

Factores determinantes de la demanda eléctrica de los hogares en España: Una aproximación mediante regresión cuantílica

EVA MEDINA

Departamento de Economía Aplicada, UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE MADRID, ESPAÑA. E-mail: eva.medina@uam.es

JOSÉ VICÉNS

Departamento de Economía Aplicada, UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE MADRID, ESPAÑA. E-mail: jose.vicens@uam.es

RESUMEN

El objetivo de este estudio es identificar los factores determinantes del consumo eléctrico de los hogares, que deberán tenerse en cuenta en la definición de políticas de ahorro energético. Para ello, y a partir de los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares, se estima un modelo econométrico de demanda eléctrica utilizando la metodología de la regresión cuantílica, que se presenta como una herramienta más potente en la estimación de relaciones causales cuando se trabaja con datos procedentes de encuestas con tamaños muestrales elevados y ante la presencia de heterocedasticidad y/o datos atípicos. Los resultados permiten definir a la electricidad como un bien de primera necesidad, con una elasticidad renta próxima a cero, y donde cualquier política de ahorro energético que implique variación en la renta disponible tendrá un impacto muy limitado en los hábitos de consumo eléctrico.

Palabras clave: Consumo eléctrico sector residencial, regresión cuantílica, elasticidad renta.

Determinants of Household Electricity Demand in Spain: An Approach through Quantile Regression

ABSTRACT

The aim of this study is to identify the determinants of household electricity consumption, to be taken into account in the definition of energy saving policies. Using microdata from Household Budget Survey in Spain, an econometric model of electricity demand is estimated using the methodology of quantile regression, which is a more powerful tool in the estimation of causal relationships when working with data from surveys with sample sizes higher and presence of heteroscedasticity and/or outliers. The results allow us to define the electricity consumption as a necessary good, with an income elasticity close to zero, and where any energy-saving policy that involves change in income will have a limited impact on electricity consumption habits.

Keywords: Residential Sector Electricity Consumption, Quantile Regression, Income Elasticity.

Clasificación JEL: D14, Q41, C21

Artículo recibido en marzo de 2011 y aceptado en junio de 2011

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. e-29214

1. INTRODUCCIÓN Y OBJETIVO

El análisis del consumo de energía eléctrica residencial y su relación con la renta es un elemento clave en el estudio del sector eléctrico, ya que su conocimiento permite determinar la influencia de las variaciones en el nivel de ingreso sobre la demanda y aproximar medidas de política económica que tengan por objetivo un mayor control de esta variable. Adicionalmente, y dadas las repercusiones que genera cualquier variación del sector sobre el conjunto de la economía, determinar las variables que influyen en la demanda de energía eléctrica residencial y su importancia es un condicionante básico en todo proceso de planificación normativa de la economía en su conjunto.

En el presente artículo se analiza y explica el consumo de electricidad residencial mediante un modelo econométrico en el que, junto a otras variables, la baja importancia de la renta y su elasticidad próxima a cero cataloga a la electricidad como un bien de primera necesidad. El hecho de considerar a la electricidad como un bien básico íntimamente vinculado al nivel de bienestar social, nos permite recomendar que cualquier política encaminada a reducir los niveles de consumo actuales no debería plantearse en términos de ingreso/precio, siendo la alternativa de control más viable las políticas de gestión activa de la demanda.

La estimación microeconómica realizada, con un total de 22.346 hogares, presenta evidentes dificultades que invalidan las aproximaciones clásicas de estimación por el método de mínimos cuadrados ordinarios. Así, la ausencia de normalidad, la existencia de heterocedasticidad debida a la heterogeneidad de respuestas y la presencia de puntos atípicos en los datos recomiendan la estimación semiparamétrica que proporciona la regresión cuantílica, regresión que como se verá, y dada la distribución muestral de los valores más altos de la variable endógena, nos permite aportar una estimación de la elasticidad próxima a cero e inferior a la estimada en trabajos previos.

En el siguiente apartado se revisa la literatura empírica existente en la materia que permite concluir, aunque con elevada variabilidad, que las elasticidades precio y renta sobre el consumo eléctrico de los hogares son similares y muy bajas, sobre todo a corto plazo. En el tercer apartado se analizan las fuentes de información, así como sus limitaciones, existentes en España sobre el consumo eléctrico residencial, siendo la Encuesta de Presupuestos Familiares del INE la más fiable y con mayor nivel de desagregación muestral. En el cuarto apartado se presentan los resultados obtenidos en la estimación de un modelo econométrico de demanda de energía eléctrica en el hogar a partir de dos métodos de estimación alternativos, el mínimo cuadrático y la regresión cuantílica. En el último apartado se resumen las principales conclusiones del estudio.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA SOBRE MODELIZACIÓN DE LA DEMANDA ELÉCTRICA RESIDENCIAL: ELASTICIDADES RENTA Y PRECIO

En general se comete el error de considerar a la electricidad como un bien directamente consumido por las familias cuando no es así. La electricidad se consume como consecuencia de la demanda de una serie de servicios que proporciona el equipamiento del hogar, calefacción, iluminación, limpieza, etc, lo cual se traduce en que la demanda se hace sobre los servicios y no sobre la electricidad de forma directa. La consecuencia es inmediata ya que cualquier modificación en las características económicas, renta o precio, tendrá dos efectos, uno a corto plazo sobre el nivel de uso del equipamiento, y otro más a largo plazo sobre el stock de equipamiento que en general llevará un proceso de compra más largo.

La literatura se ha centrado con mayor intensidad en los estudios sobre la influencia del precio que sobre la influencia de los ingresos, si bien no se obvia en los modelos desarrollados el nivel de ingresos de las familias como variable explicativa. La búsqueda de variables controlables y la necesidad de simular tarifas alternativas justifica sobradamente este planteamiento que necesariamente tenía también que incluir la capacidad adquisitiva. En esta línea cabe citar los trabajos de Herriges y King (1995), Maddock, Castano y Vella (1992) y Bushnell y Mansur (2005). En general los trabajos se inclinan por plantear modelos de demanda con respuesta no lineal en los precios, lo que de hecho es ya una característica en muchas de las tarifas. Asimismo suele diferenciarse entre el impacto a corto y largo plazo como es el caso de Reiss y White (2005).

Sin embargo, los diferentes estudios sobre elasticidad-precio y elasticidad-renta no son concluyentes y llevan a confusión, pues como señala Espey y Espey (2004) sus estimaciones de elasticidades tienen un rango excesivamente amplio: entre -0,004 y -2,01 a corto plazo y entre -0,07 y -2,5 a largo plazo para los precios, y entre 0,04 y 3,48 a corto plazo y entre 0,2 y 5,74 a largo plazo para la renta. Este autor, y mediante un meta análisis que incluye 36 estudios realizados entre 1997 y 2000 con 123 estimaciones de la elasticidad precio a corto plazo, 125 de la elasticidad precio a largo plazo, 96 de la elasticidad renta a corto plazo y 126 de la elasticidad renta a largo plazo, obtiene como resultados de referencia los que figuran en la Tabla 1.

Estos datos, a pesar de la alta variabilidad encontrada, nos permiten obtener dos conclusiones importantes de cara a nuestro estudio. En primer lugar que las elasticidades renta y precio son bastante similares, si bien en el corto plazo es superior la elasticidad precio y a largo plazo es superior la elasticidad demanda, consecuencia de las decisiones que sobre equipamiento del hogar pueden tomar las familias en base a la renta. En segundo lugar que las elasticidades a corto

plazo son muy bajas y que no se puede modificar significativamente el consumo de los hogares en electricidad variando el precio o los ingresos de las familias.

Tabla 1
Elasticidades precio y renta promedio

	Elasticidad Precio		Elasticidad Renta	
	Media	Mediana	Media	Mediana
Corto plazo	-0,35	-0,28	0,28	0,15
Largo plazo	-0,85	-0,81	0,97	0,92

Fuente: Espey y Espey (2004).

En el caso de España no existe la amplia experiencia de Estados Unidos en los análisis explicativos de la demanda de electricidad residencial, y no son muchos los investigadores que se han aproximado a su estudio. Los estudios sobre elasticidades se han centrado en general en la utilización de métodos de análisis de series temporales como los de Peña (1988) y Castro (2000), si bien los resultados de este último, con estimaciones de las elasticidades superiores a la unidad no parecen aceptables. La falta de información en España del consumo eléctrico desagregado por componentes, tal y como se describe en el siguiente apartado, ha llevado a que los modelos trabajen con la serie agregada de consumo temporal, lo que impide la captura de las relaciones que definen la decisión de compra y consumo en los hogares. Una excepción la constituye el trabajo de Fernández (2006) en el que un análisis transversal que incluye un total de 9.881 familias para el año 1999, permite estimar una elasticidad precio de -0,5 y una elasticidad renta positiva que crece según lo hace el nivel de renta de los hogares variando entre 0,14 y 0,55.

