

APLICACIÓN DEL MODELO QUAIDS A LA DEMANDA ENERGÉTICA RESIDENCIAL EN ESPAÑA*

PABLO GÁLVEZ

Universidad de Tarapacá (UTA)

PETR MARIEL

DAVID HOYOS

Universidad del País Vasco (UPV/EHU)

Este trabajo analiza la demanda residencial española en electricidad, gas natural, gas licuado de petróleo (GLP) y combustibles líquidos utilizando un modelo QUAIDS. Debido a que no todos los hogares consumen todos los combustibles a la vez, este modelo es adaptado para considerar la censura. Los datos utilizados pertenecen a la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 2013. Los resultados indican que la demanda de electricidad y combustible líquido tienen una elasticidad precio inelástica, mientras que el gas natural y el GLP tienen demandas sensibles a las variaciones de sus precios. Además todos los combustibles son bienes normales, pero la demanda de GLP es la más sensible a los cambios del ingreso familiar.

Palabras clave: demanda residencial de energía, modelo QUAIDS, censura.

Clasificación JEL: C34, C36, Q48, Q49.

Una de las principales razones para promover la eficiencia energética es la necesidad de compatibilizar el desarrollo económico y la emisión de los gases de efecto invernadero (GEI). En España, el impulso por el uso eficiente de la energía se ha visto reforzado por una notable dependencia energética. De hecho, en 2012 se importó el 73,3% de la energía consumida, superando con creces el promedio de las importaciones de energía de los países de la Unión Europea. El sector residencial es buen candidato para implementar políticas de eficiencia energética ya que consume el 18,6% de la energía final. Esta cifra ubica al sector residencial como el tercer gran consumidor de energía en España después de los sectores industria y transporte. Además, según datos de Eurostat (2014), la demanda de energía de los hogares españoles ha crecido a un ritmo del 4% anual aproximado en la última década.

De acuerdo con IDAE (2011), uno de los estudios más completos sobre el uso residencial de energía en España, los servicios domésticos de mayor consumo ener-

(*) Los autores agradecen el apoyo financiero tanto de la Comisión Europea a través del proyecto PURGE GA No 265325 como del Gobierno Vasco y la UPV/EHU mediante los proyectos IT-642-13, US12/09 y US15/11.

gético son la calefacción, el agua caliente sanitaria (ACS) y aquellos que se derivan de los electrodomésticos. Los dos primeros representan cerca del 66% del total de la energía mientras que el tercero utiliza el 21,7% del total. Dicho estudio también señala que los combustibles con mayor participación en los hogares españoles son la electricidad y el gas natural con un 35,5 y 25%, respectivamente.

Para tener una visión más completa sobre el consumo residencial de energía es necesario considerar el contexto económico. En particular, desde 2008 los hogares españoles enfrentan una crisis económica con notables implicaciones en términos de desempleo, ingreso y precio de la energía. De acuerdo con INE (2014) en 2013 la tasa de desempleo es del 26,1%, cerca de 15 puntos porcentuales (pp.) más que al inicio de la recesión. Del mismo modo, el ingreso anual neto por hogar también cae en 3.270 e durante el mismo periodo. Respecto del precio de la energía, en 2013 el índice de precios al consumidor de la electricidad, gas y otros combustibles supera en 5,5 pp. al índice general de precios. Esto significa que la cesta básica de consumo familiar es más económica que el coste de los servicios que se derivan del uso de la energía.

La literatura económica dedicada al análisis de la demanda residencial de energía es extensa. De acuerdo con el tipo de datos, estos trabajos se pueden clasificar en dos grandes grupos. El primero de ellos analiza el consumo residencial de energía utilizando datos a nivel de regiones o países. En este caso, se suelen utilizar modelos dinámicos junto con datos de series temporales o datos de panel. El segundo grupo está formado por los trabajos que analizan el consumo de energía a nivel de hogar y por ello utilizan datos de sección cruzada o datos de panel. Dentro de este grupo existen trabajos que utilizan un modelo de una ecuación, un modelo discreto/continuo, o bien un sistema de ecuaciones.

Los trabajos que utilizan el modelo discreto/continuo analizan la demanda residencial de energía condicionada a la elección del tipo de combustible o tecnología de calefacción. Los pioneros en esta línea de investigación fueron Dubin y McFadden (1984) y Hanemann (1984). Por su lado, los trabajos que utilizan un modelo de sistema de ecuaciones analizan la demanda de un conjunto de combustibles simultáneamente. En este sentido, la literatura destaca el uso de dos modelos estrechamente relacionados: el Almost Ideal Demand System (AIDS) propuesto por Deaton y Muellbauer (1980) y el Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS) desarrollado por Banks y otros (1997).

La Tabla 1 presenta las principales contribuciones de esta literatura, con especial atención a las estimaciones de elasticidad-precio y elasticidad-ingreso. A partir de las dos últimas columnas se concluye que, en general, la demanda residencial de energía es inelástica y no demasiado sensible a las variaciones del ingreso familiar. Esta situación también se confirma por los siguientes trabajos que analizan la demanda residencial energía en España.

El trabajo de Labandeira y otros (2006) es, probablemente, uno de los pioneros en analizar gasto residencial español mediante un modelo QUAIDS. Los autores indican que las demandas de electricidad y GLP son inelásticas, excepto la del gas natural cuyo consumo apenas se ve afectado por las variaciones de su precio.

Por otro lado, Medina y Vicéns (2011) concluyen que el número de miembros y la superficie del hogar son las variables que más afectan el consumo residencial de electricidad. También indican que los cambios en la renta familiar no modificarían el con-

sumo de electricidad. El trabajo de Labandeira y otros (2012) destaca por utilizar datos de consumo residencial eléctrico real. Los autores destacan que los hogares tienen una elasticidad precio de la demanda de energía eléctrica inelástica y que dicha sensibilidad es menor en las familias que tienen un ingreso per cápita más elevado.

Otros trabajos más recientes aplicados en España pertenecen a Blázquez y otros (2013a) y Blázquez y otros (2013b) quienes analizan el consumo residencial de energía eléctrica a nivel de provincias. Blázquez y otros (2013a) utilizan información climática para explicar la demanda residencial de energía en España y concluyen que la elasticidad-precio a corto y largo plazo es negativa e inferior a la unidad, mientras que la elasticidad-ingreso a largo plazo es relativamente elevada. Además, este trabajo destaca como el creciente uso del gas como fuente de calefacción provoca que un clima más frío tenga un impacto relativamente bajo sobre el consumo de energía eléctrica. Por su parte, Blázquez y otros (2013b) destacan la posible influencia que tienen las provincias limítrofes sobre la magnitud de las elasticidades precio e ingreso en una provincia dada.

El objetivo de este artículo es analizar la demanda residencial de los combustibles más utilizados por los hogares españoles (electricidad, gas natural, GLP y combustible líquido) indicando sus correspondientes elasticidades precio e ingreso de la demanda. Este análisis se realiza mediante un modelo QUAIDS adaptado para considerar la censura que surge porque no todos los hogares consumen todos los combustibles a la vez. Los datos utilizados pertenecen a la EPF de 2013 que es la fuente de información más completa sobre el gasto e información sociodemográfica de los hogares españoles.

