

## TARIFAS OPTIMAS EN DOS PARTES: EL CASO DE LA ENERGIA ELECTRICA RESIDENCIAL EN ESPAÑA

Ana C. BUISAN\*

*Banco de España*

*Este artículo trata de estimar la tarifa óptima en dos partes — una cuota fija y un precio constante por unidad— para el consumo familiar de energía eléctrica español con datos de 1989. El modelo se encuentra en la línea de los trabajos de Feldstein (1972) y Auerbach y Pellechio (1978), y trata de maximizar el excedente neto del consumidor con la restricción de un beneficio no negativo prefijado. La determinación de la tarifa exige estimar funciones de demanda de energía eléctrica y de costes de las empresas. Se estiman las pérdidas por no adoptar una tarifa óptima y la distribución de las mismas por decilas de gasto.*

### 1. Introducción

Siempre que las tarifas vigentes no coinciden con las óptimas se están produciendo pérdidas de bienestar que, bajo determinadas hipótesis, pueden estimarse en términos monetarios. Este trabajo pretende estimar el grado de eficiencia y equidad de la tarifa eléctrica residencial vigente en España en 1989, comparándola con la tarifa en dos partes óptima.

Para calcular la tarifa óptima se ha estimado, por una parte, una función de demanda de energía eléctrica residencial a partir del panel de datos de la Encuesta Permanente de Consumo y, por otra, una función de costes como cobertura de la curva de carga de electricidad a nivel nacional del año 1989.

En el epígrafe 2 se plantea el problema que tratan de resolver los esquemas de precios no uniformes y se formula la tarifa en dos partes, por ser ésta el esquema de precios vigente para el consumo eléctrico residencial español en el año 1989. En el epígrafe 3 se formula el modelo que se utilizará para la determinación de dicha tarifa. En el epígrafe 4 se presentan los resultados de las estimaciones necesarias para obtener la tarifa óptima. En el epígrafe 5 se

\* Este trabajo es una versión simplificada de la tesina presentada para finalizar los estudios de posgrado en el CEMFI y fue dirigida por J. M. González Páramo. A él y a J. Segura agradezco sus valiosos comentarios y sugerencias. Los datos de la EPC me fueron facilitados por J. García. El trabajo se ha beneficiado del apoyo econométrico de J. Jamandreu. Sin la ayuda de I. Ortega, no se habrían podido estimar los costes variables de 3. También agradezco las sugerencias recibidas de un evaluador anónimo. Los errores que pueda contener este trabajo son de mi entera responsabilidad.

obtienen los valores de ésta para distintas tasas de aversión social a la desigualdad. En el epígrafe 6 se analizan las pérdidas de bienestar que supone la existencia de un esquema de precios distinto del óptimo y, en particular, se estiman las pérdidas de bienestar causadas por la adopción de la tarifa realmente existente en 1989. Por último, en el epígrafe 7 se resumen las principales conclusiones de este trabajo.

## 2. Tarifa en dos partes

Los esquemas de precios no uniformes son típicos cuando las empresas se enfrentan a costes medios decrecientes por la presencia de indivisibilidades.

Bajo la tecnología característica de los servicios públicos que presentan rendimientos crecientes, surge un dilema a la hora de establecer un esquema de precios. La obtención de un beneficio no negativo exige fijar un precio superior al coste marginal, lo que implica una asignación ineficiente; y la regla de precio igual a coste marginal pérdidas.

Una forma de hacer frente a este dilema es mediante las tarifas en dos partes, que implican el pago de una cuota fija y un precio constante por unidad del producto. Desde esta perspectiva, la solución de eficiencia asignativa consiste en una cuota individual igual a la alícuota de los costes no cubiertos por hacer precio igual a coste marginal. La existencia de una cuota fija implica la exclusión de consumidores potenciales, aquellos cuyo excedente es menor que la cuota al precio unitario fijado. También se puede abordar el problema en términos de una tarifa óptima entendida como aquella que maximiza algún tipo de excedente agregado de los consumidores sometido a restricción sobre los beneficios, lo que da lugar a un precio superior al coste marginal y una cuota fija inferior que excluirá a menor número de consumidores que la solución de eficiencia asignativa.

En este trabajo adoptaremos el punto de vista de la política de precios óptimos, tratando de aproximarnos a la asignación eficiente que resultaría de igualar precio a coste marginal, sin omitir consideraciones de tipo distributivo. De esta forma, con la fijación de la tarifa óptima en dos partes, se pretende conseguir un equilibrio entre las pérdidas de eficiencia económica debidas a la implantación de una cuota fija y un precio distorsionadores, y el logro de una menor desigualdad.

La tarifa óptima en dos partes es el esquema de precios no uniforme más sencillo de todos los posibles y se define en Leland y Meyer (1976) de la siguiente forma:

$$R(q) = \begin{cases} 0 & \text{si } q = 0 \\ A + \pi q & \text{si } q > 0 \end{cases} \quad [1]$$

siendo:

$R(q)$ : gasto en que se incurre por demandar  $q$  unidades.

$A$  : cuota fija.

$\pi$  : precio por unidad demandada.

Esta definición no es la adecuada si se quiere considerar el caso en el cual, estando conectado el individuo al servicio público, no consume nada temporalmente, debido, por ejemplo, a un período de ausencia del hogar por vacaciones. En este caso, siendo  $q = 0$ , el gasto no sería nulo sino  $A$ . Por tanto, una definición más precisa de la tarifa en dos partes puede ser:

$$R(q) = \begin{cases} \begin{cases} A & \text{si } q = 0 \\ A + \pi q & \text{si } q > 0 \end{cases} & \text{si } IC = 1 \\ 0 & \text{si } IC = 0 \end{cases} \quad [2]$$

Siendo  $IC$  la variable que indica si se está o no conectado a la red, según valga 1 ó 0 respectivamente.

Este trabajo se ciñe al caso en el que  $IC = 1$  ya que no se va a estudiar la decisión de conectarse o no conectarse, sino sólo la decisión de cuánto consumir una vez conectado, es decir [2] se reduce en este caso a:

$$R(q) = A + \pi q \quad \text{si } q \geq 0 \quad [3]$$

### 3. Determinación analítica de la tarifa en dos partes

El modelo que presentamos aquí está en línea con los planteados por Feldstein (1972) y Auerbach y Pellechio (1978). La tarifa óptima se obtiene maximizando una medida de bienestar social en la que se incluyen consideraciones distributivas, sujeta a la restricción de beneficio nulo en la producción del bien analizado.

Tomamos como medida básica del bienestar el excedente neto del consumidor:

$S(\pi, y) - A$  donde,

$S(\pi, y) = \int_{\pi}^{\infty} q(p, y) dp$  es el excedente de un hogar que demanda  $q(\pi, y)$  unidades al año, siendo  $\pi$  el precio,  $y$  la renta y  $A$  la cuota fija anual de cada hogar.

Una vez definida la medida básica de bienestar se plantea la forma de convertir la medida de bienestar individual elegida en una medida colectiva. En línea con Feldstein (1972) y Auerbach y Pellechio (1978) se opta por una función de bienestar utilitarista definida como la suma de los excedentes netos ponderados por las utilidades marginales de la renta.

La restricción de beneficio nulo toma la forma:

$$C(Q) = \pi Q + NA \quad (A > 0)$$

donde  $C(Q)$  es el coste total de ofrecer  $Q$  unidades, siendo  $Q$  la demanda de energía eléctrica residencial agregada:

$$Q = N \int_0^{\infty} q(\pi, y) f(y) dy$$

y  $N$  el número de hogares. Por tanto,  $\pi Q + NA$  son los ingresos totales por ofrecer  $Q$ , y  $f(y)$  es la función de distribución de probabilidad de la renta del hogar:  $y^1$ .

