

Documento de Trabajo 96-09
Serie Economía 05
Mayo 1996

Departamento de Economía
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-9875

LA DEMANDA DE ELECTRICIDAD DE LARGO PLAZO PARA EL SECTOR RESIDENCIAL ESPAÑOL

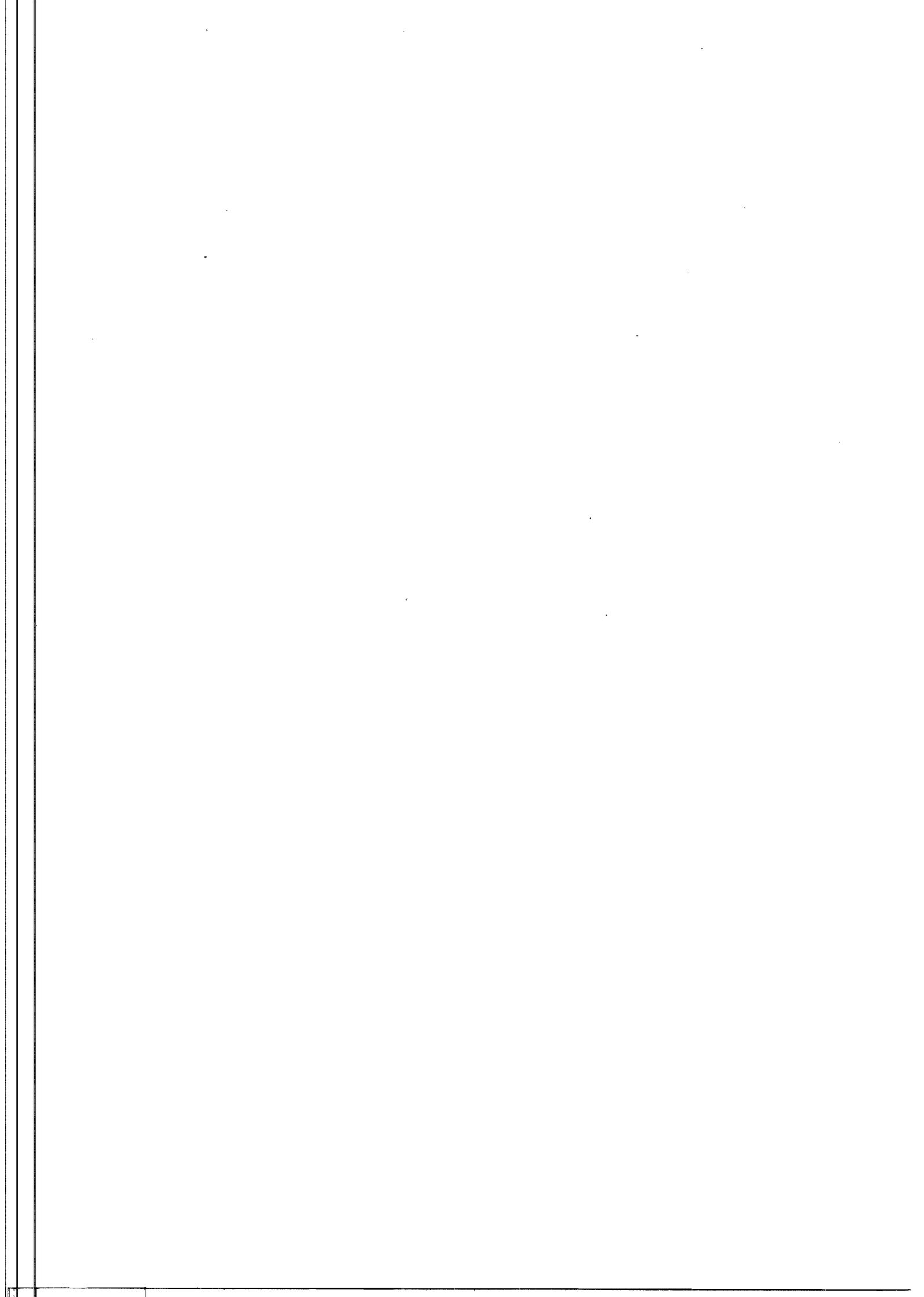
Fidel Castro*

Resumen

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.

*Universidad Carlos III y Universidade de Vigo.

Agradezco a Alvaro Escribano, Luis Rodríguez Romero, Fernando Lorenzo, Ana Buisán y Consuelo Pazó por sus valiosos comentarios y sugerencias. También agradezco a UNESA, REPSOL-BUTANO, REE y al Instituto Nacional de Meteorología por 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 la DGICYT PB92-0243. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad.



La demanda de electricidad de largo plazo para el sector residencial español.*

Fidel Castro
*Universidad Carlos III
y Universidade de Vigo*

Mayo 1996.

Resumen

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.

Palabras Clave: Demanda de electricidad, cointegración, equilibrio de largo plazo, elasticidad precio.

Dirección: Departamento de Fundamentos da Análise Económica.
Universidade de Vigo.
Aptado de Correos 874. 36280 Vigo
Tlfno: 986-81.25.26
Fax: 986-81.24.01
e-mail: fcastro@uvigo.es

pp. 1 - 21

*Agradezco a Alvaro Escribano, Luis Rodríguez Romero, Fernando Lorenzo, Ana Buisán y Consuelo Pazó por sus valiosos comentarios y sugerencias. También agradezco a UNESA, REPSOL-BUTANO, REE y al Instituto Nacional de Meteorología por 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 mi exclusiva responsabilidad.

1 Introducción.

La explotación de un sistema eléctrico requiere, si se tiene en cuenta que la electricidad no es almacenable, un equilibrio continuo entre oferta y demanda. Esto exige el funcionamiento de una capacidad de generación mayor que la estrictamente necesaria para evitar que cualquier aumento imprevisto de la demanda pueda conducir a una desconexión bruta. Sin embargo, un exceso de capacidad superior al necesario implica un coste superior de la energía eléctrica. En este sentido, un conocimiento de la sensibilidad de la demanda de energía a largo plazo ante variaciones de las condiciones de oferta (precios fundamentalmente) contribuirá a una planificación de inversiones más eficiente. La identificación de estos efectos a través de la estimación de la demanda de electricidad de largo plazo para el sector residencial español es el objeto de este trabajo.

