

VIII Congreso de Ingeniería de Organización
Leganés, 9 y 10 de Septiembre 2004

Modelización del impacto de la temperatura en la demanda residencial de energía eléctrica

Ester Gutiérrez Moya

Área de Estadística e Investigación Operativa. Dpto. Organización Industrial y Gestión de Empresas. Escuela Superior de Ingenieros. Universidad de Sevilla .Camino de los Descubrimientos s/n. 41092, Sevilla. egm@esi.us.es

Resumen

La determinación cuantitativa del impacto de la temperatura sobre la demanda de energía eléctrica tiene particular importancia en aquellos países en los que la potencia generadora en reserva es escasa, pudiendo llegar incluso a ser deficitario el suministro de energía cuando se presentan situaciones meteorológicas muy desfavorables imprevistas. En este trabajo se analiza el impacto que la temperatura ambiente provoca en la demanda residencial de energía eléctrica en Andalucía. El estudio se desarrolla a través de modelos de regresión dinámica con el objetivo de predecir la demanda de energía eléctrica a través de la temperatura ambiente.

Palabras clave: Demanda de electricidad, Regresión dinámica, Predicción, Economía de la Energía.

1. Introducción

Para los distribuidores de energía eléctrica una previsión cuantitativa a muy corto plazo (por ejemplo, para el próximo día) de la carga extra, es una información fundamental, a fin de planificar una utilización racional de las fuentes de producción de las que se dispone, o incluso, en ciertos casos extremos, para evitar la incapacidad de proporcionar el servicio requerido.

Dryar, H.A. (1944) puede ser considerado el pionero de los estudios de la influencia de la temperatura en el consumo de electricidad. Para este autor dicho consumo refleja principalmente, por una parte, el nivel de actividad económica y, por otra, las condiciones climáticas. Fue el primero que introdujo el concepto de la demanda base, como aquella parte de la demanda que no se debe, entre otras causas, a las variables atmosféricas. La temperatura no es la única variable considerada en este aspecto, ya que Dryar considera también la posible influencia en la demanda eléctrica de otros factores tales como el nivel de nubosidad y la velocidad del viento. Su trabajo es, sobre todo, descriptivo y en el mismo no se propone ningún modelo analítico. Bolzern, P., Fronza, G. Y Brusasca, G.(1982), estudiaron la relación de la temperatura con el consumo diario invernal de electricidad en el área de Milán. Al-Zayer, J. y Al-Ibrahim, A.(1996) desarrollaron un modelo econométrico para predecir el consumo de energía eléctrica, analizando la influencia de la temperatura ambiente en Arabia Saudí.

Este trabajo desarrollará un modelo analítico para la previsión de la demanda mensual de energía eléctrica en la Comunidad Autónoma de Andalucía, a partir de la influencia de la variable temperatura ambiental.

2. Características de los datos mensuales

Los datos mensuales de la demanda residencial de electricidad en Andalucía proceden de las facturaciones realizadas por la empresa Endesa durante el periodo 1995-2001. El Centro Meteorológico Territorial de Andalucía Occidental ha suministrado las temperaturas medias mensuales ambientales de cada una de las provincias de Andalucía para los años 1995 a 2001, siendo necesaria la creación de una variable que exprese la temperatura media (ponderada) ambiental mensual de la región en su conjunto, por no estar disponibles las temperaturas diarias.

En la figura 1 se representa un gráfico del consumo mensual residencial de electricidad en Andalucía para cada uno de los años de la serie estudiada, 1995-2001. El gráfico tiene una forma definida de campana invertida, pudiendo observarse que el consumo residencial mínimo (en el eje de ordenadas) de electricidad tiene lugar en el mes de junio para la gran mayoría de los años considerados, a excepción de los años 1999, 2000 y 2001, cuyos consumos mínimos se registran en diciembre (años 1999 y 2000) y abril (año 2001) respectivamente. Esta circunstancia de consumos mínimos en meses intuitivamente inusuales puede ser debida, entre otras causas, a la distinta periodicidad y a la demora con la que se realizan las facturaciones o lecturas de consumo en el periodo correspondiente. Las facturaciones se realizan con periodicidad variable, según sean suministros en alta tensión (mensual) o en baja tensión (bimensual). Por lo tanto puede suceder que el consumo real de un periodo se corresponda con la facturación producido en el periodo de dos lecturas sucesivas, lo cual es considerado como una situación genérica en las compañías eléctricas.

