

TARIFACIÓN DE LA ENERGÍA ELÉCTRICA RESIDENCIAL EN ESPAÑA: ¿EFICIENCIA Y PROGRESIVIDAD?

Laura Fernández Villadangos¹
Universitat de Barcelona

RESUMEN:

En la actualidad existe un debate sobre la idoneidad de aplicar tarifas en dos partes y en bloques sobre el consumo residencial de electricidad. Bajo estos precios los consumidores no reciben señales sobre el grado de saturación de la capacidad de generación del sistema. Esto hace que se generen puntas y valles de demanda muy acusados, lo cual genera ineficiencias en el sistema. Asimismo, estas tarifas no hacen que los individuos que más consumen sean los que más paguen, lo cual iría en contra de criterios redistributivos.

El objetivo del trabajo es analizar la eficiencia y la progresividad de la tarifa en dos partes en España. En primer lugar, estimaremos los determinantes de la potencia contratada en el corto plazo. Con estos resultados analizaremos los efectos de la tarifa española sobre la distribución del precio de los consumidores en función de su consumo. Este análisis nos aportará evidencia sobre el grado de eficiencia y progresividad que consigue esta estructura tarifaria.

La metodología del trabajo utilizará un modelo *probit* ordenado con variables instrumentales y regresiones no paramétricas *spline*. Ambas metodologías se aplicarán sobre datos individuales anuales de corte transversal de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, para el año 1999 y sobre un total de 9881 observaciones.

Los resultados del trabajo apuntan a la naturaleza regresiva e ineficiente de la tarifa en dos partes, puesto que aquellos consumidores que más consumen acaban pagando un precio medio más bajo por su consumo de electricidad. Por último, concluimos que las características del hogar y de los individuos que lo habitan son buenos predictores de la potencia eléctrica que contratan las familias.

Códigos JEL: (L94), (Q41), (D12)

Palabras clave: Regulación de precios, sector eléctrico, análisis empírico del comportamiento del consumidor.

¹ Grupo de Investigación en Políticas Públicas y Regulación Económica. Dept. de Política Económica. Av. Diagonal, 690, Torre 6, 3ª Planta 08034 Barcelona. E-mail: laura.fernandez@ub.edu Telf.: (0034) 93 402 19 47 Fax: (0034) 93 402 45 73

1. Introducción

La tarifa que se aplica en España para facturar el consumo doméstico de electricidad es una tarifa en dos partes. Esta estructura tarifaria está regulada y tiene dos componentes: un precio para la potencia contratada en el hogar y otro para el consumo de cada *kwh*.²

En caso de que el consumidor residencial no contrate el suministro eléctrico, no pagará nada en concepto del servicio. En caso de que el consumidor haya contratado este suministro su factura constará de un término de potencia, que será el producto entre la potencia contratada y el precio regulado de esta potencia y un término de energía, que será el producto entre los *kwh* de electricidad consumidos y el precio regulado de ese consumo o precio marginal.

Bajo este sistema de precios el pago de la cuota fija o término de potencia deberá satisfacerse independientemente de si se consume electricidad o no.

Dado que los precios del término de energía y el término de potencia están regulados, la única variable de elección para el consumidor en una tarifa eléctrica en dos partes es el nivel de potencia contratado.

En España, los niveles de potencia disponibles para el consumo doméstico son seis y oscilan entre 2,2 y 7,7 *KW*, siendo cada nivel de potencia superior en un *KW* al anterior.³ En consecuencia, la contratación de un nivel de potencia elevado en el hogar, supondrá un mayor pago en la factura eléctrica en concepto de cuota fija.⁴

Según Auerbach y Pellechio (1978) la posibilidad de que la cuota fija de la tarifa en dos partes varíe entre individuos, como sucede en el caso español, favorece una financiación más equitativa de los costes fijos derivados de generar y suministrar electricidad.

No obstante, actualmente existe un debate sobre la mejora que supone en términos de eficiencia y equidad la aplicación de sistemas tarifarios dinámicos, como la tarificación en tiempo real, y tarifas que distingan por el momento en que se consume la electricidad, como las tarifas por tiempo de uso, respecto a la aplicación de sistemas tarifarios tradicionales, básicamente, las tarifas en dos partes y las tarifas por bloques de consumo.

Dado este debate, la hipótesis de trabajo que defendemos se basa, no sólo en que una financiación más equitativa de los costes del sistema se conseguirá a través de un mayor pago de cuota fija por parte de los consumidores que contraten una potencia más elevada, sino como resultado de la distribución del precio pagado en función del consumo. Es decir, a pesar de que los consumidores con un mayor equipamiento

² A pesar de que a partir del 1 de enero de 2003 la totalidad de los consumidores del mercado eléctrico en España pueden optar entre consumir electricidad bajo la tarifa regulada o bien acceder al mercado con precios liberalizados, de los 23,3 millones de consumidores con suministros de baja tensión (domésticos y pequeñas y medianas empresas) que existían en el mercado español de electricidad en marzo de 2005, tan sólo 1,3 millones facturaban su consumo de electricidad en el mercado liberalizado (CNE, 2005).

³ Estos niveles de potencia son: 2,2; 3,3; 4,4; 5,5; 6,6 y 7,7 *KW*.

⁴ Cabe señalar aquí que la potencia es un indicador de capacidad, y por tanto, una mayor contratación de potencia respondería a la necesidad de un mayor consumo simultáneo de electricidad con múltiples electrodomésticos. En contraste el término de energía en una tarifa eléctrica en dos partes es un indicador de flujo y expresa el valor del consumo de energía a lo largo del tiempo, con independencia de si ese consumo se realiza con varios electrodomésticos de forma simultánea, o bien de forma más dilatada en el tiempo.

en electrodomésticos, y por tanto, con una mayor potencia contratada, paguen más en concepto de cuota fija, si su precio medio en función del consumo acaba siendo más bajo que para los segmentos que contratan un nivel menor de potencia, la tarifa en dos partes acabaría teniendo un componente regresivo. Además la tarifa sería ineficiente, puesto que los consumidores que contratan más potencia lo hacen para poder consumir más de forma simultánea, con lo que colaborarían en el apuntamiento de la demanda, haciendo peligrar la garantía de suministro eléctrico para una capacidad de generación instalada dada. Si este apuntamiento no se desincentiva a través de un pago mayor por ese consumo, difícilmente se conseguirá estabilizar la curva de carga a lo largo del ciclo de demanda.

En este contexto, el objetivo de este capítulo es analizar los efectos de la tarifa en dos partes sobre la distribución del precio pagado por los consumidores residenciales españoles en función de su nivel de consumo. Este análisis nos aportará evidencia sobre el grado de eficiencia y progresividad que se consigue con esta estructura tarifaria.

Este análisis es relevante en el marco de la literatura internacional actual. Al respecto podemos destacar los trabajos de Borenstein y Holland (2003); Borenstein (2005) y Faruqui y George (2005). En estos trabajos se argumenta que bajo las estructuras tarifarias tradicionales los consumidores no reciben señales sobre el grado de saturación de la capacidad de generación del sistema. De esta forma la demanda eléctrica se vuelve más apuntada en algunos momentos, generando puntas y valles muy acusados a lo largo del ciclo de demanda. Esta situación hace que la restricción efectiva de capacidad en las puntas se convierta en capacidad excedentaria en el valle, lo cual genera ineficiencias en el sistema.⁵ Asimismo, las tarifas en dos partes y en bloques de consumo no consiguen necesariamente que los individuos que consumen más sean los que más paguen por su uso de electricidad, lo cual iría en contra de criterios de eficiencia y redistributivos, pese a que como señalan Auerbach y Pellechio (1978) se permita que la cuota fija de una tarifa en dos partes sea distinta por grupos de individuos.

La metodología que utilizaremos para estudiar la eficiencia y progresividad de la tarifa en dos partes tiene dos componentes: un análisis paramétrico y un análisis no paramétrico. En el primero estimaremos un modelo de elección discreta a través de un *probit* ordenado por variables instrumentales. En este modelo la variable endógena será cada uno de los niveles de potencia que pueden contratar los hogares. Las variables explicativas serán las características de los individuos y de los hogares, junto con el consumo de electricidad que se registre en cada hogar. Dado que el consumo eléctrico puede causar problemas de endogeneidad al explicar la elección de potencia, instrumentalizamos esta variable para evitar resultados sesgados e inconsistentes en la estimación del modelo discreto.

En el análisis no paramétrico utilizaremos elementos regresiones *spline* para investigar sobre la eficiencia y progresividad de la tarifa eléctrica española. El análisis *spline* aportará evidencia sobre cómo es la distribución del precio pagado por los usuarios residenciales en función de su consumo eléctrico a lo largo de los distintos niveles de potencia contratados por esos usuarios.

Puesto que en este análisis el consumo volverá a ser una fuente de problemas de endogeneidad, en lugar de utilizar esta variable la sustituiremos por su predicción, que habremos obtenido previamente en la estimación de la primera etapa del modelo *probit* ordenado. Este mismo procedimiento se aplicará sobre la

⁵ Borenstein, Jaske y Rosenfeld (2002).

potencia contratada en el hogar, sustituyendo su valor por la predicción obtenida en la estimación del modelo discreto.

Los datos que se utilizarán para realizar este trabajo provienen de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares de 1999, realizada por el Instituto Nacional de Estadística de España. Por tanto, el análisis empírico se hará con microdatos. El uso de este tipo de datos permitirá la extracción de conclusiones más precisas que en el caso de utilizar datos agregados.

