

LA DEMANDA DE ELECTRICIDAD DE LARGO PLAZO. PRINCIPALES DETERMINANTES EN UN MARCO REGULADO Y REPERCUSIONES DEL PROCESO DE LIBERALIZACIÓN

*Fidel Castro-Rodríguez**

En este trabajo se especifica un modelo de demanda de electricidad de largo plazo para el sector residencial español utilizando la metodología multivariante de cointegración, con la aplicación del procedimiento de Johansen para estimación e inferencia de sistemas cointegrados. Se obtienen relaciones de largo plazo entre consumo residencial de electricidad y otras variables de la economía española y una elasticidad precio de largo plazo superior a la unidad. Además, se descubre que la relación de equilibrio de largo plazo no influye en el comportamiento de corto plazo del consumo de electricidad. Finalmente, se analizan las posibles repercusiones sobre la demanda que pueden tener las recientes reformas de liberalización del sector eléctrico español.

Palabras clave: *industria eléctrica, tarifas eléctricas, política energética, precio de la energía, liberalización económica, España.*

Clasificación JEL: *L94.*

1. Introducción

En este trabajo se estima un modelo de demanda de electricidad de largo plazo para el sector residencial español y se anali-

zan las repercusiones que sobre dicha demanda puede tener el proceso liberalizador en el que se encuentra inmerso el sector eléctrico español. Esta demanda, asociada a los cambios en las pautas de consumo de los agentes económicos provocados por modificaciones en su equipamiento eléctrico, debe distinguirse de la de corto plazo, identificada con la tasa de utilización del equipamiento. Mientras esta última es la base de las políticas de previsión de corto plazo, la primera ofrece la información necesaria para una adecuada planificación energética, así como para el diseño de la estructura básica de tarifas.

El interés de este trabajo radica en que, si bien en los últimos años se ha producido un avance importante en el estudio de

* Universidade de Vigo. Departamento de Fundamentos da Análise Económica. Facultade de CC. Económicas e Empresariais.

El autor agradece a Ana Buisán, Alvaro Escribano, Fernando Lorenzo, Consuelo Pazó, Luis Rodríguez Romero y a un evaluador anónimo, así como a todos los participantes en el Seminario de Economía de la Universidad Carlos III de Madrid y las Jornadas de Economía Industrial en Madrid sus valiosos comentarios y sugerencias. También agradece a UNESA, REPSOL-BUTANO, REE y al Instituto Nacional de Meteorología las facilidades concedidas para obtener los datos del trabajo. Este trabajo se ha beneficiado de la financiación recibida del Ministerio de Educación y Ciencia a través de las DGICYT PB92-0243. Cualquier error es de la exclusiva responsabilidad del autor.

Versión de enero de 2000.

modelos de demanda a corto plazo, las dificultades para la estimación de modelos de demanda de largo plazo han sido mayores. Como consecuencia, mientras que los sistemas de previsión de corto plazo han permitido reducir tanto los costes de ajuste de la oferta a modificaciones de la demanda, como los períodos de interrupción del suministro, la escasa información sobre la evolución de la demanda en el largo plazo ha generado importantes ineficiencias en la planificación energética de los distintos países.

En el caso español destaca la creciente sobrecapacidad del sistema que ha supuesto que en los últimos años apenas se haya modificado el parque de generación, a excepción de las inversiones necesarias para su mantenimiento. Esto ha retrasado o impedido la incorporación de tecnologías más eficientes, agudizando algunos problemas propios del sector eléctrico. Por una parte, el uso de tecnologías menos eficientes ha provocado un incremento del coste de producción, así como el aumento de las emisiones contaminantes asociadas. Por otra parte, las tarifas eléctricas, basadas en previsiones de demanda de largo plazo poco satisfactorias, han inducido pautas de consumo poco uniformes, con pronunciados picos y valles, que han encarecido sustancialmente el coste del servicio en su conjunto.

Aunque la relación de demanda estimada en este trabajo es interesante sobre todo a efectos históricos, al utilizar una muestra referida a un período en el cual el sistema eléctrico español funcionaba en un contexto absolutamente regulado, el objeto y la metodología de análisis siguen siendo importantes en el nuevo contexto de liberalización del sector eléctrico español comenzado, en 1994, con la Ley de Ordenación del Sector Eléctrico (LOSEN), y reforzado con la Ley del Sector Eléctrico de 1997. En este nuevo marco de competencia, el Ministerio de Industria, principal regulador del sector, sigue conservando, con carácter indicativo, la función de planificación eléctrica, en virtud de la cual se estima la potencia mínima que debe instalarse para cubrir la demanda, y se materializa el procedimiento de concesión de licencias de nueva generación. Para el desarrollo de esta función, por tanto, sigue siendo importante la obtención de información sobre la evolución a largo plazo de la demanda

de electricidad, aunque para su estimación en este nuevo escenario deberá tenerse en cuenta la existencia de un mercado mayorista de electricidad. En este trabajo se presenta la evolución reciente del sector eléctrico español, y se analizan las principales repercusiones que el proceso liberalizador puede tener sobre el funcionamiento del sistema, y sobre la evolución de la demanda.

El trabajo empírico realizado hasta ahora sobre estimación de la demanda de electricidad de largo plazo ha estado basado en el supuesto de estacionariedad. Así, los investigadores han trabajado en dos direcciones: bien omitiendo el carácter no estacionario de las series de datos, o simplemente tomando diferencias para hacerlas estacionarias. Sin embargo, ninguno de estos tratamientos es óptimo. Por un lado, es importante especificar correctamente si las series son estacionarias en tendencia o en diferencias, puesto que si asumimos que son estacionarias en diferencias y la estimación está basada en regresiones en niveles, la teoría asintótica estándar no funciona. Por otro lado, si la no estacionariedad es eliminada diferenciando, se podría estar ignorando información de largo plazo muy importante. Así pues, ninguna de las alternativas econométricas utilizadas hasta ahora permiten encontrar las verdaderas relaciones de largo plazo.