En la citada figura también se observa que los picos de consumo residencial de electricidad tienen lugar durante dos épocas del año bien diferenciadas, una de ellas es la temporada de invierno (Diciembre, Enero, Febrero y Marzo) y la otra es la que comprende la temporada de otoño (Septiembre, Octubre y Noviembre). El consumo más elevado de electricidad tiene lugar en el mes de enero para todos los años estudiados desde 1995 hasta 2001, a excepción del año 1996 en el que el consumo máximo de electricidad tiene lugar en el mes de marzo. En el año 2001 se registra el nivel máximo de consumo residencial de electricidad, en el mes de enero, con una cantidad de 910,870 GWh. El consumo menor de energía eléctrica residencial se produce en junio del primer año analizado, 1995, con un volumen de 349,939 GWh.

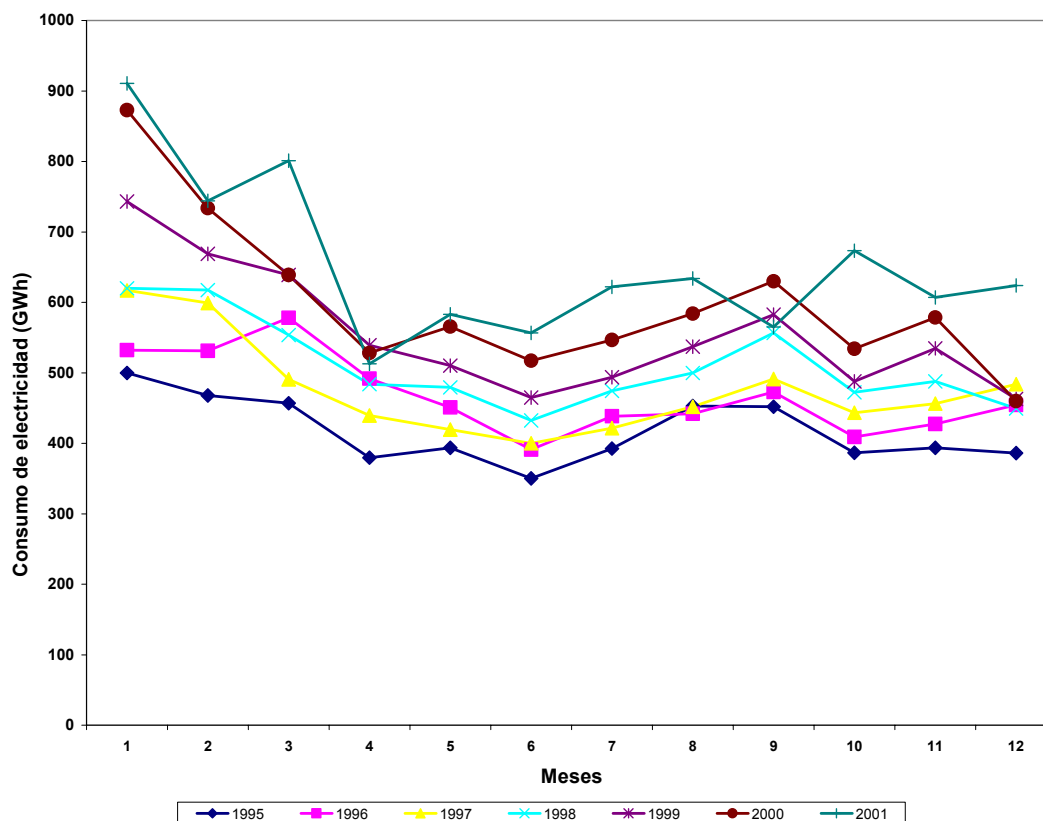


Figura 1. Consumo mensual de electricidad residencial durante el periodo 1995-2001.