Nuestros resultados apuntan a la naturaleza ineficiente y regresiva de la tarifa en dos partes, puesto que los consumidores que cuentan con un mayor nivel de potencia contratada, acaban pagando relativamente un precio medio más bajo por su consumo. Adicionalmente, concluimos que las características de cada hogar y de los individuos que lo habitan son determinantes apropiados de la potencia eléctrica que contratan las familias y, por ende, de los efectos de la estructura tarifaria en dos partes sobre el consumo residencial de electricidad.

A partir de aquí, el contenido de este trabajo se organizará de la siguiente forma: en la sección 2 se describe la metodología utilizada para la realización del trabajo empírico. En la sección 3 se describen los datos utilizados en el análisis. En la sección 4 se discuten los principales resultados obtenidos en la estimación del modelo paramétrico discreto y de las estimaciones no paramétricas. Por último, en la sección 5 se comentan las conclusiones obtenidas en este trabajo.

2. Metodología

El análisis empírico que vamos a realizar a continuación sigue un enfoque paramétrico y un enfoque no paramétrico, que se complementan entre sí a la hora de valorar el grado de eficiencia y progresividad de la tarifa eléctrica residencial en dos partes y los determinantes del comportamiento de los consumidores bajo esta estructura tarifaria.

El contexto del análisis es el corto plazo, es decir, dado un equipamiento de electrodomésticos en el hogar, veremos qué factores intervienen en la decisión de los consumidores de contratar una potencia eléctrica determinada, y la probabilidad de elegir cada una de las potencias disponibles. Asimismo, estudiaremos cómo es la distribución del precio medio pagado por los individuos respecto a su consumo eléctrico, distinguiendo por el nivel de potencia contratado, a efectos de valorar la eficiencia y la progresividad de la tarifa.

Para ello, utilizaremos un modelo discreto que estimará tanto los determinantes de la potencia contratada, como la probabilidad de elegir esta potencia. Este análisis será una aportación novedosa con respecto al que tradicionalmente se ha empleado en la literatura del sector.

Esta novedad radica en el hecho de que los modelos discretos utilizados por la literatura se han enmarcado en un contexto de largo plazo y han perseguido objetivos distintos. En estos trabajos el modelo discreto servía para calcular las elasticidades precio y renta de largo plazo del consumo de electricidad, a través de la estimación de la propia demanda de un equipo electrodoméstico concreto. Una vez determinada esa demanda se estimaba el consumo de electricidad, que se caracteriza como una decisión continua y permite la obtención de las elasticidades precio y renta de corto plazo. Esta metodología, con algunas variaciones

es la que se utiliza en los trabajos de McFadden, Kirshner y Puig (1977), Dubin y McFadden (1984), Dubin (1985), Baker y Blundell (1991), Nesbakken (1999) y Halvorsen y Larsen (2001).

Sin embargo, en nuestro trabajo no utilizamos un modelo discreto para calcular una elasticidad de largo plazo, sino que imponemos la restricción de que el stock de electrodomésticos es fijo. Dado este stock buscamos los determinantes de la decisión discreta de cuánta potencia eléctrica contratar por cada hogar. Combinando algunos elementos de esta estimación con el análisis no paramétrico, en que determinaremos la distribución del precio de la electricidad respecto al consumo de cada hogar, en función de la potencia contratada, veremos cómo se comporta la tarifa en dos partes en términos de eficiencia y progresividad. Es decir, valoraremos si los condicionantes que han llevado a los individuos a contratar una potencia concreta, dado un stock de electrodomésticos, conducen a que el precio medio pagado por los hogares sea creciente con su nivel de potencia, en cuyo caso la tarifa sería eficiente y progresiva, o decreciente, en cuyo caso la tarifa en dos partes sería ineficiente y regresiva.⁶

2.1. Un modelo de elección discreta sobre la contratación de potencia eléctrica residencial

Los modelos de respuesta ordenada tienen en cuenta la naturaleza indexada de diversas variables de respuesta; en este trabajo los niveles de potencia contratados por el hogar son las respuestas ordenadas. El elemento subyacente a esta indexación en estos modelos es una variable latente y continua que describe la respuesta. En un modelo *probit* ordenado se supone que el error aleatorio asociado con esta variable latente descriptiva de la respuesta sigue una distribución normal.

En contraste con los modelos de respuesta ordenada, los modelos *logit* multinomiales y *probit*, dejan de lado la ordinalidad de los datos y requieren la estimación de un mayor número de parámetros (cuando existen tres o más alternativas, reduciéndose los grados de libertad disponibles para la estimación).

En este trabajo se ha utilizado la siguiente especificación:

$$P_n^* = \mathbf{b}' z_n + \mathbf{e}_n, \quad \text{siendo } \mathbf{e}_n \approx N(0, \mathbf{s}^2), \quad (1)$$

donde P_n^* es la variable latente continua que mide el nivel de potencia contratado por el hogar n , z_n es un vector de variables explicativas que contienen características del hogar y de los individuos, \mathbf{b} es un conjunto de parámetros a estimar y \mathbf{e} es un término de error aleatorio, que suponemos que sigue una distribución normal estándar, con media cero y varianza conocida.

La variable observada codificada discreta de la potencia contratada en el hogar, P_n , se determina a partir del modelo como sigue:

$$P_n = \begin{cases} 1 & \text{si } -\mu \leq P_n^* \leq m_1 & \text{Nivel de potencia 2,2} \\ 2 & \text{si } m_1 < P_n^* \leq m_2 & \text{Nivel de potencia 3,3} \\ 3 & \text{si } m_2 < P_n^* \leq m_3 & \text{Nivel de potencia 4,4} \\ 4 & \text{si } m_3 < P_n^* \leq m_4 & \text{Nivel de potencia 5,5} \end{cases}$$

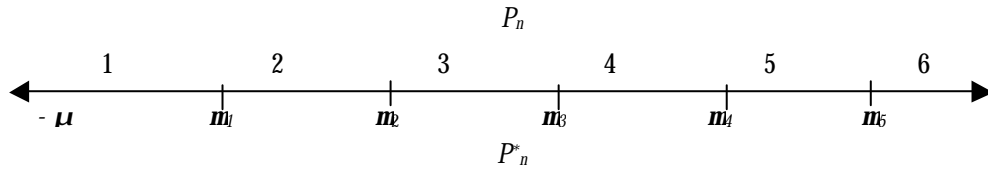
⁶ Planteamos el concepto de progresividad en estos términos puesto que entendemos que los individuos que contratan una mayor potencia son aquellos que tienen un mayor equipamiento en electrodomésticos y, por tanto, un mayor nivel de renta. En este caso, una tarifa progresiva llevaría a que estos individuos pagaran un precio medio más elevado por su consumo de energía.

$$\left| \begin{array}{ll} 5 \text{ si } m_4 < P_n^* \leq m_5 & \text{Nivel de potencia 6,6} \\ 6 \text{ si } m_5 < P_n^* \leq m_6 & \text{Nivel de potencia 7,7} \end{array} \right.$$

Donde las m representan los umbrales a estimar.

La Figura 1 ilustra la correspondencia entre la variable continua subyacente de potencia contratada, que hemos denominado latente, P_n^* , y la variable observada de potencia, P_n .

Figura 5.1. Relación entre las variables latente y observada de potencia



Las probabilidades asociadas con las respuestas codificadas de un modelo *probit* ordenado como éste, son las siguientes:

$$\Pi_n(1) = \Pr(P_n = 1) = \Pr(P_n^* \leq m_1) = \Pr(\mathbf{b}'Z_n + e \leq m_1) = \Pr(e_n \leq m_1 - \mathbf{b}'Z_n) = \Phi\left(\frac{m_1 - \mathbf{b}'Z_n}{s}\right)$$

M

$$\Pi_n(2) = \Pr(P_n = 2) = \Pr(m_1 < P_n^* \leq m_2) = \Pr(e_n \leq m_2 - \mathbf{b}'Z_n) - \Pr(e_n \leq m_1 - \mathbf{b}'Z_n) = \Phi\left(\frac{m_2 - \mathbf{b}'Z_n}{s}\right) - \Phi\left(\frac{m_1 - \mathbf{b}'Z_n}{s}\right) \quad (2)$$

M

$$\Pi_n(K) = \Pr(P_n = K) = \Pr(m_K < P_n^*) = 1 - \Phi\left(\frac{m_K - \mathbf{b}'Z_n}{s}\right)$$

Donde n representa a cada individuo, k es una alternativa de respuesta, $\Pr(P_n = k)$ es la probabilidad de que un individuo n responda de forma k , y $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución acumulativa normal estándar.

Gracias a la naturaleza creciente de la variable ordenada, la interpretación del conjunto de parámetros primario del modelo, \mathbf{b} , es la siguiente: los signos positivos indicarán una mayor potencia contratada a medida que el valor de las variables asociadas aumenta, mientras que los signos negativos sugieren lo contrario. Estas interacciones deben compararse con los rangos entre los diversos umbrales que delimitan las probabilidades de elección, m , al objeto de determinar la clasificación de potencia más probable para un hogar concreto.

Asimismo, a la hora de aplicar el modelo *probit* ordenado anterior sobre los datos deberemos tener en cuenta dos cosas: la complejidad del diseño muestral a partir del cual se ha obtenido la base de datos y la posibilidad de que alguna de las variables explicativas del modelo tengan en realidad una naturaleza endógena.

2.1.1. Naturaleza del diseño muestral

Los datos de la muestra no han sido seleccionados siguiendo un proceso de muestreo aleatorio simple sino que se han escogido a través de un diseño muestral complejo, en forma de proceso bietápico por

estratificación. Este tipo de encuestas complejas, a pesar de que consiguen recoger una información más representativa de la realidad, lo hacen a costa de añadir un grado de complejidad no desdeñable al análisis econométrico, que no debemos pasar por alto.⁷

En particular el uso de esta información sin considerar este origen complejo acarrea problemas de estimación. Estos problemas surgen porque el proceso de muestreo pretende elegir hogares que discrepen al máximo entre los distintos estratos, pero que a su vez, guarden la mayor similitud posible dentro de un mismo estrato.