3. DEMANDA DE ENERGÍA ELÉCTRICA Y SU MEDICIÓN: FUENTES DE INFORMACIÓN ESTADÍSTICA

Si bien la importancia de la demanda eléctrica es indiscutible, su estudio presenta serias dificultades entre las que ocupa un lugar destacado la carencia de información existente en España. Información sobre consumo de energía eléctrica existe, y además fiable, pero desgraciadamente resulta insuficiente ya que solo se dispone de información a nivel agregado, siendo difícil aproximar el comportamiento de sus componentes. El sector residencial es el componente más importante del agregado y según estudios previos, Vicéns (2008), absorbe el 22% de la energía consumida. Para su estudio resultaría incorrecto inferir su comportamiento desde el agregado pues éste difiere significativamente del de los otros componentes.

Entre las fuentes de información sobre electricidad se encuentra Red Eléctrica de España, quien proporciona los datos de demanda como valor de la energía consumida en barras de central y puesta en circulación. Este dato es un valor exacto y se dispone para cualquier frecuencia temporal en diferentes zonas eléctricas de ámbito geográfico, pero tiene el grave inconveniente de su agregación ya que no diferencia por sectores (residencial, industria y servicios).

Otra fuente de información son los datos que publica el Ministerio de Industria y Energía (MIE), basado en la encuesta a productores, de frecuencia anual y que si tienen desagregación sectorial a 34 sectores. Entre estos sectores se encuentra el residencial, en el que se incluye, además de a las familias, los negocios y comercios de pequeño tamaño. Sin embargo, también estos datos tienen problemas importantes para estudiar el consumo de las familias ya que el retraso en su publicación es elevado, más de dos años, y lo que es peor, muestran un comportamiento errático y difícilmente explicable desde la lógica económica¹. En consecuencia es difícil, o imposible, analizar el consumo residencial con estos datos de estimación directa del consumo eléctrico.

Para el análisis de la demanda de energía eléctrica en el sector residencial, sólo queda como último recurso acudir a la información que facilita el INE en la Encuesta de Presupuestos Familiares. Esta fuente incluye el consumo en electricidad de las familias como resultado de una encuesta con tamaño muestral de 24.000 hogares y tiene por objetivo conocer el origen y la cuantía de las rentas familiares y su materialización en gastos de consumo.

La información de la Encuesta de Presupuestos Familiares se publica con periodicidad anual, siendo el último dato publicado el del año 2009. En base a esta información, en la Tabla 2 se muestran los estadísticos básicos de la variable gasto eléctrico mensual para el conjunto de hogares y diferenciando según deciles de ingreso. En media, el consumo eléctrico de un hogar en la vivienda principal es de 288,7Kwh al mes, lo que supone un gasto de 49 euros que representan un 2,4% de la renta del hogar. Como era de esperar el consumo eléctrico no se mantiene constante según el nivel de renta, asociándose un mayor consumo a los hogares de rentas más altas y con mayor equipamiento de bienestar en sus viviendas, donde el gasto eléctrico de 62 euros al mes casi duplica al realizado en los hogares de rentas más bajas. Por otro lado, y al tratarse de un bien básico en la cesta de consumo de un hogar, el peso del consumo eléctrico sobre el ingreso sigue el comportamiento descrito en la Ley de Engel, según la cual cuando incrementa la renta el consumo de bienes de

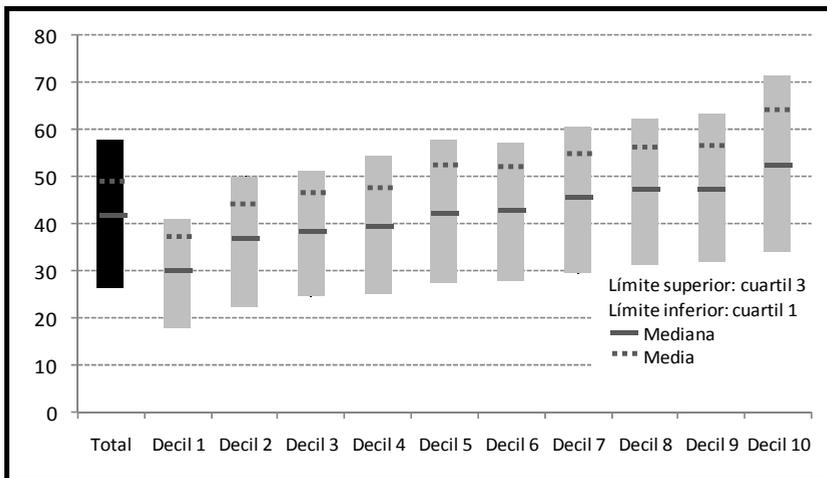
¹ La serie de usos domésticos presenta crecimientos y decrecimientos no explicables tanto en la variable de consumo agregada como sobre la variable de consumo por abonado, con saltos desde el +8% hasta el -3% en periodos previos a la crisis de fuerte crecimiento económico. En el único año de crisis del que se dispone de información (2008), el consumo residencial crece un 2,6%.

primera necesidad se reduce relativamente, pasando, en el caso de la electricidad, de representar un 6% en los hogares de menor renta a un 1% en los de mayor ingreso.

Tabla 2

Distribución muestral del gasto mensual eléctrico de un hogar medio según deciles de ingreso (Año 2009)

	Media		Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 99		Dispersión (*)
	Euros	% ingreso				Euros	% ingreso	
Total muestra:	48,26	2,4%	25,91	38,71	58,31	202,39	10,0%	0,84
Según deciles de ingreso:								
Menos 741 €	34,46	6,2%	17,65	26,99	42,03	138,75	25,0%	0,90
Entre 742 y 1002 €	41,10	5,0%	22,32	33,50	50,43	170,17	20,5%	0,84
Entre 1003 y 1239 €	42,60	3,6%	24,59	34,97	51,94	152,86	13,1%	0,78
Entre 1240 y 1600 €	46,98	3,5%	25,12	37,83	57,10	205,09	15,1%	0,85
Entre 1601 y 1751 €	48,83	2,9%	26,73	38,81	57,38	231,18	13,6%	0,79
Entre 1752 y 2175 €	47,80	2,4%	27,50	39,51	58,34	171,67	8,8%	0,78
Entre 2176 y 2363 €	50,79	2,3%	28,58	41,36	60,00	190,10	8,5%	0,76
Entre 2364 y 2765 €	54,98	2,1%	31,03	44,00	64,36	222,86	8,4%	0,76
Entre 2766 y 3664 €	56,67	1,8%	31,95	45,00	66,82	287,90	8,9%	0,77
Más de 3665 €	61,84	1,2%	33,55	49,67	71,43	275,66	5,5%	0,76



(*) La dispersión representa el cociente entre el recorrido intercuartílico y la mediana ².

Fuente: Encuesta de Presupuestos Familiares (INE)

² La elevada presencia de observaciones atípicas en la distribución muestral aconseja el uso de estadísticos que reduzcan el peso de los valores extremos, más robustos en presencia de atípicos.

Otra característica a resaltar en la distribución muestral del gasto eléctrico es la asimetría que presenta. Si bien el consumo medio se sitúa en 49 euros, el 50% de los hogares consumen un 20% menos (39 euros al mes)³, es decir, la distribución del consumo eléctrico se caracteriza por una mayor concentración de hogares con consumo bajo, patrón que se registra para todos los niveles de ingreso. A su vez, los patrones de consumo eléctrico de los hogares resultan muy heterogéneos, observándose una elevada dispersión en la distribución muestral. En concreto, el 75% de las observaciones centrales de la distribución registran un rango de variación del gasto eléctrico de 32 euros (84% del valor de la mediana).

Por último destaca la elevada presencia de observaciones atípicas, sobre todo en la parte alta de la distribución. Un 1% de los hogares destinan el 10% de su renta al consumo eléctrico (202 euros al mes), cifra muy elevada, y que resulta más sorprendente cuando se calcula según niveles de ingreso. En los hogares con menor nivel de ingreso un 1% de los mismos dedica el 25% de su renta a la factura eléctrica, cifra que aunque se va reduciendo según aumenta el ingreso continúa siendo elevada al situarse por encima del 10% en el tramo de renta media y en torno al 6% en el segmento de hogares con mayor nivel de ingreso.

Con todo, las peculiaridades descritas en la distribución muestral del consumo eléctrico deberán tenerse en cuenta en cualquier ejercicio de estimación, ya que la fiabilidad de los resultados obtenidos estará condicionada por las mismas.

4. MODELIZACIÓN ECONOMETRICA DEL CONSUMO ELÉCTRICO RESIDENCIAL EN ESPAÑA

El objetivo de este apartado es identificar los factores que explican las variaciones del consumo eléctrico entre hogares, cuantificando la importancia que tendría la renta en el diseño de futuras políticas de ahorro energético, dirigidas hacia la introducción de figuras impositivas que graven el consumo eléctrico. Nos centramos en el impacto a corto plazo, ya que es el único al que podemos aproximarnos con los datos disponibles, no incluyéndose decisiones que requieren un cierto periodo de maduración como aquellas asociadas a variaciones del equipamiento eléctrico del hogar.