Para ello debe tenerse en cuenta que el consumo de electricidad puede alterarse bien por el cambio en las pautas de utilización del equipo, bien adquiriendo un equipamiento diferente con características distintas. Esto implica que debemos distinguir entre demanda a corto plazo, identificada con la tasa de utilización del equipamiento existente de aparatos eléctricos, y demanda a largo plazo, relacionada con la elección del equipo. Es razonable esperar, por tanto, que las elasticidades a corto plazo sean inferiores a las de largo plazo.

Desde el punto de vista económico es crucial encontrar un modelo que permita distinguir ambos tipos de demanda. Esta distinción será fundamental para plantear aspectos de regulación en general, y de regulación de precios en particular. En este sentido, cualquier política óptima de precios que busque una asignación más eficiente debe transmitir las verdaderas señales a los consumidores, y esto será diferente según planteemos problemas de gestión de corto plazo, donde el stock está fijo, que de largo plazo, con objeto de afectar a la verdadera estructura de comportamiento.

Para implementar empíricamente esta distinción teórica surgen, sin embargo, algunos problemas debido a la dificultad que conlleva extraer y separar de las observaciones los componentes transitorios (de corto plazo), de los de carácter permanente (de largo plazo). Dos alternativas han sido utilizadas para captar esta particularidad. En primer lugar incluir de forma explícita el stock, para lo cuál se necesita información sobre los aparatos eléctricos de cada hogar, con lo que los problemas de datos pueden ser importantes. Una segunda posibilidad que trata de superar estos problemas surge con el denominado modelo de ajuste parcial, descrito inicialmente por Houthaker y Taylor (1970) y utilizado posteriormente por muchos autores, y que se caracteriza por incluir de forma indirecta el equipamiento eléctrico.

El trabajo empírico realizado hasta ahora ha estado basado en el supuesto de estacionariedad, y 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 inferencia 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. Por tanto, ninguna de las alternativas eco-

nométricas utilizadas hasta ahora permiten encontrar las verdaderas relaciones de largo plazo entre las variables consideradas, si es que existen.

Para el caso español, Buisán (1992), plantea un modelo de ajuste parcial con dos retardos sobre la variable dependiente como variables explicativas, y obtiene elasticidades renta y precio utilizando una muestra relativamente pequeña (1977-83) que no permite captar totalmente la dinámica de largo plazo. Por su parte, Peña (1988) emplea un modelo de función de transferencia para el periodo muestral 1965-84, en el que no considera la posibilidad de cointegración entre las variables, y trabaja con series diferenciadas perdiendo, por tanto, información sobre las relaciones permanentes de equilibrio a largo plazo.

En este trabajo desarrollamos un modelo de demanda de electricidad resolviendo la no estacionariedad con 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. Para ello se utiliza una muestra con datos anuales para el periodo 1959-1988.

El artículo está estructurado de la siguiente forma. En el segundo apartado presentamos el modelo de demanda de electricidad y discutimos sobre las variables utilizadas para su estimación. La tercera sección presenta la estimación utilizando la metodología de cointegración. Presentamos las metodologías univariante y multivariante de cointegración, y desarrollamos el contraste de ratio de verosimilitud propuesto por Johansen-Juselius (1990) para encontrar los vectores de cointegración. Finalmente presentamos 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 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

$$p_e x + p_s s + p_z z = y,$$

siendo p_e el precio de la electricidad, $p_s = (p_{s_1}, \dots, p_{s_r})$ el vector de precios de los bienes sustitutos, $p_z = (p_{z_1}, \dots, p_{z_q})$ 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 función de su renta y de los precios propio y de los otros bienes

$$x = f(y, p_e, p_s, p_z).$$

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 linear logaritmica, que permite obtener directamente las elasticidades de las distintas variables. Por tanto, la función de partida es la siguiente

$$\ln ce_t = \beta_0 + \beta_1 \ln yr_t + \beta_2 \ln per_t + \beta_{31} \ln psr_t^1 + \dots + \beta_{3r} \ln psr_t^r + \epsilon_t.$$

La variable dependiente se ha aproximado por el consumo de electricidad per cápita obtenido dividiendo el consumo residencial de electricidad en kWh, serie perteneciente a la Estadística de la Industria de Energía Eléctrica (EIEE), y la población, serie extraída del Instituto Nacional de Estadística. Sería interesante el estudio con datos desagregados 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 periodo 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 lineal. La cuestión más controvertida es qué precio de electricidad debe ser incluido en la función de demanda. Desde el punto de vista de la teoría económica, y bajo el supuesto de que los consumidores maximizan la utilidad y las empresas minimizan sus costes, el precio apropiado para incluir en el análisis empírico de demanda es el precio marginal.

Sin embargo, en una revisión extensiva de estudios empíricos de demanda de electricidad, Taylor (1975) argumentó que esta visión no es totalmente correcta, pues niega el efecto renta del precio intramarginal -precio medio por kWh de la electricidad consumida en todos los bloques excepto aquel en el que el consumidor adquiere la electricidad. Un cambio en la parte fija de la tarifa no acompañado de alteraciones de ninguna de las otras componentes de la misma, provocará que el gasto intramarginal y el precio intramarginal medio se incrementen, pero el precio marginal permanecerá constante. Por ello, para el consumidor que no cambie suficientemente su consumo como para saltar de bloque, este cambio de tarifa provocará únicamente un efecto renta y no un efecto sustitución. Por el contrario, cualquier alteración de la tarifa que modifique los precios marginales provocará ambos efectos. Esta discusión ha generado muchos trabajos que no han llegado a una solución homogénea del problema.¹ Por todo ello, para Taylor, tanto el precio marginal

¹Véanse Roth(1981), Garbacz(1983), Helden(1987), Griffin(1974), Chang-Hsing(1991), Hartman(1983)

como alguna medida del precio intramarginal deben ser incluidas como regresores en la ecuación de demanda. En este sentido, la no inclusión de la variable precio intramarginal como regresor provoca estimadores sesgados.