Dado lo anterior, no podemos considerar que la varianza sea constante a lo largo de todos los individuos de la muestra, produciéndose por tanto, un problema de perturbación no esférica dada la correlación del término de perturbación entre los individuos de un mismo estrato.

Para poder solucionar este problema debemos remitirnos al uso de técnicas de estimación *survey*. Esta técnica considera de forma explícita el procedimiento seguido en el proceso de selección muestral, lo cual ajusta la matriz de varianzas y covarianzas, aumentando la eficiencia de los resultados obtenidos y permitiendo estimaciones robustas de la especificación de que se trate.

2.1.2. Los problemas de endogeneidad

En la estimación del modelo *probit* ordenado deberemos tener en cuenta la posibilidad de que exista un problema de endogeneidad con dos variables presuntamente explicativas: el consumo de electricidad de los hogares y la renta doméstica de los mismos.

Respecto al consumo de electricidad, defendemos que puede existir una doble causalidad entre esta variable y el nivel de potencia contratado. Esto es así en la medida en que aquellos hogares que contratan más potencia lo hacen porque desean utilizar simultáneamente un gran número de electrodomésticos. Asimismo, la existencia de un stock de electrodomésticos amplio es probable que lleve a un mayor consumo de electricidad. Por otro lado, los hogares que más electricidad consumen suelen coincidir con los que tienen más aparatos eléctricos y, por tanto, con los que contratan un nivel de potencia mayor.

Para corregir este problema hemos optado por estimar el modelo *probit* ordenado en dos etapas. De esta forma evitamos la derivación de resultados econométricamente sesgados e inconsistentes.

Entre los instrumentos del consumo de electricidad está la renta doméstica. Si bien es cierto que la renta condiciona el nivel de consumo eléctrico directamente, también podría pensarse que las familias que consuman más electricidad pueden coincidir con las que disfruten de un mayor ingreso. Por tanto, puede existir un mayor consumo por tener un nivel de renta más alto, pero a su vez, puede que sean normalmente las familias con mayor poder adquisitivo las que habitualmente registren niveles de consumo más importantes, debido a un mejor equipamiento en electrodomésticos. En este sentido existiría una doble causalidad entre ambas variables.

En este caso hemos decidido que la variable de renta no aparezca como tal en nuestra especificación econométrica y, en su lugar, hemos optado por sustituirla por la variable que hemos denominado *Gasto*

⁷ Skinner, Holt y Smith (1990) hacen un análisis exhaustivo de todas las particularidades asociadas al mecanismo de muestreo complejo.

Total No Energético (GTNE) y que hemos construido a posteriori, a partir de la información de nuestra base de datos.⁸

2.2. Análisis no paramétrico

Las técnicas no paramétricas estiman el valor de la función de regresión entre dos o más variables en un punto dado, utilizando observaciones próximas a ese punto sin que sea necesario introducir restricciones sobre esa forma funcional.

En particular, en este trabajo hemos optado por el uso de regresiones *spline*. Las regresiones *spline* son polinomios por tramos, donde todos los segmentos o tramos están conectados entre sí. Los puntos de unión de los segmentos del polinomio se denominan nodos. Estos nodos no tienen por qué estar separados por la misma distancia de uno a otro, sino que esto dependerá de la relación funcional que estemos ajustando en cada caso.

Siguiendo a Scott (2003), podemos decir que si tenemos un conjunto de datos tal como: $D = \{[x_1, y_1], \dots, [x_m, y_m]\}$ en \mathfrak{R}^2 , podemos ajustar una curva *spline* buscando una función f que solucione la siguiente minimización:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ((y_i - f(x_i))^2) + \mathbf{I} \int_{x_1}^{x_m} (f''(x)u)^2 du, \quad (3)$$

donde $f(\cdot)$ es la forma funcional ajustada y u es el dominio sobre el que se ajusta cada punto de la función. El primer término de la ecuación (3) mide la cercanía de la función ajustada a los datos, mientras que el segundo penaliza la curvatura en la función. El término \mathbf{I} establece el *trade off* entre ambos. La elección de este parámetro es fundamental para asegurar la precisión de la relación funcional ajustada. En este trabajo optamos su elección a través de un proceso de validación transversal. Bajo este procedimiento se parte de un conjunto de valores para el parámetro y se elige aquél que minimiza el error de predicción fuera de la muestra.

Las regresiones *spline* de esta forma son especialmente susceptibles de uso cuando alguna de las variables implicadas es discreta. Este hecho es relevante en nuestro caso, puesto que utilizaremos esta metodología para ver la relación existente entre el precio medio de la electricidad pagado por cada uno de los hogares en función de su consumo eléctrico, controlando esta relación por la potencia eléctrica contratada, que es una variable discreta.

Como resultado de esta regresión obtendremos seis relaciones funcionales entre el precio medio y el consumo de electricidad para otros tantos niveles de potencia contratados.

En el caso de que alguna de las funciones para potencias contratadas bajas esté al mismo nivel o por encima de las funciones con potencias altas para algún nivel de consumo, la tarifa en dos partes no será eficiente ni progresiva, puesto que el precio medio pagado por los hogares con poca potencia será igual o superior al pagado por los hogares con potencia alta.

⁸ Esta solución a la endogeneidad de la variable renta está consolidada en la literatura empírica. Ver los trabajos de Dubin y McFadden (1984), Baker y Blundell (1991), Leth-Petersen (2002) y Halvorsen, Larsen y Nesbakken (2003).

2.2.1. Los problemas de endogeneidad

Como ocurría en la estimación del modelo *probit* ordenado, la variable de consumo de electricidad será una fuente de problemas de endogeneidad en la estimación no paramétrica, en la que el consumo actúa como explicativa del precio medio. En este caso el valor de ambas variables se determinará de forma simultánea. Esto es así puesto que el precio medio se ha calculado como el cociente entre el gasto en electricidad de cada hogar y su consumo. En este caso, si lleváramos a cabo la estimación no paramétrica sin tener en cuenta este hecho, los resultados estarían reflejando una relación puramente aritmética entre ambas variables.

Para evitar este problema sustituiremos la variable de consumo por la predicción obtenida en la primera etapa de la estimación del modelo *probit* ordenado. De esta forma, además de evitar el problema de endogeneidad estableceremos un vínculo adicional entre los dos enfoques metodológicos del trabajo, en la medida en que los resultados del modelo de elección discreta serán un *input* para la estimación no paramétrica.

De igual manera, la utilización de la variable potencia contratada en una regresión *spline* como explicativa del precio medio también genera problemas de endogeneidad por la forma en que se ha construido el indicador de precios. Aquí también utilizaremos la predicción de potencia obtenida en la segunda etapa de la estimación del *probit* ordenado.

3. Datos

En este trabajo se han utilizado datos anuales de corte transversal correspondientes a la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) de 1999, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística de España.

En la muestra original contamos con un total de 9881 observaciones que se corresponden con los hogares españoles participantes en la encuesta. Por tanto, el análisis empírico se hará con microdatos.

3.1. Construcción de algunas variables de interés

A partir de los datos de la ECPF se han construido algunas variables adicionales a las que se tenían de partida. Estas variables podrían dividirse en dos categorías diferenciadas:

- Variables relacionadas con el consumo de electricidad
- Variables de características de los individuos y del hogar

3.1.1. Variables relacionadas con el consumo de electricidad

La construcción de las variables relacionadas con el consumo de electricidad viene motivada por el hecho de que la ECPF ofrece únicamente datos de gasto en electricidad anuales. Este hecho no nos permite observar directamente la potencia eléctrica instalada en el hogar, los *kwh* consumidos o el precio medio de la electricidad pagado por los consumidores residenciales.

Potencia instalada

En la construcción de esta variable hemos atendido al equipamiento en electrodomésticos de cada hogar de la muestra y, conjugando esta información con las recomendaciones de la primera empresa del sector, Endesa, hemos podido construir una tabla que discrimina la potencia a contratar, en función del equipamiento en electrodomésticos.

Tabla 1. Potencia contratada en función del equipamiento electrodoméstico

APARATOS										
Iluminación	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Pequeño	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Lavadora		X	X	X	X	X	X	X	X	X
Lavavajillas			X			X		X	X	X
Horno					X	X			X	
Cocción eléctrica							X	X	X	X
Refrigeración				X						X
POTENCIA (KW)	2,2	3,3	4,4	4,4	4,4	5,5	5,5	6,6	7,7	7,7

Fuente: elaboración propia a partir de la información suministrada en la página web de Endesa

De la observación de la tabla puede concluirse que la compra de un electrodoméstico adicional, incrementa las necesidades de potencia contratada en 1,1 KW, siendo la excepción la cocción eléctrica (vitrocerámica o inducción) que incrementa esas necesidades en 2,2 KW.

A partir de aquí se ha analizado la configuración de electrodomésticos para cada uno de los cerca de diez mil hogares de la muestra, y se ha asignado una potencia teórica a cada uno, teniendo en cuenta la potencia marginal necesaria para el uso de cada aparato, en el caso de que la configuración particular de un hogar difiera de la configuración estándar reflejada en la Tabla 1.

Dado este sistema de asignación de potencia debemos tener en cuenta que estamos utilizando un dato aproximado. En realidad puede ocurrir que el hogar tienda a contratar potencia ligeramente por debajo del óptimo. Sin embargo, éste es el mejor dato del que podemos disponer.⁹

Una vez construida esta variable, que oscilará entre 2,2 kW y 7,7 kW, la hemos convertido en una variable ordinal entre 1 y 6. Esta transformación se ha hecho para poder utilizarla como endógena en el modelo *probit* ordenado.