Se trabaja con los microdatos de la Encuesta de Presupuestos Familiares que si bien, tal y como se ha indicado con anterioridad, suministra información sobre gastos de consumo y características relativas a las condiciones de vida de los hogares, no recoge información sobre el precio de los bienes consumidos

³ El 25% de los hogares que se sitúan en la parte baja de la distribución consumen menos de 26 euros al mes, mientras que el 25% que se sitúa en la parte alta de la distribución gasta más de 58 euros al mes.

declarados por el hogar. Esto implica que el cálculo de la elasticidad precio del consumo eléctrico debe abordarse a través de estimaciones indirectas que, dada la escasa variabilidad que tienen las tarifas eléctricas en el sector residencial, resultarían poco fiables.

A pesar de que en 2003 se inició la liberalización del sector eléctrico en España, esta liberalización no se ha traducido en una competencia de tarifas y una diferenciación de precios entre comercializadoras para el consumidor doméstico. Actualmente, en el mercado se pueden contratar dos tipos de tarifas, la tarifa libre o la tarifa eléctrica de último recurso (TUR). La TUR la fija el Ministerio de Industria y Energía con límite de precio para los consumidores que tienen contratada una potencia superior a 3 kw e inferior a 10 kw y un consumo de hasta 50.000 kwh/año. En la actualidad es la tarifa mayoritariamente aplicada al sector residencial contratada, según datos publicados por el Ministerio de Industria y Energía, por 17 millones de clientes. Esta magnitud contrasta, sin embargo, con el número de abonados del sector “usos doméstico”, obtenido de las distribuidoras⁴, y que se situaron en el año 2010 en 22,5 millones de abonados. Sin embargo, en trabajos previos, Vicéns (2008), se ha estimado que del consumo de este sector solamente el 70% pertenece al doméstico propiamente dicho, ya que en este apartado se incluyen pequeños negocios del sector servicios, por lo que en consecuencia el número de abonados sería de aproximadamente 16 millones en 2009, cifra más próxima a la estimación oficial.

Si analizamos ahora el número de abonados totales, la potencia y la tarifa de la Tabla 3, es fácil concluir que casi todos los consumidores residenciales se encuentran posicionados en los tres primeros tramos y que en consecuencia más del 95% de los mismos tienen una tarifa similar y correspondiente a baja tensión general hasta 10kw (0,119 euros/kwh).

Con estos datos, y a pesar de la importancia que tendría incluir una variable precio en el análisis de la demanda, no es posible su inclusión en un diseño espacial como el que aquí se realiza, dejando el análisis de su elasticidad para un enfoque temporal y con otro tipo de información. Así, la variable precio no tiene variación ni capacidad discriminante y es una constante en la muestra utilizada.

⁴ Los datos sobre abonados y consumo eléctrico recogidos por las distribuidoras se publican en las estadísticas del Ministerio de Industria y Energía con desagregación sectorial y geográfica.

Tabla 3
Baja tensión: abonados, consumo y tarifas (Año 2009)

CONCEPTO	NÚMERO DE ABONADOS	CONSUMO NETO EN MW-H	PRECIO UNITARIO EUROS/KWH
BAJA TENSIÓN			
Tarifa Social Hasta 3KW	23.081	7.303	0,106
General hasta 1 KW	303.986	280.512	0,086
General hasta 10 KW	24.068.894	75.747.788	0,119
General de 10 a 15 KW	800.348	9.599.333	0,123
General superior a 15KW	618.875	27.504.147	0,124
Riegos agrícolas	11.766	273.812	0,105
Acceso a Redes	2.169.115	18.824.150	0,040

Fuente: Ministerio de Industria y Energía

Con todo, nos centraremos en este apartado en la estimación de la elasticidad renta a corto plazo. La metodología econométrica utilizada ha sido la estimación mínimo cuadrática, sin embargo la existencia de una elevada heterogeneidad en los datos muestrales, tal y como se ha comentado en el tercer apartado, aconseja la aplicación de otras técnicas econométricas, como la regresión cuantílica, cuyas ventajas se detallan a continuación.

4.1. Metodología econométrica: estimación mínimo cuadrática vs. regresión cuantílica

La regresión cuantílica, introducida por Koenker y Basset (1978), es un método de estimación de la relación entre la variable endógena y los regresores alternativa a los métodos clásicos de mínimos cuadrados ordinarios o de máxima verosimilitud. Así, mientras los procedimientos clásicos requieren unas hipótesis previas sobre la aleatoriedad de la relación

$$Y_i = x_i \beta + u_i \quad [1]$$

expresadas en términos de $u_i \sim N(0, \sigma^2)$, la regresión cuantílica no necesita de tales hipótesis para la estimación de los parámetros, no considerando ninguna restricción sobre la perturbación aleatoria. El hecho de que pueda establecerse el tipo de relación entre los regresores y la endógena sin incluir ninguna hipótesis sobre la perturbación aleatoria, clasifica el método como semiparamétrico.

Como es bien conocido el método de estimación mínimo cuadrático tiene por objetivo minimizar la suma de los residuos al cuadrado, mientras que en la regresión cuantílica el objetivo es minimizar una suma de errores absolutos ponderados con pesos asimétricos. Un caso especial de la regresión cuantílica es la regresión mediana, en cuyo caso los pesos son simétricos y la regresión tiene por objetivo minimizar la suma de las desviaciones en términos absolutos sin ponderar.

Se puede definir un cuantil θ como:

$$\text{Min } (b \in R) \left[\sum_{Y_i \geq b} \theta |Y_i - b| + \sum_{Y_i < b} (1 - \theta) |Y_i - b| \right] \quad [2]$$

El cuantil es un valor que minimiza una suma ponderada, donde se ponderará más la parte con menos observaciones, siendo la mediana un caso especial $\theta = 0,5$ en el que todas las observaciones tienen la misma ponderación.

Habiendo definido los cuantiles incondicionales de un valor muestral, como un problema de optimización, podemos igualmente plantear los cuantiles de Y condicionados a los valores de un conjunto de regresores X . Aceptando que existe una relación como en [1], podemos establecer la definición de los cuantiles del término de $x_i \beta$ de forma similar a [2], y teniendo como incógnita β es decir:

$$\text{Min } (\beta \in R) \left[\sum_{Y_i \geq x_i \beta} \theta |Y_i - x_i \beta| + \sum_{Y_i < x_i \beta} (1 - \theta) |Y_i - x_i \beta| \right] \quad [3]$$

Obtener los parámetros que minimizan [3] sería una estimación cuantílica y su solución se halla normalmente por métodos de optimización iterativos y/o de programación lineal.

Calcular la significatividad de los parámetros y su contraste de nulidad es más complicado en la regresión cuantílica que en los procedimientos clásicos, ya que se trata de estimadores semiparamétricos donde no se han establecido las hipótesis habituales sobre el término de error. La literatura ofrece diferentes soluciones y en el trabajo de Koenker y Hallock (2001) se presentan los resultados de una simulación con cinco procedimientos alternativos: Intervalos de inversión de rangos de Koenker, Ng y Portnoy (1994), el método Sandwich de Hasan y Koenker (1997), el método de Sandwich de Powell (1989), el estimador Siddiqui de la covarianza basado en errores independiente e idénticamente distribuidos (errores iid) y tres versiones de aleatorización

muestral o “bootstrap”⁵ (20, 200, 600). En el trabajo mencionado no encuentran problemas especiales en ninguno de ellos y sus conclusiones son similares.

Además de estos procedimientos hay que resaltar el procedimiento clásico “Sandwich” de Huber (1967) que está basado en errores que no son iid y que es recogido por programas como SAS o EVIEWS. Por su parte STATA también calcula estimaciones asintóticas del error basándose en errores iid e incluye el método de Koenker-Bassett, criticado por Rogers (1993) y Koenker y Hallock (2001) ya que más parece una variante del estimador Siddiqui, con resultados optimistas y varianzas más pequeñas que las obtenidas por otros procedimientos.

Tal y como se señala en Buchinsky (1995) el cumplimiento de la condición de errores iid conduce a resultados similares en las distintas alternativas planteadas, sin embargo, a través de un experimento de Monte Carlo, se observa que ante presencia de heterocedasticidad el procedimiento “bootstrap” se presenta como la mejor opción. Dado que la heterogeneidad de respuestas existentes en muestras de tamaño superior a 20.000 observaciones potencia el riesgo de presencia de heterocedasticidad, en esta investigación se ha optado por aplicar la metodología bootstrap para 100 repeticiones.

Según Buchinsky (1995), existen múltiples aplicaciones con regresiones cuantílicas y en campos muy diversos, pero en general el terreno donde dan mejores resultados frente a los procedimientos convencionales es cuando se dispone de una gran cantidad de datos de corte transversal. En estos casos la información disponible no suele acomodarse a las fuertes restricciones impuestas en las hipótesis básicas del modelo de regresión lineal y sus problemas de heterocedasticidad, no normalidad y/o asimetría son habituales. En Koenker y Hallock (2001) se detallan las ventajas de la estimación cuantílica frente a métodos más tradicionales resaltando los casos en los que los incumplimientos de determinadas hipótesis conducen a resultados más fiables con el empleo de la regresión cuantílica.