En el epígrafe 6, cuando se analicen las pérdidas de bienestar producidas por la adopción de un esquema de precios incorrecto en el caso español, se relajará la restricción de beneficio nulo, calculando las tarifas óptimas para una tasa de beneficio positiva e igual a la realmente obtenida por el sector eléctrico en 1989, con el fin de eliminar heterogeneidades espúreas.

En consecuencia la tarifa óptima  $(\pi, A)$ , es la solución del problema:

$$\left. \begin{aligned} \text{MAX } V &= N \int_0^{\infty} u'(y) \{S(\pi, y) + A\} f(y) dy \\ \text{s. a. } C(Q) &= \pi Q + NA \end{aligned} \right\} \quad [4]$$

donde  $u'(y)$  es la utilidad marginal social de la renta y  $f(y)$  es la distribución de probabilidad de la renta por hogar.

La solución al problema anterior es la siguiente<sup>2</sup>:

$$\begin{aligned} & \left[ \frac{\pi - \partial C / \partial Q}{\pi} \right] \left( \frac{\partial Q}{\partial \pi} \frac{\pi}{Q} \right) = \\ & = \frac{\int_0^{\infty} u'(y) q(\pi, y) f(y) dy - \int_0^{\infty} q(\pi, y) f(y) dy \int_0^{\infty} u'(y) f(y) dy}{\int_0^{\infty} q(\pi, y) f(y) dy \int_0^{\infty} u'(y) f(y) dy} \end{aligned} \quad [5a]$$

o, de una forma más compacta:

$$\left[ \frac{\pi - \partial C / \partial Q}{\pi} \right] \left( \frac{\partial Q}{\partial \pi} \frac{\pi}{Q} \right) = \frac{\text{cov}(q(\pi, y), u'(y))}{E(q(\pi, y)) E(u'(y))} \quad [5b]$$

El denominador del segundo término de la igualdad es positivo pues ambas esperanzas son positivas. El numerador, que es la covarianza entre la canti-

<sup>1</sup> En Feldstein (1972) se plantea el modelo y se realiza su desarrollo posterior tomando como unidad individual el hogar. Sin embargo parece más correcto usar como unidad el abonado ya que éste es el demandante básico de electricidad. La diferencia entre considerar hogar y abonado se debe a aquellos hogares que tienen más de una residencia y, por lo tanto, más de un abonado.

<sup>2</sup> El lector interesado en la deducción analítica de esta solución puede consultar Buisán (1990), Anexo 1.

dad consumida en cada hogar y la utilidad marginal de la renta, será negativo siempre que el bien sea normal y la utilidad marginal de la renta decreciente. Dado que parece razonable suponer que la energía eléctrica es un bien normal, y así se obtiene de la estimación de la función de demanda eléctrica realizada cuyos resultados se presentan en el epígrafe siguiente, esperaremos que el precio de la misma exceda del coste marginal. El significado de esto es claro: cargar un precio mayor que el coste marginal hace que las familias de mayor renta paguen una proporción mayor del coste fijo. Las pérdidas de eficiencia debidas a no cargar el coste marginal son compensadas por la ganancia de equidad.

Las expresiones [5a] y [5b] representan el caso general sobre el que formulamos cuatro supuestos:

1. La función de demanda residencial de energía eléctrica por abonado es una Cobb-Douglas del tipo:  $q = ay^\alpha p^\beta$ , siendo  $y$  la renta del hogar,  $p$  el precio de la electricidad para los demandantes residenciales y  $a$  una constante.
2. La función de costes es lineal del tipo  $CT(Q) = CF + mQ$ , donde  $CF$  es el coste fijo y  $m$  el marginal constante o el coste variable medio.
3. La distribución del gasto total *per cápita* es lognormal con media  $\mu$  y desviación típica  $\sigma$ , y
4. La utilidad marginal de la renta es del tipo:

$$u'(y) = y^{-\eta}$$

donde  $\eta$  es el grado de aversión a la desigualdad.

Supuestos bajo los que [5a] determina un precio óptimo  $\pi$ , y una cuota óptima  $A$ :

$$\pi_{B=0} = \frac{\beta}{\beta + 1 - (1 + rv)^{-\alpha\eta}} m \quad [6]$$

$$\text{siendo } rv = \frac{\sigma^2}{\mu^2}$$

$$A_{B=0} = \frac{1}{N} \left[ CF + mQ(\pi) - \pi Q(\pi) \right] \quad [7]$$

Si en lugar de resolver el problema considerando el beneficio nulo se supone un beneficio positivo, en vez de [4], el problema a resolver sería:

$$\left. \begin{aligned} \text{MAX } V &= N \int_0^{\infty} u'(y) \{S(\pi, y) + A\} f(y) dy \\ \text{s.a. } C(Q) &= \pi Q + NA - B \end{aligned} \right\} \quad [8]$$

Donde  $B$  es el beneficio y se define como:  $B = tb[\pi Q(\pi) + NA]$ , siendo  $tb$  la tasa de beneficio sobre ventas.

De la resolución de [8] se obtienen como precio óptimo y cuota óptima las siguientes expresiones

$$\pi_{B>0} = \frac{\beta}{\beta + 1 - (1 + rv)^{-an}} m \left( \frac{1}{1 - tb} \right) \quad [9]$$

$$A_{B>0} = \frac{CF + mQ(\pi) - \pi Q(\pi) (1 - tb)}{N(1 - tb)} \quad [10]$$

El precio óptimo  $-\pi$  viene expresado en ptas/kwh y las cuotas fijas en pesetas por año,  $Q(\pi)$  es la demanda total residencial a los precios óptimos  $\pi$ :

$$Q(\pi) = Q(p_0) \left( \frac{\pi}{p_0} \right)^\beta$$

Siendo  $Q(p_0)$  la demanda total a los precios de 1989.

El supuesto (4) no es contrastable y servirá para hacer análisis de sensibilidad de la tarifa óptima respecto al grado social de aversión a la desigualdad en la distribución de la renta. Sin embargo, los supuestos (1)–(3) son de carácter empírico, y su aceptación tendrá que contrastarse para poder aceptar la determinación de la tarifa óptima en los términos formulados en [6]–[7] y [9]–[10].

#### 4. Resultados econométricos

En este apartado se contrastan los supuestos (1) a (3) realizados en el epígrafe 3 a la vez que se obtienen las estimaciones de las elasticidades precio y renta, los costes fijos, el coste variable medio y los parámetros de la distribución de la renta.

##### 4.1. Estimación de la función de demanda de energía eléctrica residencial

Antes de exponer los resultados obtenidos en el proceso de estimación de la función de demanda de electricidad es conveniente repasar los problemas de su modelización. Siguiendo a Taylor (1975) cabe destacar los siguientes:

1. Existencia de un bloque de precios escalonados.
2. Problemas derivados de tratar un bien que, en la mayoría de los casos, es un *input* para los procesos productivos o para el consumo.
3. Diferencias entre la especificación de la demanda de energía según nos refiramos al largo o al corto plazo.