Consumo en Kilovatios hora

Como ya hemos señalado, la ECPF sólo ofrece datos anuales de gasto eléctrico facturado a los hogares, por lo que hemos calculado los *kwh* consumidos por cada hogar de la muestra. Para ello, hemos partido de la información de una factura estándar de consumo de 1999 y del Real Decreto (RD) 2821/1998 de 23 de diciembre, por el que se establece la factura eléctrica para 1999, que agrupa los siguientes conceptos de facturación:

⁹ Este hecho introducirá un pequeño error de medida en los cálculos, pues al suponer una potencia contratada mayor a la real, estaremos considerando que el término de potencia de la factura es también mayor al real y, por tanto, obtendremos un menor gasto variable al realizado, lo cual redundará en un precio medio mayor al real para los consumidores que subcontratan potencia. Pese a todo, este error de medida quedará recogido por el término de error aleatorio y no introducirá un sesgo en los resultados.

Tabla 2. Desglose de una factura eléctrica doméstica de 1999

	CALCULO	IMPORTE
TP	$F \times p_F$	X_1
TE	$q_e \times p_{ma}$	X_2
Impuesto Electricidad	$(X_1 + X_2) \times 1,05113 \times 0,04864$	X_3
Conservación contador	M	X_4
	Base Imponible	$X_1 + X_2 + X_3 + X_4$
IVA	$(X_1 + X_2 + X_3 + X_4) \times 0,16$	X_5
	TOTAL FACTURA	$X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + X_5$

Fuente: elaboración propia a partir del RD 2821/1998 de 23 de diciembre y de la web de ENDESA S.A.

Nota: TP, término de potencia; TE, término de energía; p_F , precio regulado por unidad de potencia contratada; q_e , kilovatios hora consumidos; p_{ma} , precio regulado por kwh consumido; IVA, Impuesto sobre el valor añadido; M cuota fija de conservación del contador. El detalle de factura anterior se establece por período mensual.

Es decir, que la factura eléctrica de 1999 en España se dividía en una cuota fija y una cuota variable a la que había que sumar un importe fijo por conservación del aparato de medición del consumo, un impuesto sobre la electricidad y, por último aplicar un IVA del 16%.

Por tanto, nuestro dato de partida es el concepto “TOTAL FACTURA” y el que deseamos obtener es el número de kwh consumidos por cada hogar de la muestra. Además, contamos con los precios regulados de la potencia y de los kwh consumidos, así como con la potencia contratada por cada hogar, calculada de la forma en que se especifica en el apartado anterior, y con los tipos impositivos de los impuestos aplicados al consumo eléctrico y en concepto de IVA.

Cabe señalar que los precios regulados del término de potencia y de energía se han extraído del RD 2821/1998 de 23 de diciembre. De aquí se ha tomado como referencia una tarifa 2.0, que es la contratada por un 90% de los consumidores domésticos, según expertos del sector. De acuerdo con esta tarifa, los precios correspondientes al término de potencia y de energía son $p_F = 1,509$ euros/ kwh y mes y $p_{ma} = 0,086$ euros/ kwh , respectivamente.¹⁰

Dada esta información hemos calculado los kwh de consumo, q_e , de la siguiente forma:

$$q_e = \frac{\left[\left(\frac{TOTALFACTURA}{1,16} \right) / (1,05113 \times 0,04864) \right] - X_1}{p_{ma}} \quad (4)$$

Donde X_1 o término de potencia se calcula, en términos anuales:

$$X_1 = (F \times P_F) \times 12 \quad (5)$$

En la formulación anterior no se ha incluido el coste de mantenimiento del contador.¹¹ Dado que este importe no supera, como máximo, los cinco euros en el total anual, hemos considerado que este valor se

¹⁰ A la hora de tomar los precios regulados de la tarifa residencial en dos partes hemos tenido en cuenta el cambio de tarifa que se produjo en el mes de abril de 1999, calculando una media ponderada del precio por el número de días en que estuvo vigente cada una de las dos tarifas.

¹¹ Esto es así puesto que en función del tipo de contador que utilicen los hogares (monofásico o trifásico) el importe fijo de su mantenimiento varía, y en consecuencia también lo hará el importe de este concepto en el total de la factura.

incluye en la cuota fija, y aún siendo conscientes del pequeño error de medida que ello introduce en los cálculos, incrementando la cuota fija por encima del valor real, creemos que dado el reducido importe de este concepto, no se producen sesgos en los resultados que se obtendrán en el análisis posterior, puesto que este error queda recogido por el error aleatorio, ortogonal e idéntica e independientemente distribuido como una normal.

Precio Medio

Con la finalidad de contar con una medida del precio individualizado de la electricidad para los consumidores domésticos hemos construido una variable que recoja el precio medio pagado por los consumidores. Para ello, se ha procedido al cálculo de esta variable de la siguiente forma:

$$PM_e = \frac{(TP + TE)}{q_e}, \text{ donde } TP = X_i \text{ y } TE = q_e \times pma. \quad (6)$$

Dado que la estructura tarifaria eléctrica en España es uniforme para todos los consumidores domésticos, que pagarán el mismo precio por *kwh*, independientemente de la cantidad que consuman, se ha pretendido obtener un indicador del precio con variabilidad entre los individuos.

3.1.2. Variables de características de los individuos y del hogar

Con la finalidad de precisar el patrón de conducta de los consumidores, hemos construido seis variables cualitativas y una variable continua que tienen que ver con la estructura de edad de los individuos, la tenencia de calefacción y gas, el régimen de propiedad de la vivienda y el grado de urbanización del área de residencia. Asimismo se ha construido una variable indicativa del nivel de renta de las familias. En particular, estas siete variables son:

Tabla 3. Variables construidas de características de los individuos y del hogar

Variable	Descripción
<i>EDAD65</i>	1 para los mayores de 65 años 0, en otro caso
<i>HIJOS13</i>	1 hogares con niños menores de 13 años, 0 en otro caso
<i>CALE</i>	1 si el hogar dispone de calefacción, 0 en otro caso
<i>GAS</i>	1 si el hogar dispone de suministro de gas, 0 en otro caso
<i>TENEVIV</i>	1 si se tiene la propiedad de la vivienda, 0 si se habita en alquiler
<i>URBANA</i>	1 en las zonas urbanas, 0 en zonas rurales
<i>GTNE</i>	Gastos en bienes y servicios en el año de referencia y a precios de ese año, descontando los gastos en suministros energéticos

Las dos primeras variables, *EDAD65* e *HIJOS13* pretenden captar el consumo de electricidad en el hogar según la estructura generacional del mismo.

Respecto a variable *CALE* no podemos saber, a partir de nuestros datos si la calefacción es eléctrica o a gas. Esta falta de información no nos ha permitido incorporar esta variable dentro de la configuración de electrodomésticos del hogar para calcular la potencia contratada. Sin embargo la utilizamos posteriormente como variable explicativa de la potencia contratada.

La variable *GAS* tiene interés dado que entendemos que los consumos de gas y electricidad son sustitutivos entre si. Este hecho supondría que la presencia de gas reduciría las necesidades de contratación de potencia eléctrica y su ausencia operaría en sentido inverso.

En cuanto a la tenencia de la vivienda (*TENEVIV*), creemos que las familias que habitan viviendas en propiedad contratarán un nivel de potencia más adecuado a su equipamiento en electrodomésticos, mientras que aquellas familias que viven en régimen de alquiler tomarán como exógeno el nivel de potencia que existe en el hogar en el momento de habitarlo.

La variable *URBANA* pretende distinguir entre zonas rurales y urbanas. En el estudio de REE (1998) se afirma que en el medio urbano las familias tienen más electrodomésticos más amplios que en el medio rural. Esto nos lleva a pensar que las necesidades de potencia contratada son mayores para las familias que viven en zonas urbanas.

Por último, con el objetivo de evitar problemas de endogeneidad, que se derivarían del uso de una variable explícita de renta, hemos construido la variable *GTNE*, que es el total de gastos del hogar, liberado de aquéllos que se refieran al uso de insumos de carácter energético. De entre las principales fuentes energéticas que utilizan los hogares españoles se ha considerado el gasto en electricidad, en gas natural, en gas butano y en gasóleo de calefacción.

4. Estimación y resultados

Como ya hemos señalado la estimación de los determinantes de la potencia contratada por los consumidores residenciales en España se ha realizado mediante un modelo *probit* con variables instrumentales. Sus resultados se han utilizado para analizar la eficiencia y progresividad de la tarifa en dos partes a través de una estimación no paramétrica *spline*. En esta sección comentaremos los principales resultados derivados de nuestro estudio.

4.1. Un modelo de elección discreta sobre la contratación de potencia eléctrica residencial

La especificación funcional que adoptamos para estimar el modelo *probit* ordenado es la siguiente:

$$P = \mathbf{b}_1 \log q_e + \mathbf{b}_2 CALE + \mathbf{b}_3 DAUTC + \mathbf{b}_4 URBANA + \mathbf{b}_5 DANOCON + \mathbf{b}_6 DENSI + \mathbf{b}_7 DTIPOCASA + \mathbf{b}_8 GAS + \mathbf{b}_9 NIVESTUD + \mathbf{b}_{10} TENEVIV + e \quad (8)$$

A continuación describiremos cada una de las variables empleadas en esta estimación.