Una ventaja de este tipo de estimación frente a la mínimo cuadrática se produce cuando nos encontramos con elementos muestrales atípicos (outliers). Es evidente que en mínimos cuadrados todas las observaciones intervienen de igual forma y que puntos alejados o extraños del plano medio tirarán de éste pues el objetivo es minimizar la suma de todos los residuos al cuadrado. Por el contrario puntos atípicos en la estimación cuantílica, mediana por ejemplo, no modificará la solución.

Una adicional ventaja de la regresión cuantílica es que muestra el comportamiento de los parámetros según varía el cuantil, lo que es similar a

⁵ El procedimiento de bootstrap consiste en obtener las propiedades o intervalos de un estimador replicando muestras aleatorias desde los datos disponibles.

analizar la relación de las variables para diferentes valores o tamaños de la endógena estimada. Así, supongamos por ejemplo que el gasto de una población varía según sea su nivel de ingreso, pero que la elasticidad y la pendiente son diferentes en el estrato de gasto altos que el que le corresponde por el plano medio. La regresión mínimo cuadrática encontrará la respuesta media en términos de pendiente y no diferenciará la existencia de un cambio en el parámetro. Por el contrario, una regresión cuantílica, revelará que en los cuantiles superiores el parámetro aumenta de tamaño. Podría argumentarse que una segmentación de la muestra y su posterior estimación por mínimos cuadrados en cada segmento nos llevaría a la misma conclusión, pero ello conduciría a un sesgo de selección tal y como señala Heckman (1979). La ventaja que aporta la regresión cuantílica frente a esta estrategia es que en cada cuantil intervienen todas las observaciones convenientemente ponderadas.

Con todo, la regresión cuantílica se presenta como alternativa al método clásico de mínimos cuadrados ordinarios, con las ventajas e inconvenientes de no exigir el cumplimiento de las hipótesis básicas requeridas en los procedimientos clásicos, siendo menos sensible a la existencia de atípicos en la distribución muestral y ofreciendo estimaciones alternativas de los parámetros cuando hay sospechas de cambio de estructura en la muestra.

4.2. Especificación del modelo

Para explicar los distintos patrones de comportamiento que registra el gasto eléctrico de los hogares se utilizan factores socio-económicos de los miembros del hogar, características de la vivienda, y geografía o ubicación de la misma. Entre los factores socio-económicos que explican el gasto eléctrico de un hogar se encuentran el número de miembros y los ingresos mensuales del hogar. La situación profesional del cabeza de familia también se incluyó inicialmente en la especificación del modelo, distinguiendo entre estar trabajando o parado, ya que el hecho de estar parado, independientemente del nivel de ingreso del hogar, podría exigir un mayor control del gasto en general, y del eléctrico en particular, por la incertidumbre que generan las expectativas laborales. Sin embargo, en ninguna de las pruebas realizadas se obtuvieron resultados estadísticamente significativos para el parámetro, por lo que se optó por su exclusión en la especificación final.

Las características de la vivienda utilizadas para explicar el consumo eléctrico del hogar son el tamaño de la vivienda en m²; el año de construcción de la vivienda, variable que distingue entre viviendas construidas hace más de 25 años y el resto, para recoger el efecto del mayor equipamiento eléctrico que tienen las viviendas más modernas; la zona de residencia, distinguiendo entre urbana de lujo, alta, media e inferior, y rural industrial, pesquera y agraria; el tipo de casa diferenciando entre chalé, casa media y casa económica; y una

variable que mide el uso de la electricidad como fuente de energía utilizada en la calefacción del hogar.

La geografía o ubicación de la vivienda dentro del territorio nacional también resulta una variable clave para explicar el gasto eléctrico de los hogares, al recoger todos aquellos efectos no observados relacionados con la ubicación geográfica, tales como el clima que afecta tanto al uso de calefacción como de equipos de aire acondicionado. Para incorporar estos efectos en el modelo se han utilizado dieciocho variables dummy para identificar la Comunidad Autónoma de ubicación de la vivienda.

La ecuación a estimar planteada toma una forma logarítmica del tipo:

$$\log(\text{gasto eléctrico})_i = \beta_0 + \beta_1 \log(n^\circ \text{ miembros})_i + \beta_2 \log(\text{ingreso})_i + \beta_3 \log(\text{superficie})_i + \beta_4 \text{antigüedad}_i + \beta_5 \text{zona de residencia}_i + \beta_6 \text{tipo de vivienda}_i + \beta_7 \text{calefacción eléctrica}_i + \beta_8 \text{comunidad autónoma}_i + \epsilon_i$$

En el caso de las variables categóricas se utilizaron como categorías de referencia, vivienda de menos de 25 años en el caso de año de construcción, residencia en zona urbana de lujo para la variable zona de residencia, chalé como tipo de casa, no usar la electricidad como fuente de calefacción, mientras que para medir la variabilidad geográfica, Andalucía se considera la Comunidad Autónoma de referencia.

4.3. Resultados de la estimación mínimo cuadrática y regresión cuantílica

La Tabla 4 recoge los resultados de las distintas estimaciones alternativas planteadas. La primera columna hace referencia a la estimación mínimo cuadrática, las tres siguientes son los resultados de las regresiones cuantílicas planteadas para los cuantiles 25, 50 y 75 de la distribución muestral. Por su parte, la última columna de la tabla recoge los resultados de la regresión mediana cuando se trata de modelizar el gasto en consumo no eléctrico, lo que nos permitirá contrastar que la elasticidad renta resulta inferior en el caso del gasto eléctrico que para el resto de consumos que realiza un hogar.

En todas las estimaciones planteadas, se observa que todas las variables relacionadas con los factores socio-económicos del hogar y con las características de la vivienda obtuvieron parámetros estadísticamente significativos, excepto en los casos de zona de residencia y tipo de vivienda, que finalmente no se incluyeron en la estimación mínimo cuadrática. El número de miembros del hogar, el nivel de ingreso, el tamaño de la vivienda, un año reciente en la construcción y el uso de electricidad como fuente de energía de la calefacción influyen en el consumo eléctrico con signo positivo.

Tabla 4
Resultados de la estimación MCO y regresión cuantílica (Q25, Q50 y Q75)