El primer problema es el de mayor transcendencia y el más difícil de resolver en nuestro caso. Surge debido al hecho de que el consumidor que demanda energía eléctrica no se enfrenta a un único precio, sino a un esquema de precios cuyo caso más simple es la tarifa en dos partes, por lo que surge el pro-

blema de qué precio debe incluirse en la misma: el marginal o el medio<sup>3</sup>. Como precio medio se suele tomar el precio medio *ex-post* o el gasto en el bien dividido entre la cantidad consumida. En el caso de partir de una serie de precios con más de un precio marginal, o tarifa en bloques, habría otro posible candidato: el precio intramarginal o el precio medio por kwh con respecto a todos los bloques excepto al último en el que se sitúa el consumidor. Una utilización de este precio se puede ver en Roth (1981) y en Garbacz (1983), si bien ambos incluyen el precio intramarginal además del precio marginal en las especificaciones de las funciones de demanda de energía eléctrica que estiman.

Nuestra elección entre el precio marginal y el precio medio en favor del primero se ha decidido por las críticas realizadas por Taylor (1975) y Van Helden *et al.* (1987) sobre los importantes problemas de simultaneidad e identificación que se plantean al utilizar el precio medio.

El segundo problema señalado se deriva de que la electricidad no es un bien que genere utilidad por sí mismo, sino que es un bien deseado como *input* en otros procesos o actividades que sí proporcionan utilidad. Esta característica de la demanda de energía eléctrica ha hecho que se intente modelizar a partir del análisis del stock doméstico de aparatos eléctricos. Un ejemplo de esto lo constituye el trabajo realizado por Gas y Electricidad, S. A. (1985) donde se trata de prever el consumo de energía eléctrica residencial a partir de sus usos en el hogar.

Por último, en la medida que en la demanda de electricidad es una demanda derivada, se debería distinguir, en principio, entre demanda a corto y a largo plazo. La demanda de electricidad a corto plazo puede interpretarse como la procedente de la elección de una determinada tasa de utilización del stock de capital existente, mientras que la demanda a largo plazo es igual a la demanda del stock de capital en sí misma. Así, por ejemplo, un cambio en la renta o en el precio de la electricidad afecta a la demanda a corto plazo a través de variaciones en la tasa de utilización del stock fijo. A largo plazo, sin embargo, tendrá efectos sobre la demanda en la medida en que se produzca una modificación del stock de capital deseado.

De acuerdo con esta distinción entre el corto y el largo plazo, la estimación de la función de demanda que hemos realizado se encuadraría dentro del largo plazo, pues en la medida en que se ha introducido dinámica se está realizando un ajuste entre el stock existente y deseado (ver en Taylor (1975) la estimación de Houthakker, Verleger y Sheenan).

La estimación de la función de demanda se ha realizado a partir de la información contenida en la EPC, es decir, utilizando un panel de datos. Una de las ventajas principales de los paneles de datos es la posibilidad de controlar heterogeneidades entre individuos inobservables que suponen importantes problemas de especificación, ya que como se tiene más de una observación

<sup>3</sup> Los problemas técnicos derivados de no convexidades se encuentran tratados en Buisán (1990).

para cada individuo, se pueden suprimir los efectos individuales correlacionados con los regresores<sup>4</sup>.

Los datos utilizados son los de los 563 hogares que componen la muestra viva de la EPC trimestral durante todo el período en que ésta se llevó a cabo: 1977(II) hasta 1983(IV)<sup>5</sup>. La información trimestral se ha agregado convirtiéndola en anual, siendo, por tanto,  $T = 6$ . El número de hogares se ha reducido de 563 a 314 después de seleccionar aquellos que tenían gasto anual positivo en electricidad y aplicar a éstos dos filtros:

1. Suprimir aquellos hogares para los que en algún trimestre hay un dato de gasto en electricidad nulo pero inmediatamente antes o/y después tienen observaciones positivas. Este hecho muestra alguna anomalía en la encuesta, ya que una vez que se tiene gasto positivo y se está, por lo tanto, conectado a la red, es imposible un gasto nulo pues hay que pagar la cuota fija independientemente del consumo que se realice.
2. Suprimir también aquellos hogares que, de un año a otro, doblan o reducen en un 50 % o más el gasto en electricidad en pesetas constantes.

Aunque el análisis que se realiza en Feldstein (1972) toma como unidad básica el hogar, aquí creemos más conveniente utilizar el abonado como tal por las razones expuestas en la nota 1. Sin embargo, se estima una demanda de energía eléctrica residencial individual por dos motivos. En primer lugar, dado que se pretende contrastar si la función de demanda es una Cobb-Douglas, el hecho de manejar valores *per cápita* en lugar de por hogar hace que no se considere como variable explicativa el tamaño familiar, simplificando de esta forma la especificación de la función de demanda. En segundo lugar, los resultados que se han obtenido de la estimación de la función de demanda por hogar incluyendo entre los regresores el tamaño familiar son mucho peores que los obtenidos con valores *per cápita*.

En cualquier caso esto no plantea problemas, ya que una vez estimada la función de demanda individual es inmediato obtener la función de demanda por abonado multiplicando la primera por el tamaño medio del abonado, con lo que el efecto del tamaño familiar se incluye en la constante del modelo.

La variable endógena es el gasto en energía eléctrica *per cápita* —  $G'$  — y las exógenas son el gasto total *per cápita* —  $G'$  —, el precio de la electricidad —  $P$  — y una variable que recoge el efecto de la temperatura sobre el consumo de energía residencial —  $T$  —. El subíndice  $i$  denota hogar. Todas ellas son transformaciones logarítmicas de las originales y aparecen definidas en el Anexo 1. En el Anexo 2 se explica la construcción de la serie homogeneizada de precios para el período muestral analizado.

<sup>4</sup> En Arellano y Bover (1990) se desarrolla este tema con gran rigor y se justifica la aplicación del estimador MGM que utilizamos en este trabajo.

<sup>5</sup> Para una descripción detallada de la encuesta, véase INE (1982b).



Los resultados más aceptables de la estimación<sup>6</sup> de la función de demanda de energía eléctrica residencial, habiendo transformado el modelo en diferencias<sup>7</sup>, se presentan en el Cuadro 1.

CUADRO 1  
Ecuaciones de gasto en energía eléctrica.  
Modelo transformado en primeras diferencias. Estimación por MGM

	(1)	(2)	(3)	(4)
Cte.	0.06 (8.57)	0.06 (8.33)	0.06 (9.07)	0.06 (9.62)
$G'_{it-1}$	0.33 (2.77)	0.33 (2.73)	0.24 (2.20)	0.45 (5.50)
$G'_{it-2}$	0.07 (1.61)	0.06 (1.55)		
$G'$	0.06 (2.12)	0.07 (2.20)	0.06 (2.16)	0.03 (0.81)
$G'_{it-1}$	0.06 (1.83)	0.06 (1.95)	0.07 (2.16)	
$G'_{it-2}$		0.01 (0.41)		
$P_t$	-0.31 (-4.49)	-0.30 (-4.50)	-0.27 (-4.29)	-0.29 (-4.53)
$T_{it}$	-1.50 (-3.24)	-1.50 (-3.26)	-1.52 (-3.28)	-1.72 (-4.00)
$W(K)$	94.11 (6)	94.91 (7)	100.23 (5)	92.41 (4)
$S(M-K)$	7.22 (7)	7.23 (7)	11.36 (8)	18.74 (9)
$\hat{\sigma}^2$	0.03	0.03	0.03	0.04
$m_1$	-3.67	-3.65	-3.53	-6.70
$m_2$	0.01	0.03	0.88	1.77
Período est.	81-83	81-83	81-83	80-83

El estadístico  $W$  es el test de Wald de significación conjunta de los regresores y se distribuye como una  $\chi^2_K$ , siendo  $K$  el número de regresores. El estadístico  $S$  es el test de sobreidentificación de Sargan que se distribuye como una  $\chi^2_{M-K}$ , siendo  $M$  el número de instrumentos cuya validez se contrasta como hipótesis nula. Por último, los estadísticos  $m_1$  y  $m_2$  contrastan la ausencia de correlación de primer y segundo orden respectivamente, y se distribuyen como una  $N(0,1)$ .