Así, la contribución a la literatura existente es doble, especialmente en aquella que analiza el caso español. Por un lado, la contribución es metodológica ya que se utiliza un modelo QUAIDS que incorpora el tratamiento de la censura de acuerdo con el enfoque de Heien y Wessells (1990). Entre quienes aplican dicho tratamiento en la demanda residencial de energía están Gundimeda y Köhlin (2008), Medina-celi (2009) y Ngui y otros (2011). Por otro lado, la contribución es temporal dado que el estudio permite actualizar y contrastar la todavía escasa literatura económica dedicada a analizar la demanda residencial de energía en España.

En última instancia, el artículo pretende ahondar en el conocimiento del comportamiento energético de los hogares españoles y dotar de información relevante al proceso de toma de decisiones para el diseño de políticas energéticas más eficientes y eficaces, tanto en lo que se refiere a políticas de ahorro energético como de reducción de emisiones de gases de efecto invernadero.

Además de la introducción, este trabajo se estructura en cuatro secciones para cumplir con el objetivo mencionado. La primera sección describe el modelo económico utilizado. La segunda sección presenta los datos y variables del modelo. La tercera sección contiene los resultados y la cuarta sección muestra las principales conclusiones y recomendaciones para formular políticas que promuevan un uso más eficiente de la energía.

Tabla 1: REVISIÓN DE LITERATURA

Autor	Modelo/Datos	Combustible	Elasticidades	
			Precio	Ingreso/Gasto
Grupo 1: trabajos que utilizan datos a nivel de regiones o países				
Hondroyannis (2004)	MD/ST	Electricidad/CP	No sig.	0,2
		Electricidad/LP	-0,41	1,56
Zachariadis y Pashourtidou (2007)	MD/ST	Electricidad/CP	No sig.	No sig.
		Electricidad/LP	-0,43	1,18
Lee y Chiu (2011)	MD/ST	Electricidad	-0,30 a -0,29	0,4 a 0,3
Dagher (2012)	MD/ST	Gas natural/CP	-0,09	-0,24
		Gas natural/LP	No sig.	No sig.
Blázquez y otros (2013a)	MD/DP	Electricidad/CP	-0,07	0,23
		Electricidad/LP	-0,19	0,61
Blázquez y otros (2013b)	MD/DP	Electricidad	-0,04	0,27
Grupo 2: trabajos que utilizan datos a nivel de hogar				
Filippini y Pachauri (2004)	MU/SC	Electricidad	-0,51 a -0,42	0,60 a 0,63
Redhanz (2007)	MU/DP	Gas/Dueños	-0,44	No sig.
		Gas/Inquilinos	-0,63	No sig.
		Petróleo/Dueños	-1,68	No sig.
		Petróleo/Inquilinos	-2,03	No sig.
Meier y Redhanz (2010)	MU/DP	Gas/Dueños	-0,19	No sig.
		Gas/Inquilinos	-0,64	No sig.
		Petróleo/Dueños	-0,46	No sig.
		Petróleo/Inquilinos	-0,6	No sig.

Nota: No significativo (No sig.), modelo dinámico (MD), modelo uniecuacional (MU), discreto/continuo (DC). Serie temporal (ST), datos de panel (DP), sección cruzada (SC). Corto plazo (CP), Largo plazo (LP). Electricidad (elect.), calefacción (calef.). Las elasticidades gasto corresponden a los modelos LA-AIDS y QUAIDS. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 1: REVISIÓN DE LITERATURA (continuación)

Autor	Modelo/Datos	Combustible	Elasticidades	
			Precio	Ingreso/Gasto
Grupo 2: trabajos que utilizan datos a nivel de hogar				
Alberini y otros (2011)	MU, MD/DP	Electricidad/CP Electricidad/LP Gas natural/CP Gas natural/LP	-0,74 -0,81 -0,57 -0,65	No sig. No sig. No sig. No sig.
Medina y Vicéns (2011)	MU/SC	Electricidad	Sin inf.	0,12 a 0,15
Labandeira y otros (2012)	MU/DP	Electricidad	-0,25	Sin inf.
Dubin y McFadden (1984)	DC/SC	Electricidad	-0,29 a -0,25	0,01 a 0,02
Vaage (2000)	DC/SC	Energía	-1,29	-0,01
Nesbakken (2001)	DC/SC	Electricidad	-0,55	0,13
		Electricidad/Petróleo	-0,21	0,05
		Electricidad/Madera	-0,18	0,06
		Elec./Madera./Petróleo	-0,15	0,05
		Calef./Electricidad	-1,34	<0,01
		Calef./Gas natural	-0,12	<0,01
		Calef./Petróleo	No sig.	No sig.
		ACS/Electricidad	-0,41	<0,01
		ACS/Gas natural	-0,18	<0,01
Liao y Chang (2002)	DC/SC			

Nota: No significativo (No sig.), modelo dinámico (MD), modelo uniecuacional (MU), discreto/continuo (DC), Serie temporal (ST), datos de panel (DP), sección cruzada (SC). Corto plazo (CP), Largo plazo (LP). Electricidad (elect.), calefacción (calef.). Las elasticidades gasto corresponden a los modelos LA-AIDS y QUAIDS. Fuente: Elaboración propia.

Tabla 1: REVISIÓN DE LITERATURA (continuación)

Autor	Modelo/Datos	Combustible	Elasticidades	
			Precio	Ingreso/Gasto
Grupo 2: trabajos que utilizan datos a nivel de hogar				
Mansur y otros (2008)	DC/SC	Electricidad Electricidad/Gas Electricidad/Petróleo Electricidad Gas Electricidad Gas	-0,39 No sig. -1,26 a -1,07 -0,80 a -0,78 -0,44 -0,82 a -0,81 -0,42	Sin inf. Sin inf. Sin inf. 0,11 a 0,23 0,58 a 0,64 0,28 a 0,35 0,53 a 0,74
Blundell y Robin (1999)	QUAIDS/SC	Electricidad	-0,80	0,81
Labandeira y otros (2006)	LA-AIDS/SC	Gas	-0,05	0,90
	QUAIDS/DP	Electricidad	-0,37	0,34
	LA-AIDS/SC	Gas natural GLP	-0,91 a -0,59 -1,05 a -0,92	0,53 a 0,90 0,84 a 1,00
Gundimeda y Köhlin (2008)	LA-AIDS/SC	Electricidad GLP Madera Keroseno	-1,05 a -1,02 -0,86 a -0,14	1,26 a 1,13 0,84 a 1,18
Ngui y otros (2011)	LA-AIDS/SC	Electricidad GLP Keroseno	-0,88 -0,29 -0,69	0,85 0,87 1,06

Nota: No significativo (No sig.), modelo dinámico (MD), modelo uniecuacional (MU), discreto/continuo (DC), Serie temporal (ST), datos de panel (DP), sección cruzada (SC), Corto plazo (CP), Largo plazo (LP); Electricidad (elect.), calefacción (calef.). Las elasticidades gasto corresponden a los modelos LA-AIDS y QUAIDS. Fuente: Elaboración propia.

1. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO

El modelo QUAIDS es un sistema de ecuaciones que representa la proporción o cuota de gasto residencial de un bien en función de los precios más el gasto total en todos los bienes que forman el sistema. De acuerdo con Banks y otros (1997), el modelo es el siguiente:

$$w_{ih} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{jh} + \beta_i \ln \left(\frac{x_h}{a_h} \right) + \frac{\lambda_i}{b_h} \left[\ln \left(\frac{x_h}{a_h} \right) \right]^2 + \varepsilon_{ih}, \quad [1]$$

donde los subíndices i y j corresponden a los diferentes bienes en la cesta de tamaño n , mientras que identifica a cada hogar. El término w_{ih} representa la cuota de gasto del bien i que realiza cada hogar dentro de la cesta. Las variables p_{jh} y x_h se refieren al precio del bien j y el gasto total en todos los bienes del sistema en cada hogar, respectivamente. La no linealidad de modelo QUAIDS se debe a los índices de precios a_h y b_h definidos como:

$$\ln a_h = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_{ih} + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{ih} \ln p_{jh}, \quad [2]$$

$$b_h = \prod_i p_{ih}^{\beta_i}. \quad [3]$$

El término ε_{ih} representa el error aleatorio que afecta a la cuota de gasto del bien i en cada hogar. De este modo, los parámetros que deben ser estimados se representan por α_i , β_i , γ_{ij} y λ_i . De [1] se puede ver que la significatividad del parámetro λ_i indica que el gasto residencial se debe analizar mediante un modelo QUAIDS, de lo contrario el modelo AIDS de Deaton y Muellbauer (1980) es el más indicado.

Tal como se ha mencionado, una de las ventajas del modelo QUAIDS radica en que su forma funcional considera la conducta racional de un consumidor. Para que ello se pueda satisfacer, los parámetros del modelo están sujetos a las siguientes restricciones:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \gamma_{ij} = 0, \sum_i \beta_i = 0 \quad [4]$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0, \quad [5]$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad [6]$$

donde [4] se conoce como condición de agregación del gasto total y exige que la suma de las cuotas de gasto residencial en todos los bienes del sistema sea la unidad. La igualdad en [5] se llama condición de homogeneidad y la expresión en [6] tiene el nombre de condición de simetría ya que permite satisfacer la identidad de simetría de Slutsky.

La incorporación de la información sociodemográfica en el modelo QUAIDS se realiza agregando a cada ecuación del sistema una combinación lineal de las variables correspondientes. Esta estrategia, propuesta por Pollak y Wales (1992) y aplicada por Filippini y otros (2009), tiene la bondad de simplificar el cómputo de las elasticidades precio y gasto de cada bien.

Otro aspecto a considerar en el modelo QUAIDS es la posible endogeneidad del gasto total en los bienes del sistema. De acuerdo con Blundell y Robin (1999), este problema se resuelve mediante el método de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E). En la primera etapa, se obtienen los residuos de la regresión del gasto total sobre todas las variables exógenas del modelo más el ingreso del hogar que actúa como variable instrumental en este tipo de modelos. En la segunda etapa, los residuos se incorporan como una variable explicativa adicional en cada una de las ecuaciones del modelo QUAIDS. Esta técnica verifica la endogeneidad del gasto total examinando la significatividad del parámetro que acompaña a dichos residuos.

Además, debido a que no todos los hogares consumen todos los combustibles, el modelo debe considerar la censura. Esta corrección se realiza de acuerdo con Heien y Wessells (1990) quienes proponen agregar en cada ecuación correspondiente a cada bien con censura un inverso del ratio del Mills (R_h). Esta nueva variable se obtiene de la siguiente forma: para los hogares que consumen el bien censurado $R_h = \phi(z'_h \hat{\tau}) / \Phi(z'_h \hat{\tau})$, mientras que para los hogares no consumidores $R_h = \phi(z'_h \hat{\tau}) / (1 - \Phi(z'_h \hat{\tau}))$. El argumento $z'_h \hat{\tau}$ surge de la estimación de un modelo probit que determina la probabilidad que tiene un hogar de seleccionar el bien censurado. El término z'_h es un vector que contiene la información sobre los precios de las alternativas relevantes y la información sociodemográfica de cada hogar, mientras que es otro vector con los coeficientes estimados de dicho modelo. Las expresiones ϕ y Φ representan a las funciones de densidad normal estándar y de probabilidad acumulada normal estándar, respectivamente.

De este modo, considerando la incorporación de la información sociodemográfica, la posible endogeneidad del gasto total y el tratamiento de la censura, el modelo QUAIDS en [1] se transforma del siguiente modo:

$$w_{ih} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{jh} + \beta_i \ln \left(\frac{x_h}{a_h} \right) + \frac{\lambda_i}{b_h} \left[\ln \left(\frac{x_h}{a_h} \right) \right]^2 + \sum_k \theta_{ik} S_{kh} + \zeta_i RES_h + \pi_i R_h + \varepsilon_{ih}, \quad [7]$$

donde S_{kh} representa cada una de las variables k sociodemográficas de un hogar y θ_{ik} sus respectivos coeficientes. La variable RES_h contiene los residuos de la regresión auxiliar para tratar la endogeneidad del gasto total en los bienes del sistema y ζ_i es su parámetro. El último coeficiente a estimar en este modelo es π_i que acompaña al inverso del ratio de Mills.

Los coeficientes del sistema de ecuaciones representado en [7] se estiman mediante el método de mínimos cuadrados generalizados factibles no lineal iterativo. Según Poi (2008), este método proporciona resultados equivalentes al método de máxima verosimilitud y trata al modelo como un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionado. Cabe destacar que, además de la no linealidad de sus parámetros, existen dos elementos relevantes a considerar que se describen a continuación.

El primero de ellos exige que el valor de presente en el índice de precios [2] debe ser conocido antes de emplear el método de estimación. Entre las opciones disponibles está la de Deaton y Muellbauer (1980), quienes proponen asignar a dicho parámetro el mínimo del logaritmo del gasto total, o bien utilizar el valor que maxi-

mice la función de verosimilitud del modelo. Por otro lado, Holt y Goodwin (2009) postulan que la elección de uno u otro valor no debiera afectar los resultados dado que la función de verosimilitud del modelo es más bien plana ante cualquier valor de . Otra alternativa consiste en no considerar dicho parámetro en el modelo tal como lo hacen Blundell y Robin (1999).

El segundo elemento relevante exige que en la estimación una ecuación del sistema no debe ser considerada con el objeto de evitar la singularidad de la matriz de varianzas y covarianzas de los errores del modelo [véase Labandeira y otros (2006)]. Si bien existen algunos criterios para escoger el bien no considerado, como por ejemplo aquel que tenga la mayor cantidad de hogares no consumidores [véase Zheng y Henneberry (2010)], o bien aquel de menor relevancia en el estudio [véase Zheng y Henneberry (2012)], no existe una norma rígida en la literatura. En cualquier caso, los coeficientes del bien no considerado se pueden obtener mediante el cumplimiento de las condiciones dadas en [4], [5] y [6], a las cuales se suman las siguientes condiciones de agregación del gasto total derivadas de la incorporación de la información sociodemográfica, el tratamiento de la endogeneidad del gasto total y la censura:

$$\sum_i \theta_{ik} = 1, \sum_i \zeta_i = 0, \sum_i \pi_i = 0 \quad [8]$$

De acuerdo con Green y Alston (1990) la elasticidad precio de la demanda no compensada (e_{ijh}^{nc}), y la elasticidad gasto de la demanda (e_{ih}^g) se obtienen a partir de las siguientes expresiones:

$$e_{ijh}^{nc} = \left[\frac{\partial E(w_{ih})}{\partial \ln p_{jh}} \right] \frac{1}{w_{ih}} - \delta_{ij}, \quad [9]$$

$$e_{ih}^g = \left[\frac{\partial E(w_{ih})}{\partial \ln x_h} \right] \frac{1}{w_{ih}} + 1, \quad [10]$$

donde δ_{ij} es el Kronecker delta (1 si $i = j$). Por otro lado, para calcular la elasticidad ingreso de la demanda (e_{ih}^y) Zheng y Henneberry (2010) proponen la siguiente

$$e_{ih}^y = e_{ih}^g \hat{\psi}_y, \quad [11]$$

donde $\hat{\psi}_y$ es el coeficiente estimado que acompaña al ingreso del hogar en la regresión auxiliar para tratar la posible endogeneidad del gasto total.