Para el caso español, Buisán (1992) plantea un modelo de ajuste parcial utilizando como variable explicativa la variable dependiente retardada, y obtiene elasticidades renta y precio para una muestra relativamente pequeña (1977-1983) que no permite captar totalmente, si se tiene en cuenta el período medio de vida útil del equipamiento eléctrico, la dinámica de largo plazo. Por su parte, Peña (1988) emplea un modelo de función de transferencia para el período muestral 1965-1984 en el que no considera la posibilidad de cointegración entre las variables, y trabaja con series diferenciadas perdiendo, de esta forma, la información sobre las relaciones permanentes de equilibrio a largo plazo.

En este trabajo el problema de la no estacionariedad se resuelve utilizando la metodología de cointegración que presenta los instrumentos estadísticos necesarios para estudiar

datos que están en permanente crecimiento y, por tanto, no son estacionarios, permitiendo descubrir las relaciones de largo plazo y distinguirlas de la dinámica de corto plazo. A una muestra de datos anuales para el período 1959-1988 se aplica el procedimiento multivariante de Johansen y se encuentra una relación de largo plazo entre el consumo de electricidad, y algunas variables económicas como la renta y los precios de la electricidad y otros bienes sustitutos. Además, se pone de manifiesto la escasa influencia de esta relación de equilibrio sobre la dinámica de corto plazo que parece seguir una evolución propia.

El artículo está estructurado de la siguiente forma. En el segundo apartado se presenta el modelo de demanda de electricidad y se discute sobre las variables utilizadas para su estimación. El tercer apartado está dedicado a la estimación utilizando la metodología de cointegración. Se presenta la metodología multivariante de cointegración y se desarrolla el contraste de ratio de verosimilitud propuesto por Johansen-Juselius (1990) para encontrar los vectores de cointegración. Además se estudia la dinámica de corto plazo. El cuarto apartado presenta las principales repercusiones del proceso de liberalización del sector eléctrico español sobre el funcionamiento del sistema y sobre la evolución de la demanda. Finalmente, se presentan las conclusiones.

2. Modelo

Consideramos un abonado doméstico con preferencias representadas por una función de utilidad:

$$U(x, s, z),$$

donde x representa la cantidad de electricidad consumida durante el año, $s = (s_1, \dots, s_r)$ es el vector de bienes sustitutos de la electricidad, y $z = (z_1, \dots, z_q)$ es el vector de otros bienes y servicios.

El abonado elegirá los niveles de x , s y z que maximicen su función de utilidad sujeto a su restricción presupuestaria:

$$pe x + ps s + pz z = y,$$

siendo pe el precio de la electricidad, $ps = (ps_1, \dots, ps_r)$ el vector de precios de los bienes sustitutos, $pz = (pz_1, \dots, pz_q)$ el vector de precios de los otros bienes, e y la renta total del abonado. De esta decisión el consumo de electricidad de cada abonado resultará ser una función de su renta y de los precios propios y de los otros bienes:

$$x = f(y, pe, ps, pz).$$

Si se supone que esta función es homogénea de grado cero en renta y precios, la demanda de electricidad puede expresarse como una función de la renta y los precios relativos al precio de otros bienes, es decir:

$$x = h\left(\frac{y}{pz}, \frac{pe}{pz}, \frac{ps}{pz}\right).$$

Esta aproximación teórica toma en cuenta el carácter específico del sector eléctrico con una función de oferta exógena y con precios regulados que hacen posible la estimación individual de la función de demanda sin introducir sesgos.

La forma funcional adoptada en este trabajo para aproximar la función de demanda es la lineal logarítmica, que permite obtener directamente las elasticidades de las distintas variables. Por tanto, la función de partida es la siguiente:

$$\ln ce_t = \beta_0 + \beta_1 \ln yr_t + \beta_2 \ln per_t + \beta_3 \ln psr_t^1 + \dots + \beta_3 \ln psr_t^r + \varepsilon_t.$$

La variable dependiente se ha aproximado por el consumo de electricidad per cápita obtenido dividiendo el consumo residencial de electricidad en megavatios por hora (MWh), serie perteneciente a la Estadística de la Industria de Energía Eléctrica (EIEE), y la población, serie extraída del Instituto Nacional de Estadística¹. Sería interesante el estudio con datos desa-

¹ Una presentación más detallada de las series y de la base de datos utilizada puede encontrarse en CASTRO (1996).

gregados por hogares, puesto que la familia parece la unidad de consumo natural de electricidad. Sin embargo, en la EIEE la serie de abonados domésticos no está completa para el período analizado.

La variable renta per cápita ha sido obtenida dividiendo la renta nacional neta disponible procedente de las series construidas por Corrales y Taguas (1989) y la población.

Por lo que se refiere al precio de la electricidad, la literatura ha propuesto distintas aproximaciones debido a la diferencia que aparece entre precio medio y marginal cuando la estructura de precios es no lineal². En este trabajo se han probado tanto el precio medio como el precio marginal. Este último ha sido aproximado con la parte variable de la tarifa en dos partes, para lo cual las tarifas con más partes aplicadas en algunos años se han transformado en tarifas en dos partes siguiendo el procedimiento de Buisán (1992). Los resultados obtenidos con esta variable resultaron, sin embargo, contradictorios con la teoría económica, con lo que el precio medio, variable elaborada por UNESA y definida como el gasto por consumo para un abonado doméstico medio, fue la finalmente utilizada en la estimación.

Como precios de bienes sustitutos se han utilizado los precios del gasóleo C y del butano, obtenidos de la Delegación de Campsa y de Repsol-Butano, respectivamente.

Las series nominales se han convertido en reales utilizando como deflactor la serie del Índice de Precios al Consumo (IPC) enlazada por el INE con base en 1983.