<sup>6</sup> La estimación de las ecuaciones se ha realizado utilizando el programa DPD documentado en Arellano y Bond (1988).

<sup>7</sup> También se ha estimado el modelo en desviaciones ortogonales, pero los resultados son peores. En ambos casos las estimaciones son mucho mejores que en niveles, lo que señala la existencia de efectos individuales correlacionados con los regresores que han sido, pues, suprimidos de las estimaciones presentadas.

Los resultados de las estimaciones son bastante robustos. La significación conjunta es aceptable, el test de Sargan también, y no hay indicios de que los residuos tengan correlación de primer o segundo orden. El estadístico  $m_1$  en los modelos transformados en diferencias haría rechazar la hipótesis nula de no correlación residual de primer orden, lo que parece correcto, pues el propio hecho de tomar diferencias siendo las perturbaciones originales ruido blanco, genera unos residuos que siguen un proceso estocástico de media móvil no invertible.

Las elasticidades precio a corto plazo presentan valores aceptables en todos los modelos, pero las elasticidades gasto total a corto plazo parecen un poco bajas. Esto sin duda influirá sobre la tarifa óptima, implicando unos efectos distributivos bastante reducidos, por lo que será necesario que el precio se aleje considerablemente del coste marginal para conseguir un efecto distributivo apreciable.

En el Cuadro 2 se presentan las elasticidades renta ( $\epsilon_{e,g}$ ) y precio ( $\epsilon_{e,p}$ ) a largo plazo de las ecuaciones estimadas.

CUADRO 2  
Elasticidades gasto total y precio a largo plazo

Ecuación	(1)	(2)	(3)	(4)
$\epsilon_{e,g}$	0.21	0.24	0.18	0.05
$\epsilon_{e,p}$	-0.50	-0.50	-0.35	-0.53

Aunque la ecuación [2] tiene una elasticidad gasto a largo plazo mayor y significativa —el  $t$ -ratio es 4.23—, se ha optado por la [1], pues siendo también la elasticidad a largo plazo significativa, parece una especificación más correcta en la medida que suprime el regresor  $G_{it-2}^t$ , cuyo coeficiente no es significativo.

Inicialmente puede sorprender la magnitud y la significatividad de la constante en el modelo en diferencias. Sin embargo, la inclusión de una tendencia es fácilmente justificable si consideramos las razones expuestas por Fischer y Kaysen cuando estiman la demanda de energía eléctrica residencial (ver Taylor (1975), pág. 86). La tendencia surge por las dificultades de introducir en el modelo de demanda de energía eléctrica residencial una variable que recoja el efecto del stock de bienes que utilizan electricidad de los hogares. Por ello se supone que el stock de bienes de línea blanca crece a una tasa exponencial constante e igual al parámetro de la tendencia. Es decir, si llamamos  $W_i^*$  al stock de bienes de línea blanca, Fischer y Kaysen suponen que:

$$W_i^* = W_0^* e^{\delta i}$$

y si se toman logaritmos y se transforma el modelo en diferencias  $\delta$  aparece como constante.

#### 4.2. Estimación de la función de costes de energía eléctrica

La estimación de los costes fijos y variables se ha realizado siguiendo una metodología no econométrica, pues no se dispone de datos fiables sobre los costes fijos del parque eléctrico al desconocerse las amortizaciones reales del sistema.

En el Anexo 3 se expone la forma en que se han obtenido los dos componentes de la función de costes totales. Dicha función para el sector doméstico es, en pesetas de 1989:

$$CT(Q) = 416,785,295,691 + 2.276Q$$

siendo  $Q$  kilovatios hora. Es una función de costes típica de industrias con rendimientos crecientes de escala, donde los costes fijos son muy altos en comparación con los variables.

#### 4.3. Ajuste de una distribución de probabilidad al gasto total del hogar

En este apartado se estiman los parámetros de la distribución que mejor se ajusta al gasto total por hogar<sup>8</sup>.

Se han probado distintas funciones de distribución (Gamma, Erlang, Weibull y lognormal) para los datos del gasto total por hogar en pesetas de 1989, considerando los 314 hogares que se han tomado como dato de partida en la estimación de la demanda individual.

La distribución que mejor se ajusta a los valores del gasto total anual por hogar es la lognormal para el año 1983 ( $\chi^2 = 12.48$ ) que es además el más cercano a 1989. La media de la distribución es 1,389,270 pesetas, y la desviación típica 898,866 pesetas.

### 5. Obtención la tarifa óptima en dos partes para el año 1989

La tarifa óptima se obtiene sustituyendo en [6], [7], [9] y [10] los resultados numéricos obtenidos en el epígrafe 4. En el Cuadro 3 se presentan los valores del precio óptimo expresado en pts./kwh, y de las cuotas fijas expresadas en pts./kw mes<sup>9</sup>.

Se observa que el precio óptimo es creciente con la aversión a la desigualdad ocurriendo lo contrario con la cuota fija óptima. Como cabía esperar, el hecho de introducir un beneficio positivo en la restricción del problema [4] trae consigo un precio marginal y una cuota fija más altos. Si la distribución

<sup>8</sup> Aunque por los motivos expuestos en la nota 1 se ha tomado como agente el abonado, este apartado se ha realizado utilizando el hogar como indicador del mismo, dadas las dificultades para determinar su gasto total.

<sup>9</sup> El paso de pesetas año, magnitud en que viene expresado  $A$  se divide entre los 12 meses y entre la potencia media instalada por abonado en el año 1989 (3.3 kw) para obtener la cuota fija óptima expresada en pts/kw mes.

CUADRO 3  
Tarifa óptima en dos partes  
(con beneficio nulo y de 1989)

$\eta$	$\pi_{B=0}$	$\pi_{B89}$	$A_{B=0}$	$A_{B89}$
0	2.28	2.42	614.30	652.72
1	2.65	2.82	578.36	615.68
2	3.13	3.33	538.36	575.06
3	3.76	4.00	494.72	529.46
4	4.64	4.93	443.48	476.65
5	5.91	6.27	381.53	412.78
6	7.92	8.42	301.68	330.48
7	11.60	12.33	187.58	212.86
8	20.42	21.69	-11.42	7.34

del gasto es irrelevante, es decir  $\eta = 0$ , y la restricción de beneficio nulo, el precio óptimo coincide con el coste marginal, de forma que la eficiencia se maximiza.

Los valores de  $\eta$  para los que coinciden los precios y cuotas óptimas con los reales son los siguientes:

	$\eta^{10}$
Precio óptimo ( $B=0$ ) y precio real 1989 .....	7.1377
Precio óptimo ( $B89$ ) y precio real 1989 .....	7.0060
Cuota óptima ( $B=0$ ) y cuota real 1989 .....	6.8202
Cuota óptima ( $B89$ ) y cuota real 1989 .....	7.0060

A primera vista, la comparación entre los valores reales y óptimos puede llevar a pensar que el sistema de precios de 1989 era muy equitativo en la medida que el  $\eta$  correspondiente a la coincidencia de los valores óptimos con los reales es muy alta.