Por otra parte, que el precio marginal sea el precio relevante puede no ser cierto si para los consumidores del bien resulta difícil la obtención de información sobre dicho precio. El consumo de electricidad parece un buen ejemplo dado que lo que el demandante percibe directamente es el pago total que ha de efectuar y no el precio marginal de la tarifa. En este sentido una hipótesis alternativa es que el consumidor racional responderá al precio medio percibido de la factura eléctrica más que al precio marginal. Shin (1985) demostró que este era el caso para siete empresas eléctricas de Ohio (EE.UU.) utilizando datos agregados anuales para el periodo 1960-80.

En cualquier caso, cuando estamos ante estructuras de precios multiparte debemos tener en cuenta que el precio medio depende de la cantidad de electricidad consumida, y por lo tanto existe una relación negativa entre precio medio y cantidad consumida. Así, surge un problema de simultaneidad y la estimación mínimo cuadrático dará lugar a estimadores insesgados.²

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 cuál 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, fué la finalmente utilizada en la estimación.

Como precios de bienes sustitutos se han utilizado los precios del gasóleo 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.

También se ha probado en la estimación la variable temperatura pues parece innegable su influencia sobre el consumo residencial de electricidad. La influencia de esta variable no económica, no obstante, influye 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 periodo analizado el efecto temperatura se deja sentir más intensamente en invierno con la conexión de las calefacciones.

y Murray, et.al.(1978). Una revisión de trabajos de demanda eléctrica en EE.UU. puede ser encontrada en Taylor, et.al.(1984).

²Bernd(1990) presenta un ejercicio en el que demuestra que este sesgo por simultaneidad es prácticamente inapreciable.

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 justificación de la metodología utilizada radica en que desde el punto de vista económico es crucial identificar y separar en las series económicas los componentes de carácter permanente, o de largo plazo, de los que son meramente transitorios, o de corto y medio plazo. La teoría de cointegración presenta los instrumentos estadísticos necesarios para estudiar datos que están en permanente crecimiento y por tanto no son estacionarios, y permite conocer las relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables. A estas relaciones de crecimiento de largo plazo se las denomina relaciones de cointegración, y a la modelización dinámica que mantiene la información sobre el largo plazo, modelización de corrección de error (MCE). De hecho, los MCE reciben este nombre debido a que incorporan como variable explicativa, la desviación en que se incurrió en el periodo anterior respecto a la relación de equilibrio de largo plazo.

La búsqueda de relaciones de cointegración se reduce, en general, a encontrar relaciones estacionarias entre variables que no lo son. La identificación de las series que son no estacionarias se lleva a cabo mediante el estudio de raíces unitarias que hay en las representaciones dinámicas univariantes.³ Una variable será no convergente, y, por tanto, no estacionaria cuando presente alguna raíz unitaria.

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 ($Y_t - \beta_1 X_t$) 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 ($Y_t - \beta_1 X_t$). 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 existe.⁴

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 cualquier 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 los 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. Johansen (1988) propone en este caso un procedimiento eficiente para estimar vectores de cointegración basado en sistemas multivariantes y utilizando para la estimación el método de máxima verosimilitud.

³En el anexo se presenta el estudio sobre el orden de integrabilidad de las series utilizadas.

⁴Véase Engle y Granger(1987) y (1991).

Var. Dep.: CE	(1)	(2)	(3)	(4)
R	-2.21(16.5)	3.17(9.8)	3.08(10.6)	3.19(10.9)
PE	-0.419(2.5)	-0.96(2.9)	-0.94(3.2)	-0.75(2.4)
PG	0.477(7.7)			
PB		1.23(3.4)	1.1(3.3)	1.14(3.5)
TM			2.4(2.7)	2.2(2.6)
cte	-11.13(7.7)	-22.8(5.9)	-24.1(6.9)	-28.9(6.9)
R^2	0,979	0.952	0.962	0.961
SD	0.114	0.172	0.154	0.888
DF (DFA)	(-3.76)	-4.12	-4.05	-4.29
DW	2.14	2.09	1.9	2.22

Cuadro 1: Relaciones de largo plazo: método univariante.

3.1 Relaciones de largo plazo.

El contraste de la existencia de una relación de largo plazo entre el consumo de electricidad, renta, precio de electricidad y precios de sustitutos (butano y gasóleo) se ha realizado aplicando en primer lugar el procedimiento de Engle y Granger (1987). Los resultados se presentan en el cuadro 1 donde *CE*, *R*, *PE*, *PG*, *PB* y *TM* representan las variables consumo de electricidad, renta, precio de electricidad, precio de gasóleo, precio de butano y temperatura, todas en logaritmos y en términos reales.

La búsqueda de relaciones de cointegración se realiza partiendo de la relación más sencilla entre consumo de electricidad y renta, incluyendo posteriormente otras variables en la medida en que las relaciones conseguidas no resultan totalmente satisfactorias. La hipótesis nula de no cointegración se contrasta con los estadísticos de Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller ampliado (DFA). Utilizando los valores críticos de Mackinnon (1991) la ecuación 2 supera el contraste a un nivel de significación del 5%, y las ecuaciones 3 y 4 los superan para un nivel de significación del 10%.

Adicionalmente, teniendo en cuenta que se consideran más de dos variables, el análisis de largo plazo se ha llevado a cabo utilizando el procedimiento de Johansen que estudia el comportamiento de largo plazo estableciendo un sistema de ecuaciones sin hacer supuestos no contrastados sobre el carácter exógeno de las variables.

En el análisis multivariante de cointegración 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 ellas.⁵ Finalmente se han incluido, además de la variable *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, 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, para el que esperamos la ha-

⁵Es el caso de la variable stock de capital residencial de Corrales y Taguas (1989).

bitual relación inversa con la cantidad demandada. En tercer lugar, los precios de bienes sustitutivos de la energía eléctrica como el gasóleo y el butano. Por último, como variable exógena de control incorporamos la temperatura media de las máximas de invierno.

