12 del ICE. 1979.

- /2/ BOX, G.E.P. & JENKINS, G.M.: "Time series analysis. Forecasting and control". Holden-Day. 1976.

- /3/ GRANGER, C.W.J. & NEWBOLD: "Forecasting economic time series". Academic-Press. - 1977.

- /4/ BOX, G.E.P. & TIAO, G.C.: "Intervention analysis with applications to economic - and environmental problems". Journal of American Statistical Association, v. 70, pp. 70-79. 1975.

- /5/ TREADWAY, A.B.: "Análisis de la Balanza de Pagos". Fundación Ramón Areces. 1979.

- /6/ PEÑA, P.: "Nuevos enfoques en el análisis de series temporales". Cuadernos económicos de ICE. Números 11-12. 1979.

8. APENDICE

Tabla 1.1
Datos de partida

SERIE DE CONSUMOS/CARGAS

1-12	1.034	.838	1.170	1.210	1.240	1.260	1.190	1.040	.820	1.215	1.180	.870
12-24	1.140	1.220	1.073	.855	1.184	1.230	1.270	1.110	1.190	1.030	.871	1.220
24-36	1.230	1.220	1.200	1.240	1.082	.863	1.071	.842	1.189	1.218	1.224	1.082
36-48	.892	1.224	1.224	1.235	1.238	1.240	1.085	.873	1.294	1.280	1.264	1.295
48-60	1.346	1.228	1.165	1.545	1.554	1.585	1.542	1.610	1.380	1.236	1.650	1.792
60-72	1.791	1.719	1.760	1.509	1.262	1.561	1.561	1.500	1.152	1.541	1.156	1.076
72-84	1.449	1.484	1.439	1.493	1.523	1.418	1.178	1.536	1.588	1.624	1.571	1.464
84-96	1.193	.925	.931	1.433	1.558	1.498	1.540	1.351	1.114	1.549	1.593	1.630
96-108	1.598	1.256	1.287	1.222	1.726	1.734	1.740	1.762	1.741	1.844	1.491	1.710
108-120	1.760	1.835	1.771	1.886	1.606	1.260	1.756	1.722	1.695	1.592	1.653	1.551
120-132	1.275	1.713	1.766	1.733	1.678	1.639	1.468	1.290	1.660	1.656	1.721	1.846
132-144	1.839	1.614	1.353	1.751	1.836	1.802	1.701	1.534	1.210	.953	1.310	1.330
144-156	1.370	1.380	1.320	1.220	1.030	1.336	1.310	1.340	1.330	1.320	1.210	1.014
156-168	1.280	1.330	1.310	1.310	1.230	1.060	.850	1.291	1.300	1.310	1.220	1.360
168-180	1.106	.891	1.178	1.056	1.105	.705	.613	.758	.708	.804	1.211	1.295
180-182	1.305	1.261										

SERIE DE TEMPERATURAS

1-12	20.8	20.5	20.3	19.2	21.2	18.7	15.2	16.0	19.3	18.5	18.5	18.1
12-24	18.3	18.4	18.3	18.9	18.6	18.9	19.2	20.7	18.9	18.1	20.6	19.8
24-36	19.0	18.0	19.5	18.0	17.9	17.6	16.9	16.9	16.1	20.1	19.5	17.0
36-48	16.8	16.8	17.7	17.3	17.9	17.4	18.2	16.9	13.5	15.9	14.3	14.8
48-60	11.7	10.5	9.7	10.5	8.9	9.6	9.8	9.7	8.8	7.9	4.4	7.6
60-72	9.4	8.6	9.6	9.4	10.3	11.8	11.4	12.6	11.3	10.8	11.8	12.6
72-84	14.4	12.4	11.2	10.7	11.3	11.2	11.0	11.0	11.1	11.7	12.9	13.5
84-96	12.8	13.1	13.5	12.3	9.0	10.6	7.8	10.3	11.3	11.6	10.8	8.8
96-108	10.0	7.2	9.6	10.1	9.6	9.2	7.7	6.0	6.5	4.9	7.1	5.8
108-120	5.9	6.4	6.8	6.3	8.1	7.2	7.6	12.1	11.9	11.8	10.3	8.8
120-132	6.5	8.1	7.8	12.1	12.6	11.0	9.4	9.2	9.5	9.5	8.0	5.4
132-144	5.5	5.2	5.7	7.9	6.5	8.5	13.4	15.9	16.6	16.9	16.8	13.8
144-156	13.6	13.3	12.7	14.0	13.8	15.4	14.7	14.0	13.0	11.3	10.1	13.9
156-168	11.1	11.0	12.0	16.3	17.8	16.5	15.1	10.6	11.3	12.5	12.9	9.4
168-180	9.1	9.9	13.5	15.4	11.3	13.4	12.9	12.8	13.3	13.9	13.7	13.1
180-182	10.5	11.5										