2. DATOS Y VARIABLES

Los datos utilizados provienen de la EPF de 2013 que es la fuente de información más completa disponible sobre el gasto anual y la demografía de los hogares españoles. La EPF tiene un tamaño aproximado de 24.000 observaciones y en ella cada hogar participa solo en dos años consecutivos. Cabe mencionar que la EPF se aplica desde 2006 y reemplazó a la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares que registraba el gasto de cada hogar también durante dos años, pero con una periodicidad trimestral. Este cambio de enfoque para la recolección de la información, de ocho registros consecutivos a tan solo dos por cada hogar, disminuye la ventaja

comparativa de utilizar datos de panel en lugar de datos de sección cruzada que es el tipo de datos utilizado en este trabajo.

Los combustibles residenciales analizados son la electricidad, gas natural, GLP y combustibles líquidos. El gas natural corresponde al gas ciudad y natural y el GLP corresponde al gasto en gas butano y propano. Debido a que la EPF solo ofrece información sobre el gasto y la cantidad consumida anualmente en cada combustible se construyó precio medio por hogar [véase Gundimeda y Köhlin (2008) y Zheng Henneberry (2010)]. En aquellas viviendas que no consumen algún combustible el precio asignado corresponde a la predicción de un modelo de regresión auxiliar estimado con la información de los hogares consumidores.

Con el propósito de reducir la cantidad de datos atípicos en la muestra se eliminaron todos los hogares que no tienen consumo eléctrico y aquellos cuya cantidad consumida en cada combustible estuviera por debajo del percentil 5 y por encima del percentil 95. También se eliminaron los hogares que proporcionaron información contradictoria entre el gasto residencial en energía y los combustibles utilizados en calefacción y ACS. Tampoco fueron considerados los hogares que consumían más de dos combustibles por representar menos del 2% de la muestra. Con el objeto de mantener homogeneidad en el acceso a las fuentes energéticas solo se consideraron los hogares ubicados en la zona peninsular de España. Este procedimiento redujo el tamaño de la muestra a 9.001 hogares.

La Tabla 2 muestra las variables del modelo junto con sus principales estadísticos descriptivos. En ella se aprecia que la electricidad y el gas natural son los combustibles que tienen las más altas cuotas de gasto residencial en energía con un promedio del 53,5% y 28,4% del gasto total, respectivamente. La información sobre los precios de los combustibles indica que dichos valores no son constantes en la muestra. Esto puede ser producto del proceso que genera esta información en la EPF, como también del número de clientes que tienen un contrato a precio libre con una comercializadora de electricidad y gas natural. Cabe señalar que, según datos de CNMC (2014), en 2013 los hogares que tienen un contrato a precio libre en electricidad representan el 38% del total, mientras que en el caso del gas natural dicha cifra se eleva al 75% de las familias.

En relación con las variables demográficas, cada hogar está formado por un promedio de 3 personas y el 30% de ellos está jubilado. El ingreso medio del hogar es promedio 2.102 €/mes mientras que el gasto residencial medio en energía sería aproximadamente de 108 €/mes, lo cual representa alrededor del 5% de la renta mensual media. Por otro lado, la muestra indica que, después de la electricidad, que está presente en todos los hogares de la muestra, el gas natural ocupa el segundo lugar entre los combustibles residenciales con una presencia del 64,1%. Si se toma en cuenta que ningún hogar de la muestra consume más de dos combustibles a la vez, las tres últimas líneas de la Tabla 2 representan los tres grupos de hogares para los cuales se obtendrán las elasticidades precio no compensada, gasto e ingreso de la demanda de energía.

Tabla 2: VARIABLES DEL MODELO Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Variable	Promedio	EE	Mínimo	Máximo
Cuota de gasto en electricidad,%	0,535	0,166	0,083	0,950
Cuota de gasto en gas natural,%	0,284	0,248	0	0,913
Cuota de gasto en GLP,%	0,056	0,158	0	0,879
Cuota de gasto en combustible líquido,%	0,125	0,241	0	0,917
Precio de la electricidad (€/kwh)	0,242	0,047	0,003	1,125
Precio del gas natural (€/m ³)	1,282	0,397	0,007	11,483
Precio de GLP (€/l)	1,536	0,443	0,532	20,305
Precio del combustible líquido (€/l)	2,293	2,294	0,000	17,723
Número de personas	2,773	1,206	1	13
Número de ocupados	1,051	0,874	0	5
Sustentador principal con educación básica	0,121	0,326	0	1
Sustentador principal con educación secundaria	0,574	0,494	0	1
Sustentador principal con educación superior	0,305	0,460	0	1
Sustentador principal en paro	0,074	0,262	0	1
Sustentador principal jubilado	0,277	0,447	0	1
Familia inquilina	0,443	0,497	0	1
Piso	0,755	0,430	0	1
Número de habitaciones	5,168	1,060	1	8
Superficie	99,569	42,167	35	300
Vivienda en noroeste	0,146	0,353	0	1
Vivienda en noreste	0,316	0,465	0	1
Vivienda en zona central	0,163	0,369	0	1
Vivienda en este	0,180	0,385	0	1
Vivienda en el sur	0,095	0,293	0	1
Vivienda en Madrid	0,100	0,301	0	1
Gasto total en el sistema (miles €/año)	1,292	0,581	0,005	6,184
Ingreso del hogar (miles €/mes)	2,102	1,288	0,043	20,379
Hogar con gas natural	0,641	0,480	0	1
Hogar con GLP	0,126	0,332	0	1
Hogar con combustible líquido	0,232	0,422	0	1

Nota: Error estándar (EE), Kilowatt-Hora (KwH). El noroeste corresponde a las comunidades autónomas de Asturias, Cantabria y Galicia; el noreste corresponda a Aragón, Navarra, País Vasco y La Rioja; la zona central corresponda a Castilla y León, Castilla-La Mancha y Extremadura; el este corresponda a Comunidad Valenciana y Cataluña y el sur por Andalucía y Murcia.

Fuente: Elaboración propia.

3. RESULTADOS

Tal como se ha comentado, antes de estimar los coeficientes del modelo QUAIDS es necesario tratar la posible endogeneidad del gasto total de acuerdo con Blundell y Robin (1999). La Tabla A.1 del Apéndice contiene los resultados del modelo de regresión auxiliar. Esta tabla muestra cómo la variable instrumental, el ingreso del hogar, es significativa a cualquier nivel de significatividad convencional.