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 la matriz de ajuste α , el valor de k no debe ser demasiado 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 aquel 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 esta está restringida al espacio de cointegración.⁶

En el cuadro 2 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 3 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 sustituto 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 parámetros son los esperados. A excepción de la relación (1) que presentamos por motivos de comparación, todas las relaciones presentan unos coeficientes muy similares, en un intervalo (2.3,2.6) 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 con dos retardos) 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. Los gráficos de los residuos de las ecuaciones del sistema parecen reafirmar estos resultados.

⁶Johansen-Juselius(1990) y posteriormente Osterwald-Lenum(1992) generan tablas de valores críticos para estas distribuciones.

Mod.	K	Pred.	Cte.	CE	R	PE	PG	PB	Max.Aut.	Traza
(1)	2	T(1,2)	NR	1.00	-1.74	1.81			1	2
(2)	2	T(1,2)	R	1.00	-3.16	1.70		-1.19	1	3
(3)	2	T(0,2)	NR	1.00	-2.31	1.75	-0.74		1	2
(4)	2	T(2)	NR	1.00	-2.38	1.79	-0.76		1	2
(5)	2		R	1.00	-2.37	2.88	-1.24		1	3
(6)	2	T(1,2)	NR	1.00	-2.57	1.67	-0.65	-0.34	1	3
(7)	2	T(2)	NR	1.00	-2.67	1.59	-0.57	-0.44	1	2

Cuadro 2: Relaciones de cointegración: método multivariante.

Mod.	Ecuac.	Q	ARCH	SK.	KT	J-B	VAR	R ²
(1)	CE	2.3	1.11	-0.71	0.21	4.46	.0001	0.51
	R	2.06	1.77	0.21	-0.50	0.51	.0005	0.70
	PE	7.10	1.82	0.34	-0.39	0.74	.0002	0.71
(2)	CE	2.09	0.77	-0.44	-0.22	0.98	.0013	0.55
	R	5.61	0.36	0.95	0.83	5.04	.0013	0.83
	PE	8.29	1.08	0.27	-0.40	0.54	.0018	0.71
(3)	PB	3.25	0.27	0.64	-0.39	2.14	.0026	0.69
	CE	1.5	0.28	-0.3	-0.73	1.27	.0014	0.53
	R	6.5	0.7	0.5	-0.2	1.6	.0003	0.81
	PE	5.7	1.3	0.01	0.9	0.9	.0011	0.83
(4)	PG	6.03	0.5	0.5	0.8	1.9	.0122	0.62
	CE	1.7	1.13	-0.4	-0.6	1.27	.0014	0.51
	R	6.2	0.6	0.3	-0.2	0.6	.0003	0.80
	PE	6.4	1.25	0.2	0.7	0.8	.0011	0.83
(5)	PG	6.1	0.5	0.4	0.8	1.8	.0122	0.63
	CE	1.7	1.2	-0.3	-0.6	1.2	.0014	0.51
	R	5.7	0.3	0.3	-0.3	0.7	.0003	0.80
	PE	5.1	1.0	0.04	0.6	0.5	.0012	0.80
(6)	PG	6.1	0.5	0.4	0.8	1.8	.0123	0.63
	CE	7.3	1.6	-0.17	-1.02	1.3	.0011	0.62
	R	12.9	8.8	0.5	1.4	3.8	.0002	0.86
	PE	4.9	3.3	-0.1	0.6	0.5	.0007	0.89
(7)	PG	3.6	1.2	0.7	1.1	4.2	.0112	0.66
	PB	3.1	1.1	0.4	0.3	1.1	.0022	0.74
	CE	2.5	0.2	-0.1	-0.8	0.8	.0013	0.55
	R	13.8	10.0	0.5	1.5	3.7	.0002	0.86
	PE	5.0	3.0	-0.2	0.7	0.7	.0007	0.89
	PG	6.3	0.5	0.4	0.9	2.0	.0122	0.63
	PB	3.7	0.06	0.6	0.8	2.7	.0024	0.72

Cuadro 3: Costrastes de especificación.

$K=2$ H_0	Traza		Máx. Autov.	
	Estadíst.	V.C.(95 %)	Estadíst.	V.C. (95 %)
$r \leq 3$	0.270	3.760	0.270	3.760
$r \leq 2$	15.11	15.41	14.84	14.07
$r \leq 1$	35.11	29.68	19.99	20.97
$r \leq 0$	75.06	47.21	39.95	27.07

Cuadro 4: Contraste de cointegración.

β	CE	R	PE	PG	α	CE	R	PE	PG
	1.00	-2.31	1.75	-.75		.063	.098	-.051	-.187
	-.408	1.00	-.031	.25		.098	-.146	-.551	-1.638
	.442	-.180	1.00	.064		-.192	.034	-.031	-.417
	.088	-1.39	-1.97	1.00		.013	.004	.009	-.028

Cuadro 5: Matrices β y α normalizadas.

El cuadro 4 recoge los estadísticos de la Traza y del Máximo Autovalor junto con los valores críticos proporcionados por Osterwald-Lenum (1992). A pesar de que para el estadístico de la traza es posible admitir dos vectores de cointegración, la proximidad del estadístico para $H_0 : r \leq 2$ a su valor crítico al 95% de significatividad, unido al hecho de que el estadístico de máximo autovalor no permite rechazar $r \leq 1$, lleva a aceptar un sólo vector de cointegración ($r = 1$). El análisis de los gráficos de las relaciones de cointegración muestran que sólo la primera relación de cointegración parece estacionaria.