Esta intuición es errónea por dos motivos. En primer lugar, parece muy dudoso que una sociedad con una tasa de aversión a la desigualdad próxima a 7 sea más equitativa que otra con una tasa, por ejemplo, nula. Una tasa de aversión a la desigualdad de 7 significa que si el individuo X tiene la mitad de renta que el Y, al X se le pondera  $2^7$  veces más en la función de bienestar

<sup>10</sup> Si se calculan estos valores para una elasticidad gasto a largo plazo de 0.24 que corresponde a la estimación (2) del Cuadro 1, en vez de para el valor 0.21, correspondiente a la estimación (1) del mismo cuadro, se obtiene:

	$\eta$
Precio óptimo ( $B=0$ ) y precio real 1989 .....	6.2455
Precio óptimo ( $B89$ ) y precio real 1989 .....	6.1301
Cuota óptima ( $B=0$ ) y cuota real 1989 .....	5.9675
Cuota óptima ( $B89$ ) y cuota real 1989 .....	6.1301

social que al individuo Y. En segundo lugar, el hecho de tener una cuota real tan baja y un precio por Kwh tan alto en relación con los óptimos favorece la conexión a la red de energía eléctrica, pero reduce el bienestar derivado del consumo de electricidad.

Se deduce del Cuadro 3 que para  $\mu > 7,006$  (o  $\mu > 7,138$  con  $B = 0$ ) el precio marginal real de 1989 es «demasiado» alto y la cuota fija «demasiado» baja, lo que favorece en exceso a los consumos menores.

## 6. Análisis de las pérdidas de bienestar

El análisis de las pérdidas de bienestar que se producen por aplicar un esquema de precios distinto del óptimo se lleva a cabo desde dos puntos de vista: agregadamente considerando la Función de Bienestar Social, e individualmente diferenciando entre grupos de hogares con distintas rentas.

A partir de aquí se trabajará con la tarifa óptima que se obtiene si se impone una restricción de tasa de beneficio positiva e igual a la de 1989, pues es más coherente si se quieren analizar las pérdidas de bienestar existentes ante la aplicación de las tarifas actuales en relación con las óptimas.

### 6.1. Análisis de las pérdidas de bienestar agregadas

Inicialmente se calculan las pérdidas de bienestar que se producen por la existencia de un esquema de precios incorrecto a partir de la medida propuesta en Feldstein (1972).

Sea  $L^*$  el valor de la función objetivo habiendo sustituido los valores óptimos  $-\pi$  y  $A$  en ella, y sea  $L^0$  la misma función objetivo valorada en el precio marginal y la cuota fija de 1989  $-\rho_0$  y  $A_0$ . La pérdida en bienestar por utilizar  $\rho_0$  y  $A_0$  puede expresarse como:

$$L^- = L^* - L^0 = L(\pi, A) - L(\rho_0, A_0) \quad [11]$$

Sin embargo,  $L^-$  no es una buena medida de bienestar ya que está expresada en términos de utilidad en vez de en términos monetarios, por lo que no se sabe muy bien su significado. Feldstein (1972) propone transformar [11] en magnitudes monetarias tomando como unidad de medida una peseta distribuida uniformemente sobre la población, es decir, la esperanza de la utilidad marginal de la renta. Por lo tanto, el valor monetario de las pérdidas de bienestar por unidad vendida al precio no óptimo será:

$$\lambda_1 = \frac{L^-}{Q(\rho_0) E[u'(y)]}$$

De la misma forma se pueden calcular las pérdidas de bienestar monetarias en términos de unidades vendidas al precio óptimo:

$$\lambda_2 = \frac{L^-}{Q(\pi) E[u'(y)]}$$

Si  $\pi < p_0$ ,  $\lambda_2 < \lambda_1$ , es decir, si el precio óptimo es menor que el precio real, la cantidad óptima es mayor y las pérdidas de bienestar por unidad menores.

Se han obtenido, de esta manera, los valores de  $\lambda_1$  y de  $\lambda_2$  que reflejan las pérdidas de bienestar producidas por utilizar la tarifa real de 1989 en lugar de la óptima. Los valores se presentan en el Cuadro 4.

CUADRO 4  
Pérdidas de bienestar a los precios de 1989

$\eta$	$\pi_{B89}$	$A_{B89}$	$\lambda_1$	$\lambda_2$
0	2.42	652.72	4.02	1.78
1	2.82	615.68	3.05	1.46
2	3.33	575.06	2.21	1.15
3	4.00	529.46	1.50	0.85
4	4.93	476.65	0.91	0.57
5	6.27	412.78	0.45	0.32
6	8.42	330.48	0.14	0.11
7.006	12.36	212.00	0.00	0.00

Si  $\eta = 1$ , cargar la tarifa de 1989 en lugar de la óptima supone una pérdida de 3.05 pts/kwh vendidos al precio de 1989 o de 1.46 pts/kwh vendidos al precio óptimo. Con estos valores se han calculado las pérdidas de bienestar totales correspondientes al año 1989. Estas han sido muy considerables: entre 91,735 y 43,912 millones. Ello supone unas pérdidas entre el 17.79 % y el 8.53 % de los ingresos obtenidos por el sector eléctrico por ventas al sector residencial. Las pérdidas de bienestar disminuyen a medida que  $\eta$  se aproxima a 7.006, pues la tarifa óptima coincide con la de 1989 para dicho valor de aversión a la desigualdad.

Otra forma de analizar las pérdidas de bienestar que se producen por la adopción de un esquema de precios distinto del óptimo, que evidencia de forma clara la incorrección de la tarifa real de 1989 es la siguiente. Se parte de [11] y se trata de obtener la cuota fija  $-A_1-$  que, dado  $p_0$ , iguala el valor de la función de bienestar con la óptima, es decir, se trata de determinar el conjunto  $\{A_1(\pi)/L(\pi, A) = L(p_0, A_1)\}$ . Alternativamente se puede calcular el conjunto  $\{p_1(\pi)/L(\pi, A) = L(p_1, A_0)\}$ .

Los valores de  $p_1$ ,  $A_1$ , se presentan en el Cuadro 5 junto con los de  $p_0$  y  $A_0$ . Se observa que, por ejemplo para  $\eta = 1$ , el precio que iguala el valor de la función de bienestar óptima con otro que utilice la cuota fija de 1989 sería de 9.44 pts/kwh en lugar de las 12.36 pts/kwh que fue el precio real de dicho año. Alternativamente, la cuota fija que iguala  $L(\pi, A)$  y  $L(p_0, A_1)$  para  $\eta = 1$  es 83.56 pts/kw mes, muy inferior a las 212 pts/kw mes en 1989. A medida que la aversión a la desigualdad va aumentando, los valores de  $p_1$  y  $A_1$  se aproximan a los realmente existentes en 1989.