Tabla 4. Descripción de las variables utilizadas en la estimación de la ecuación (8)

VARIABLE	DESCRIPCIÓN
q_e	<i>kwh</i> anuales consumidos por cada uno de los hogares
<i>CALE</i>	<i>Dummy</i> de disposición de calefacción en el hogar
<i>DAUTO</i>	Comunidad Autónoma en que se localiza la vivienda
<i>DZONARES</i>	<i>Dummy</i> que distingue las zonas urbanas de las rurales
<i>DANNOCON</i>	Año de construcción de la vivienda
<i>DENSI</i>	Densidad de población en el área de residencia
<i>DTIPOCASA</i>	Tipo de vivienda (desde chalet o casa grande hasta alojamiento o casa económica)
<i>GAS</i>	<i>Dummy</i> de disposición del suministro de gas en el hogar
<i>NIVESTUD</i>	Nivel de estudios del sustentador principal del hogar (primarios, secundarios, superiores)
<i>TENEVIV</i>	<i>Dummy</i> del régimen de tenencia de la vivienda

Por tanto, nuestra hipótesis es que el nivel de potencia eléctrica contratado por cada hogar dependerá del consumo de electricidad y de una serie de características de los individuos, de la vivienda y de la zona en que se localice la misma.

Adicionalmente, y dado el potencial problema de endogeneidad existente por el uso de la variable de consumo eléctrico, la hemos instrumentalizado según describimos a continuación.

Tabla 5. Descripción de las variables utilizadas como instrumentos del consumo

VARIABLE	DESCRIPCIÓN
<i>GTNE</i>	Gastos en bienes y servicios en el año de referencia y a precios de ese año, descontando los gastos en suministros energéticos
<i>EDAD</i>	Edad del sustentador principal de cada hogar
<i>EDAD65</i>	<i>Dummy</i> con valor 1 para los hogares cuyo sustentador principal es mayor de 65 años y 0 en otro caso
<i>HIJOS13</i>	<i>Dummy</i> con valor 1 para aquellos hogares con hijos menores de 13 años y 0 en otro caso
<i>DTIPOHOG</i>	Variable cualitativa sobre la estructura familiar del hogar
<i>TAMAHOG</i>	Número de ocupantes del hogar
<i>SUPERF</i>	Superficie del hogar en metros cuadrados
<i>NHORAS</i>	Horas trabajadas por el sustentador principal
<i>VIVSEC</i>	Disposición de vivienda secundaria
<i>SEXO</i>	<i>Dummy</i> del sexo del sustentador principal de la vivienda

A partir de aquí se ha estimado el sistema anterior considerando el diseño muestral complejo de la encuesta. En este sentido hemos ponderado la matriz de varianzas y covarianzas de los regresores por el estrato de población al que pertenecen los individuos y por el peso poblacional de cada una de las Comunidades Autónomas en el total del tamaño poblacional del territorio.

Por otro lado, hemos estimado el sistema en dos etapas. En la primera etapa hemos estimado por mínimos cuadrados la regresión de los instrumentos y las variables exógenas de la ecuación (8) sobre el consumo de electricidad, considerando el diseño muestral complejo y utilizando la corrección de *White* en la matriz de varianzas y covarianzas, esto último para evitar cualquier posible problema de heteroscedasticidad de las observaciones. Con el mismo fin, hemos tomado logaritmos en todas las variables de naturaleza continua del modelo.

La estimación de la primera etapa revela que hemos elegido apropiadamente los instrumentos. En cualquier caso, y más allá de los signos y valores de los parámetros estimados, a la hora de valorar la idoneidad de los instrumentos utilizados, hemos considerado el coeficiente de bondad del ajuste (R^2) y el contraste de significación conjunta de los regresores.

Bound, Jaeger y Baker (1985) ya convinieron que a la hora de buscar candidatos a instrumentos en una regresión de mínimos cuadrados en dos etapas puede ocurrir que estos regresores estén sólo débilmente correlacionados con la variable endógena en cuestión. Este hecho puede conducir a estimaciones con errores estándar elevados y peligrosamente inconsistentes, incluso a la hora de trabajar con muestras de grandes dimensiones, como es el caso que nos ocupa.

Para ello, estos autores proponen examinar las características de la primera etapa de la estimación. Sus resultados sugieren que el R^2 parcial y el estadístico de la F son una guía útil a la hora de valorar la calidad de las estimaciones.

En este sentido, si bien la bondad del ajuste de la primera etapa de la estimación no alcanza un valor demasiado elevado 29,96 %, podemos considerarlo aceptable, dada la naturaleza de los datos que estamos manejando y el tamaño total de la muestra. Por su parte, la significación conjunta de los instrumentos está garantizada, lo cual nos hace pensar que los instrumentos elegidos pueden ser adecuados.¹²

Una vez estimada esta primera etapa hemos hecho una predicción de la variable de consumo y la hemos introducido en la ecuación (8), que hemos estimado como un *probit* ordenado.

Para corregir la matriz de varianzas y covarianzas del modelo en dos etapas hemos realizado un *bootstrap*, que ajustará los errores estándar de los coeficientes estimados. El resultado es que esta corrección no hace, en ningún caso, que el valor de los parámetros quede fuera de su intervalo de confianza al 95%.

Tabla 6. Resultados de la estimación del modelo *probit* ordenado con variables instrumentales

Variable	Coefficiente	e.s.
<i>Log_{leadj}</i>	0,809337***	0,054
<i>Calefacción</i>	0,516118***	0,039
<i>Gas</i>	-0,097583**	0,040
<i>COMUNIDADES AUTÓNOMAS</i>		
<i>Aragón</i>	0,687561***	0,072
<i>Asturias</i>	0,305189***	0,070
<i>Baleares</i>	-0,428798***	0,075
<i>Canarias</i>	0,094029	0,081
<i>Cantabria</i>	0,714541***	0,090
<i>Castilla y León</i>	0,251648***	0,070
<i>Castilla – La Mancha</i>	-0,112865	0,072
<i>Cataluña</i>	-0,473250***	0,056
<i>Comunidad Valenciana</i>	-0,410791***	0,057
<i>Extremadura</i>	0,083126	0,103
<i>Galicia</i>	-0,281336***	0,065
<i>Comunidad de Madrid</i>	0,191244***	0,065
<i>Murcia</i>	-0,235594***	0,074
<i>Navarra</i>	0,853786***	0,096
<i>País Vasco</i>	0,628410***	0,065
<i>La Rioja</i>	0,609528***	0,089
<i>Ceuta y Melilla</i>	0,441610***	0,154
<i>DZONARES</i>		
<i>Urbana-Rural</i>	0,214501***	0,051
<i>DANNOCON</i>		
<i>1946-1960</i>	-0,077532	0,062
<i>1961-1980</i>	-0,006405	0,046
<i>1981-1995</i>	0,223598***	0,052
<i>1996 y después</i>	0,534696***	0,123
<i>DENSI</i>		
<i>Zona intermedia</i>	-0,134947***	0,046
<i>Zona diseminada</i>	-0,318430***	0,051
<i>DTIPOCASA</i>		
<i>Casa media</i>	-0,159447***	0,055
<i>Casa Económica</i>	-0,426251***	0,070
<i>Alojamiento</i>	-2,197474***	0,444
<i>NIVESTUD</i>		
<i>Educación primaria</i>	-0,378909***	0,043

¹² De todas maneras quizás deberíamos recurrir a un contraste de sobreidentificación pues corremos el riesgo de incluir demasiados regresores como instrumentos en esta regresión auxiliar, lo cual restaría eficiencia a la misma.

Tabla 6 (Continuación)

Variable	Coefficiente	e.s.
<i>Educación secundaria</i>	0,089768*	0,053
<i>TENEVIV</i>		
<i>Propiedad – Alquiler</i>	0,245617***	0,043
	R ² de máxima verosimilitud	0,334
	R ² de McKelvey y Zavoina	0,381
	Log verosimilitud	-10552,943
	F(33,8621)	76,93
	Prob > F	0,0000

Para realizar las estimaciones anteriores, se ha procedido a la eliminación previa de 393 observaciones que corresponden al 1% más alto y más bajo de la distribución del consumo de electricidad, con la finalidad de excluir a aquellas observaciones *outliers*, ya sea por la falta de respuesta a muchas de las cuestiones de la encuesta, así como para evitar a aquellos hogares en que el significado del registro de las respuestas puede resultar confuso.¹³

Asimismo, se han perdido algunas observaciones a la hora de tomar logaritmos, en aquellos casos en que, en la línea de lo que acaba de comentarse, existe una falta de respuesta o registro nulo de las observaciones, por lo que al final, la estimación de la segunda etapa del *probit* ordenado ha tenido lugar sobre un total de 8659 observaciones.

La estimación del modelo en su segunda etapa se realiza por el método de máxima verosimilitud. Con este método la convergencia a los resultados obtenidos se alcanza tras cuatro iteraciones.

Para valorar la bondad del ajuste del modelo se han calculado varios indicadores de la corrección de la estimación. En particular se ha calculado el R² de máxima verosimilitud, el *R² de McKelvey y Zavoina* y el contraste de significación conjunta de los regresores.

Los R² ofrecen valores cercanos al 40%, lo cual indica que el ajuste del modelo es razonablemente bueno. Asimismo el contraste de significación conjunta de los regresores rechaza claramente la hipótesis nula de no significación y es significativo al 1%.

En cuanto a los valores hallados para el conjunto de los parámetros (Tabla 6) éstos son, en general, significativos y presentan el signo esperado. En particular, el modelo pronostica que el consumo de electricidad y la potencia contratada presentan una relación positiva, de forma que un mayor consumo aumenta la probabilidad de contratar una potencia mayor.