A fin de tener en cuenta la influencia de la temperatura como variable exógena en la ecuación de la demanda de energía se suele considerar una variable que expresa, las desviaciones acumulativas de la temperatura respecto a una cierta temperatura neutra durante un periodo determinado. A este respecto una variable habitual en la literatura especializada es la denominada *grados día (degree days)*, sobre la cual pueden encontrarse definiciones no uniformes aunque, en el fondo, todas ellas expresan el concepto común de intentar cuantificar la discrepancia o *distancia* entre la temperatura ambiente representativa de un periodo de tiempo y una cierta temperatura *neutra* o *referencia*. Ya que si esta última coincidiese con la temperatura ambiente, se podría considerar que no habría consumo residencial de energía eléctrica debida al factor temperatura. En este trabajo no ha sido posible construir la variable *degree days* por no haber podido disponer de la temperatura diaria en cada provincia andaluza. En su defecto se ha creado una variable sustitutiva basada en la temperatura media mensual de cada una de las provincias de Andalucía comentada entre las variables que seguidamente se citan.

Respecto a los distintos tipos de datos considerados en el estudio, se tendrían que considerar por una parte, el consumo de electricidad y por otro, la temperatura ambiental. Con estos datos se han creado variables auxiliares que nos ayudarán a estudiar la influencia de la temperatura en el consumo residencial de electricidad.

En primer lugar, respecto a la electricidad consumida, se han definido las siguientes expresiones:

- Consumo residencial de electricidad (GWh): representa el total de la electricidad facturada, expresada en gigavatios por hora, en el mercado doméstico, por mes y año, en Andalucía.
- Consumo de electricidad trasladado (GWh): representa la diferencia del consumo del mes y el consumo mínimo registrado en ese año.

En segundo lugar, respecto a la temperatura ambiente, se han definido las siguientes variables:

- Temperatura (\bar{T}_{ij}): es la media de los temperaturas medias mensuales registradas en cada una de las ocho provincias de Andalucía ponderada según la población anual registrada durante el periodo 1995-2001.
siendo

\bar{T}_{ijk} : la temperatura media alcanzada en el mes i -ésimo del año j -ésimo en la provincia k -ésima.

w_{jk} : coeficiente de ponderación según población del año j -ésimo de la provincia k -ésima.
donde $i=1,2,\dots, 12; j=1, 2, \dots, 7; k=1, 2, \dots, 8$.

La temperatura calculada para cada uno de los doce meses de los años comprendidos en el periodo 1995-2001, \bar{T}_{ij} , es el resultado de la siguiente expresión:

$$\bar{T}_{ij} = \sum_{k=1}^8 \bar{T}_{ijk} w_k \quad \text{siendo} \quad \sum_{k=1}^8 w_k = 1$$

- Geqmen22: esta variable representa los grados equivalentes mensuales considerando que la temperatura neutra es de 22°C y es función de la temperatura, \bar{T}_{ij} , y del número de días naturales de los cuales consta cada mes, d_{ij} . La razón por la que se ha elegido la temperatura neutra de 22°C es porque es el nivel de temperatura que está más correlacionada con la demanda de electricidad doméstica en Andalucía. Teniendo en cuenta que los años 1996 y 2000 fueron bisiestos, en el mes de febrero de estos años se consideran 29 días. La variable Geqmen22 se calcula, para cada mes de los distintos años, como el producto del número de días naturales del mes en cuestión por el valor absoluto de la diferencia de la variable anterior definida, *temperatura* y la temperatura constante 22 (la temperatura considerada *neutra*). Su expresión es la siguiente:

$$\text{Geqmen22} = f(T_{ij}, d_{ij}) = d_{ij} \cdot \left| \bar{T}_{ij} - 22 \right|, \quad i=1, 2, \dots, 12; j=1, 2, \dots, 7.$$

- Geqmen(-1): representa los grados equivalentes mensuales con retardo de un mes.

Las características generales expuestas de los datos sugieren que la temperatura ambiental debe ser un factor a tener en cuenta a la hora de estudiar el consumo de electricidad en

Andalucía. Se ha evidenciado la relación existente entre la temperatura ambiental y la demanda residencial de electricidad mediante la prueba de causalidad de Granger.

3. Especificación del modelo de demanda de electricidad

La regresión dinámica es un método de predicción que combina los datos que se presentan en forma de serie cronológica con los efectos de variables explicativas o indicadores adelantados o precursores. Una hipótesis básica en este modelo es que mientras la variable respuesta (demanda residencial) está influenciada por las variables independientes, éstas no lo están por la variable endógena, lo que equivale a decir que en este método sólo se consideran modelos uniecuacionales. Una forma general de expresar un modelo regresión dinámica es:

$$P(B)Y_t = \beta X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde $P(B)$ es un polinomio en el operador de retardo B , similar a los que figuran en los modelos ARIMA, β es un vector cuyos componentes son los coeficientes de regresión de las X_{it} (o de sus valores retardados) y ε_t representa el valor del término aleatorio de error en el tiempo t , es decir, podría decirse que los modelos de regresión dinámica *extienden* en un sentido (inclusión de variables exógenas) los modelos ARIMA comentados anteriormente y los *reducen* en otro (omisión de términos de medias móviles).