Se ha utilizado en la estimación como variable exógena la temperatura, pues parece innegable su influencia sobre el consumo residencial de electricidad. Esta influencia, no obstante, es más sobre el nivel de uso de los aparatos eléctricos que sobre la elección del equipo, y, por tanto, más sobre la dinámica de corto plazo que sobre el comportamiento de largo plazo. La temperatura que se ha utilizado ha sido la media de las máximas de invierno porque para el período analizado el efecto temperatura se deja sentir más intensa-

mente en invierno, y durante el día, con la conexión de las calefacciones³.

3. Estimación

Para verificar la existencia de relaciones de largo plazo en un modelo de demanda de electricidad usamos como alternativa econométrica de estimación la teoría de cointegración. La búsqueda de relaciones de cointegración se reduce, en general, a encontrar relaciones estacionarias entre variables que no lo son. Para ello, en primer lugar, hemos procedido a la identificación de las series que son no estacionarias a través del estudio de raíces unitarias que hay en las representaciones dinámicas univariantes⁴. Todas las variables pueden ser caracterizadas por procesos integrables de orden uno en sentido débil.

Cuando analizamos el caso bivalente $Z_t = (Y_t, X_t)$, donde Y_t y X_t son dos series individualmente no estacionarias con una raíz unitaria —integradas de orden uno $I(1)$ —, en general, cualquier combinación lineal de las mismas también será $I(1)$. Pero si existe una combinación $(Y_t - \beta X_t)$ que es estacionaria $I(0)$, entonces decimos que Y_t y X_t están cointegradas, es decir, que Y_t y X_t mantienen una relación de equilibrio a largo plazo caracterizada por esa combinación $(Y_t - \beta X_t)$. En este caso, se puede demostrar que esta combinación de las variables es la única combinación estacionaria. Engle y Granger proponen un método de estimación que resuelve el problema de encontrar la combinación estacionaria de largo plazo, si existe⁵.

La posibilidad de que exista más de una relación de cointegración aparece cuando se consideran más de dos variables. Así, si tenemos un vector de series temporales de dimensión $n > 2$, $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$, donde X_t es $I(1)$, en general cual-

³ Al contrario de lo que pudiera pensarse, la temperatura media de las mínimas de invierno no recoge más adecuadamente este efecto porque se produce de madrugada, momento en el que el consumidor no es plenamente consciente de su influencia. Por esta misma razón, tampoco se considera la temperatura media ya que está contaminada por la mínima.

⁴ Una presentación detallada de este análisis puede encontrarse en CASTRO (1996).

⁵ Véase ENGLE y GRANGER (1987) y (1991).

² Para una revisión de esta discusión, véase CASTRO (1996).

quier combinación lineal de los elementos de X_t también será $I(1)$ (regresiones espúreas). Sin embargo, podría haber hasta un máximo de $n - 1$ combinaciones de cointegración. Y cuando hay más de un vector de cointegración cualquier combinación de ellos es también estacionaria y, por tanto, existirán muchas relaciones de largo plazo que son observacionalmente equivalentes a las que han generado los datos. Es decir, los vectores de cointegración no están identificados. En este caso, la estimación uniecuacional (método Engle-Granger) no es eficiente y solamente la estimación de un sistema suministra suficiente información.

En este caso de más de dos variables, Johansen (1988) propone un procedimiento eficiente para estimar vectores de cointegración basado en sistemas multivariantes y utilizando para la estimación el método de máxima verosimilitud. Para ello, utiliza la representación del vector de variables relevantes no estacionarias, X_t , en forma de vector autorregresivo (VAR).

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t,$$

donde ε_t es un vector de errores independientes y normalmente distribuidos $IIN(0, \Sigma)$ y μ es un vector de variables predeterminadas. Este modelo es el más general posible, puesto que ninguna variable es especificada como exógena, y admite la denominada representación en forma de modelo de corrección de error:

$$\nabla X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \nabla X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t,$$

con k siendo el orden del proceso autorregresivo y $\varepsilon \sim IIN(0, \Sigma)$.

El término ΠX_{t-k} representa el mecanismo de corrección de error con $\Pi = \alpha\beta'$, donde β y α son las matrices de cointegración y ajuste, respectivamente. Las columnas de la matriz β corresponden con los r vectores de cointegración. Por su parte, las filas de la matriz α contienen los coeficientes con los que entran las distintas relaciones de cointegración en cada ecuación del sistema.

La metodología de Johansen será la aplicada en este trabajo, habida cuenta que se utilizan más de dos variables.

Relaciones de largo plazo

Para aplicar el análisis multivariante de cointegración de Johansen la elección de las variables a incluir en el sistema es crucial. Hemos probado la inclusión de distintas variables en el vector autorregresivo encontrando varias relaciones de cointegración. Sin embargo, la presencia de signos contrarios a lo esperado, o magnitudes de parámetros difíciles de interpretar económicamente nos ha obligado a descartar en primera instancia algunas de ellas⁶. Finalmente se han incluido, además de la variable consumo de electricidad (CE) en cuya explicación estamos interesados, variables que parecen fundamentales en la explicación de la demanda residencial de electricidad. En primer lugar, una variable de escala como es la renta (RND), que recoge los efectos tanto de corto plazo (uso de equipo) como de largo plazo, pues supuestamente será importante su influencia sobre el volumen y tipo de electrodomésticos adquiridos por los consumidores. En segundo lugar, el precio de la electricidad (PE), para el que esperamos la habitual relación inversa con la cantidad demandada. En tercer lugar, los precios de bienes sustitutos de la energía eléctrica como el gasóleo (PG) y el butano (PB). Por último, como variable exógena de control, incorporamos la temperatura media de las máximas de invierno (T)⁷. A excepción de esta última, todas las variables consideradas están en logaritmos.