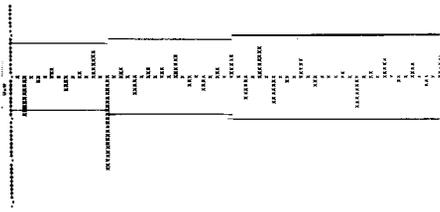


Fig. 2.1 - FAC de la serie $\nabla\nabla_7 z_t$

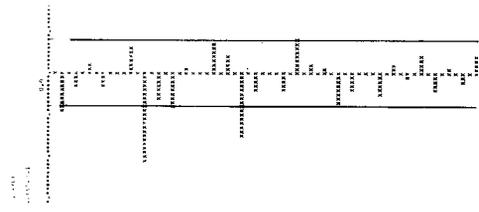


Fig. 2.2 - FACP de la serie $\nabla\nabla_7 z_t$

Tabla 2.1
Previsiones con el modelo univariante de las cargas después del análisis de intervención

REGULAR FORECAST RESULTS IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA

MODEL 1: FORECASTS AT BASE PERIOD 182 WITH 95 PER CENT CONFIDENCE LIMITS

PERIODS AHEAD	LO. CONF. LIMIT	FORECAST	UP. CONF. LIMIT
1	0.9594407E+00	0.1093591E+01	0.1227540E+01
2	0.7044724E+00	0.8780097E+00	0.1051547E+01
3	0.1042004E+01	0.1247644E+01	0.1453284E+01
4	0.1023362E+01	0.1256730E+01	0.1496097E+01
5	0.1022436E+01	0.1280571E+01	0.1538705E+01
6	0.9813201E+00	0.1262044E+01	0.1542768E+01
7	0.9495846E+00	0.1251211E+01	0.1552837E+01

Tabla 3.1
Correlaciones cruzadas

MEAN OF SERIES 1 = 0.19541E-01
ST. DEV. OF SERIES 1 = 0.24071E+01
MEAN OF SERIES 2 = 0.53453E-03
ST. DEV. OF SERIES 2 = 0.92474E-01

NUMBER OF LAGS ON SERIES 1	CROSS CORRELATION
0	-0.314 ()
1	-0.245 ()
2	-0.166 ()
3	-0.085
4	0.085
5	-0.017
6	-0.112
7	0.170 ()
8	0.178 ()
9	0.116
10	0.076
11	-0.247 (S)
12	0.120
13	0.017
14	-0.017
15	-0.079
16	0.013
17	-0.027
18	0.148
19	-0.085
20	0.102
21	-0.013

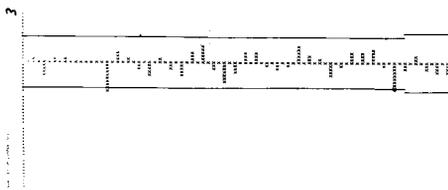


Fig. 4.1 - FAC de los residuos del modelo de intervención.