CUADRO 5  
 $\{p_1(\pi)/L(\pi, A) = L(p_1, A_0)\}$  y  $\{A_1(\pi)/L(\pi, A) = L(p_0, A_1)\}$

$\eta$	$p_0$	$A_0$	$p_1$	$A_1$
0	12.36	212.00	8.81	41.59
1	12.36	212.00	9.44	83.56
2	12.36	212.00	10.07	119.80
3	12.36	212.00	10.69	150.43
4	12.36	212.00	11.28	175.43
5	12.36	212.00	11.80	194.55
6	12.36	212.00	12.19	207.19
7.006	12.36	212.00	12.36	212.00

### 6.2. Análisis de las pérdidas de bienestar individuales: excedente neto

A continuación se analizan las pérdidas de bienestar que se producen por hogar. Para ello, se han computado los excedentes netos para distintos niveles de renta calculando la media del gasto total de cada uno de los 314 hogares analizados para los 6 años y convirtiendo estos valores en pesetas de 1989 utilizando como deflactor el IPC. Tras esto se han ordenado de mayor a menor y se han dividido en decilas suprimiendo los 4 últimos datos. Por último, se ha calculado la media del gasto en cada una de las decilas y es éste el dato que se toma para analizar las pérdidas de bienestar por decila.

Como medida de bienestar se ha calculado la diferencia entre el excedente neto valorado a los precios óptimos y el excedente neto valorado a los precios de 1989 dividido entre el gasto medio total de la decila, para expresar la pérdida de bienestar como proporción del gasto de que disponen.

Los resultados de los cálculos aparecen en el Cuadro 6.

CUADRO 6  
 Pérdidas de bienestar en relación al gasto total de cada decila  
 (miles de pesetas; tanto por mil)

Decila	$\eta$ Gasto	0	1	2	3	4	5	6	7.006
10	2824	4.06	3.93	3.74	3.46	3.06	2.46	1.55	0.00
9	2247	4.50	4.38	4.18	3.89	3.45	2.78	1.76	0.00
8	1872	4.85	4.74	4.54	4.24	3.77	3.06	1.93	0.00
7	1632	5.10	5.00	4.81	4.50	4.02	3.27	2.07	0.00
6	1446	5.30	5.22	5.05	4.74	4.24	3.46	2.20	0.00
5	1261	5.52	5.40	5.30	5.00	4.49	3.67	2.35	0.00
4	1099	5.70	5.68	5.54	5.24	4.73	4.89	2.49	0.00
3	959	5.83	5.85	5.74	5.47	4.96	4.10	2.64	0.00
2	781	5.92	6.02	5.98	5.75	5.27	4.39	2.85	0.00
1	504	5.32	5.72	5.94	5.94	5.62	4.82	3.21	0.00

Se observa que a medida que la decila es más baja, y por tanto el gasto menor, la diferencia entre excedentes netos en relación a su gasto es mayor. Esto significa que son las decilas más bajas las que se habrían visto más favorecidas por adoptar el sistema óptimo, es decir, que son las más perjudicadas por tener que enfrentarse a los precios reales de 1989 en lugar de a los óptimos.

La primera decila, sin embargo, tiene un comportamiento distinto. Con  $\eta = 0$  la diferencia de excedentes en relación a su renta es aproximadamente igual a la que presenta la decila 6, pese a ser el gasto de ésta el triple. Para  $\eta = 1.5$  el comportamiento de la décima decila sigue las mismas pautas mencionadas anteriormente.

## 7. Conclusiones

Este trabajo permite destacar dos resultados principales:

1. Las pérdidas de eficiencia y de bienestar que se producen por la adopción del esquema de precios existentes en 1989 en lugar del óptimo son muy considerables. Ello se refleja en el hecho de que la tarifa realmente existente sería la óptima para un grado de aversión a la desigualdad de 7.006, que resulta implausible. Las pérdidas de eficiencia que se producen equivalen al valor de 0.82 para el índice de Lerner. Las pérdidas de bienestar por no adoptar la tarifa óptima para una tasa de aversión a la desigualdad unitaria ( $\eta = 1$ ) se sitúan entre el 8.5 % y el 17.8 % de los ingresos obtenidos por las ventas realizadas por el sector eléctrico al cliente doméstico. El bienestar se podría mejorar si, para una tasa de aversión a la desigualdad de valor 1, se tomara como cuota fija óptima la real de 1989 y se compaginara con un precio de 9.44 pts/kwh en lugar de las 12.36 pts/kwh realmente existentes; o, por el contrario, si se tomara como dado el precio marginal de 1989, y se compatibilizara con una cuota fija de 83.56 pts/kw mes, muy inferior a las 212 pts/kw mes de 1989.
2. Desde el punto de vista individual, son los hogares de renta más baja los que más perjudicados resultaron por el hecho de enfrentarse a la tarifa de 1989 en lugar de a la óptima. Para una tasa de aversión a la desigualdad unitaria, de nuevo las decilas inferiores llegan a tener hasta un 50 % más de pérdidas de bienestar que las decilas superiores.

### Anexo 1. Variables de la función de demanda

#### A.1.1. Gasto en energía eléctrica per cápita

Para obtenerlo se ha partido del gasto por hogar en energía eléctrica y se ha dividido entre el tamaño familiar.

En la EPC, el gasto de energía eléctrica incluye también el gasto por alquiler del contador. Este es constante para todo el período muestral e igual a 3.70 pts/mes (O. M. del 11 de junio de 1957) si consideramos como potencia



media del abonado la del Cuadro A2.2 del Anexo 2 y 220 Watios como requisito de potencia de cada hogar. Dado que este gasto es necesario para poder consumir energía eléctrica, se considera como parte de la cuota fija y, por tanto, no se resta del gasto total.

El gasto se ha deflactado por el precio de la electricidad tomando como base 1983.

#### *A1.2. Gasto total per cápita*

Debido a que la EPC no determina la renta de cada hogar, se utiliza el gasto total por hogar como aproximación de la misma dividiéndose entre el número de individuos que componen cada hogar. El gasto se ha deflactado con el Índice de Precios al Consumo.

#### *A1.3. Precios*

Partimos de una serie de precios heterogénea, ya que en el período muestral considerado se dieron tres sistemas de precios distintos. Desde el II/77 (B.O.E. de 7 y 8 de enero de 1971) hasta el IV/80 estaba en vigor una tarifa en tres bloques con cuota fija; desde I/81 (B.O.E. de 17 de enero de 1981) hasta III/83 se simplificó el esquema de precios en una tarifa en dos bloques con cuota fija; y, por último, se implantó la tarifa en dos partes desde el IV/83 (B.O.E. de 20 de octubre de 1983).

Este problema se ha resuelto tratando de aproximar las tarifas en bloques a la tarifa en dos partes como requisito necesario para obtener la tarifa en dos partes óptima. El procedimiento utilizado se expone con detalle en el Anexo 2.

#### *A1.4. Temperatura*

Hay pocas dudas sobre el valor explicativo que tiene la variable temperatura en el consumo de energía eléctrica residencial. Sin embargo, no está tan claro qué variable meteorológica introducir como más representativa de la temperatura. Se han considerado tres posibilidades distintas: temperatura media, temperatura máxima y temperatura mínima. De acuerdo con PREDYCO (1989), la más relevante es la temperatura máxima. Parece claro que las acciones tendentes a aliviar la sensación de malestar provocada por temperaturas extremas es más manifiesta de día que de noche. Esto lleva a desechar la temperatura mínima como representativa, pues se produce generalmente de madrugada, momento en el que el demandante no es plenamente consciente de su influencia. Por esta misma razón no se considera la temperatura media, ya que está contaminada por la mínima.

Los datos de las temperaturas se han tomado de los Anuarios Estadísticos del INE (1982a) de los años 1979-1984 que recogen una amplia información meteorológica. En dichos Anuarios aparecen las temperaturas máximas abso-

lutas del mes y la temperatura media de las máximas diarias para cada mes. Se ha creído preferible elegir esta última, pues representa mejor el efecto del clima sobre la demanda de energía eléctrica residencial.