En relación con el tratamiento de la censura, la Tabla 3 muestra los coeficientes estimados de los modelos probit para en el consumo de gas natural, GLP y combustible líquido. Como es de esperar, los resultados indican que un aumento en los precios de cada combustible disminuye la probabilidad de que los hogares los seleccionen. Por otro lado, un incremento en el precio de la electricidad y del GLP aumenta la probabilidad de que un hogar cuente con gas natural. Estos resultados están respaldados por Vaage (2000), Nesbakken (2001) y Mansur y otros (2008).

Un aumento en el número de personas disminuye la probabilidad de contar con gas natural y combustible líquido, pero tiene un efecto contrario en el caso del GLP. Además, cuanto mayor sea el nivel de formación del sustentador principal, se esté en una vivienda alquilada y esta sea un piso, mayor es la probabilidad de contar con gas natural. A medida que la vivienda tiene más habitaciones, o bien mayor superficie, es más probable el uso del combustible líquido. Por otro lado, es más probable encontrar gas natural en los hogares de la capital que en resto del país, mientras que los hogares ubicados en Madrid y la zona noreste tienen menos probabilidad de utilizar el GLP. Finalmente, los resultados indican que un aumento en el ingreso del hogar incrementa la probabilidad de utilizar el gas natural y disminuye la de escoger el GLP.

La comparación de estos resultados con los obtenidos en otros trabajos corrobora una de las conclusiones de Kriström (2008) quien indica que las variables sociodemográficas pueden tener diferentes efectos sobre la demanda residencial de energía en diferentes escenarios y datos. Por ejemplo, para Jeong y otros (2011) las familias numerosas y aquellas que tienen una vivienda más grande tienden más al uso de la electricidad que del gas. En nuestro caso, las familias numerosas son más probables de combinar la electricidad con el GLP y aquellas que tienen viviendas más grandes tienden a utilizar la electricidad junto con el combustible líquido.

A diferencia de nuestros resultados, Mansur y otros (2008) señalan que el tamaño familiar incrementa la probabilidad de usar gas natural y que el ingreso no es una variable significativa en su elección. Por otro lado, Braun (2010) indica que el aumento del ingreso y el alquiler de una vivienda son dos elementos que aumentan la probabilidad de contar con gas natural en lugar de electricidad, siendo esta última variable no significativa en nuestros resultados.

Los coeficientes estimados en el modelo QUAIDS para la electricidad, gas natural, GLP y combustible líquido se muestran en la Tabla 4. En este caso el bien no considerado en la estimación fue el combustible líquido cuyos parámetros se pueden recuperar aplicando la condición de agregación del gasto total. El valor del parámetro se escogió de tal forma que se maximiza la función de verosimilitud del modelo. Cabe recordar que los coeficientes que acompañan a los precios y al gasto total en el modelo QUAIDS no corresponden a las elasticidades precio e ingreso de la demanda. Estas medidas de sensibilidad se obtienen mediante las expresiones [9] y [10].

Tabla 3: MODELOS PROBIT PARA LA SELECCIÓN DE CADA COMBUSTIBLES CON CENSURA

Variable explicativa	Hogar con gas natural		Hogar con GLP		Hogar con comb. líquido	
	Coefficiente	Valor-p	Coefficiente	Valor-p	Coefficiente	Valor-p
ln(precio de la electricidad)	0,397***	(0,000)	0,058	(0,598)	-0,437***	(0,000)
ln(precio del gas natural)	-0,495***	(0,000)	0,394***	(0,000)	0,419***	(0,000)
ln(precio del GLP)	0,776***	(0,000)	-1,411***	(0,001)	-0,059	(0,592)
ln(precio del combustible líquido)	0,281***	(0,000)	0,106***	(0,001)	-0,385***	(0,000)
Número de personas	-0,061***	(0,000)	0,136***	(0,000)	-0,050***	(0,008)
Número de ocupados	-0,028	(0,349)	0,048	(0,207)	-0,006	(0,846)
Sustentador principal con educación secundaria	0,150***	(0,003)	-0,289***	(0,000)	0,123**	(0,034)
Sustentador principal con educación superior	0,249***	(0,000)	-0,451***	(0,000)	0,096	(0,162)
Sustentador principal en paro	-0,062	(0,365)	0,110	(0,139)	-0,099	(0,239)
Sustentador principal jubilado	-0,073	(0,133)	0,008	(0,897)	0,082	(0,120)
Vivienda alquilada	0,287***	(0,000)	-0,057	(0,204)	-0,323***	(0,000)
Piso	1,127***	(0,000)	-0,633***	(0,000)	-0,849***	(0,000)
Número de habitaciones	-0,048**	(0,020)	-0,038	(0,111)	0,073***	(0,001)
ln(superficie)	-0,374***	(0,000)	-0,306***	(0,000)	0,706***	(0,000)
Vivienda en noroeste	-0,879***	(0,000)	0,743***	(0,000)	0,684***	(0,000)
Vivienda en noreste	-1,028***	(0,000)	0,116	(0,308)	1,080***	(0,000)
Vivienda en zona central	-1,130***	(0,000)	0,683***	(0,000)	1,002***	(0,000)
Vivienda en este	-0,076	(0,329)	0,560***	(0,000)	-0,256***	(0,005)
Vivienda en sur	-1,411***	(0,000)	1,965***	(0,000)	-0,561***	(0,000)
ln(ingreso del hogar)	0,266***	(0,000)	-0,396***	(0,000)	0,035	(0,414)
Constante	0,523	(0,158)	3,434***	(0,000)	-5,106***	(0,000)
Pseudo R ²	29,9%		30,6%		31,4%	

* p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4: COEFICIENTES ESTIMADOS DEL MODELO QAIDS

Variables explicadas	Cuotas de gasto residencial en							
	Electricidad		Gas natural		GLP			
	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p	Coef.	Valor-p		
Variables explicativas								
ln(precio de la electricidad)	-0,006	(0,478)	0,020***	(0,002)	0,019***	(0,001)	-0,033***	(0,000)
ln(precio del gas natural)	0,020***	(0,002)	-0,122***	(0,000)	-0,003	(0,434)	0,106***	(0,000)
ln(precio del GLP)	0,019***	(0,001)	-0,003	(0,434)	-0,053***	(0,000)	0,036***	(0,000)
ln(precio del combustible líquido)	-0,033***	(0,000)	0,106***	(0,000)	0,036***	(0,000)	-0,109***	(0,000)
ln(gasto total)	0,018	(0,125)	0,204***	(0,000)	0,070***	(0,000)	-0,291***	(0,000)
ln(gasto total)^2	-0,030***	(0,003)	-0,141***	(0,000)	0,206***	(0,000)	-0,034***	(0,010)
Número de personas	-0,031***	(0,000)	-0,042***	(0,000)	-0,011***	(0,000)	0,084***	(0,000)
Número de ocupados	0,017***	(0,000)	-0,010***	(0,000)	0,002***	(0,181)	-0,009***	(0,000)
Sustentador principal con educación secundaria	0,006**	(0,023)	0,006*	(0,082)	-0,003	(0,152)	-0,009***	(0,006)
Sustentador principal con educación superior	0,023***	(0,000)	0,025***	(0,001)	-0,030***	(0,000)	-0,017**	(0,016)
Sustentador principal en paro	0,020***	(0,001)	0,039***	(0,000)	-0,027***	(0,000)	-0,032***	(0,000)
Sustentador principal jubilado	0,006	(0,341)	-0,008	(0,385)	0,019***	(0,002)	-0,018**	(0,016)
Vivienda alquilada	-0,001	(0,804)	0,012*	(0,073)	-0,003	(0,387)	-0,007	(0,235)
Piso	-0,002	(0,627)	0,034***	(0,000)	-0,007***	(0,004)	-0,026***	(0,000)
Número de habitaciones	0,046***	(0,000)	0,212***	(0,000)	-0,033***	(0,000)	-0,225***	(0,000)
Ln(superficie)	0,004**	(0,028)	-0,018***	(0,000)	-0,003**	(0,045)	0,017***	(0,000)
Vivienda en noroeste	0,006	(0,327)	0,065***	(0,000)	-0,024***	(0,000)	-0,047***	(0,000)
Vivienda en noreste	-0,004	(0,564)	-0,061***	(0,000)	-0,005	(0,213)	0,069***	(0,000)
Vivienda en zona central	-0,021***	(0,000)	-0,063***	(0,000)	0,009***	(0,001)	0,075***	(0,000)
Vivienda en este	-0,009	(0,145)	-0,088***	(0,000)	-0,007*	(0,061)	0,105***	(0,000)
Vivienda en sur	0,061***	(0,000)	-0,055***	(0,000)	0,001	(0,815)	-0,007	(0,213)
RES	0,088***	(0,000)	-0,188***	(0,000)	0,123***	(0,000)	-0,024***	(0,006)
R			-0,032***	(0,005)	-0,002	(0,826)	0,035**	(0,013)
constante	0,468***	(0,000)	-0,168***	(0,000)	0,102***	(0,000)	0,598***	(0,000)