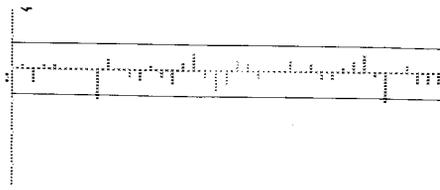


Fig. 4.2 - FACP de los residuos del modelo de intervención

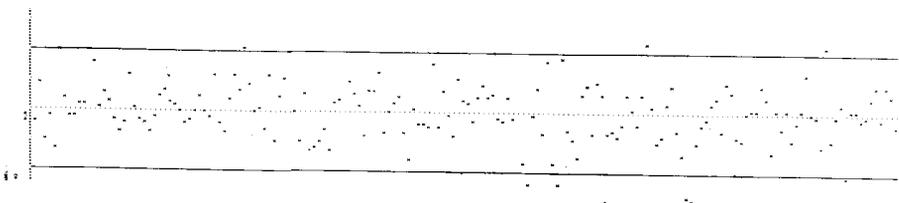


Fig. 4.3

Tabla 4.1
Correlaciones cruzadas de los residuos con
el input preblanqueado

CROSS CORRELATIONS

SERIES 1 - PREWHITENED *** TEMPERATURES PUJXET HIVERN 77-78 (FTRA) ***
SERIES 2 - THE ESTIMATED RESIDUALS - MODEL 1

MEAN OF SERIES 1 = -0.40698E-01
ST. DEV. OF SERIES 1 = 0.16354E+01
MEAN OF SERIES 2 = 0.39869E-02
ST. DEV. OF SERIES 2 = 0.60574E-01

NUMBER OF LAGS ON SERIES 1	CROSS CORRELATION
0	-0.024
1	-0.038
2	-0.018
3	-0.057
4	-0.059
5	-0.042
6	-0.012
7	0.011
8	0.064
9	0.056
10	0.030
11	-0.196
12	0.091
13	0.020
14	-0.004

Tabla 5.1

Previsiones del consumo con los valores de la temperatura obtenidos a partir de su modelo univariante.

REGULAR FORECAST RESULTS IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA

OUTPUT SERIES FORECASTS

MODEL 1 FORECASTS AT BASE PERIOD 182 WITH 95 PER CENT CONFIDENCE LIMITS

PERIODS AHEAD	LO. CONF. LIMIT	FORECAST	UP. CONF. LIMIT
1	0.9676887E+00	0.1095428E+01	0.1223166E+01
2	0.7343631E+00	0.8998396E+00	0.1065316E+01
3	0.1088148E+01	0.1262789E+01	0.1477430E+01
4	0.1049960E+01	0.1277680E+01	0.1505400E+01
5	0.1045704E+01	0.1307238E+01	0.1568770E+01
6	0.9981751E+00	0.1291252E+01	0.1584329E+01
7	0.9528474E+00	0.1275439E+01	0.1598028E+01

Tabla 6.1

Previsiones del consumo con provisión externa de la temperatura

REGULAR FORECAST RESULTS IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA

OUTPUT SERIES FORECASTS

MODEL 1 FORECASTS AT BASE PERIOD 182 WITH 95 PER CENT CONFIDENCE LIMITS

PERIODS AHEAD	LO. CONF. LIMIT	FORECAST	UP. CONF. LIMIT
1	0.9769416E+00	0.1104613E+01	0.1232285E+01
2	0.7639019E+00	0.9292181E+00	0.1094534E+01
3	0.1089599E+01	0.1284002E+01	0.1478405E+01
4	0.1034339E+01	0.1261756E+01	0.1489172E+01
5	0.1028844E+01	0.1290020E+01	0.1551195E+01
6	0.9766741E+00	0.1269357E+01	0.1562043E+01
7	0.9153051E+00	0.1237481E+01	0.1559657E+01

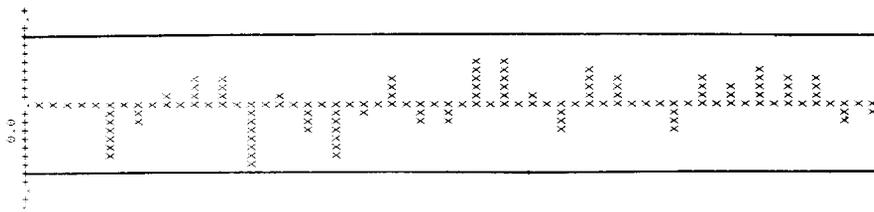


Fig. 7.5 - FACP de los residuos del modelo de función de transferencia final

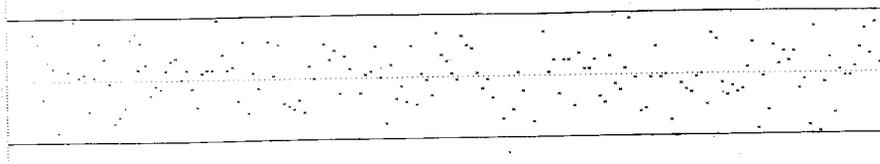


Fig. 7.6 - Gráfico de los residuos de la función de transferencia