La variable que indica la presencia de calefacción en el hogar, ya sea individual o colectiva, apunta a una tendencia mayor a contratar potencia eléctrica por las familias. Por su parte, la disposición de suministro de gas reduce la probabilidad de contratar potencia eléctrica. Este resultado sería coherente con la idea de que el gas y la electricidad son bienes sustitutivos, por lo que la presencia de gas reduce las necesidades de consumo de electricidad en un instante del tiempo. Asimismo, los efectos fijos de Comunidad Autónoma son prácticamente todos significativos al 1%. Este resultado es relevante puesto que apuntaría a la

¹³ Este tipo de metodología se sigue en numerosos trabajos de la literatura aplicada del sector. A título de ejemplo, en este caso se ha seguido la argumentación de Baker, Blundell y Mickleright (1989) y Buisán (1992).

existencia de factores socioeconómicos y territoriales significativos que influyen sobre el consumo doméstico de electricidad.

El parámetro de la variable *DZONARES* es positivo y significativo al 1%, indicando que aquellos hogares localizados en zonas urbanas tienen una mayor propensión a contratar una potencia eléctrica más alta, respecto de los hogares localizados en zonas rurales.

La variable que recoge el año de construcción de la vivienda sugiere que aquellas viviendas más antiguas, las construidas entre los años cuarenta y 1980, tenderán a tener una menor potencia eléctrica contratada, respecto a las viviendas construidas a partir de 1980.

En cuanto a la variable que recoge la densidad de población de la zona de residencia indica que a medida que la población está más diseminada la tendencia a contratar potencia eléctrica disminuye. Esta variable es significativa al 1%.

Los parámetros asociados a la variable que recoge el tipo de vivienda apuntan a que a medida que ésta es más modesta la probabilidad de contratar menos potencia es mucho mayor respecto a las viviendas más lujosas o más grandes. Esta variable es también significativa al 1%.

El parámetro asociado al nivel de estudios del sustentador principal del hogar indica que a medida que los individuos tienen más estudios, éstos contratan una potencia eléctrica superior, respecto a aquéllos que sólo tienen estudios primarios. Posiblemente esta relación se deriva del hecho de que las personas con un nivel de estudios más altos, acostumbran también a tener un mayor nivel de renta, y por ende un mayor número de electrodomésticos.

Por último, la forma de tenencia de la vivienda también influye significativamente en la contratación de potencia. En este sentido, las familias que tienen una vivienda en propiedad, tienden a contratar una mayor potencia, respecto de aquéllas que viven en régimen de alquiler.

A partir de los resultados de la estimación hemos hecho una predicción de las probabilidades de contratar cada potencia, desde 2,2 kW a 7,7 kW, tal y como se recoge en la Tabla 7.

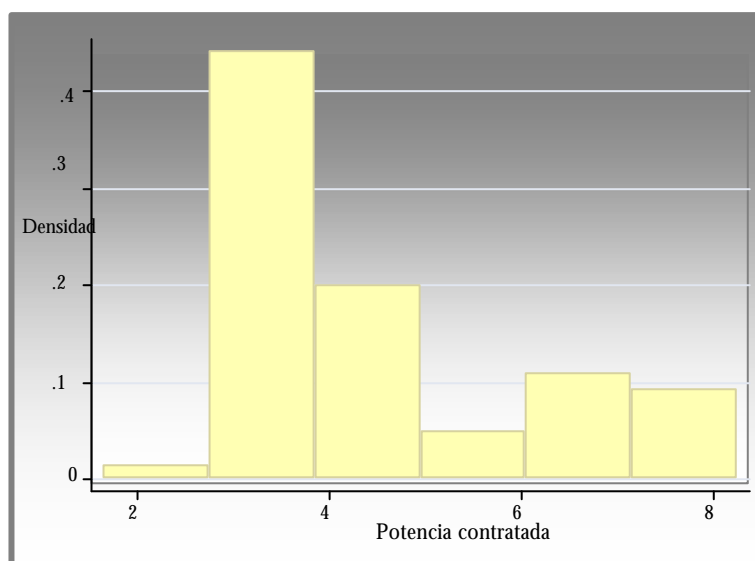
Tabla 7. Probabilidad de contratación de cada nivel de potencia (conjunto de la muestra)

Variable	Media	e.s.	Mínimo	Máximo
$P=1$	0,164	0,036	2,98e-08	0,907
$P=2$	0,488	0,240	0,003	0,824
$P=3$	0,226	0,073	0,001	0,306
$P=4$	0,065	0,034	5,5e-07	0,109
$P=5$	0,090	0,063	1,65e-07	0,194
$P=6$	0,115	0,142	1,17e-08	0,877

Esta tabla indica que la probabilidad de contratar el nivel más bajo de potencia $P=1$, que equivale a 2,2 kW, es de un 16,4% para el conjunto de la muestra, para el siguiente nivel de potencia, 3,3 kW o $P=2$, la probabilidad aumenta al 48,8%, en el siguiente nivel de potencia, 4,4 kW o $P=3$, encontraríamos al 22,6% de la muestra, mientras que para los niveles de potencia más altos de 5,5 kW, 6,6 kW y 7,7 kW, (o $P=4$, $P=5$ y $P=6$) el modelo predice que encontraremos al 6,5%, al 9% y al 11,5% de la muestra, respectivamente.

Si comparamos esta predicción con los datos de la muestra, a partir del histograma de potencia en cada hogar de nuestros datos podremos confirmar la bondad del ajuste del modelo.

Gráfico 1. Histograma nivel de potencia contratado en los hogares de la muestra



Efectivamente, la comparación entre la predicción del modelo *probit* ordenado de contratación de potencia y los datos de que disponemos ofrecen prácticamente el mismo escenario, excepto para el nivel de potencia más bajo, en que el modelo pronostica que estarán el 16,4% de los hogares, mientras que los datos reales indican que encontraremos a apenas un 2% de las familias.

Si a lo anterior añadimos la importante correlación que hemos estimado entre el consumo y la potencia contratada, podemos concluir que, teniendo en cuenta que la potencia es una medida de capacidad, si los hogares que contratan más potencia son también los que más consumen, el consumo podría estar concentrado en momentos concretos, lo cual favorecería la existencia de demandas eléctricas muy apuntadas en el segmento doméstico del consumo de electricidad.

Esta conclusión estaría de acuerdo con la idea de que la tarifa en dos partes no ofrece señales a los consumidores sobre el coste de producir la electricidad y sobre el grado de saturación de la capacidad de generación. En este sentido los consumidores no tienen incentivos para gestionar su demanda eléctrica de forma racional. En consecuencia el resultado es la creación de demandas cíclicas muy acusadas con períodos punta y valle muy marcados.

Asimismo podemos concluir que el modelo *probit* ordenado que hemos estimado es una buena aproximación de los niveles de contratación de potencia eléctrica en los hogares. Fruto de esta estimación observamos que el consumo de electricidad y algunas características de los individuos y de los hogares que habitan las familias son buenos determinantes de la potencia contratada.

4.2. Relación no paramétrica entre el precio medio y la potencia contratada ¿un sistema de tarificación eficiente y progresivo?

Para valorar cómo incide la tarifa en dos partes sobre el consumo de electricidad veremos cómo se comporta la distribución del precio medio pagado por cada una de las familias de la muestra, respecto al consumo eléctrico realizado y al nivel de potencia contratado.

El recurso al precio medio para valorar cuánto pagan los individuos con respecto a su consumo nos parece una buena aproximación, dado que el precio medio recoge el gasto en electricidad en una tarifa en dos partes, tanto en concepto del término de potencia como del término de energía, en relación al total de consumo realizado a lo largo del período anual considerado.

Tabla 10. Distribución del precio y el consumo eléctrico por segmentos de potencia

POTENCIA ^a		PRECIO MEDIO ^b	CONSUMO ^c
2,2	Nº observaciones		155
	Media	0,125342	1278,824
	Mediana	0,121059	1085,630
	Desviación estándar	0,199558	780,286
3,3	Nº observaciones		4513
	Media	0,125103	2151,958
	Mediana	0,115948	1895,291
	Desviación estándar	0,031632	1299,970
4,4	Nº observaciones		2046
	Media	0,142825	2485,389
	Mediana	0,120598	2199,173
	Desviación estándar	0,200598	1462,078
5,5	Nº observaciones		504
	Media	0,133004	2989,819
	Mediana	0,121570	2676,389
	Desviación estándar	0,045009	1646,704
6,6	Nº observaciones		1130
	Media	0,185976	2346,695
	Mediana	0,142152	2059,931
	Desviación estándar	0,333802	1479,767
7,7	Nº observaciones		951
	Media	0,167077	2874,286
	Mediana	0,139159	2535,489
	Desviación estándar	0,139133	1648,382
TOTAL	Nº observaciones		9299
	Media	0,141124	2353,714
	Mediana	0,121959	2046,788
	Desviación estándar	0,159392	1443,257

a. Potencia expresada en *kW*, b. Precio medio expresado en euros, c. Consumo expresado en *kwh*.

A partir de los estadísticos descriptivos mostrados en la Tabla 10 podemos ver que la mayoría de observaciones se concentran en los niveles de potencia medios y bajos. En efecto, de un total de 9299 observaciones, 6714 se sitúan en los tres segmentos más bajos de potencia. Adicionalmente vemos que la tendencia del precio medio es prácticamente constante a lo largo de esos tres primeros tramos en términos medios, lo cual es aún más cierto si tenemos en cuenta la desviación estándar de esa variable. A partir del tercer segmento la tendencia del precio no está definida, pues para el nivel de potencia de 5,5 *kW* disminuye, posteriormente aumenta en el nivel de 6,6 *kW*, para volver a disminuir posteriormente en los 7,7 *kW*. Por tanto, no podemos concluir que los consumidores paguen más por su consumo a medida que aumenta la potencia contratada.