Los modelos de regresión dinámica construidos han sido setenta y nueve correspondientes al intervalo de temperaturas (15°C-25°C), los cuales quedan especificados a través de sus distintas variables explicativas las cuales se detallan a continuación:

- En la componente autorregresiva la permanencia del efecto se recoge mediante la incorporación, como variable explicativa de la variable explicada retardada algún periodo. En los modelos construidos, los distintos tipos de retardos que se aplican son los de un periodo, doce periodos (Qmensual(-12)) y por el efecto contagio (Qmensual(-11)), (Qmensual(-10)) y (Qmensual(-1)).
- En la componente de retardos distribuidos: son aquéllos en los que las variables exógenas son las que ejercen un efecto prolongado en el tiempo sobre la variable explicada y en el presente estudio siempre será la serie denominada Qmensual. En los modelos construidos sólo se considera un único retardo para la variables que expresa los grados equivalentes mensuales de temperatura, Deqmon22(-1).
- Ante la presencia de autocorrelación en todos los modelos, la mayoría de las estimaciones deben llevarse a cabo incorporando a los residuos del modelo original un esquema AR(12) o bien AR(24).

En este trabajo se expone el modelo que desde el punto de vista de su estructura y especificación es la más *robusta* de las aplicadas a todas las distintas temperaturas, expresado como:

$$Qmensual = \alpha + \beta_1 Qmensual(-1) + \beta_2 Qmensual(-12) + \beta_3 Geqmen22 + \beta_4 \varepsilon_{t-12} + \beta_5 \varepsilon_{t-24} \\ t=25, \dots, n$$

donde:

$Q_{mensual}$: es la demanda mensual residencial de energía eléctrica (GWh).

$Q_{mensual}(-1)$: es la demanda mensual residencial de energía eléctrica retardada un mes.

$Q_{mensual}(-12)$: es la demanda mensual residencial de energía eléctrica retardada doce meses.

$Geqmen(22)$: representa los grados equivalentes mensuales, calculado a partir de la temperatura neutra de 22° grados centígrados.

La estimación del modelo se refleja en la tabla 1, donde se puede observar que el modelo es significativo, tanto global como individualmente para cada uno de los coeficientes de regresión. La capacidad explicativa de todas las variables es elevada, pues explican el 94.45% de la variabilidad de la demanda doméstica de electricidad mensual de electricidad en Andalucía. El estadístico de Durbin-Watson ($DW=2.106337$), evidencia la ausencia de autocorrelación parcial de primer orden. La comparación de los estadísticos de Akaike y Schwarz entre los 79 modelos construidos revela que la estructura funcional más robusta es la que se propone en este trabajo.

Tabla 1. Estimación del modelo de demanda de energía eléctrica.

Variable	Coficiente	Error Estand	t-Statistic	P-valor
Qeqmen(-1)	-0.103296	0.026912	-3.838294	0.0006
Qeqmen(-12)	1.321546	0.039532	33.42978	0.0000
Geqmen22	-0.081990	0.023397	-3.504336	0.0015
C	-54.77066	16.16541	-3.388138	0.0020
AR(12)	-0.629931	0.111498	-5.649717	0.0000
AR(24)	-0.367929	0.091287	-4.030487	0.0004
R-squared	0.952456	Mean dependent var		555.0258
Adjusted R-squared	0.944532	S.D. dependent var		93.94524
S.E. of regression	22.12571	Akaike info criterion		9.182369
Sum squared resid	14686.41	Schwarz criterion		9.446289
Log likelihood	-159.2826	F-statistic		120.1982
Durbin-Watson stat	2.106337	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.94+.17i	.94 -.17i	.90 -.33i	.90+.33i
	.73+.62i	.73 -.62i	.62 -.73i	.62+.73i
	.33+.90i	.33 -.90i	.17 -.94i	.17+.94i
	-.17+.94i	-.17 -.94i	-.33 -.90i	-.33+.90i
	-.62 -.73i	-.62+.73i	-.73+.62i	-.73 -.62i
	-.90 -.33i	-.90+.33i	-.94+.17i	-.94 -.17i