* p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Fuente: Elaboración propia.

La significatividad de los residuos de la regresión auxiliar en todas las ecuaciones del sistema confirma que el gasto residencial en los bienes analizados es una variable endógena. Además, la significatividad en dos ecuaciones del inverso del ratio de Mills en el sistema de ecuaciones corrobora la importancia de tratar la censura en el gasto residencial de energía.

La Tabla 5 presenta las elasticidades promedio para cada uno de los grupos de hogares presentes en la muestra. Los resultados señalan que tanto las demandas residenciales eléctrica y de combustible líquido son inelásticas y que los hogares que combinan ambos combustibles son más insensibles a las variaciones de sus respectivos precios. Por otro lado, las demandas de gas natural y GLP son elásticas siendo esta última más sensible a los cambios de su precio. En general, la magnitud de la elasticidad precio de la demanda de electricidad está en línea con los trabajos de Blundell y Robin (1999) y Ngui y otros (2011) quienes también utilizan un modelo QUAIDS u otros sistemas de demanda similares. Al igual que en este trabajo, Gundimeda y Köhlin (2008) concluyen que la demanda de GLP tiene una elasticidad precio mayor que la demanda de electricidad.

Tabla 5: PROMEDIO DE ELASTICIDADES PRECIO, GASTO E INGRESO DE LA DEMANDA POR TIPO DE HOGAR

Elasticidades	Precio	Gasto	Ingreso
Hogares que consumen electricidad y gas natural			
Electricidad	-0,907	0,787	0,062
Gas natural	-1,202	0,081	0,006
Hogares que consumen electricidad y GLP			
Electricidad	-0,902	0,780	0,061
GLP	-1,493	3,493	0,273
Hogares que consumen electricidad y comb. líquido			
Electricidad	-0,842	0,667	0,052
Comb. líquido	-0,663	0,001	0,001

Fuente: Elaboración propia.

En relación con las elasticidades gasto e ingreso, las últimas dos columnas de la Tabla 5 muestran resultados promedios positivos y, en general, menor que la unidad. Esto significa que los combustibles son bienes normales y su consumo aumenta en menor proporción ante los incrementos del ingreso [véase Gundimeda y Köhlin (2008)]. Es importante destacar que las demandas de electricidad, gas natural y combustible líquido son, al parecer, insensibles a las variaciones del ingreso familiar. Sucede lo contrario con el GLP cuya demanda es la más sensible a las variaciones del gasto e ingreso del hogar. En el caso de la electricidad y gas natural estos resulta-

dos están respaldados por Vaage (2000), Liao y Chang (2002), Meier y Rehdanz (2010) y Alberini y otros (2011). Medina y Vicéns (2011) encuentran también que el consumo de electricidad es insensible a cambios en el ingreso familiar.

Al comparar los resultados de este trabajo con los de Labandeira y otros (2006) se observa que solo las elasticidades precio y gasto de la demanda de electricidad son similares. En el caso del gas natural y GLP la diferencia entre dichas elasticidades en ambos trabajos es más evidente. Esto podría deberse a los datos utilizados, el tratamiento de la censura y al contexto económico actual. De hecho, Haas y Schipper (1998), Labandeira y otros (2012) y Blázquez y otros (2013b) señalan que en situaciones económicas adversas, los hogares podrían aumentar su sensibilidad ante los cambios en el precio de la energía. Cabe señalar que en 2013, según Eurostat (2014), el precio del gas natural en España aumentó un 17,4% respecto del inicio de la crisis económica, mientras que la electricidad lo ha hecho en un 55,9%.

Una revisión del promedio de las elasticidades precio en las diferentes zonas geográficas presentes en la Tabla 6 indica que la elasticidad precio de la demanda residencial eléctrica y de gas natural es relativamente estable en España. En relación con la elasticidad precio de la demanda de GLP, los hogares ubicados en la zona noroeste son los menos sensibles y los de Madrid los más sensibles de la muestra. Por otra parte, la elasticidad precio de la demanda de combustible líquido es más inelástica en los hogares de la zona sur y más elástica en los hogares de la zona este.

Tabla 6: PROMEDIO DE ELASTICIDADES PRECIO NO COMPENSADAS DE LOS COMBUSTIBLES POR ZONA GEOGRÁFICA

Zonas geográficas	Electricidad	Gas natural	GLP	Comb. líquido
Noroeste	-0,888	-1,207	-1,438	-0,637
Noreste	-0,895	-1,186	-1,481	-0,659
Central	-0,868	-1,197	-1,463	-0,688
Este	-0,902	-1,231	-1,500	-0,692
Sur	-0,909	-1,283	-1,521	-0,551
Madrid	-0,887	-1,164	-1,546	-0,670

Nota: Las cifras corresponden a las elasticidades promedio en cada zona.

Fuente: Elaboración propia.

Al ver los resultados de la Tabla 7 se observa que la elasticidad ingreso de la demanda de electricidad es similar en toda la muestra. En el caso del GLP los hogares ubicados en Madrid y en las zonas este y sur son las más sensibles a las variaciones del ingreso. En el caso del gas natural y combustible líquido se aprecia un comportamiento dispar entre algunas regiones, sin embargo su magnitud es bastante baja y, por tanto, dichas sensibilidades pueden no ser relevantes. Así, al igual que en Blázquez y otros (2013a,b), en algunos combustibles los resultados obtenidos sugieren que la elasticidades precio e ingreso de la demanda de energía podrían ser diferentes en algunas zonas geográficas.