En cuanto al consumo, la tendencia de esta variable es en general creciente por niveles de potencia contratados, aunque en el paso de 5,5 *kW* a 6,6 *kW* presenta una disminución media importante. En cualquier caso, si consideramos la desviación estándar en cada segmento de potencia no podemos concluir que esta variable experimente un crecimiento sostenido.

Respecto del total de observaciones, el precio estaría por debajo de la media en los niveles de potencia 2,2; 3,3; y 5,5 kW, y estaría por encima en el resto. Por su parte el consumo estaría por debajo de la media del total en los niveles de 2,2; 3,3; y 6,6 kW, y estaría por encima en el resto.

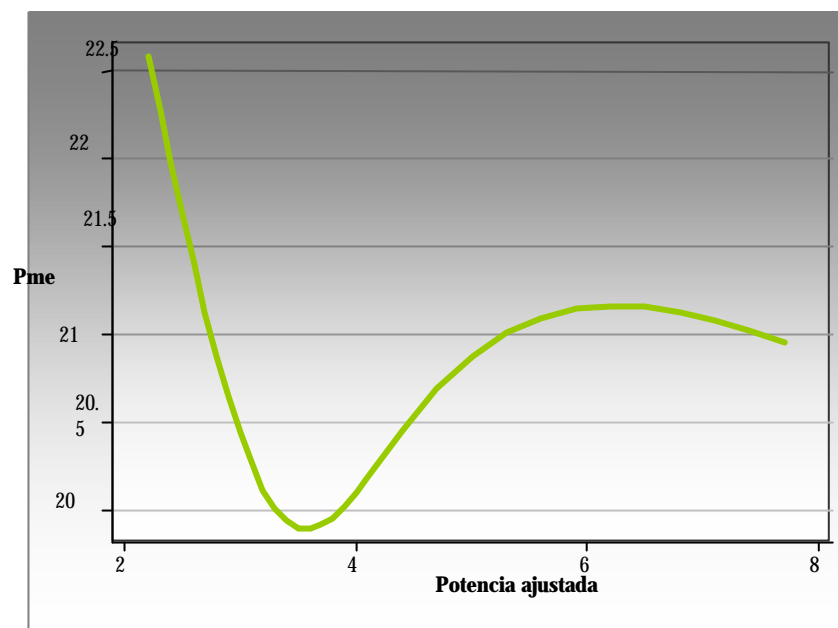
Por último, cabe señalar que la dispersión de la distribución por potencia contratada es importante, tanto para la variable de precios como para el consumo. Sin embargo, parecería que la dispersión es mayor respecto a esta última variable.

Para profundizar en la naturaleza de la relación entre las variables anteriores hemos ajustado una regresión *spline* entre el precio medio de la electricidad y la potencia contratada. En esta regresión la amplitud del intervalo sobre el que se calcula cada punto de la función que relaciona a ambas variables se aproxima de forma óptima a través de un proceso de validación transversal que establece aquella amplitud de banda que minimiza, fuera de la muestra, el error de predicción.¹⁴

Sin embargo, la realización de este análisis sin tener en cuenta problemas de endogeneidad puede llevarnos a la obtención de conclusiones erróneas. En particular debemos considerar que el precio medio se ha calculado como el cociente entre la suma del término de potencia y el término de energía respecto a los *kwh* consumidos. Por tanto, no podemos pensar que la potencia contratada es una variable exógena para explicar el comportamiento del precio.

En este contexto, proponemos solucionar el problema anterior sustituyendo el valor de la variable de potencia por la predicción obtenida en la segunda etapa del modelo *probit* ordenado. Esta predicción se calcula individualmente para cada observación de la muestra. A partir de aquí efectuamos la regresión *spline* cuyo resultado gráfico es el que se muestra a continuación:

Gráfico 4. Relación no paramétrica *spline* entre el precio medio eléctrico residencial y la potencia



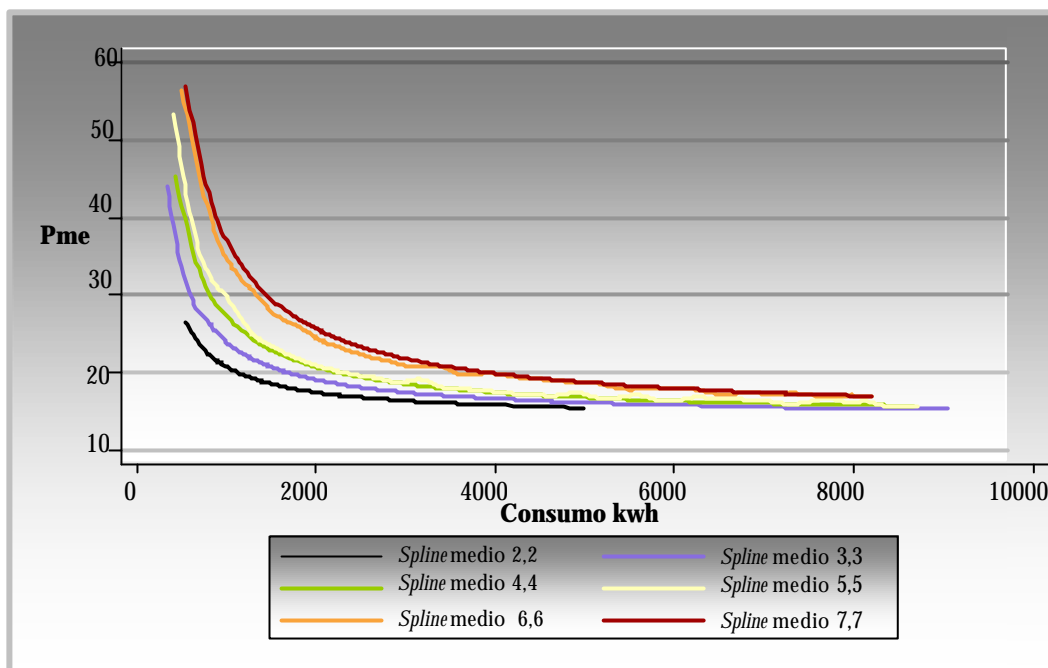
¹⁴ Ver Yatchew (1998)

La regresión *spline* anterior sigue tendencias diferenciadas en función del nivel de potencia contratado. En concreto, la función decrece claramente entre las potencias de 2,2 y 3,3 kW. A partir de aquí, la función crece para las potencias de 4,4 kW y 5,5 kW, y empieza a decrecer de nuevo en el nivel de 6,6 kW, acusándose esta tendencia en el nivel de 7,7 kW. En consecuencia, no podemos afirmar que un nivel de potencia contratado inmediatamente superior al anterior suponga un pago por el consumo eléctrico también mayor.

De todos modos la regresión *spline* anterior es incompleta, puesto que a la hora de relacionar el precio medio y la potencia contratada no estamos teniendo en cuenta el nivel de consumo que realizan los hogares. La interacción entre estas tres variables será la que nos ofrezca una panorámica más completa de las repercusiones de la tarifa en dos partes sobre el precio pagado por los individuos y su consumo de electricidad.

Partiendo de esta idea hemos llevado a cabo una regresión *spline* que relacione el precio medio de la electricidad y el consumo de cada hogar, discriminando en cada caso por el nivel de potencia que ese hogar haya contratado. En este caso hemos tenido en cuenta la endogeneidad del consumo eléctrico y hemos sustituido esta variable por su predicción, obtenida en la primera etapa de la estimación del modelo *probit* ordenado. El resultado de esa regresión no paramétrica es el que puede observarse en el Gráfico 5.

Gráfico 5. Relación no paramétrica *spline* entre el precio medio y el consumo eléctrico residencial por potencia contratada



De la observación de este gráfico puede inferirse que si bien para los consumos más bajos el precio medio de partida es mayor conforme la potencia contratada también lo es, esta situación se difumina a medida que el consumo de electricidad aumenta y la situación se agrava cuanto mayor es la potencia contratada. Es decir, que a medida que aumenta el consumo, el precio medio disminuye, y disminuye más cuanto mayor es el nivel de potencia contratada. De esta forma para los niveles más altos de consumo, a partir de unos 6000 kWh, el precio medio es prácticamente el mismo independientemente de la potencia.

El resultado anterior nos ofrecería un argumento a favor de nuestra hipótesis de partida sobre el hecho de que la tarifa eléctrica en dos partes es ineficiente y regresiva. Esto es así puesto que no es cierto que todos los consumidores paguen un precio más alto cuando contratan una potencia más elevada, o al menos esto no es así para todos los niveles de consumo, lo cual sería un elemento que apuntaría a la regresividad de la tarifa, dado que aquellos consumidores que contratan más potencia, acostumbran a tener un stock de electrodomésticos mayor y, por tanto, probablemente un mayor nivel de renta.

En segundo lugar, si sabemos que la potencia es una medida de capacidad, es previsible que los individuos que hayan contratado más potencia y que consuman mucho, hagan buena parte de ese mayor consumo en momentos concretos del tiempo. Es decir que consuman gran cantidad de electricidad simultáneamente. Si ese consumo se paga a un precio prácticamente igual al de los consumidores que han contratado menos potencia, la tarifa en dos partes es ineficiente, puesto que no ofrece ningún incentivo a los consumidores a que aplanen su curva de demanda y éstos pueden seguir concentrando su uso eléctrico en momentos concretos, sin penalización alguna, con las consecuencias que este hecho tiene sobre la saturación de la capacidad de generación del sistema eléctrico, por el apuntamiento en la demanda.

5. Conclusiones

En este trabajo hemos estudiado la incidencia de una tarifa en dos partes sobre el precio medio pagado por los consumidores, en términos de eficiencia y progresividad. Para ello hemos estimado un *probit* ordenado con variables instrumentales y una regresión no paramétrica *spline*.