	GASTO ELÉCTRICO								GASTO NO ELÉCTRICO	
	MCO		Q25		Q50		Q75		Q50	
	Parámetro	IC (95%)	Parámetro	IC (95%)	Parámetro	IC (95%)	Parámetro	IC (95%)	Parámetro	IC (95%)
_cons	3,78 (***)	3,53 4,03	3,66 (***)	3,39 3,92	3,93 (***)	3,69 4,22	3,89 (***)	3,54 4,23	5,83 (***)	5,63 6,03
Características socio-económicas:										
log(Nº miembros)	0,31 (***)	0,29 0,33	0,36 (***)	0,34 0,38	0,34 (***)	0,33 0,36	0,31 (***)	0,28 0,34	0,24 (***)	0,23 0,26
log(Ingreso)	0,16 (***)	0,15 0,18	0,14 (***)	0,12 0,16	0,12 (***)	0,11 0,14	0,15 (***)	0,13 0,17	0,47 (***)	0,46 0,49
Características de la vivienda:										
log(Superficie (m ²))	0,38 (***)	0,36 0,40	0,37 (***)	0,35 0,39	0,41 (***)	0,39 0,43	0,42 (***)	0,40 0,45	0,24 (***)	0,23 0,25
Antigüedad	-0,06 (***)	-0,08 -0,04	-0,06 (***)	-0,08 -0,04	-0,05 (***)	-0,07 -0,03	-0,04 (***)	-0,06 -0,02	-0,04 (***)	-0,05 -0,03
Menos de 25 años	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
Más de 25 años	-0,06 (***)	-0,08 -0,04	-0,06 (***)	-0,08 -0,04	-0,05 (***)	-0,07 -0,03	-0,04 (***)	-0,06 -0,02	-0,04 (***)	-0,05 -0,03
Zona de residencia:										
Urbana de lujo			Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
Urbana alta			-0,06	-0,21 0,09	-0,06	-0,22 0,05	-0,09	-0,25 0,07	-0,04	-0,12 0,04
Urbana media			-0,05	-0,20 0,09	-0,08	-0,23 0,03	-0,13 (*)	-0,28 0,03	-0,13 (***)	-0,21 -0,06
Urbana inferior			-0,09	-0,25 0,07	-0,10	-0,28 0,02	-0,13 (*)	-0,29 0,04	-0,22 (***)	-0,31 -0,14
Rural industrial			0,00	-0,16 0,17	-0,06	-0,22 0,05	-0,08	-0,25 0,09	-0,17 (***)	-0,25 -0,09
Rural pesquera			-0,20 (**)	-0,45 -0,05	-0,25 (***)	-0,45 -0,09	-0,21 (**)	-0,42 -0,01	-0,26 (***)	-0,40 -0,12
Rural agraria			-0,12 (*)	-0,27 0,03	-0,11 (*)	-0,26 0,01	-0,11	-0,27 0,05	-0,22 (***)	-0,29 -0,14
Tipo de vivienda:										
Chalé			Ref.						Ref.	
Casa media			0,03 (**)	0,00 0,07					-0,04 (***)	-0,06 -0,02
Casa económica			-0,03	-0,08 0,02					-0,14 (***)	-0,18 -0,11
Calefacción eléctrica										
No electricidad	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.			
Si electricidad	0,28 (***)	0,25 0,30	0,13 (***)	0,11 0,16	0,24 (***)	0,22 0,26	0,39 (***)	0,35 0,42		
Geografía:										
Andalucía	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
Aragón	-0,02	-0,08 0,04	-0,07 (**)	-0,13 -0,02	-0,05 (*)	-0,10 0,00	0,00	-0,06 0,05	0,02	-0,02 0,06
Asturias	-0,11 (***)	-0,17 -0,05	-0,14 (***)	-0,21 -0,07	-0,11 (***)	-0,16 -0,06	-0,07 (**)	-0,13 0,00	-0,03	-0,07 0,00
Baleares	0,07 (**)	0,02 0,13	0,03	-0,03 0,09	0,06 (**)	0,00 0,12	0,14 (***)	0,06 0,22	-0,05 (**)	-0,09 -0,01
Canarias	-0,35 (***)	-0,40 -0,30	-0,28 (***)	-0,32 -0,23	-0,29 (***)	-0,35 -0,23	-0,32 (***)	-0,38 -0,25	-0,08 (***)	-0,12 -0,05
Cantabria	-0,22 (***)	-0,29 -0,15	-0,20 (***)	-0,27 -0,13	-0,22 (***)	-0,28 -0,16	-0,14 (***)	-0,21 -0,06	-0,01	-0,06 0,03
Castilla León	-0,17 (***)	-0,22 -0,12	-0,22 (***)	-0,27 -0,16	-0,18 (***)	-0,22 -0,14	-0,14 (***)	-0,21 -0,08	-0,07 (***)	-0,10 -0,03
Castilla La Mancha	0,01	-0,04 0,06	-0,05 (*)	-0,10 0,01	-0,03	-0,08 0,02	0,06 (*)	0,00 0,12	-0,09 (***)	-0,13 -0,05
Cataluña	0,09 (***)	0,05 0,13	0,03	-0,02 0,08	0,06 (***)	0,02 0,10	0,17 (***)	0,12 0,22	0,12 (***)	0,09 0,14
Comunidad Valencian	-0,10 (***)	-0,14 -0,06	-0,06 (***)	-0,10 -0,02	-0,12 (***)	-0,16 -0,09	-0,13 (***)	-0,19 -0,08	-0,01	-0,04 0,02
Extremadura	-0,19 (***)	-0,24 -0,13	-0,16 (***)	-0,22 -0,10	-0,18 (***)	-0,24 -0,13	-0,15 (***)	-0,24 -0,05	-0,12 (***)	-0,16 -0,08
Galicia	-0,12 (***)	-0,17 -0,07	-0,14 (***)	-0,19 -0,09	-0,15 (***)	-0,19 -0,11	-0,11 (***)	-0,16 -0,05	-0,06 (***)	-0,09 -0,02
Madrid	0,16 (***)	0,11 0,20	0,06 (***)	0,02 0,11	0,09 (***)	0,05 0,13	0,17 (***)	0,11 0,23	0,16 (***)	0,12 0,19
Murcia	-0,16 (***)	-0,21 -0,11	-0,14 (***)	-0,20 -0,08	-0,15 (***)	-0,22 -0,09	-0,07 (**)	-0,13 -0,02	-0,07 (***)	-0,10 -0,03
Navarra	-0,29 (***)	-0,36 -0,23	-0,31 (***)	-0,39 -0,24	-0,27 (***)	-0,33 -0,22	-0,25 (***)	-0,32 -0,18	0,02	-0,03 0,06
País Vasco	-0,13 (***)	-0,18 -0,07	-0,17 (***)	-0,23 -0,11	-0,15 (***)	-0,19 -0,10	-0,09 (***)	-0,15 -0,04	0,08 (***)	0,05 0,10
La Rioja	-0,25 (***)	-0,33 -0,17	-0,27 (***)	-0,35 -0,20	-0,26 (***)	-0,32 -0,19	-0,21 (***)	-0,28 -0,13	-0,03	-0,08 0,01
Ceuta y Melilla	-0,61 (***)	-0,71 -0,50	-0,48 (***)	-0,55 -0,41	-0,52 (***)	-0,61 -0,44	-0,51 (***)	-0,64 -0,38	0,01	-0,05 0,07
Bondad conjunta del modelo (f):										
	R ² =0,59		Pseudo R ² =0,43		Pseudo R ² =0,44		Pseudo R ² =0,41		Pseudo R ² =0,59	

Nota: (***) p-value < 0,01; (**) p-value < 0,05; (*) p-value < 0,1.

(1) El estadístico que se utiliza para medir la bondad conjunta del ajuste en la regresión cuantílica

(Pseudo R²) se calcula como
$$Pseudo R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n |y_i - \hat{y}_i|}{\sum_{i=1}^n |y_i - y_\theta|}$$
 siendo y_θ el cuantil analizado.

El método de cálculo invalida poder realizar comparaciones entre el R² de la regresión MCO y el Pseudo R² de la regresión cuantílica.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares del INE (2009).

Centrándonos en los resultados obtenidos en la estimación mínimo cuadrática, y atendiendo a la importancia relativa de cada variable, el tamaño de la vivienda (m^2) y del hogar (número de miembros) son las variables que más influyen en el consumo eléctrico, con una elasticidad de 0,38% y 0,31% respectivamente. También el uso de electricidad como fuente de energía para la calefacción resulta relevante, incrementando el gasto eléctrico del hogar en un 28% respecto a los hogares que usan otras fuentes de energía. La variable que menos influye en la factura eléctrica es el año de construcción, según el cual el consumo eléctrico se reduce en un 6% en los hogares con más de 25 años.

Por áreas geográficas se observan diferencias en el consumo eléctrico debido a la existencia de factores no observables y no incluidos en la Encuesta de Presupuestos Familiares. Al ser Andalucía la Comunidad Autónoma de referencia, un signo positivo (negativo) en los parámetros estimados para el resto de comunidades autónomas indica un consumo eléctrico, una vez descontado el efecto del resto de variables incluidas en el modelo, superior (inferior) al registrado en Andalucía. Dentro del área peninsular los resultados permiten confirmar que tan sólo en Madrid y Cataluña el gasto eléctrico resulta superior al de Andalucía, en un 16% y 9% respectivamente, mientras que en el resto de comunidades el gasto eléctrico es inferior en más de un 10%, siendo las regiones más distantes Navarra, La Rioja y Cantabria con un consumo un 29%, 25% y 22% respectivamente inferior al de Andalucía.

Detrás de este resultado se encuentra la distribución del equipamiento de aire acondicionado por áreas geográficas. El hecho de que Andalucía sea la región con mayor penetración de aire acondicionado en el sector residencial (57%⁶), y la que registra temperaturas más elevadas en los periodos de calor del año, justifican un mayor consumo eléctrico. Sin embargo, los resultados obtenidos en Madrid y Cataluña no pueden explicarse por el equipamiento de aire acondicionado ya que, aunque también elevado en estas regiones (33%), unas temperaturas más suaves conducen a un menor uso del mismo. Teniendo en cuenta que Madrid y Cataluña son las dos únicas regiones de España que superan en más de un 30% el PIB per cápita de la media nacional, factores relacionados con la calidad de vida de la región justifican este resultado, en la medida en que la dotación de equipamiento eléctrico en el hogar está directamente relacionada con los niveles de riqueza económica adicionales a la renta.

El ingreso del hogar tiene un nivel de relevancia intermedia en la explicación de la factura eléctrica. La elasticidad renta toma un valor del 0,16%, algo inferior a la registrada en otros países como Dinamarca, 0,28% (Leth Petersen,

⁶ Datos obtenidos del Estudio General de Medios (año 2010), elaborado por la Asociación para la Investigación de Medios de Comunicación a partir de una base muestral de 30.000 encuestas anuales.

2002), Noruega, entre 0,10 y 0,22% (Halvorsen y Larsen, 2001) o Reino Unido, 0,23% (Branch, 1993). Un menor consumo eléctrico per cápita en España justifica, en parte, la menor elasticidad registrada.

Para testar la existencia de diferentes elasticidades de renta según niveles de ingreso se ha estimado una especificación alternativa en la que la variable ingreso se sustituye por dummies que clasifican a los hogares según los deciles de ingreso. Los resultados de esta estimación (Anexo 1), muestran diferencias según el nivel de ingreso, observándose que la elasticidad de los hogares con ingresos más altos llega a ser el doble que la registrada en hogares con ingresos bajos.