Tabla 7: PROMEDIO DE ELASTICIDADES INGRESO DE LOS COMBUSTIBLES
POR ZONA GEOGRÁFICA

Zonas geográficas	Electricidad	Gas natural	GLP	Comb. líquido
Noroeste	0,059	0,012	0,256	-0,004
Noreste	0,059	0,023	0,242	0,001
Central	0,056	0,009	0,264	0,003
Este	0,062	-0,012	0,277	0,005
Sur	0,062	-0,036	0,285	-0,023
Madrid	0,059	0,004	0,293	-0,001

Nota: Las cifras corresponden a las elasticidades promedio en cada zona.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 8 muestra las elasticidades precio según el tramo de renta mensual del hogar. En ella se aprecia que los hogares con un mayor poder adquisitivo son menos sensibles a las variaciones del precio del gas natural y combustible líquido. También son los más sensibles a los cambios en el precio del GLP y tienen una elasticidad precio de la demanda de electricidad similar al resto de las familias. Así, al igual que Labandeira y otros (2012), encontramos que la elasticidad precio varía en función del nivel de renta de los hogares.

Tabla 8: PROMEDIO DE ELASTICIDADES PRECIO NO COMPENSADAS
SEGÚN TRAMO DE INGRESO MENSUAL

Ingreso mensual	Electricidad	Gas natural	GLP	Comb. líquido
Menos de 1000 euros/mes	-0,896	-1,226	-1,440	-0,681
Entre 1000 y 2000 euros/mes	-0,893	-1,208	-1,490	-0,664
Entre 2000 y 3000 euros/mes	-0,890	-1,202	-1,571	-0,661
Más de 3000 euros	-0,885	-1,173	-1,568	-0,649

Nota: Las cifras corresponden a las elasticidades promedio en cada zona.

Fuente: Elaboración propia.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza la demanda residencial española de electricidad, gas natural GLP y combustibles líquidos utilizando un modelo QUAIDS (Banks y otros, 1997). Este modelo es adaptado para considerar la censura que surge de la combinación de fuentes energéticas presentes en los hogares españoles. Los datos utilizados pertenecen a la Encuesta de Presupuestos Familiares de 2013 elaborada por el INE.

Los resultados obtenidos muestran que la electricidad y el combustible líquido tienen una elasticidad precio de la demanda inelástica, mientras que el gas natural

y el GLP tienen una demanda sensible a las variaciones de sus respectivos precios. Respecto de la elasticidad ingreso, en promedio, todos los combustibles son bienes normales siendo el gas natural el más sensible a los cambios en el ingreso del hogar. El resto de los combustibles apenas modificaría su consumo ante un incremento del poder adquisitivo familiar. Las elasticidades obtenidas para el gas natural y GLP difieren de los resultados de Labandeira y otros (2006), si bien esta diferencia podría deberse a los datos utilizados, el tratamiento de la censura y al contexto económico que afectó a los hogares españoles en 2013.

Los resultados obtenidos en este trabajo pueden servir de apoyo para la formulación de políticas dirigidas a la reducción de emisiones de gases de efecto invernadero. En primer lugar, dado que el gas natural es el combustible con menor emisión de CO₂ [véase IDAE (2007)], una reducción de su precio debiera alentar su consumo y aumentar su presencia en los hogares españoles. Por otro lado, un aumento del poder adquisitivo de las familias también produciría un efecto similar. Del mismo modo, si se pretende reducir el consumo residencial de electricidad, un incremento de su precio no sería una medida muy efectiva debido a que su demanda se muestra más bien inelástica.

En segundo lugar, otra forma de disminuir la emisión de GEI está relacionada con los efectos que tiene un cambio en la eficiencia energética de los aparatos que proporcionan los servicios de mayor consumo residencial de energía, como son la calefacción y el ACS. De acuerdo con Sorrell y Dimitropoulos (2008), bajo el cumplimiento de ciertos supuestos y considerando los resultados de la Tabla 5, un aumento del 100% en la eficiencia energética de un sistema de calefacción que utiliza combustible líquido tiene un efecto rebote directo del 66% y, por tanto, podría generar un ahorro aproximado del 34% en el consumo de dicho combustible. Cabe destacar que en el caso del gas natural y del GLP, un aumento similar en la eficiencia energética provocaría un resultado no deseado. Esto es, un incremento aproximado del 20% en el consumo de gas natural y otro aumento del 50% en el consumo de GLP. En el caso de la electricidad, el ahorro de energía que conlleva un incremento de la eficiencia energética en el sistema eléctrico residencial sería modesto.

A nuestro modo de ver, la efectividad de una política de eficiencia energética debería analizarse teniendo en cuenta el contexto económico. De esta manera, si los hogares españoles enfrentan una crisis económica, tal como ocurre en 2013, una política que promueva la eficiencia energética haría que las familias recuperaran sus antiguos niveles de comodidad y, por tanto, aumentarían su consumo de energía. Esta situación anularía los posibles ahorros de energía inicialmente esperados.

La investigación futura debiera continuar con el análisis de la demanda residencial de energía en España en otros períodos más favorables al consumo para determinar si existe algún cambio en las elasticidades. También sería conveniente profundizar en el estudio de los modelos de sistemas de ecuaciones con censura y examinar si las elasticidades precio e ingreso de la demanda de energía varían en función de la zona geográfica y la renta, tal como postulan Labandeira y otros (2012), Blázquez y otros (2013a) y Blázquez y otros (2013b).

APÉNDICE

Tabla A1: MODELO AUXILIAR PARA TRATAR LA POSIBLE ENDOGENEIDAD DEL GASTO TOTAL

Variable explicada: ln(gasto total)		
VARIABLES EXPLICATIVAS	COEFICIENTE	VALOR-P
ln(precio de la electricidad)	0,052**	(0,025)
ln(precio del gas natural)	-0,111***	(0,000)
ln(precio del GLP)	0,010	(0,724)
ln(precio del combustible líquido)	-0,016***	(0,001)
Número de personas	0,073***	(0,000)
Número de ocupados	-0,004	(0,626)
Sustentador principal con educación secundaria	0,013	(0,370)
Sustentador principal con educación superior	-0,018	(0,268)
Sustentador principal en paro	-0,012	(0,503)
Sustentador principal jubilado	-0,000	(0,986)
Vivienda alquilada	-0,019**	(0,046)
Piso	-0,239***	(0,000)
Número de habitaciones	0,016***	(0,003)
ln(superficie)	0,218***	(0,000)
Vivienda en noroeste	-0,052***	(0,003)
Vivienda en noreste	0,025	(0,153)
Vivienda en zona central	-0,001	(0,948)
Vivienda en este	-0,063***	(0,000)
Vivienda en sur	-0,088***	(0,000)
ln(ingreso del hogar)	0,078***	(0,000)
Constante	5,519***	(0,000)
Observaciones		9.001
R ²		23,3%

* p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Fuente: Elaboración propia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alberini, A., Gans, W. y Velez-Lopez, D. (2011): “Residential consumption of gas and electricity in the U.S.: The role of prices and income”, *Energy Economics*, vol. 33, págs. 870-881.
- Banks, J., Blundell, R. y Lewbel, A. (1997): “Quadratic engel curves and consumer demand”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, págs. 527-539.