El cuadro 5 presenta las matrices de cointegración (β) y ajuste (α) normalizadas. La primera columna de la matrix β asociada al autovalor más alto nos define la única relación de cointegración existente. Esta relación puede ser interpretada como la relación de equilibrio de largo plazo para la demanda de electricidad

$$CE_t = 2.32 R_t - 1.75 PE_t + 0.75 PG_t + \epsilon_t.$$

Las magnitudes de las elasticidades de la renta y precios pueden resultar sorprendetes si las comparamos con las obtenidas en los trabajos españoles referenciados anteriormente. Sin embargo, debemos tener en cuenta que en esta ecuación estamos recogiendo exclusivamente la relación de equilibrio de largo plazo entre las distintas variables. En este sentido, el fuerte crecimiento experimentado por el consumo hasta mediados del año 75 no acompañado de modificaciones significativas de los precios puede justificar el resultado obtenido. Además, esos valores de las elasticidades son semejantes a los que presentan otros trabajos sobre demanda de electricidad relativos a otros países en los que se utilizan series temporales largas. Este es el caso de Houthaker-Taylor (1970), que obtienen una elasticidad precio en valor absoluto de 1.89 y elasticidad renta de 1.94, o el de Wilson (1971), con una elasticidad precio en valor absoluto de 2.00.

Por su parte, la primera columna de la matrix α presenta las ponderaciones con las que le ecuación de demanda de largo plazo entra en las cuatro ecuaciones del sistema, y que pueden interpretarse, en términos económicos, como la velocidad media de ajuste

Restricción	$\beta_{i1} = 0$	$\beta_{i2} = 0$	$\beta_{i3} = 0$	$\beta_{i4} = 0$	$\beta_{i1} = -\beta_{i2}$	$\beta_{i1} = -\beta_{i4}$
Estadíst.	4.61	4.63	10.50	5.91	4.16	0.90
$\chi^2(k)$	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)

Cuadro 6: Restricciones sobre β .

hacia el estado de equilibrio estacionario. En general, son bastante bajos, por lo que se puede concluir que las desviaciones de la senda de equilibrio son escasamente corregidas, dominando la dinámica de corto plazo. En todo caso, su significatividad será contrastada en la próxima sección.

3.2 Contraste de exclusión de variables de los vectores de cointegración.

La validación de la inclusión de variables en la relación seleccionada se presenta en el cuadro 6. El contraste de validación se realiza excluyendo una variable de todos los vectores de cointegración con objeto de comprobar si el comportamiento de largo plazo del sistema depende o no de la misma. Este contraste es especialmente interesante en el caso de la variable consumo de electricidad, pues si esta pudiese ser excluida de todos los vectores de cointegración se concluiría que no existe una relación de demanda de largo plazo.

Los resultados rechazan la hipótesis nula para todas las variables y, por tanto, podemos decir que ninguna de las variables puede ser excluida de todas las relaciones de cointegración, es decir, todas juegan un papel relevante en las relaciones de largo plazo que caracterizan la dinámica del sistema.

El cuadro 6 también se muestran algunos contrastes sobre restricciones lineales entre los parámetros de las variables. Uno de los resultados más interesante es que no puede ser rechazada la hipótesis de igualdad de elasticidad unitaria para el precio sustituto.

3.3 Dinámica de corto plazo.

En esta sección se presentan algunos contrastes sobre los elementos de la matriz 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 la matriz α , α_{ij} , mide la fuerza de ajuste con la que la variable i del sistema reacciona a desviaciones de la j -ésima 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 demanda de electricidad es eficiente y no es preciso estimar el sistema en su conjunto. Como se muestra en el cuadro 7, sin embargo, la hipótesis conjunta $\alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ se rechaza significando que el consumo de electricidad no reacciona ante desviaciones de la

En segundo 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 completamente la dinámica de corto plazo.

Por último, en el corto plazo se confirma la fuerte inercia del consumo de electricidad, completamente dependiente del equipo instalado. En todo caso, para una mejor especificación de la dinámica de corto plazo serían necesarios datos diarios o mensuales.

Param.	Variable	Valor	Std. Error	T-Value
w_1	R	.4203	.1405	2.99
w_2	PE	-.3026	.1924	-1.57
DELTA	PE	.5049	.3351	1.51
PHI	CE	.7068	.2263	3.12
Varianza residual: 0.180791E-02				
R^2 : 0.997				

Cuadro 9: Dinámica de corto plazo.

De todo lo anterior se deduce que la dinámica de corto plazo del consumo de electricidad puede ser analizada separadamente. Esto es lo que se ha hecho llegando al siguiente modelo de función de transferencia

$$\Delta CE = w_1(1 + L + L^2 + L^3 + L^4)\Delta R_t + \frac{w_2 L^2}{1 - \delta L} \Delta PE_t + \frac{\epsilon_t}{1 - \phi L}$$

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

En el cuadro 9 se presentan los valores de los parámetros. Se manifiesta una influencia de la variable renta con duración constante durante varios periodos produciendo un efecto acumulado de 2.10, significativo al 5%. La variable precio de electricidad comienza a afectar con dos periodos 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.

4 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, 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 estos, 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.

Restric.	$\alpha_{i1} = 0$	$\alpha_{i2} = 0$	$\alpha_{i3} = 0$	$\alpha_{i4} = 0$	$\alpha_{i2} = \alpha_{i3} = \alpha_{i4} = 0$	$\alpha_{i1} = \alpha_{i3} = \alpha_{i4} = 0$
Estad.	2.61	15.86	1.56	1.81	25.03	4.61
$\chi^2(k)$	(1)	(1)	(1)	(1)	(3)	(3)

Cuadro 7: Restricciones sobre α .