La primera dificultad a superar cuando se utiliza el procedimiento de Johansen es establecer la longitud máxima de retardos k (orden del polinomio autorregresivo). Si se quiere hacer una correcta interpretación de los parámetros que recogen el proceso de ajuste de la dinámica de corto plazo a la relación de largo plazo (matriz de ajuste α), el valor de k no debe ser dema-

⁶ Es el caso de la variable *stock* de capital residencial de CORRALES y TAGUAS (1989).

⁷ Véase CASTRO (1996) para una descripción detallada de todas las variables utilizadas.

siado grande, pero, por otro lado, un k bajo incrementa la posibilidad de autocorrelación en los residuos y puede afectar al proceso completo de estimación. Para solventar el problema se pueden comparar los estimadores del modelo para diversos valores de k y seleccionar aquél que ofrezca una mejor especificación del modelo. En este trabajo hemos probado con un $k = 1, 2, 3$, optando finalmente por $k = 2$.

Para una distinción formal de los autovalores significativamente distintos de cero, y por lo tanto el número de vectores de cointegración, Johansen construye dos estadísticos, el de la traza $TR = -T \sum_i \ln(1 - \lambda_i)$ y el de máximo autovalor $MAX = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$. Las distribuciones de estos estadísticos no son estándares y dependen de si el proceso contiene o no constante, y de si ésta está restringida al espacio de cointegración⁸.

En el Cuadro 1 se presentan varias relaciones de cointegración que podrían ajustarse a una función de demanda de electricidad de largo plazo, con el valor de los coeficientes normalizados, y el número de vectores de cointegración para los estadísticos del máximo autovalor y de la traza. El Cuadro 2 presenta los contrastes de especificación referidos a estas ecuaciones. En particular, el estadístico Q de Box-Pierce de autocorrelación, el estadístico ARCH de heterocedasticidad, los estadísticos de apuntamiento (SK) y de curtosis (KT) y el estadístico de Jarque-Bera para contrastar la normalidad. Finalmente se muestran la varianza residual del sistema y el coeficiente de determinación.

Estas relaciones se diferencian en cual es el bien sustitutivo cuyo precio se incluye, y así, mientras en la relación [1] no se introduce ninguno, en la [2] se introduce el precio de butano, en la [3], [4] y [5] el precio del gasóleo, y en las [6] y [7] ambos. También se introducen como variables exógenas la temperatura con el número de retardos entre paréntesis, así como la constante, restringida (R) o no restringida (NR) al espacio de cointegración. En todas, tanto el signo como la magnitud de los

CUADRO 1
RELACIONES DE COINTEGRACION
METODO ESTIMACION:
MAXIMA VEROSIMILITUD

Mod.	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
CE.....	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
RND.....	-1,74	-3,16	-2,31	-2,38	-2,37	-2,57	-2,67
PE.....	1,81	1,70	1,75	1,79	2,88	1,67	1,59
PG.....	—	—	-0,74	-0,76	-1,24	-0,65	-0,57
PB.....	—	-1,19	—	—	—	-0,34	-0,44
Pred.....	T(1,2)	T(1,2)	T(0,2)	T(2)	—	T(1,2)	T(2)
Cte.....	NT	R	NR	NR	R	NR	NR
K.....	2	2	2	2	2	2	2
M. Aut.....	1	1	1	1	1	1	1
Traza.....	2	3	2	2	3	3	2

parámetros son los esperados. A excepción de la relaciones [2] y [5] que presentamos por motivos de comparación, todas las relaciones presentan unos coeficientes muy similares, en un intervalo (1,7; 2,6) para la renta y (-1,5; -1,7) para el precio de electricidad.

La relación [3], que incluye el consumo de electricidad, la renta, el precio de electricidad y el precio de gasóleo como variables endógenas, y la variable temperatura (sin retardo y retardada dos periodos) junto con la constante no restringida como variables exógenas, ha sido la finalmente seleccionada por sus mejores resultados en los contrastes de autocorrelación y normalidad, y su menor varianza.

Esta relación puede ser interpretada como la relación de equilibrio de largo plazo para la demanda de electricidad. Sin embargo, las magnitudes de las elasticidades de la renta y precio de electricidad resultantes, 2,31 y 1,75 respectivamente, parecen grandes si las comparamos con las obtenidas en los trabajos españoles referenciados anteriormente. Aunque debemos tener en cuenta que en esta ecuación estamos recogiendo exclusivamente la relación de equilibrio de largo plazo entre las distintas variables y, por tanto, debemos esperar mayores reacciones por parte de los consumidores ante variaciones de la renta y los precios, es necesario contrastar la estabilidad de los parámetros con objeto de comprobar si ha habido algún cam-

⁸ JOHANSEN-JUSELIUS (1990) y posteriormente OSTERWALD-LENUM (1992) generan tablas de valores críticos para estas distribuciones.