Se ha aproximado como temperatura de cada Comunidad Autónoma la media de una estación meteorológica o de varias ubicadas en la misma según sea el caso, asignando cada individuo a la Comunidad Autónoma que pertenece según la información de la EPC que nos indica la provincia en la que reside cada unidad encuestada.

En Buisán (1990) (Anexo 3) puede verse la asignación que se ha hecho entre estaciones meteorológicas y Comunidades Autónomas.

## **Anexo 2. Homogeneización de la serie de precios para el período muestral considerado**

A continuación se presentan las tarifas para el período 1978-1983. Dado que se analiza el consumo residencial se ha tomado la tarifa A2 (actualmente llamada 2.0) como representativa del mismo. El término de potencia viene expresado en pesetas por kilovatio mes y los términos de energía en pesetas por kilovatio hora.

1. Desde 25/7/77 (B.O.E. de 12/8/77) hasta 9/7/79.

POTENCIA	ENERGIA	ENERGIA	ENERGIA
CUOTA FIJA	0-25 horas	26-90 horas	+90 horas
83.75	3.52	2.30	1.50

2. Desde 10/7/79 (B.O.E. de 21/7/79) hasta 18/1/80.

POTENCIA	ENERGIA	ENERGIA	ENERGIA
CUOTA FIJA	0-25 horas	26-90 horas	+90 horas
93.50	3.82	2.77	1.88

3. Desde 19/1/80 (B.O.E. de 19/1/80) hasta 17/1/81.

POTENCIA	ENERGIA	ENERGIA
CUOTA FIJA	0-90 horas	+90 horas
108.00	4.14	3.12

4. Desde 18/1/81 (B.O.E. de 28/1/81) hasta 2/4/81.

POTENCIA	ENERGIA	ENERGIA
CUOTA FIJA	0-90 horas	+90 horas
147.00	5.39	3.64

5. Desde 3/4/81 (B.O.E. de 11/4/81) hasta 16/1/82.

POTENCIA	ENERGIA	ENERGIA
CUOTA FIJA	0-90 horas	+90 horas
159.00	5.88	3.94

6. Desde 17/1/82 (B.O.E. de 16/1/82) hasta 20/1/83.

POTENCIA	ENERGIA	ENERGIA
CUOTA FIJA	0-90 horas	+90 horas
182.00	6.63	4.58

7. Desde 21/1/83 (B.O.E. de 20/1/83) hasta 30/9/83.

POTENCIA	ENERGIA	ENERGIA
CUOTA FIJA	0-90 horas	+90 horas
201.00	6.63	5.67

8. Desde 1/10/83 (B.O.E. de 14/10/83) hasta 18/4/84.

POTENCIA	ENERGIA
CUOTA FIJA	
178.00	7.69

A partir de estas tarifas se obtiene el Cuadro A2.1, donde se ha asignado a cada año el precio que le corresponde, de forma que cuando la actualización de una tarifa se ha producido dentro de un mismo año, el precio se obtiene ponderando las tarifas vigentes por el número de días en que ha estado en vigor cada una de ellas. Se ha creído conveniente hacerlo así, ya que es la forma en la que actúan las compañías eléctricas cuando facturan la electricidad.

Por otra parte, en las tarifas que no tienen tres bloques como las finales, se han desdoblado los bloques de forma que se obtenga una serie de precios equivalente, con los mismos bloques.

CUADRO A2.1  
Tarifas en vigor para el periodo 1978-1983

Fecha Año	Potencia Cuota fija	Energía 0-25 horas	Energía 26-90 horas	Energía +90 horas
1978 .....	83.75	3.52	2.30	1.50
1979 .....	89.34	3.66	2.52	1.68
1980 .....	107.38	4.13	3.10	2.31
1981 .....	154.09	5.66	5.66	3.80
1982 .....	180.98	6.60	6.60	4.55
1983 .....	194.20	6.90	6.90	6.12

Fuente: B.O.E. y elaboración propia.

Para homogeneizar la serie de precios se ha partido de la información obtenida del MINER sobre el número de abonados, la potencia contratada y el consumo neto para la tarifa en consideración. Un resumen de esta información aparece en el Cuadro A2.2.

CUADRO A2.2  
Características de la tarifa 2.0 en el periodo 1978-1983

Fecha Año	Pot./abonado Kw	Cons./abonado Mwh	Horas utiliz./abdo.	Horas utiliz./abdo. mes
1978 .....	2.74	1.62	592	49
1979 .....	2.82	1.71	605	50
1980 .....	2.91	1.72	591	49
1981 .....	2.78	1.57	565	47
1982 .....	2.82	1.45	513	43
1983 .....	2.85	1.48	518	43

Fuente: MINER y elaboración propia.

El dato de horas de utilización por abonado y mes ha sido básico para homogeneizar la serie, en la medida que ha permitido determinar el precio marginal del abonado medio. Así, por tanto, la tarifa en dos partes que se va a utilizar está compuesta por el término de potencia original y un precio marginal que cubre el número de horas de utilización del abonado medio en el año que está vigente la tarifa.

Por ejemplo, para el año 1980, la tarifa resultante es 107.38 pts/kw mes de término de potencia y 3.62 pts/kwh de término de energía que se obtiene del cálculo:

$$\frac{25 * 4.13 + (49-25) * 3.10}{49} = 3.62$$

La serie de tarifas así obtenidas se presenta en el Cuadro A2.3, y es la que se ha utilizado para la estimación de la función de demanda de energía eléctrica residencial.

CUADRO A2.3  
Tarifa en dos partes equivalente  
a las reales del Cuadro A2.1

Fecha Año	Potencia Pts/Kw/mes	Energía Pts/Kwh
1978 .....	83.75	2.92
1979 .....	89.34	3.09
1980 .....	107.38	3.62
1981 .....	154.09	5.66
1982 .....	180.98	6.60
1983 .....	194.20	6.90

### Anexo 3. Estimación de la función de costes totales para el sector eléctrico residencial de España

#### A3.1. Estimación de los costes variables del sector residencial

La estimación de los costes variables de energía eléctrica residencial se ha realizado en dos etapas:

1. Estimación de los costes variables para todo tipo de usos de la energía eléctrica, que llamaremos costes variables globales.
2. Adaptación de los costes variables globales al sector residencial.

La primera etapa se ha realizado a partir de la cobertura de energía y potencia de la curva de carga para el año 1989 suponiendo un comportamiento hidráulico medio<sup>11</sup>. A partir de la función de demanda total para el año 1989 se ha construido la curva de carga del mismo año dividida en 8 bloques. A continuación se expone el procedimiento por el que se realiza este paso.

Al primer bloque se le asignan 100 horas por lo que se seleccionan las potencias de las 100 horas máximas de la curva de demanda de 1989 calculándose la media de las mismas con lo que se obtiene un valor que llamaremos  $B1$ . A continuación se realiza el mismo proceso para el siguiente bloque que comprende 900 horas. Se eligen las 900 horas de mayor potencia después de las 100 que ya se han seleccionado para el primer bloque. Se calcula la media de estos valores y se obtiene  $B2$ . Este mismo procedimiento se sigue hasta agotar los 8 bloques, de forma que el valor  $B8$  será la media de las 1860 horas de menor potencia de todo el año 1989. Con estos valores se construye la curva de carga que tiene la forma del Gráfico A3.1.