Rest.	—	$\beta_{i1} = -\beta_{i4}$	$\alpha_{i1} = 0$	$\alpha_{i3} = 0$	$\alpha_{i4} = 0$	$\alpha_{i1} = \alpha_{i3} = \alpha_{i4} = 0$	$\beta_{i1} = -\beta_{i4}$ $\alpha_{i1} = 0$	$\beta_{i1} = -\beta_{i4}$ $\alpha_{i1} = \alpha_{i3} = \alpha_{i4} = 0$
Estad.	—	0.90	2.61	1.56	1.81	4.61	4.70	8.64
$\chi^2(k)$		(1)	(1)	(1)	(1)	(3)	(2)	(4)
Autov.	0.760	0.752	0.737	0.746	0.744	0.717	0.716	0.673
β_1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
β_2	-2.31	-2.46	-2.16	-2.36	-2.41	-2.25	-2.19	-2.38
β_3	1.75	2.32	1.71	1.39	1.39	1.30	2.72	1.81
β_4	-0.74	-1.00	-0.67	-0.72	-0.75	-0.66	-1.00	-1.00
α_1	0.063	0.049	0.00	0.086	0.72	0.00	0.00	0.00
α_2	0.098	0.063	0.11	0.132	0.115	0.150	0.059	0.101
α_3	-0.051	-0.041	-0.07	0.000	-0.019	0.00	-0.057	0.00
α_4	-0.187	-0.134	-0.206	-0.093	0.00	0.00	-0.139	0.00

Cuadro 8: Relación de largo plazo con distintas restricciones.

relación de largo plazo, y que la dinámica de corto plazo domina completamente.⁷

Este resultado se confirma con el contraste de exogeneidad para las variables del sistema. En particular, si no podemos rechazar la hipótesis nula $H_0 : \alpha_{1j} = 0$, para todo $j = 1, \dots, r$, la variable i -ésima puede considerarse exógena y su dinámica de corto plazo no está afectada por desviaciones transitorias de las relaciones de equilibrio de largo plazo. El cuadro 7 resume los contrastes de exogeneidad débil de todas las variables del sistema. A excepción de la renta todas pueden ser consideradas exógenas.

Finalmente, en el cuadro 8 se presenta la relación de demanda de largo plazo cuando se imponen como restricciones los distintos contrastes de hipótesis aceptados, primero cada uno de ellos por separado, y después todos ellos de forma simultánea proporcionando la especificación de largo plazo finalmente seleccionada

$$CE_t = 2.38 R_t - 1.81 PE_t + 1.00PG_t + \epsilon_t,$$

que puede interpretarse como una función de demanda isoelástica, en la que se acepta una elasticidad unitaria para el precio de gasoleo y exogeneidad débil para todas las variables excepto la renta con un coeficiente de ajuste de 0.101.

La estabilidad de los parámetros de la relación de largo plazo ha sido contrastada mediante el procedimiento de estimaciones recursivas, y no se han encontrado cambios significativos en el valor de los mismos.

⁷No se ha podido rechazar, sin embargo, la hipótesis conjunta $\alpha_1 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ con lo que sería posible construir un modelo de mecanismo de corrección de error con la ecuación de renta, pero no es esta la variable objeto de estudio en este trabajo.

Variables	DF	DFA	VC	DW
Caso d=2				
CE	-4.42		-3.50	1.94
R	-2.80		-2.93	1.65
PE		-3.52	-1.95	2.08
PG		-2.86	-1.95	1.96
PB		-3.10	-2.93	2.01
TMI		-12.4	-3.5	1.96
Caso d=1				
CE		-2.85	-2.93	1.98
R		-2.63	-3.50	1.75
PE		-2.21	-2.93	2.09
PG		-0.45	-1.93	1.85
PB		-2.79	-3.50	1.85
TMI		-3.52	-2.93	2.07

Cuadro 10: Contrastes de orden de integrabilidad.

5 Anexos

5.1 Orden de integrabilidad.

Con objeto de definir que variables son no estacionarias, realizamos en primer lugar un análisis univariante que determine el orden de integrabilidad de cada serie, y así, encontrar aquellas que puedan mantener una relación de equilibrio a largo plazo. Para ello se complementa el análisis tradicional de Box-Jenkins con la metodología de contrastes de raíces unitarias.

Respecto al consumo de electricidad per cápita (CE) se pueden diferenciar cuatro periodos. Un primer periodo 1959-64 en el que la tasa de crecimiento se sitúa en torno al 9%; el segundo periodo, 1965-72 es el de mayor crecimiento a una tasa media del 15%; el tercero 1973-80 refleja la primera de las crisis energéticas con un descenso apreciable del consumo; en el último periodo, 1981-88, se produce el mayor descenso en el crecimiento de consumo pasando a una tasa de poco más del 4%, siendo incluso negativa en los años 1982 y 1985.

La función de autocorrelación (FAC) del logaritmo de CE es característica de un proceso no estacionario. El elevado coeficiente de autocorrelación de primer orden (0.9), junto con el lento decaimiento del resto de coeficientes, y la existencia de un único coeficiente significativo en la función de autocorrelación parcial (FAP), son indicativos de que el CE es al menos integrable de orden 1.

Para contrastar la presencia de raíces unitarias en la parte autorregresiva (y, por tanto, la existencia de tendencia en la varianza) utilizamos el test de Dickey- Fuller (DF) y el test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA). En los cuadros 9 y 10 se presentan los resultados de contrastar la hipótesis nula de que CE es integrado de orden dos $I(2)$ frente a la alternativa de que es integrado de orden uno $I(1)$. También se presentan los resultados de contrastar $I(1)$ frente a $I(0)$. Los valores obtenidos para los estadísticos DF y DFA no permiten rechazar que sea $I(1)$, pero sí que sea $I(2)$.

Variables	DF	DFA	DW
Caso d=2			
CE(n=4)	-5.816		2.08
CE(n=3)	-4.875		1.83
R(n=4)	-4.28		2.05
R(n=3)	-4.49		2.09
Caso d=1			
CE(n=3)	-1.478		2.26
R(n=2)		-3.872	2.32

Cuadro 11: Contraste de orden de integrabilidad con tendencias segmentadas en la media.

En el caso de la renta disponible per cápita (R) se pueden observar tres periodos diferenciados. Un primero que transcurre entre 1959-74 en el que la renta crece a una tasa media importante. Un segundo periodo entre 1975-84 que refleja las consecuencias de la crisis al frenarse la tasa de crecimiento, siendo incluso negativa en algunos años. Y un tercer periodo a partir de 1985 en el que se aprecia una leve recuperación.