Una vez estimado el modelo propuesto, se procede a evaluar su calidad a través de una serie de contrastes que garanticen la viabilidad de la estructura estimada. En el análisis de los residuos del modelo el estadístico de Q de *Ljung-Box* resulta ser 0.578 siendo no significativo al 95% de nivel de confianza, confirmando la ausencia de autocorrelación de primer orden entre los residuos. Desde el punto de vista de la presencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva en los residuos el valor del estadístico $Q(0,265)$, evidencia la ausencia de comportamiento ARCH. El contraste de los residuos no

apoya el rechazo de la hipótesis de normalidad de los mismos ya que el valor del estadístico de Jarque-Bera (1,672435).

En la tabla 2 se muestran las estimaciones confidenciales, al 5% de significación, para la demanda mensual en el año 2001. Los resultados de dichas estimaciones muestran que, para el modelo de regresión dinámica, tres de los doce intervalos construidos, correspondientes a los meses de Marzo, Septiembre y Diciembre, no contienen al valor realmente observado.

Tabla 2. Intervalos de confianza (95%) del modelo dinámico. Año 2001.

Modelo Dinámico	Límite Inferior(2.5%)	Estimación	Límite Superior (97.5%)	Valor Real
Enero	950.572	990.160	1029.747	950.870
Febrero	739.300	779.098	818.895	744.322
Marzo	671.158	710.958	750.758	801.157
Abril	536.407	576.207	616.007	562.637
Mayo	586.792	626.592	666.393	592.845
Junio	500.139	539.939	579.739	556.618
Julio	562.439	602.239	642.038	621.894
Agosto	606.688	646.488	686.288	634.137
Septiembre	694.978	734.779	774.578	664.881
Octubre	525.977	565.777	605.578	573.151
Noviembre	582.491	622.291	662.091	606.917
Diciembre	428.159	467.960	507.759	524.039

4. Conclusiones

Este trabajo propone un modelo de regresión dinámica para explicar el consumo residencial de energía eléctrica en Andalucía. en el periodo 1995-2001. El modelo elegido se ha seleccionado de entre un total de setenta y nueve modelos de regresión dinámica con temperaturas neutras comprendidas en un rango desde los quince a los veinticinco grados centígrados. El consumo de electricidad se ha explicado a través de los grados equivalentes. comprobándose que dicha variable influye en las variaciones del consumo de electricidad en Andalucía.

Desde el punto de vista de la estructura y especificación del modelo. se puede decir que es un modelo que cumple las condiciones del modelo de regresión lineal general. La previsión ex-post del modelo en al año 2001 permite corroborar la robustez del modelo propuesto de forma global. Por otra parte. los meses de Marzo y Septiembre. que coinciden con la finalización de la temporada de invierno y verano. respectivamente. son meses en los que el error de previsión es superior, no perteneciendo a los intervalos confidenciales (95%) construidos.

Referencias

- Adams.G. Allen.P.G. y Morzuch..J.(1991). Probability Distributions of Short-Term Electricity Peak Load Forecast. *International Journal of Forecasting*. 7. 3: 283-298.
- Al-Zayer. J. y Al-Ibrahim. A.(1996). Modelling the Electricity Demand en Eastern Province of Saudi Arabia. *Journal of Forecasting*. Vol 15. 97-106.

Bolzern. P., Fronza. G. y Brusasca. G. (1982). Temperature Effects on the Winter Daily Electric Load. *Journal of Applied Meteorology*. 21. 2.

Dryar. H.A. 1944. The Effect of Weather on the System Load. *Trans AIEE*. 63. 1006-1013.

Pankratz. A.. (1991). *Forecasting with Dynamic Regression Models*. Wiley -Interscience Publication.

Quayle. R.G. y Diaz. H.F. (1980). Heating degrees day data applied to residential heating energy consumption. *J. Applied Meteor.*19. 241-248.

Temperaturas Mínimas. Máximas y Medias Mensuales por provincia de la Comunidad Autónoma de Andalucía. años 1995-2001. Centro Meteorológico Territorial en Andalucía Occidental y Ceuta.