CUADRO 2
CONTRASTES DE ESPECIFICACION

Mod.	Ecuac.	Q	ARCH	SK.	KT	J-B	VAR	R ²
[1].....	CE	2,3	1,11	-0,71	0,21	4,46	0,0001	0,51
	RND	2,06	1,77	0,21	-0,50	0,51	0,0005	0,70
	PE	7,10	1,82	0,34	-0,39	0,74	0,0002	0,71
[2].....	CE	2,09	0,77	-0,44	-0,22	0,98	0,0013	0,55
	RND	5,61	0,36	0,95	0,83	5,04	0,0013	0,83
	PE	8,29	1,08	0,27	-0,40	0,54	0,0018	0,71
	PB	3,25	0,27	0,64	-0,39	2,14	0,0026	0,69
[3].....	CE	1,5	0,28	-0,3	-0,73	1,27	0,0014	0,53
	RND	6,5	0,7	0,5	-0,2	1,6	0,0003	0,81
	PE	5,7	1,3	0,01	0,9	0,9	0,0011	0,83
	PG	6,03	0,5	0,5	0,8	1,9	0,0122	0,62
[4].....	CE	1,7	1,13	-0,4	-0,6	1,27	0,0014	0,51
	RND	6,2	0,6	0,3	-0,2	0,6	0,0003	0,80
	PE	6,4	1,25	0,2	0,7	0,8	0,0011	0,83
	PG	6,1	0,5	0,4	0,8	1,8	0,0122	0,63
[5].....	CE	1,7	1,2	-0,3	-0,6	1,2	0,0014	0,51
	RND	5,7	0,3	0,3	-0,3	0,7	0,0003	0,80
	PE	5,1	1,0	0,04	0,6	0,5	0,0012	0,80
	PG	6,1	0,5	0,4	0,8	1,8	0,0123	0,63
[6].....	CE	7,3	1,6	-0,17	-1,02	1,3	0,0011	0,62
	RND	12,9	8,8	0,5	1,4	3,8	0,0002	0,86
	PE	4,9	3,3	-0,1	0,6	0,5	0,0007	0,89
	PG	3,6	1,2	0,7	1,1	4,2	0,0112	0,66
	PB	3,1	1,1	0,4	0,3	1,1	0,0022	0,74
[7].....	CE	2,5	0,2	-0,1	-0,8	0,8	0,0013	0,55
	RND	13,8	10,0	0,5	1,5	3,7	0,0002	0,86
	PE	5,0	3,0	-0,2	0,7	0,7	0,0007	0,89
	PG	6,3	0,5	0,4	0,9	2,0	0,0122	0,63
	PB	3,7	0,06	0,6	0,8	2,7	0,0024	0,72

bio estructural durante el período analizado. En este sentido, el fuerte crecimiento experimentado por el consumo hasta mediados del año 1975 y las crisis energéticas pueden haber generado algún cambio en el comportamiento de consumo de los hogares españoles.

Para el análisis de cambio estructural aplicamos, en primer lugar, el método de residuos recursivos con objeto de detectar la fecha de una posible ruptura estructural. El contraste de CUSUM, basado en la suma acumulada de residuos recursivos,

ofrece una fuerte evidencia de un posible cambio en 1980. El contraste de Chow confirma este resultado, verificando una modificación en el comportamiento de consumo en la década de los ochenta que no era recogido por ninguna de las variables económicas consideradas. La alteración de los precios energéticos relativos, como consecuencia de la segunda crisis energética, parece justificar económicamente este cambio de conducta.

Para recoger este cambio estructural en el consumo de electricidad definimos la variable ficticia D8088, que toma valor 0

CUADRO 3

**CONTRASTE DE SIGNIFICATIVIDAD:
RESTRICCIONES SOBRE β**
Variables: *CE, RND, PE, PG y D8088*

Restricción	$\beta_{CE} = 0$	$\beta_{RND} = 0$	$\beta_{PE} = 0$	$\beta_{PG} = 0$	$\beta_{D8088} = 0$
Estadístico.....	5,56	3,62	3,61	0,41	3,76
χ^2 (k)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)

hasta 1979 y valor 1 posteriormente. La aplicación del contraste de cointegración cuando incorporamos esta variable como variable exógena sigue confirmando la existencia de, al menos, un vector de cointegración. El contraste de significatividad de las variables, no obstante, revela la no significatividad del precio del gasóleo (véase el Cuadro 3). Las demás variables no pueden ser excluidas de todas las relaciones de cointegración y, por tanto, todas juegan un papel relevante en las relaciones de largo plazo que caracterizan la dinámica del sistema.

El Cuadro 4 recoge los estadísticos de la traza y del máximo autovalor junto con los valores críticos proporcionados por Osterwald-Lenum (1992) cuando excluimos el precio del gasóleo, y consideramos como variables endógenas el consumo, la renta y el precio de electricidad. Además, utilizamos la variable ficticia D8088 como exógena y a la temperatura, contemporánea y retardada dos periodos, como variable predeterminada. Cuando la constante del modelo no está restringida al espacio de cointegración, los dos estadísticos admiten la existencia de un vector de cointegración para un 95 por 100 de significatividad.

Las matrices de cointegración y ajuste normalizadas se presentan en el Cuadro 5, con la primera columna de la matriz de cointegración representando la única relación de cointegración existente. Los contrastes de exclusión de variables revelan la significatividad de todas las variables, en particular de la variable ficticia, lo que confirma que su introducción en el modelo ayuda a la caracterización de la función de demanda de electricidad de largo plazo para el sector doméstico. Por tanto, parece robusta la hipótesis de que la segunda crisis energética es un

CUADRO 4

**CONTRASTE DE COINTEGRACION:
Variables endógenas: *CE, RND y PE***
Variables exógenas: *D8088 y T*

$k = 2$	Traza		Máx. Autov.	
	Estadíst.	VC (95%)	Estadíst.	VC (95%)
H_0				
$r \leq 2$	1,104	3,760	1,104	3,760
$r \leq 1$	13,74	15,41	12,66	14,07
$r \leq 0$	40,61	29,68	26,86	20,97

CUADRO 5

MATRICES β Y α NORMALIZADAS

	β			α			
β_{CE}	1,00	-1,07	-0,05	α_{CE}	-0,03	0,13	-0,01
β_{RND}	-1,75	1,00	0,92	α_{RND}	0,18	0,02	-0,02
β_{PE}	1,07	-1,03	1,00	α_{PE}	-0,07	-0,00	-0,06
β_{D8088}	-0,40	0,57	-0,56				

factor a tener en cuenta en el comportamiento de consumo de energía por parte del sector doméstico.

Dinámica de corto plazo

En este apartado se presentan algunos contrastes sobre los elementos de la matriz de ajuste α , los cuales miden la ponderación con la que cada ecuación del mecanismo de corrección de error entra en el modelo. Concretamente, un elemento genérico de esta matriz, α_i , mide la fuerza de ajuste con la que la variable i -ésima del sistema reacciona a desviaciones de la relación de equilibrio.