La FAC de la serie en niveles caracteriza un proceso no estacionario. La FAC de la primera diferencia presenta un primer valor alto y un decaimiento todavía lento. Se pone de manifiesto la existencia de al menos dos medias por lo que parece aconsejable la intervención de la serie con una variable escalón.

El valor obtenido para el test de DF no permite rechazar que la serie de renta sea $I(1)$, pero tampoco puede rechazarse que sea $I(2)$ frente a $I(1)$. Sin embargo, los contrastes de orden de integrabilidad considerando tendencias segmentadas en media permiten rechazar perfectamente que la hipótesis de que sea $I(2)$.

Por lo que respecta a la variable precio de electricidad (PE) su evolución es bastante diferente a las de consumo y renta pues aunque su FAC es característica de un proceso no estacionario, no parece haber dudas sobre la estacionariedad de la primera diferencia. De hecho, una segunda diferenciación aumenta la varianza en más del 1300%. El test de DF no puede rechazar la integrabilidad de orden 1, mientras que si se rechaza integrabilidad de orden 2.

La variable precio de gasóleo (PG) presenta un gráfico en niveles con una evolución bastante irregular, y su FAC delata una clara falta de estacionariedad con un primer coeficiente bastante alto y una convergencia lenta. Tomando una primera diferencia parece conseguirse un proceso estacionario. El test de DF confirma este resultado al no permitir rechazar que la serie sea $I(1)$, y rechazar que sea $I(2)$.

La serie de precio de butano (PB) presenta una evolución muy similar a la del precio de electricidad revelando un comportamiento no estacionario confirmado por el elevado primer coeficiente de la FAC y su lento decaimiento posterior. Tomando primeras diferencias se consigue estacionariedad. El contraste de raíces unitarias revela que no se rechaza la hipótesis nula de integrabilidad de primer orden, rechazándose la de segundo orden.

Por último, respecto a la variable temperatura (TMI) su gráfico en niveles parece

estacionario, lo que confirma su FAC. También el contraste de DF apoya este resultado al rechazar que sea $I(1)$.

Del análisis anterior extraemos las siguientes conclusiones: en general, todas las variables pueden ser caracterizadas por procesos integrables de orden uno en sentido débil, salvo la variable de temperatura que es estacionaria; no hay evidencia en contra de que el consumo de electricidad y la renta disponible puedan representarse por procesos $I(1)$ con tendencias segmentadas en la media; las tres series de precios resultan $I(1)$.

5.2 Variables del sistema.

1. Consumo de electricidad residencial.

Obtenida a partir de la Estadística de la Industria de la Energía Eléctrica, editada por el Ministerio de Industria, que ofrece la energía distribuida por naturaleza de consumos: industriales, transportes, comercio y otros sectores, alumbrado público y usos domésticos. Esta estadística presenta una falta de homogeneidad a lo largo del período 1958-90. Concretamente, observamos dos cambios de estructura: en los años 67 y 80 se modifica el grado de desagregación sectorial pasando de 22 sectores en la primera parte, 32 en la segunda y 37 en la tercera. Esto nos ha obligado a utilizar un criterio de homogeneización que para el caso que nos ocupa (sector residencial) ha sido menos importante.

La mayor dificultad encontrada para la utilización de esta serie ha sido la no consideración en la primera parte de la Estadística (58-66) del sector residencial. Para recuperar esta información (30% de la muestra) hemos utilizado los datos que la propia Estadística recoge sobre consumo neto por tarifas. El método ha sido agregar el consumo asignado a aquellas tarifas asociadas a usos domésticos.

2. Renta Nacional Neta Disponible.

Serie procedente de Corrales y Taguas(1989), y se define como

$$RNND = PIB_{pm} - CCF + RANRM + RNPERM + TCDNRM + SUBNTPMRM,$$

donde PIB_{pm} es el producto interior bruto a precios de mercado, CCF es el consumo de capital fijo, $RANRM$ es la remuneración de los asalariados neta del resto del mundo, $RNPERM$ son las rentas netas de la propiedad y las empresas procedentes del resto del mundo, $TCDNRM$ son las transferencias corrientes diversas netas del resto del mundo y $SUBNTPMRM$ son las subvenciones de explotación netas de impuestos sobre la producción e importación del resto del mundo.

3. Precio medio de electricidad.

Facilitada por UNESA la serie ha sido construida determinando el nivel de facturación y dividiéndolo por kWh consumidos, para aquellas tarifas que se han considerado como más relevantes para el uso doméstico.

Se debe destacar el problema de la oscuridad del sistema de tarifas, que hacen difícil asignar a cada grupo de consumidores una determinada tarifa o varias, y así, calcular el precio medio. Esta dificultad se ha visto incrementada por los cambios sufridos por la estructura tarifaria a lo largo de la muestra

4. Precio Gasóleo.

Serie de precio medio ofrecida por la Delegación del Gobierno en Campsa.

5. Precio Gasóleo.

Serie de precio medio ofrecida por Repsol Butano.

6. Temperatura.

La temperatura que hemos utilizado ha sido la temperatura media de las máximas de invierno porque para el periodo considerado el efecto temperatura se deja sentir más intensamente en invierno con la conexión de las calefacciones. Por tanto, no tenemos en cuenta el efecto aire acondicionado, bastante reciente, y con poca influencia en la muestra considerada.