Aunque los resultados obtenidos por la estimación mínimo cuadrática parecen coherentes con lo esperado a nivel teórico, las características que presenta la distribución muestral de los hogares nos hace pensar que los parámetros estimados podrían estar sesgados. En concreto, y tal y como se ha comentado con anterioridad, la asimetría que muestra el gasto eléctrico, caracterizada por una concentración de hogares con consumo bajo de electricidad, unida a una elevada presencia de observaciones atípicas en la parte alta de la distribución muestral, podría estar sobrevalorando la estimación de la elasticidad renta. Esta hipótesis, que será posteriormente contrastada, podría afectar no solo a este estudio sino a todos aquellos que han realizado estimaciones con datos microeconómicos procedentes de encuestas y en los que los errores no se distribuyen como una normal y son especialmente elevados en los estratos de renta alta. La estimación a través de la regresión cuantílica mediana permitirá obtener resultados más fiables en la medida en que no exige el cumplimiento de las hipótesis básicas requeridas en la estimación mínimo cuadrática y las estimaciones alejadas del plano medio de regresión no afectan de forma directa.

Comparando los resultados obtenidos en la regresión mínimo cuadrática y en la mediana no se observan diferencias en cuanto a la significatividad estadística de los parámetros. Tan sólo en el caso de la variable zona de residencia que, aunque su parámetro no resultó estadísticamente significativo en la regresión mínimo cuadrática, sí permitió identificar distintos patrones de consumo cuando se trabajó con la estimación mediana. En concreto el consumo eléctrico en residencias rurales es inferior al realizado en residencias urbanas, un 25% en el caso de residencias pesqueras y un 11% en las agrarias.

En el caso de las variables que identifican la CCAA de residencia, las significatividades estadísticas también se mantienen, excepto en el caso de Aragón que pasa de registrar un consumo eléctrico similar al de Andalucía en la regresión MCO, a realizar un consumo un 5% inferior en la regresión mediana. Las cuantías de los parámetros obtenidos en el resto de dummies son también muy similares, excepto en el caso de Cataluña y Madrid, que registran una caída de 3 y 7 puntos porcentuales respectivamente en la regresión mediana. Aún así,

ambas regiones siguen siendo las únicas que realizan un consumo superior al de Andalucía en un 6% y 9% respectivamente.

El tamaño, tanto del hogar (número de miembros) como de la vivienda (m^2), ve incrementada su elasticidad en la estimación mediana, confirmándose como la característica más relevante que define la factura eléctrica de un hogar. Los nuevos resultados permiten afirmar que un nuevo miembro en el hogar supone un incremento de la factura eléctrica del 13%, algo más de 6 euros al mes; mientras que diez metros cuadrados adicionales de vivienda aumentan el gasto eléctrico en un 4%, equivalente a 2 euros al mes.

Sin embargo, la variación más importante en la cuantía del parámetro estimado se produce en la variable ingreso que ve reducida su elasticidad desde el 0,16% en la estimación MCO al 0,12% en la regresión mediana. La ausencia de solapamiento en los intervalos de confianza calculados para el parámetro de ingreso en la regresión MCO y en la cuantílica confirma la existencia de una diferencia estadísticamente significativa entre ambos valores y, dado que las características de la muestra aconsejan el uso de la regresión cuantílica, el resultado permite confirmar la existencia de una elasticidad renta inferior a la inicialmente calculada.

Aún con todo, el parámetro sigue resultando estadísticamente significativo. Sin embargo, debemos ser cautelosos en la interpretación ya que el elevado tamaño muestral infla de manera artificial el valor de la significatividad estadística, aún cuando la relación real entre las variables resulte baja en términos económicos. Este es el caso de la elasticidad renta, cuyo valor indica que una reducción del 10% en el nivel de renta del hogar, lo que supondría una caída aproximada de 200 euros mensuales, generaría un ahorro en la factura eléctrica de tan sólo 60 céntimos, cifra que resulta insignificante.

Los resultados de la estimación que incluyen la variable ingreso según decilas muestran resultados similares en la regresión mediana. Si bien la elasticidad renta aumenta a medida que lo hace el nivel de ingreso, los valores estimados resultan ahora inferiores a los obtenidos en la regresión MCO. Así, mientras que el consumo eléctrico aumenta un 20% en los hogares de ingreso alto frente a los de ingreso bajo, este dato se reduce hasta el 17% en el caso de la regresión mediana.

Las estimaciones obtenidas en el resto de regresiones cuantílicas (Q25 y Q75), junto con los resultados estadísticos obtenidos en los test que contrastan la igualdad de parámetros entre regresiones cuantílicas (Anexo 2), permiten realizar un análisis con más detalle. La variable en la que se registra mayor variación en su relación con el gasto eléctrico según segmentos de consumo analizado, es la que hace referencia a si el hogar usa la electricidad como fuente de energía para la calefacción. Como parece evidente, la relación de esta variable con el gasto eléctrico incrementa en el segmento de hogares con consu-

mo alto, que llegan a consumir un 39% más (19 euros al mes), que los hogares que no usan la electricidad como fuente de energía para la calefacción. Esta cifra es tres veces inferior en el segmento de hogares de consumo bajo, quienes consumen un 13% más (equivalente a 6 euros mensuales en media) que los hogares que usan una fuente de energía distinta a la electricidad para la calefacción.

Aunque con menor intensidad, también se evidencian estructuras cambiantes en las relaciones existentes entre tamaño del hogar (número de miembros), y de la vivienda (m^2). La relación entre el número de miembros y el consumo eléctrico tiende a reducirse a medida que nos situamos en segmentos de población con gasto elevado, pasando de un 0,36% a un 0,31%. Lo contrario ocurre en relación al tamaño de la vivienda. El incremento en el número de m^2 tiene un mayor impacto sobre el consumo eléctrico en aquellos hogares donde éste es ya elevado.

No se observan diferencias estadísticamente significativas entre las estimaciones de las distintas regresiones cuantílicas en el caso de antigüedad e ingreso (Anexo 2). En relación a esta última variable podríamos decir que la elasticidad que muestra el consumo eléctrico ante variaciones de la renta es baja y constante para todos los niveles de gasto eléctrico, no evidenciándose problemas de cambios estructurales.

Hasta aquí los resultados han sido los esperados en un modelo de consumo de un bien o servicio como la electricidad y el papel desempeñado por las variables sociológicas y geográficas no presentan ninguna novedad especial. Sin embargo el escaso protagonismo desempeñado por la renta debe de ser destacado pues posiciona a la electricidad como un producto de primera necesidad, con una elasticidad próxima a cero y donde cambios en la renta no producen modificaciones significativas en los hábitos de consumo eléctrico. Con el objetivo de incidir en la baja elasticidad existente entre la renta y el consumo eléctrico, cabe plantear si la elasticidad renta del gasto eléctrico es inferior a la registrada para otros bienes de consumo, por lo que se ha realizado la regresión mediana⁷ utilizando como variable endógena el gasto no eléctrico del hogar, última columna de la Tabla 4.

La significatividad estadística y los signos de los parámetros asociados a las variables socio-económicas y de vivienda se mantienen, aunque las cuantías varían. Se observa una reducción ligera en la elasticidad de todas las variables excepto en el ingreso, donde la elasticidad registra un incremento muy signifi-

⁷ Se ha utilizando la misma especificación que en el caso del gasto eléctrico para facilitar las comparaciones eliminando en este caso la variable uso de electricidad como fuente de energía para la calefacción por no resultar relevante para explicar el gasto no eléctrico de los hogares.

cativo, al pasar de un 0,12% en relación al gasto eléctrico, a un 0,47% cuando se asocia al gasto no eléctrico del hogar.

El resultado obtenido permite identificar el consumo eléctrico como un bien inelástico a la renta, y crea sospechas de que también lo sea al precio, teniendo en cuenta que ambas elasticidades resultaban muy similares en cuantía en los estudios empíricos realizados en el análisis de corto plazo. Este resultado arroja evidencia sobre la dirección que no deberían tomar las políticas de ahorro energético en su búsqueda de eficiencia energética y protección del medio ambiente. La introducción de figuras impositivas que graven el consumo, o medidas destinadas a un mayor control de la tarificación eléctrica, parecen estar abocadas al fracaso a corto plazo, en la medida en que variaciones en renta no supondrán modificaciones significativas de los hábitos de consumo eléctrico de los hogares.

En este escenario cada vez adquieren mayor importancia las políticas de gestión activa de la demanda, que buscan optimizar las curvas horarias de consumo eléctrico reduciendo el valor en las puntas de máxima potencia mediante su traslado a horas valle. En otros países de la Unión Europea ya se han iniciado proyectos de interrupción en el sector doméstico como un elemento fundamental de la gestión activa de la demanda, a través del uso de contadores inteligentes que permiten apagar los aparatos eléctricos de forma automática en el caso de que el consumo supere un determinado nivel. Medidas de este tipo, junto con otras de medio plazo enfocadas al desarrollo de una cultura de ahorro energético entre la población, renovación del parking de equipamiento eléctrico por otro más eficiente, o mejora de los sistemas de aislamiento térmico en edificios, garantizaría en mayor medida el éxito de las políticas de ahorro energético residencial, lo que permitiría reducir los niveles de contaminación, reducir nuestra dependencia exterior y mejorar la eficiencia económica del sistema.