- Blundell, R. y Robin, J.M. (1999): "Estimation in large and disaggregated demand systems: an estimator for conditionally linear systems", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, págs. 209-232.
- Blázquez, L., Boogen, N. y Filippini, M. (2013a): "Residential electricity demand in Spain: New empirical evidence using aggregate data", *Energy Economics*, vol. 36, págs. 648-657.
- Blázquez, L., Filippini, M. y Heimsch, F. (2013b): "Regional impact of changes in disposable income on Spanish electricity demand: A spatial econometric analysis", *Energy Economics*, vol. 40, págs. s58-s66.
- Braun, F.G. (2010): "Determinants of households' space heating type: A discrete choice analysis for German households", *Energy Policy*, vol. 38, págs. 5943-5503.
- CNMC (2014): 'Comisión nacional de los mercados y la competencia', <http://www.cnmc.es/>. Último acceso: 10/10/2014.
- Dagher, L. (2012): "Natural gas demand at the utility level: An application of dynamic elasticities", *Energy Economics*, vol. 34, págs. 961-969.
- Deaton, A.S. y Muellbauer, J. (1980): "An almost ideal demand system", *American Economic Review*, vol. 70, págs. 312-26.
- Dubin, J.A. y McFadden, D.L. (1984): "An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption", *Econometrica*, vol. 52, págs. 345-62.
- Eurostat (2014): 'Statistic database', Statistical Office of the European Communities. <http://ep.eurostat.ec.europa.eu/>. Último acceso: 20/05/2014.
- Filippini, M., Masiero, G. y Moschetti, K. (2009): "Regional consumption of antibiotics: A demand system approach", *Economic Modelling*, vol. 26, págs. 1389-1397.
- Filippini, M. y Pachauri, S. (2004): "Elasticities of electricity demand in urban Indian households", *Energy Policy*, vol. 32, págs. 429-436.
- Green, R. y Alston, J.M. (1990): "Elasticities in AIDS models", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 72, págs. 442-445.
- Gundimeda, H. y Köhlin, G. (2008): "Fuel demand elasticities for energy and environmental policies: Indian sample survey evidence", *Energy Economics*, vol. 30, págs. 517-546.
- Haas, R. y Schipper, L. (1998): "Residential energy demand in OECD-countries and the role of irreversible efficiency improvements", *Energy Economics*, vol. 20, págs. 421-442.
- Hanemann, W.M. (1984): "Discrete/continuous models of consumer demand", *Econometrica*, vol. 52, págs. 541-561.
- Heien, D. y Wessells, C.R. (1990): "Demand systems estimation with microdata: A censored regression approach", *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 8, págs. 365-71.
- Holt, M.T. y Goodwin, B.K. (2009): Contributions to economic analysis, vol. 288, Emerald Group Publishing Limited, Capítulo 2: The Almost ideal and translog demand systems, págs. 37-59.
- Hondroyannis, G. (2004): "Estimating residential demand for electricity in Greece", *Energy Economics*, vol. 26, págs. 319-334.
- IDAE (2007): Guía técnica de contabilización de consumos, Instituto para la Diversificación y Ahorro de la Energía.
- IDAE (2011): Proyecto Sech-Spanhousec: Análisis del consumo energético del sector residencial en España, Informe técnico, Instituto para la Diversificación y Ahorro de la Energía.
- INE (2014): 'Instituto Nacional de Estadística', <http://www.ine.es>. Último acceso: 20/03/2014.
- Jeong, J., Seob, C. y Lee, J. (2011): "Household electricity and gas consumption for heating homes", *Energy Policy*, vol. 39, págs. 2679-2687.
- Kriström, B. (2008): "Residential energy demand", *OECD Journal: General Papers*, vol. 2008/2, págs. 95-115.

- Labandeira, X., Labeaga, J.M. y López-Otero, X. (2012): "Estimation of elasticity price of electricity with incomplete information", *Energy Economics*, vol. 34, págs. 627-633.
- Labandeira, X., Labeaga, J.M. y Rodríguez, M. (2006): "A residential energy demand system for Spain", *The Energy Journal*, vol. 27, págs. 87-112.
- Lee, C.-C. y Chiu, Y.-B. (2011): "Electricity demand elasticities and temperature: Evidence from panel smooth transition regression with instrumental variable approach", *Energy Economics*, vol. 33, págs. 896-902.
- Liao, H.-C. y Chang, T.-F. (2002): "Space-heating and water-heating energy demands of the aged in the U.S.", *Energy Economics*, vol. 24, págs. 267-284.
- Mansur, E.T., Mendelsohn, R. y Morrison, W. (2008): "Climate change adaptation: A study of fuel choice and consumption in the U.S. energy sector", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 55, págs. 175-193.
- Medina, E. y Vicéns, J. (2011): "Factores determinantes de la demanda eléctrica de los hogares en España: Una aproximación mediante regresión cuantílica", *Estudios de Economía Aplicada*, vol. 29, págs. 515-538.
- Medinaceli, M. (2009): "Consumo de gas natural en Bolivia: Una aplicación del sistema cuadrático casi ideal de demanda", *Revista de Análisis Económico*, vol. 24, págs. 3-33.
- Meier, H. y Rehdanz, K. (2010): "Determinants of residential space heating expenditures in Great Britain", *Energy Economics*, vol. 32, págs. 949-959.
- Nesbakken, R. (2001): "Energy consumption for space heating: A discrete-continuous approach", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 103, págs. 165-84.
- Ngui, D., Mutua, J., Osiolo, H. y Aligula, E. (2011): "Household energy demand in Kenia: An application of the linear approximate almost ideal demand system (LA-AIDS)", *Energy Policy*, vol. 39, págs. 7084-7094.
- Poi, B.P. (2008): "Demand-system estimation: Update", *Stata Journal*, vol. 8, págs. 554-556.
- Pollak, R.A. y Wales, T.J. (1992): *Demand system specification and estimation*, Oxford University Press, New York.
- Sorrell, S. y Dimitropoulos, J. (2008): "The rebound effect: Microeconomic definitions, limitations and extensions", *Ecological Economics*, vol. 65, págs. 636-649.
- Vaage, K. (2000): "Heating technology and energy use: a discrete/continuous choice approach to Norwegian household energy demand", *Energy Economics*, vol. 22, págs. 649-666.
- Zachariadis, T. y Pashourtidou, N. (2007): "An empirical analysis of electricity consumption in Cyprus", *Energy Economics*, vol. 29, págs. 183-198.
- Zheng, Z. y Henneberry, S.R. (2010): "An analysis of food grain consumption in urban Jiangsu province of China", *Journal of Agricultural and Applied Economics*, vol. 42, págs. 337-355.
- Zheng, Z. y Henneberry, S.R. (2012): "Estimating the impacts of rising food prices on nutrient intake in urban China", *China Economic Review*, vol. 23, págs. 1090-1103.

Fecha de recepción del original: mayo, 2013

Versión final: mayo, 2015

ABSTRACT

This paper analyzes the Spanish housing demand for electricity, natural gas, liquefied petroleum gas (LPG) and liquid fuels using a QUAIDS model. Since not all households consume all fuels at a time, this model is adapted to consider censored data. The data used belong to the Spanish Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) of 2013. The results indicate that the demand for electricity and liquid fuel have inelastic price elasticity, while natural gas and LPG are sensitive to changes in demand prices. Furthermore, all fuels are normal goods, although the demand for LPG is the most sensitive to changes in household income.

Key words: residential energy demand, QUAIDS model, censoring.

JEL classification: C34, C36, Q48, Q49.