- [19] Mackinnon, J.G. (1991). *Critical Values for Co-Integration Tests*. En R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationship*, Oxford University Press, pp. 267-76.
- [20] Murray, M.P., R. Spann, L. Pulley and E. Beauvais (1978). *The demand of electricity in Virginia*. *The Review of Economics and Statistics*, 60:4, 585-600.
- [21] 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*, 54, pp. 461-72.
- [22] Peña, J.I. (1988). *Demanda de electricidad y precios en series temporales españolas*. *Información Comercial Española*, pp. 59-73.
- [23] Roth, T.P. (1981). *Average and marginal price changes and the demand for electricity: an econometric study*. *Applied Economics*, 13, pp. 377-388.
- [24] Sims, C.A. (1980). *Macroeconomics and reality*. *Econometrica*, 48, pp. 1-48.
- [25] Shin, J-S. (1985). *Perception of price when price information is costly: Evidence from residential electricity demand*. *The Review of Economics and Statistics*, pp. 591-598.
- [26] Spanos, A. (1986). *Statistical foundations of econometric modelling*. Cambridge University Press.
- [27] Taylor, L.D. (1975). *The demand for electricity: a survey*. *Bell Journal of Economics and Management Science*, 6, 1, pp. 74-110.
- [28] Taylor, L.D., G.R. Blattenberger and R.K. Rennhack (1984). *Residential energy demand in the united states: Introduction and overview of alternative models*. *Advances in the Economics of Energy and Resources*, Vol. 5, pp. 85-102
- [29] Wilson, J.W. (1971). *Residential Demand for Electricity*. *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 11, 1, pp. 7-22.

Bibliografía

- [1] Banerjee, A.; J. Dolado; J. Galbraith and D.F. Hendry (1993). *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford University Press.
- [2] Berndt, E.R. (1990). *The practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. Addison-Wesley Publishing Company.
- [3] Buisán, A.C. (1992). *Tarifas óptimas en dos partes: El caso de la energía eléctrica residencial en España*. Investigaciones Económicas (Segunda Epoca), Vol. XVI, 1, pgs. 99-125.
- [4] Chang, H.S. and Y. Hsing (1991). *The demand for residential electricity: new evidence on time-varying elasticities*. Applied Economics, 23, pp. 1251-1256.
- [5] Charemza, W.W. and D.F. Deadman (1992). *New Directions in Econometric Practice*. Edward Elgar Publishing Limited.
- [6] Corrales, A. y D. Taguas (1989). *Series macroeconomicas para el periodo 1954-88: Un intento de homogenización*. Ministerio de Economía y Hacienda. D.G. de Planificación. Documento SGPE-D-89001.
- [7] Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987). *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. Econometrica, 55, pp. 251-76.
- [8] Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1991). *Long-run economic relationships. Readings in cointegration*. Oxford University Press.
- [9] Fisher, F. and Kaysen (1962). *A study in Econometrics: The Demand for Electricity in the United States*. Amsterdam: North Holland Publishing Co.
- [10] Garbacz, C. (1983). *Electricity demand and the elasticity of intra-marginal price*. Applied Economics, 15, pp. 699-701.
- [11] Gardeazabal, J. and M. Regúlez (1992). *The monetary Model of Exchange Rates and Cointegration. Estimation, Testing and Prediction*. Springer-Verlag.
- [12] Griffin, J.M. (1974). *The effects of higher prices on electricity consumption*. Bell Journal of Economics, pp. 514-539.
- [13] Hartman, R.S. (1983). *The Estimation of Short-Run Household Electricity Demand Using Pooled Aggregate Data*. Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 1, 2, pp. 127-135.
- [14] Helden, G.J. van, P.S.H. Leeftang and E. Sterken (1987). *Estimation of the demand for electricity*. Applied Economics, 19, pp. 69-82.
- [15] Houthaker, H. and L.D. Taylor (1970). *Consumer Demand in the United States*. Cambridge: Harvard University Press.
- [16] Houthakker, H.S. (1951). *Residential Electricity Revisited*. The Energy Journal, Vol. 1, 1, pp. 29-41.
- [17] Johansen, S. (1988). *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. Journal of Economics Dynamics and Control, 12, pp. 231-54.
- [18] Johansen, S. and K. Juselius (1991). *Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, pp. 169-210.

5.3 Datos.

Año	CE	R	PE	PG	PB	TM
1959	11.02827	9.905786	0.620049	0.797507	2.341805	2.650165
1960	11.10714	9.915003	0.599038	0.864528	2.330865	2.735591
1961	11.26178	10.0253	0.572437	0.843001	2.309338	2.708271
1962	11.29035	10.10688	0.510965	0.787651	2.253988	2.744649
1963	11.37559	10.18526	0.429964	0.702565	2.168902	2.645062
1964	11.45812	10.22293	0.366139	0.636702	2.091434	2.718481
1965	11.63637	10.24307	0.253498	0.511928	1.914752	2.693035
1966	11.79259	10.32018	0.251302	0.451179	1.854002	2.748786
1967	11.96937	10.36398	0.222389	0.387796	1.79062	2.708741
1968	12.11289	10.41408	0.213418	0.341084	1.743908	2.711835
1969	12.28067	10.51215	0.208785	0.319835	1.722659	2.685328
1970	12.40307	10.55197	0.235365	0.26404	1.666864	2.670126
1971	12.49294	10.58773	0.234472	0.291436	1.608938	2.658021
1972	12.58414	10.66413	0.16425	0.211658	1.586653	2.668285
1973	12.64998	10.74114	0.133884	0.162096	1.498584	2.655472
1974	12.68857	10.78148	0.122414	0.51094	1.497143	2.665066
1975	12.76349	10.7656	0.154416	0.656784	1.524126	2.653734
1976	12.88073	10.77282	0.07772	0.528827	1.459172	2.693216
1977	12.88981	10.77745	-0.11047	0.309718	1.298973	2.687059
1978	12.98223	10.78756	-0.2609	0.129292	1.187617	2.738919
1979	13.07677	10.78422	-0.36199	0.349464	1.149305	2.741356
1980	13.16801	10.76994	-0.23432	0.956483	1.388598	2.722653
1981	13.19859	10.72056	-0.02606	1.221317	1.544114	2.688251
1982	13.18876	10.71897	0.057717	1.158214	1.577395	2.778081
1983	13.25608	10.72027	0.026026	1.192859	1.657612	2.702409
1984	13.32453	10.72853	0.0431	1.187674	1.700451	2.741769
1985	13.31196	10.75052	0.021051	1.197265	1.644085	2.710545
1986	13.37645	10.80573	0.051041	1.038995	1.466626	2.72992
1987	13.43851	10.87211	0.071163	0.781516	1.308678	2.743668
1988	13.45552	10.93003	0.081574	0.696301	1.225652	2.757762