En primer lugar, se ha contrastado la posibilidad de especificar la función de demanda considerando solamente la ecuación del consumo de electricidad del modelo de corrección de error. Este procedimiento será válido si las demás variables del sistema pueden considerarse débilmente exógenas, en cuyo caso se demuestra que la estimación uniecuacional de la

CUADRO 6

CONTRASTE DE EXOGENEIDAD: RESTRICCIONES SOBRE α
Variables: CE, RND y PE

Restricción	$\alpha_{CE} = 0$	$\alpha_{RND} = 0$	$\alpha_{PE} = 0$	$\alpha_{RND} = \alpha_{PE} = 0$	$\alpha_{CE} = \alpha_{PE} = 0$	$\alpha_{CE} = \alpha_{RND} = 0$
Estadíst.	0,15	11,71	1,12	12,74	1,15	20,13
χ^2 (k)	(1)	(1)	(1)	(2)	(2)	(2)

demanda de electricidad es eficiente y no es preciso estimar el sistema en su conjunto. Como se muestra en el Cuadro 6, sin embargo, la hipótesis conjunta $\alpha_{RND} = \alpha_{PE} = 0$ es rechazada, lo que significa que la dinámica de largo plazo no puede ser analizada considerando únicamente la ecuación del consumo de electricidad⁹.

Este resultado se confirma con el contraste de exogeneidad para las variables del sistema. En particular, si no podemos rechazar la hipótesis nula $H_0 : \alpha_i = 0$, para todo $i = 1, \dots, n$, la variable i -ésima puede considerarse exógena y su dinámica de corto plazo no está afectada por desviaciones transitorias de la relación de equilibrio de largo plazo. El Cuadro 6 resume los contrastes de exogeneidad débil de todas las variables del sistema. A excepción de la renta todas pueden ser consideradas exógenas.

Finalmente, el Cuadro 7 presenta la relación de demanda de largo plazo cuando se imponen como restricciones los distintos contrastes de hipótesis aceptados. Esta especificación de largo plazo seleccionada puede interpretarse como una función de demanda isoelástica en la que se acepta exogeneidad débil para todas las variables excepto para la renta que presenta un coeficiente de ajuste significativo. Entre paréntesis aparecen los valores del estadístico χ^2 del contraste de exclusión de las variables que muestran que todas son significativas.

CUADRO 7

RELACION DE LARGO PLAZO

Variable	Parámetro χ^2 (1)
CE	1,00 (9,95)
RND.....	1,78 (12,28)
PE	-1,05 (9,65)
D8088	0,39 (5,30)

Los signos de los parámetros son los esperados, y las magnitudes de las elasticidades renta y precio de electricidad son mayores que las obtenidas en estudios anteriores. El fuerte período de expansión de la década de los sesenta, generando un incremento importante de la renta per cápita de los hogares españoles que provocó grandes cambios en sus hábitos de consumo, parece, en cierta medida, justificar el alto valor de la elasticidad renta. Por su parte, el valor unitario de la elasticidad precio propia confirma la hipótesis de que en la elección del equipamiento eléctrico, los hogares españoles fueron sensibles a las variaciones de los precios relativos de los productos energéticos.

Por otra parte, la aceptación de exogeneidad débil para la variable consumo de electricidad permite el análisis de su dinámica de corto plazo de forma independiente. Para ello hemos construido el siguiente modelo de función de transferencia:

⁹ No se ha podido rechazar, sin embargo, la hipótesis conjunta $\alpha_{CE} = \alpha_{PE} = 0$ con lo que sería posible construir un modelo de mecanismo de corrección de error con la ecuación de renta, pero no es ésta la variable objeto de estudio en este trabajo.

$$\Delta CE = w_1 (1 + L + L^2 + L^3 + L^4) \Delta RND_t + \frac{w_2 L^2}{1 - \delta L} \Delta PE_t + \frac{\varepsilon_t}{1 - \Phi L}$$

donde el consumo de electricidad aparece explicado en función de la renta y del precio propio, tomando las variables en diferencias.

En el Cuadro 8 se presentan los valores de los parámetros. Se manifiesta una influencia de la variable renta con duración constante durante varios períodos produciendo un efecto acumulado de 2,10, significativo al 5 por 100. La variable precio de electricidad comienza a afectar con dos períodos de retraso, haciéndose progresivamente menos importante. Su influencia total acumulada no llega al 0,6, y con un nivel muy bajo de significatividad. Una vez más se pone de manifiesto la fuerte inercia del consumo de electricidad, reflejando su dependencia (en el corto plazo) respecto al nivel de equipamiento eléctrico instalado. En cualquier caso, para un análisis más riguroso de la dinámica de corto plazo serían necesarios datos de carácter diario o mensual. De cualquier forma, dada la actual estructura de tarifas basadas en precios regulados anualmente y sin discriminación horaria, no son esperables en el corto plazo cambios en las pautas de consumo del sector residencial.

4. El proceso de liberalización y sus repercusiones

Los programas de liberalización de mercados llevan ocupando, en los últimos años, un lugar preferencial en el diseño de las políticas económicas aplicadas en el panorama internacional. La liberalización ha llegado incluso a algunos sectores que tradicionalmente habían permanecido apartados de la disciplina del mercado, en los que las empresas estaban sometidas a una intensa regulación por parte de las autoridades públicas, como es el caso de los sectores de telecomunicaciones, gas, transporte y electricidad. Esta repentina confianza generalizada en los beneficios de las fuerzas del mercado viene justificada por la reconsideración de la extensión de la característica de monopolio natural a todas las fases del proceso productivo. Así, todo el

CUADRO 8			
DINAMICA DE CORTO PLAZO			
Parámetros	Valor	Std. Error	T-Value
w_1	0,4203	0,1405	2,99
w_2	-0,3026	0,1924	-1,57
δ	0,5049	0,3351	1,51
\emptyset	0,7068	0,2263	3,12
Varianza residual: 0,180791E-02			
R ² : 0,997.			

proceso de reestructuración se basa en la identificación y separación de las actividades susceptibles de funcionar en régimen de competencia de las actividades que, debido a su condición de monopolio natural, deben continuar sometidas a la autoridad reguladora. En el caso del sector eléctrico este proceso de liberalización supone introducir competencia en las actividades de generación y comercialización, manteniendo el transporte y la distribución como actividades reguladas.