5. PRINCIPALES CONCLUSIONES

La importancia que el sector residencial ha adquirido en los últimos años dentro de la demanda eléctrica total, exige que la definición de políticas que buscan una mayor eficiencia energética, así como la preservación del medio ambiente, tengan en cuenta los hábitos de consumo eléctrico de los hogares. Identificar aquellos factores que más influyen en su factura eléctrica, garantizará el éxito de cualquier medida de ahorro energético.

La primera limitación para abordar este objetivo es la falta de información basada en mediciones reales. En un sector tan importante como el eléctrico no se dispone de datos desagregados por sectores (residencial, industrial y servicios), responsabilidad que recae sobre el Ministerio de Industria y Red Eléctrica, ya que como operador del sistema puede afrontar esta labor con

garantías dada la información de base de que dispone (agregado y grandes consumidores).

El análisis debe abordarse, por tanto, a través de los datos recogidos en la Encuesta de Presupuestos Familiares del INE, que aunque no permite disponer de mediciones exactas, permite obtener estimaciones utilizando como unidad muestral el hogar. En este contexto microeconómico, con datos procedentes de encuestas y tamaños muestrales elevados, donde la presencia de puntos atípicos y heterogeneidad muestral es elevada, la estimación de relaciones causales a través de las técnicas tradicionales resultan poco fiables, siendo necesario el uso de otros instrumentos más potentes desde un punto de vista metodológico como la regresión cuantílica.

Los resultados obtenidos en este estudio permiten afirmar que el tamaño del hogar (número de miembros) y de la vivienda (m^2) son las variables que más influyen en la factura eléctrica de un hogar. Así, y bajo la condición “*ceteris paribus*”, un nuevo miembro del hogar supone un incremento de la factura eléctrica del 13%, algo más de 6 euros al mes, mientras que diez metros adicionales de vivienda aumentan el gasto eléctrico en un 4%, equivalente a 2 euros mensuales. Estas relaciones varían según el tipo de consumo que realiza el hogar, disminuyendo la relación entre el consumo eléctrico y el número de miembros en el segmento de hogares con consumo alto, y aumentando, en este mismo segmento, para el caso del tamaño de la vivienda.

En sentido contrario destaca el bajo protagonismo que desempeña la renta, lo que permite definir a la electricidad como un bien de primera necesidad, con una elasticidad próxima a cero y donde cambios en la renta no producen modificaciones significativas en los hábitos de consumo eléctrico del hogar. En concreto, una reducción del 10% en el nivel de renta del hogar, que supondría una caída aproximada de 200 euros mensuales, generaría un ahorro en la factura eléctrica de tan sólo 0,6 euros al mes, cifra que resulta insignificante.

En este escenario, la necesidad de un mayor control del consumo residencial no debería basarse en políticas que supongan una reducción de los niveles de renta, tales como la introducción de figuras impositivas que graven el consumo o medidas destinadas a un mayor control de la tarificación eléctrica, y si en otras alternativas más eficaces, inclinándonos por las políticas de gestión activa de la demanda con impacto en el corto y largo plazo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BRANCH, R.E. (1993). "Short run income elasticity of demand for residential electricity using consumer expenditure survey data" en *Energy Journal*, 14(4), pp. 111-121.
- BUCHINSKY, M. (1995). "Estimating the Asymptotic Covariance Matrix for Quantile Regression Models: A Monte Carlo Study," en *Journal of Econometrics*, 68, pp. 303-38.
- BUSHNELL, J. B. y MANSUR, E. T. (2005). "Consumption under noisy price signals: a study of electricity retail rate deregulation in San Diego" en *The Journal of Industrial Economics*, 53, pp. 493-513.
- CASTRO, F. (2000). "La demanda de electricidad de largo plazo. Principales determinantes en un marco regulado y repercusiones del proceso de liberalización" en *Información Comercial Española Revista de Economía*, 783(0), pp. 119-31.
- ESPEY, J.A. y ESPEY, M.E. (2004). "Turning on the lights: a meta-analysis of residential electricity demand elasticities" en *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 36(1), pp. 65-81.
- FERNÁNDEZ, L. (2006): La demanda residencial de electricidad en España: Un análisis microeconómico. Tesis doctoral Universidad de Barcelona. <http://www.tesisenxarxa.net/TDX-0604110-103741/index.html> [Último acceso: Marzo de 2011].
- HALVORSEN, B. y LARSEN, B.M. (2001). "The flexibility of household electricity demand over time" en *Resource and Energy Economics*, 23(1), pp. 1-18.
- HASAN, M., y KOENKER, R. (1997). "Robust rank tests of the unit root hypothesis" EN *Econometrica*, 65, pp. 133-161.
- Heckman, J.J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", en *Econometrica*, 47, 153-61.
- HERRIGES, J. y KING, K. (1995). "Residential Demand for Electricity Under Inverted Block Rates: Evidence From a Controlled Experiment" en *RAND Journal of Economics and Business Statistics*, 12, pp. 419-430.
- Huber, P. J. (1967): "The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under Nonstandard Conditions", en LeCam L.M. y Neyman J. (eds.), *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics y Probability*, Vol. 1, University of California Press, Berkeley.
- KOENKER, R. y BASSETT, G. (1978). "Regression Quantiles" en *Econometrica*, 46:1, pp. 33-50.
- KOENKER, R. y HALLOCK, K. (2001). "Quantile Regression: An Introduction" en *Journal of Economic Perspectives*, 15, pp. 143-156.
- KOENKER, R.; NG, P. y PORTNOY, S. (1994). "Quantile Smoothing Splines" en *Biometrika*, 81, pp. 673-680.
- LETH-PETERSEN, S. (2002). "Micro econometric modelling of household energy use: testing for dependence between demand for electricity and natural gas" en *Energy Journal*, 23(4), pp. 57-84.

- MADDOCK, R., E. CASTANO, y VELLA, F. (1992). "Estimating Electricity Demand: The Cost of Linearising the Budget Constraint" en *Review of Economics and Statistics*, 74(2), pp. 350-54.
- PEÑA, J. I. (1988). "Demanda de electricidad y precios en series temporales españolas", en *Información Comercial Española. Revista de Economía*, 663, pp. 59-73.
- POWELL, J.L. (1989). Estimation of monotonic regression models under quantile restrictions in Non-parametric and Semiparametric Methods in Econometrics, en Barnett, W.; Powell, J. y Tauchen G. (ed.). Cambridge U. Press: Cambridge.
- REISS, P.C. y WHITE, M.W. (2005). "Household Electricity Demand, Revisited" en *Review of Economic Studies*, 72, pp. 853-883.
- ROGERS, W. (1993). "Calculation of quantile regression standard errors," en *Stata Technical Bulletin*, 13, pp. 18-19.
- VICÉNS, J. (2008), "La demanda del sector residencial en España: Importancia del sector residencial y estrategias de gestión activa" en Club Español de la Energía (ed.): *Energía: Una visión económica*, pp. 299-328. Madrid.

Anexo 1

Resultados de la estimación MCO y regresión cuantílica (Q25, Q50 y Q75) utilizando dummies para la variable ingreso