Los resultados de estas estimaciones apuntan a que la potencia contratada en el hogar depende del consumo de electricidad, de características de los individuos y de características de la vivienda y de la zona en la que ésta se encuentra situada.

Por otro lado, las estimaciones no paramétricas señalan que la tarifa en dos partes introduce elementos de ineficiencia y regresividad sobre el precio medio pagado por los consumidores residenciales de electricidad.

Estas deficiencias de la tarifa se observan a partir de la relación entre el precio medio de la electricidad y su consumo, en función de la potencia que contratan los hogares. En efecto, a medida que aumenta el consumo de electricidad el precio medio se reduce en una proporción mayor para los individuos que contratan una potencia más alta. Esto es así hasta el punto de que este precio medio es prácticamente igual para todos los usuarios en los niveles de consumo más altos, independientemente de la potencia que hayan contratado.

Concluimos que lo anterior es ineficiente puesto que, dado que la potencia es un indicador de capacidad de consumo, los usuarios que contratan una potencia más elevada lo hacen para consumir más cantidad de electricidad de forma simultánea, lo cual generaría demandas más apuntadas en momentos concretos del tiempo. En la medida en que el precio medio acaba siendo prácticamente igual para todos los consumidores, querría decir que la tarifa en dos partes no penaliza estos consumos más concentrados en el ciclo de demanda y, en consecuencia, podría ocurrir que en algún momento la capacidad de generación fuera insuficiente para satisfacer estas demandas apuntadas. Sin embargo, en los ciclos de demanda bajos o valle, existiría capacidad de generación excedentaria, con el correspondiente coste de mantenimiento de este capital inactivo.

Por otro lado, creemos que la tarifa en dos partes es regresiva porque no conduce a que los individuos que más potencia contratan y que más consumen paguen más por ello en todos los niveles de uso del suministro.

Otra cuestión sería si estamos de acuerdo con que la tarifa eléctrica deba cumplir una función redistributiva o si esa tarea debería dejarse en exclusiva al sistema tributario. En cualquier caso, lo que parece claro es que en el caso de la tarifa en dos partes las cuestiones de eficiencia y progresividad están interrelacionadas, por lo que una tarifa ineficiente, como en este caso, incorpora además elementos de regresividad. Seguramente, la mejora de la eficiencia llevaría asociada una mejora en la progresividad por el pago del consumo de electricidad.

Ante esta situación creemos que sería oportuno plantear una revisión del sistema tarifario al que se enfrentan los consumidores domésticos de electricidad. Esta revisión tarifaria está muy presente en la literatura académica internacional y en algunos mercados eléctricos, donde han apostado claramente por otros sistemas tarifarios. En particular parece que una tarifa por tiempo de uso o una tarifa dinámica o en tiempo real sería mucho más adecuada.

En efecto, la tarifación por tiempo de uso y dinámica consiguen, a través de la fijación de precios distintos en función del momento en que se consume, que se traslade consumo eléctrico desde los periodos de demanda punta a los periodos valle. De esta forma la curva de demanda deja de tener ciclos muy marcados y es mucho más estable a lo largo del tiempo. Este consumo más racional, que responde a las señales de precio recibidas del mercado, hace que no sea necesario tener una gran capacidad de generación instalada, reduciéndose de esta forma el coste de producción en el conjunto del ciclo de demanda.

En el caso de España creemos que la aplicación de una tarifa que discrimine por tiempo de uso sería una opción que mejoraría sustancialmente la eficiencia del conjunto del sistema eléctrico, a pesar de que su aplicación tendría costes, pues sería necesario cambiar los equipos de medida de los usuarios, para que fueran capaces de distinguir el consumo en los distintos periodos del día.

Sin embargo, parece que el gobierno actual podría estar pensando en una actuación de este tipo. En efecto, en el Real Decreto 1556/2005, de 23 de diciembre, por el que se establece la tarifa eléctrica para 2006, en su disposición adicional decimoquinta. *Informe de la Comisión Nacional de Energía sobre el sector doméstico*, se dice que: “Antes del 1 de mayo de 2006 la Comisión Nacional de Energía remitirá a la Dirección General de Política Energética y Minas un informe donde se establezca un plan de implantación de contadores horarios que permitan discriminar el consumo en diferentes periodos horarios en el sector doméstico así como el coste asociado a los mismos en función de la curva de carga de este tipo de consumidores, con objeto de posibilitar a estos consumidores un uso racional de la energía eléctrica”. Por tanto existen indicios de que podría haber empezado a trazarse el camino hacia una reforma tarifaria en el sector eléctrico residencial.

- Auerbach, A.J. y A.J. Pellechio (1978) "The two-part tariff and voluntary market participation", *The Quarterly Journal of Economics*, 92(4), 571-87.
- Baker, P. y R. Blundell (1991) "The microeconomic approach to modelling energy demand: some results for UK households", *Oxford Review of Economic Policy*, 7(2), 54-76.
- Baker, P.; R. Blundell y J. Micklewright (1989) "Modelling household energy expenditures using micro data", *The Economic Journal*, 99 (397), 720-738.
- Borenstein, S. (2005) "The long-run efficiency of real-time electricity pricing", *Energy Journal*, 26(3), 93-116.
- Borenstein, S. y S.P. Holland (2003) "On the efficiency of competitive electricity markets with time-invariant retail prices", *NBER Working Paper Series*, Working Paper 9922, August 2003.
- Borenstein, S.; M. Jaske y A. Rosenfeld (2002) "Dynamic pricing, advanced metering and demand response in electricity markets", CSEM Working Paper 105. *University of California Energy Institute. Center for the study of energy markets*. Palo Alto (CA).
- Bound, J.; D.A. Jaeger y R.M. Baker (1995) "Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak", *Journal of the American Statistical Association. Applications and Case Studies*, 90(430), 443-450.
- Buisán, A.C. (1992) "Tarifas óptimas en dos partes: el caso de la energía eléctrica residencial en España", *Investigaciones Económicas (Segunda época)* 16(1), 99-125.
- Caves, D.W. y L.R. Christensen (1980) "Residential substitution of off-peak and peak electricity usage under time-of-use pricing: an analysis of 1976 and 1977 data from the Wisconsin experiment", *Energy Journal*, 1(2), 85-142.
- CNE (2000) *El consumo eléctrico en el mercado peninsular en 1999. Clasificación de los consumidores según actividad económica, bandas de precios y características del suministro*, Comisión Nacional de la Energía, Dirección de Relaciones Externas. Madrid.
- CNE (2005) "Boletín informativo sobre la evolución del mercado minorista de electricidad en la zona peninsular. Primer trimestre de 2005", *Dirección de Relaciones Externas y Documentación*, CNE, Madrid.
- Dubin, J.A. (1985) *Consumer durable choice and the demand for electricity*, Contributions to Economic Analysis 155. Honorary Editor: J. Tinbergen Editors: D.W. Jorgenson, J. Waelbroeck. North Holland (Amsterdam - New York - Oxford).
- Dubin, J.A. y D.L. McFadden (1984) "An Econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption", *Econometrica*, 52(2), 345-362.
- Faruqui, A. y S.S. George (2002) "The value of dynamic pricing in mass markets", *Electricity Journal*, 15(6), 45-55.
- Faruqui, A. y S.S. George (2005) "Quantifying customer response to dynamic pricing", *Electricity Journal*, 18(4), 53-63.
- Feldstein, M.S. (1972) "Equity and efficiency in public sector pricing: the optimal two-part tariff", *The Quarterly Journal of Economics*, 86(2), 175-187.
- Halvorsen, B. y B.M. Larsen (2001) "The flexibility of household electricity demand over time", *Resource and Energy Economics*, 23(1), 1-18.
- Halvorsen, B., B.M. Larsen y R. Nesbakken (2003) "Possibility for hedging from price increases in residential energy demand", *Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers* nº 347.
- Leland, H.E. y R.A. Meyer (1976) "Monopoly pricing structures with imperfect discrimination", *The Bell Journal of Economics*, 7(2), 449-462.

- Leth-Petersen, S. (2002) "Micro econometric modelling of household energy use: testing for dependence between demand for electricity and natural gas", *Energy Journal*, 23(4), 57-84.
- López Nicolás, A. (1995) "Algunas consideraciones sobre el uso de datos microeconómicos en el análisis de la demanda. El caso de la ECPF", *Hacienda Pública Española*, 132(1), 133-141.
- McFadden, D; D. Kirshner y C. Puig (1977) "Determinants of the long run demand for electricity", *Proceedings of American Statistical Association*, Part 2, 109-117.
- Nesbakken, R. (1999) "Price sensitivity of residential energy consumption in Norway", *Energy Economics*, 21(6), 493-515.
- Red Eléctrica de España (1998) *Proyecto INDEL. Atlas de la demanda eléctrica española*, Programa de Investigación y Desarrollo electrotécnico PIE. REE SA Madrid.
- Reiss, P.C. y M.W. White (2005) "Household electricity demand, revisited", *Review of Economic Studies*, 72(3), 853-883.
- Scott, D.W (2003) "Non parametric functional estimation", *mimeo, handouts at Rice University and Princeton*. Houston, Texas; Princeton, NJ. 1-4.
- Shin, J.S. (1985) "Perception of price when price information is costly: Evidence from residential electricity demand", *The Review of Economics and Statistics*, 67(4), 591-598.
- Skinner, C.J.; D. Holt y T.M.F. Smith Eds. (1989) *Analysis of complex surveys*, John Wiley & Sons Ltd., West Sussex, England.
- Yatchew, A. (1998) "Nonparametric regression techniques in economics", *Journal of Economic Literature*, 36(2), 669-721.