En el caso español, el comienzo de la transición a un sector eléctrico liberalizado estuvo marcado por la reforma regulatoria introducida por la Ley de Ordenación del Sector Eléctrico (LOSEN) en 1994. Con esta reforma se pretendía una liberalización gradual permitiendo la coexistencia de un sistema regulado y un sistema en competencia. Sin embargo, este proceso fue abandonado con la promulgación de la Ley 54/1997 del Sector Eléctrico que apostó por una inmediata introducción de competencia en el sector¹⁰.

Los principales elementos de la reforma de 1997 son la completa liberalización de entrada en generación, la constitución de un mercado mayorista de electricidad en competencia (*mercado spot*), la progresiva liberalización de la comercialización y la definición de reglas generales de regulación para el transporte y la distribución. El mercado *spot* de electricidad lleva funcio-

¹⁰ Para una profunda revisión de las características y efectos de la reforma regulatoria del sector eléctrico español véanse KÜNH-REGIBEAU (1998) y AROZENA *et al.*, (1999).

nando desde enero de 1998. Combina un mercado diario, donde se fija un precio para cada hora del día, con una secuencia de mercados intradiarios donde vendedores y compradores pueden hacer intercambios para gestionar las diferencias entre los resultados del mercado diario y las necesidades reales de electricidad. Ambos mercados funcionan en forma de subasta doble con cada oferente y demandante anunciando una relación de cantidad de energía y precio, y donde el precio final de mercado es el que vacía el mercado.

Esta reforma regulatoria implica dos efectos directos sobre la evolución y estimación de la demanda de largo plazo. En primer lugar, la existencia de un precio basado en la libre interacción de oferta y demanda, junto con la posibilidad de elección de suministrador, provocará una reacción de los consumidores domésticos tanto en lo que se refiere a su pauta de consumo, dependiendo del tipo de tarifa usada por el suministrador y de los equipos de medida de consumos utilizados, como en su nivel de demanda derivada de la reducción esperada del precio. Esta reacción será tanto mayor cuanto más intensa sea la competencia en el mercado mayorista de electricidad. En segundo lugar, desde el punto de vista empírico, la estimación de la demanda de corto y largo plazo, una vez que el precio se determina en un mercado competitivo, requerirá la modelización conjunta de oferta y demanda. No será posible, por tanto, su estimación tradicional usando solamente la ecuación de demanda.

La importancia de esos efectos dependerá, en última instancia, del grado de competencia que se alcance con las reformas liberalizadoras. En el caso español, al menos en la primera fase del proceso liberalizador, se augura un reducido nivel de competencia debido, principalmente, a la conjunción de tres factores. En primer lugar, a la alta concentración de mercado alcanzada con la política de adquisiciones previa a la reforma que ha permitido que dos empresas controlen la mayoría de los activos. En segundo, a las dificultades de entrada de nuevos generadores como consecuencia del control que ejercen esas dos empresas sobre el mercado del gas, principal combustible para la generación de electricidad. En tercer lugar, al alto grado de inte-

gración vertical entre generación y distribución que permitirá, durante un largo período de tiempo, la participación simultánea de las mismas empresas como oferentes y demandantes en el mercado *spot*.

Por otra parte, aunque el objetivo último de la reforma regulatoria es la liberalización total de la comercialización, la nueva ley introduce un proceso progresivo de liberalización, abriéndose inicialmente sólo para aquellos consumidores con demandas superiores a 15 Gigawatios hora¹¹. Esto puede generar restricciones adicionales en el proceso de introducción de competencia. En primer lugar, las compañías establecidas que desarrollan la actividad de distribución, podrán imponer barreras de entrada a comercializadores potenciales a través de alianzas con empresas del sector de telecomunicaciones, sector estratégico para la construcción de una red de medición de consumos. En segundo lugar, la ausencia de una rápida liberalización de la comercialización permite la posibilidad de una manipulación del precio final dirigido a los consumidores que no tienen capacidad de elección de suministrador («consumidores no cualificados»), los cuales siguen estando sometidos a tarifas reguladas.

Todos estos elementos pueden dificultar la reducción de precios que se espera del proceso liberalizador. Además, los consumidores residenciales continúan enfrentándose a un precio regulado que no transmite las señales de disponibilidad de potencia y capacidad de generación, por lo que no se puede esperar inicialmente que el proceso liberalizador promueva la adaptación de sus consumos y equipos. Por este motivo, no debieran encontrarse cambios importantes en la influencia que los determinantes a largo plazo de la demanda tienen sobre la evolución de la demanda de corto plazo¹².

¹¹ En los últimos meses el gobierno ha introducido diferentes medidas para acelerar el proceso de liberalización de la comercialización, y se espera que en julio del año 2000 puedan elegir suministrador todos los consumidores con tensión de suministro igual o superior a 1.000 voltios. En cualquier caso, no se ha modificado la fecha en la que se permitirá la elección de suministrador a los consumidores domésticos, prevista para el 2007.

¹² Aunque puede argumentarse que en la actualización de la tarifa regulada se toma en cuenta el precio del mercado *spot*, y, por tanto, debiera

5. Conclusiones

En este trabajo se especifica un modelo de demanda de largo plazo para el sector residencial español utilizando la metodología multivariante de cointegración. Más concretamente, se aplica el procedimiento de Johansen para sistemas cointegrados y se especifican relaciones de largo plazo entre consumo residencial de electricidad, renta neta disponible, precio de electricidad, precios de energías sustitutivas de la electricidad como el gasóleo y el butano, y temperatura como variable de control, encontrando una relación de demanda de largo plazo con características particulares. En primer lugar, se confirma un cambio de comportamiento en el consumo de electricidad por parte de los hogares españoles a finales de los ochenta. El impacto de la segunda crisis energética sobre los precios relativos posiblemente justifica este resultado.