	GASTO ELÉCTRICO												GASTO NO ELÉCTRICO Q50		
	MCO			Q25			Q50			Q75			Parámetro	IC (95%)	
	Parámetro	IC (95%)	Parámetro	IC (95%)	Parámetro	IC (95%)	Parámetro	IC (95%)	Parámetro	IC (95%)	Parámetro	IC (95%)	Parámetro	IC (95%)	
cons	4,71 (***)	4,48 4,95	4,45 (***)	4,14 4,75	4,55 (***)	4,26 4,83	4,71 (***)	4,38 5,04			8,37 (***)	8,17 8,58			
Características socio-económicas:															
log(Nº miembros)	0,36 (***)	0,34 0,38	0,41 (***)	0,39 0,42	0,39 (***)	0,37 0,41	0,36 (***)	0,34 0,38			0,32 (***)	0,30 0,34			
Ingreso															
Decil 1	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.				
Decil 2	0,10 (***)	0,06 0,14	0,08 (***)	0,05 0,12	0,07 (***)	0,02 0,11	0,09 (***)	0,05 0,14	0,18 (***)	0,15 0,21	0,31 (***)	0,28 0,34			
Decil 3	0,11 (***)	0,07 0,15	0,12 (***)	0,08 0,16	0,08 (***)	0,04 0,12	0,09 (***)	0,04 0,13	0,40 (***)	0,36 0,44	0,47 (***)	0,44 0,50			
Decil 4	0,11 (***)	0,07 0,15	0,11 (***)	0,06 0,15	0,08 (***)	0,03 0,12	0,10 (***)	0,06 0,15	0,54 (***)	0,51 0,58	0,59 (***)	0,55 0,62			
Decil 5	0,16 (***)	0,12 0,20	0,14 (***)	0,09 0,18	0,12 (***)	0,07 0,16	0,14 (***)	0,09 0,19	0,67 (***)	0,63 0,70	0,74 (***)	0,71 0,78			
Decil 6	0,17 (***)	0,12 0,21	0,16 (***)	0,12 0,20	0,12 (***)	0,08 0,17	0,14 (***)	0,09 0,18	0,87 (***)	0,84 0,91					
Decil 7	0,18 (***)	0,14 0,23	0,15 (***)	0,11 0,19	0,12 (***)	0,07 0,17	0,16 (***)	0,12 0,20							
Decil 8	0,19 (***)	0,15 0,23	0,17 (***)	0,13 0,22	0,12 (***)	0,08 0,17	0,13 (***)	0,09 0,18							
Decil 9	0,19 (***)	0,14 0,23	0,16 (***)	0,12 0,21	0,12 (***)	0,08 0,16	0,13 (***)	0,08 0,18							
Decil 10	0,20 (***)	0,15 0,24	0,17 (***)	0,12 0,22	0,13 (***)	0,09 0,18	0,16 (***)	0,11 0,21							
Características de la vivienda:															
log(Superficie (m ²))	0,46 (***)	0,44 0,48	0,44 (***)	0,42 0,46	0,47 (***)	0,44 0,49	0,50 (***)	0,48 0,53			0,50 (***)	0,49 0,52			
Antigüedad															
Menos de 25 años	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.				
Más de 25 años	-0,06 (***)	-0,08 -0,05	-0,06 (***)	-0,08 -0,04	-0,05 (***)	-0,07 -0,04	-0,05 (***)	-0,07 -0,03			-0,03 (***)	-0,05 -0,02			
Zona de residencia:															
Urbana de lujo			Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.				
Urbana alta			-0,08	-0,22 0,06	-0,02	-0,15 0,11	-0,11	-0,30 0,07			-0,04	-0,14 0,07			
Urbana media			-0,10	-0,23 0,04	-0,05	-0,18 0,07	-0,15 (*)	-0,33 0,03			-0,12 (*)	-0,23 -0,02			
Urbana inferior			-0,13	-0,29 0,03	-0,08	-0,22 0,06	-0,16 (*)	-0,34 0,03			-0,24 (***)	-0,36 -0,13			
Rural industrial			-0,04	-0,20 0,12	-0,03	-0,16 0,10	-0,14	-0,32 0,05			-0,19 (**)	-0,30 -0,08			
Rural pesquera			-0,28 (***)	-0,49 -0,08	-0,21 (**)	-0,41 -0,01	-0,20 (*)	-0,42 0,02			-0,20 (**)	-0,35 -0,05			
Rural agraria			-0,18 (**)	-0,32 -0,03	-0,11 (*)	-0,24 0,02	-0,17 (*)	-0,35 0,01			-0,27 (***)	-0,38 -0,17			
Tipo de vivienda:															
Chalé			Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.				
Casa media			0,05 (***)	0,02 0,08							0,09 (***)	0,06 0,11			
Casa económica			-0,01	-0,06 0,04							0,04 (*)	0,00 0,08			
Calefacción eléctrica															
No electricidad	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.				
Si electricidad	0,27 (***)	0,25 0,30	0,13 (***)	0,10 0,16	0,24 (***)	0,21 0,26	0,39 (***)	0,36 0,42							
Geografía:															
Andalucía	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.		Ref.				
Aragón	-0,04	-0,09 0,02	-0,08 (***)	-0,13 -0,02	-0,05 (**)	-0,09 0,00	-0,01	-0,07 0,06			-0,02	-0,07 0,02			
Asturias	-0,10 (***)	-0,16 -0,04	-0,13 (***)	-0,18 -0,08	-0,08 (***)	-0,14 -0,03	-0,06 (*)	-0,12 0,01			-0,07 (***)	-0,11 -0,03			
Baleares	0,05 (*)	0,00 0,11	0,01	-0,06 0,09	0,06 (**)	0,01 0,11	0,13 (***)	0,05 0,21			-0,17 (***)	-0,22 -0,13			
Canarias	-0,37 (***)	-0,42 -0,32	-0,30 (***)	-0,35 -0,24	-0,31 (***)	-0,37 -0,24	-0,35 (***)	-0,41 -0,29			-0,16 (***)	-0,21 -0,12			
Cantabria	-0,25 (***)	-0,32 -0,19	-0,22 (***)	-0,29 -0,15	-0,22 (***)	-0,28 -0,16	-0,18 (***)	-0,26 -0,09			-0,15 (***)	-0,20 -0,10			
Castilla León	-0,18 (***)	-0,23 -0,13	-0,21 (***)	-0,26 -0,16	-0,18 (***)	-0,22 -0,14	-0,14 (***)	-0,20 -0,07			-0,10 (***)	-0,13 -0,06			
Castilla La Mancha	-0,02	-0,08 0,03	-0,07 (***)	-0,12 -0,02	-0,03	-0,08 0,03	0,03	-0,03 0,10			-0,17 (***)	-0,22 -0,13			
Cataluña	0,12 (***)	0,08 0,17	0,05 (***)	0,01 0,10	0,10 (***)	0,05 0,15	0,19 (***)	0,14 0,24			0,18 (***)	0,16 0,21			
Comunidad Valencian	-0,10 (***)	-0,14 -0,05	-0,06 (***)	-0,10 -0,03	-0,12 (***)	-0,16 -0,08	-0,14 (***)	-0,19 -0,09			-0,03 (*)	-0,05 0,00			
Extremadura	-0,25 (***)	-0,30 -0,19	-0,21 (***)	-0,27 -0,14	-0,20 (***)	-0,26 -0,14	-0,19 (***)	-0,28 -0,09			-0,26 (***)	-0,31 -0,21			
Galicia	-0,13 (***)	-0,18 -0,08	-0,14 (***)	-0,19 -0,08	-0,15 (***)	-0,19 -0,11	-0,12 (***)	-0,18 -0,06			-0,10 (***)	-0,13 -0,07			
Madrid	0,20 (***)	0,15 0,25	0,09 (***)	0,04 0,14	0,12 (***)	0,08 0,16	0,21 (***)	0,14 0,27			0,25 (***)	0,22 0,28			
Murcia	-0,20 (***)	-0,25 -0,14	-0,18 (***)	-0,24 -0,13	-0,17 (***)	-0,22 -0,11	-0,12 (***)	-0,18 -0,07			-0,21 (***)	-0,25 -0,17			
Navarra	-0,35 (***)	-0,42 -0,28	-0,35 (***)	-0,42 -0,29	-0,28 (***)	-0,34 -0,22	-0,27 (***)	-0,34 -0,19			-0,22 (***)	-0,26 -0,17			
País Vasco	-0,12 (***)	-0,17 -0,07	-0,16 (***)	-0,21 -0,10	-0,13 (***)	-0,17 -0,08	-0,07 (**)	-0,13 -0,01			0,02	-0,02 0,05			
La Rioja	-0,31 (***)	-0,39 -0,23	-0,31 (***)	-0,39 -0,23	-0,27 (***)	-0,33 -0,21	-0,24 (***)	-0,33 -0,16			-0,26 (***)	-0,32 -0,20			
Ceuta y Melilla	-0,66 (***)	-0,76 -0,56	-0,55 (***)	-0,65 -0,46	-0,55 (***)	-0,64 -0,45	-0,55 (***)	-0,66 -0,45			-0,20 (***)	-0,26 -0,14			
Bondad conjunta del modelo (f):															
	R ² =0,58			Pseudo R ² =0,43			Pseudo R ² =0,43			Pseudo R ² =0,41			Pseudo R ² =0,57		

Nota: (***) p-value < 0,01; (**) p-value < 0,05; (*) p-value < 0,1.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares del INE (2009).

Anexo 2

Resultados de los contrastes de igualdad de parámetros entre regresiones cuantílicas (p-value).

	Q25-Q50	Q25-Q75	Q50-Q75
log(Nº miembros)	(***)	(***)	(***)
log(Ingreso)			
log(Superficie (m ²))		(*)	(*)
Antigüedad			
Calefacción eléctrica	(***)	(***)	(***)
Aragón		(**)	(**)
Asturias			
Baleares		(***)	(***)
Canarias		(**)	(*)
Cantabria		(**)	(***)
Castilla León		(**)	(**)
Castilla La Mancha		(***)	(***)
Cataluña		(***)	(***)
Comunidad Valenciana	(**)	(**)	
Extremadura			
Galicia			(**)
Madrid		(***)	(***)
Murcia		(**)	(*)
Navarra			
País Vasco		(**)	(**)
La Rioja			(*)
Ceuta y Melilla			

Nota: (***) p-value < 0,01; (**) p-value < 0,05; (*) p-value < 0,1.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares del INE (2009).