En segundo lugar, la relación de demanda de largo plazo presenta elasticidades renta y precio superiores a la unidad. Aunque este resultado difiere del encontrado en otros trabajos españoles, las cortas muestras utilizadas por éstos, junto con la observación de las series de consumo y precios pueden justificarlo. Además, no difiere mucho de los obtenidos en trabajos de otros países en los que se utilizan series temporales largas como es el caso de Houthaker-Taylor (1970) que obtienen una elasticidad precio de 1,89, o el de Wilson (1971) con una elasticidad precio de 2,00. Además, debe tenerse en cuenta que estas elasticidades están reflejando el comportamiento de consumo relativo a un horizonte de largo plazo para el que existe la posibilidad de modificar el equipamiento.

En tercer lugar, se verifica la esperada inercia del consumo de electricidad de corto plazo al presentarse como débilmente exógeno, no corrigiendo las desviaciones respecto a la senda

de equilibrio de largo plazo, y dominando totalmente la dinámica de corto plazo completamente dependiente del equipo instalado.

Por otra parte, este trabajo presenta la evolución reciente del sector eléctrico español, y analiza las principales repercusiones que el proceso liberalizador puede tener sobre el funcionamiento del sistema, y sobre la evolución de la demanda. En particular, se destaca el reducido grado de competencia alcanzado con la reforma liberalizadora introducida por la Ley del sector eléctrico. No parece que la elevada concentración de mercado, la ausencia de liberalización en la actividad de comercialización y el mantenimiento de un precio regulado posibiliten inicialmente grandes cambios en la influencia de la dinámica de largo plazo sobre el comportamiento de corto plazo.

Referencias bibliográficas

- [1] AROZENA, P.; KÜHN, K. U. y REGIBEAU, P. (1999): «Regulatory Reform in the Spanish Electricity Industry: A Missed Opportunity for Competition», *Energy Policy*, número 27, páginas 387-399.
- [2] BANERJEE, A.; DOLADO, J.; GALBRAITH, J. y HENDRY, D. F. (1993): *Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press.
- [3] BERNDT, E. R. (1990): *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Addison-Wesley Publishing Company.
- [4] BUISAN, A. C. (1992): «Tarifas óptimas en dos partes: El caso de la energía eléctrica residencial en España», *Investigaciones Económicas (Segunda Epoca)*, volumen XVI, 1, páginas 99-125.
- [5] CASTRO, F. (1996): «La demanda de electricidad de largo plazo para el sector residencial español», Documento de trabajo 96-09, Serie Economía 05, Universidad Carlos III de Madrid.
- [6] CORRALES, A. y TAGUAS, D. (1989): «Series macroeconómicas para el período 1954-88: Un intento de homogenización», Ministerio de Economía y Hacienda. Dirección General de Planificación. Documento SGPE-D-89001.
- [7] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, número 55, páginas 251-76.
- [8] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1991): *Long-run Economic Relationships. Readings in Cointegration*, Oxford University Press.
- [9] HOUTHAKER, H. y TAYLOR, L. D. (1970): *Consumer Demand in the United States*, Cambridge: Harvard University Press.

introducirse una ecuación de oferta para la estimación de la demanda, la consideración de un precio medio anual en la construcción de la tarifa, unido a la ausencia de verdadera competencia en dicho mercado, posibilita la estimación de la demanda de largo plazo usando solamente la ecuación de demanda sin generar importantes sesgos. Este procedimiento no será válido, sin embargo, cuando los consumidores domésticos tengan la posibilidad de elegir suministrador.

[10] JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economics Dynamics and Control*, número 12, páginas 231-54.

[11] JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1991): «Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, número 52, páginas 169-210.

[12] KÜHN, K. U. y REGIBEAU, P. (1998): «¿Ha llegado la competencia?. Un análisis económico de la reforma de la regulación del sector eléctrico en España», *Informes del Instituto de Análisis Económico*, CSIC, Barcelona.

[13] OSTERWALD-LENUM, M. (1992): «A Note with Quantiles of

the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, número 54, páginas 461-72.

[14] PEÑA, J. I. (1988): «Demanda de electricidad y precios en series temporales españolas», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, número 663 (noviembre), páginas 59-73.

[15] TAYLOR, L. D. (1975): «The Demand for Electricity: A Survey», *Bell Journal of Economics and Management Science*, 6, 1, páginas 74-110.

[16] WILSON, J. W. (1971): «Residential Demand for Electricity», *Quarterly Review of Economics and Business*, volumen 11, número 1, páginas 7-22.

ICE

Información Comercial Española

Revista de Economía
MINISTERIO DE ECONOMÍA Y HACIENDA

Últimos números publicados

Núm. 773

Sector exterior español

Núm. 774

Marketing internacional

Núm. 775

Política de competencia, globalización y cambio tecnológico

Núm. 776

Reforma y ampliación de la UE: la Agenda 2000

Núm. 777

Fiscalidad internacional

Núm. 778

Economía y cooperación al desarrollo

Núm. 779

Comercio minorista: competencia y política de marcas

Núm. 780

Sector exterior español

Núm. 781

Cambio tecnológico y competitividad industrial

Núm. 782

La economía internacional a debate

En preparación:

Políticas económicas del euro

Los nuevos temas del comercio internacional

La ampliación de la UE a los países de Europa central y oriental

El sector terciario en España

Latinoamérica

Información y venta:

Paseo de la Castellana, 162 - vestíbulo. 28071 Madrid.

Teléf.: (91) 349 36 47. Fax: (91) 349 36 34