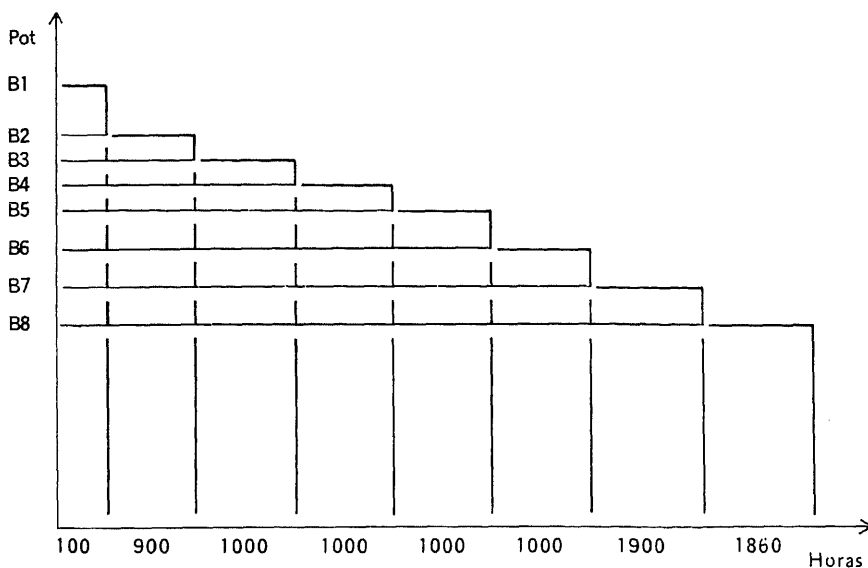


Gráfico A3.1  
Curva de carga correspondiente a 8 bloques horarios

<sup>11</sup> A pesar de que el año 1989 fue muy seco, lo correcto es suponer hidraulicidad media, ya que es con éste supuesto con el que el MINER calcula las tarifas.

Una vez que se dispone de la curva de carga para el año 1989 se procede a realizar la cobertura de la misma por tipos de combustible tratando de minimizar los costes, es decir, comenzando con los combustibles más baratos, teniendo en cuenta las restricciones de potencia y de disponibilidad de los mismos. La restricción de potencia máxima es obvia; la de potencia mínima, o potencia por debajo de la cual no se puede generar electricidad con ese grupo de combustibles, es importante ya que puede sesgar al alza el coste en la medida que fuerce a no agotar al máximo el grupo de potencia anterior que es más barato. La restricción de disponibilidad de combustibles juega sobre todo en la hidráulica. El hecho de suponer hidraulicidad media determina el valor asignado a las centrales hidráulicas en la generación de energía eléctrica.

En el Cuadro A3.1 se presentan los resultados de esta cobertura. Los costes variables medios son los que se obtienen dadas las características técnicas de las centrales en 1989. El coste variable medio de la hidráulica, sin embargo, no sigue esta pauta, ya que es nulo y se valora dependiendo de si es hidráulica regulable o fluyente, pero en ambos casos con bastante discrecionalidad. La hidráulica regulable se valora según la energía más cara que sustituye y la hidráulica fluyente se valora a un precio negativo que compense el coste variable de la regulable y haga nulo el coste variable de la hidráulica total.

En el Cuadro A3.2 se presentan los costes variables para los 8 bloques horarios y para cada tipo de combustible que se obtienen al multiplicar las horas del bloque respectivo por la potencia del mismo y por el coste variable medio del tipo de combustible a que nos referimos.

El procedimiento que se ha seguido para obtener el coste variable del sector doméstico ha sido el siguiente. A partir de las curvas de demanda del sector doméstico para un día medio de las épocas anuales de invierno (diciembre, enero y febrero), semiinvierno (marzo, octubre y noviembre), verano (julio, agosto y septiembre) y semiverano (abril, mayo y junio), realizadas por la empresa Gas y Electricidad, S. A., y de una estimación del consumo doméstico total para el año 1989, se ha calculado la curva de demanda para 1989 uniendo las curvas de demanda diarias entre sí. El supuesto utilizado para la creación de la curva de demanda a partir de los cuatro tipos de curvas anuales ha sido la igualdad entre los días que pertenecen a cada una de las cuatro épocas.

Una vez que tenemos esta curva de demanda, para obtener la curva de carga se hace la misma operación que hemos realizado para la demanda global obteniendo, por lo tanto, una curva de carga para el sector doméstico dividida en 8 bloques de las mismas horas que el correspondiente a la curva de carga global.

A continuación se calcula la energía que se asigna a cada bloque multiplicando la potencia de cada bloque por las horas del mismo. El resultado aparece en el Cuadro A3.3.

CUADRO A3.1  
Sistema de generación eléctrica en España  
Cobertura de energía y potencia  
(Año 1989)

Unidad	Potencia mínima	Potencia máxima	SS.AA.	FOR	Potencia (Mw bc)															
					Bloque 1 100 h. MW	%	Bloque 2 900 h. MW	%	Bloque 3 1000 h. MW	%	Bloque 4 1000 h. MW	%	Bloque 5 1000 h. MW	%						
Hidraulicidad media																				
Nuclear	7339	7339	0.95	0.86	5996.0	1.00	5996.0	1.00	5996.0	1.00	5996.0	1.00	5996.0	1.00	5996.0	1.00	5996.0	1.00	5996.0	1.00
Lignito pardo	1950	1950	0.93	0.86	1559.6	1.00	1559.6	1.00	1559.6	1.00	1559.6	1.00	1559.6	1.00	1559.6	1.00	1559.6	1.00	1559.6	1.00
Hulla y antra. 1	1003	3343	0.94	0.84	2639.6	1.00	2639.6	1.00	2639.6	1.00	2639.6	1.00	2639.6	1.00	2639.6	1.00	2639.6	1.00	2639.6	1.00
Lignito negro	452	1370	0.93	0.88	1121.2	1.00	1121.2	1.00	1121.2	1.00	1121.2	1.00	983.9	0.88	909.9	0.81				
Carbón importado	394	1314	0.95	0.90	1001.4	0.89	889.6	0.79	430.6	0.38										
Hulla y antra. 2	864	2619	0.94	0.84	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00
Fuel 1	1045	4179	0.95	0.85	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00
Fuel 2	1115	3715	0.95	0.85	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00
Total térmica					13000.0		12206.0		11747.0		11516.0		11442.0							
Hidro. regulable		13162	1.00	1.00	5500.0	0.53	4400.0	0.45	4400.0	0.45	3700.0	0.45	2700.0	0.32						
Hidro. fluyente					1500.0		1500.0		1500.0		1500.0		1500.0							
Generación bombeo.		2586	1.00	0.80	1000.0	0.48	1000.0	0.48	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00
Total hidráulica					8000.0		6900.0		5900.0		5200.0		4200.0							
Generación					21000.0		19106.0		17647.0		16716.0		15642.0							
Consumo bombeo.					0.0		0.0		0.0		0.0		0.0							
Demanda					21000.0		19106.0		17647.0		16716.0		15642.0							

SS.AA: Servicios auxiliares. FOR: Coeficiente de disponibilidad. bc: Barras de Central.  
El Coste Variable Medio viene expresado en pils/Kwh.

CUADRO A3.1 (Continuación)  
Sistema de generación eléctrica en España  
Cobertura de energía y potencia  
(Año 1989)

Unidad	Potencia mínima	Potencia máxima	SS.AA.	FOR	Potencia (Mw bc)			Energía (Gwh bc)		Coste vble. medio		
					Bloque 6 1000 h. MW	%	Bloque 7 1900 h. MW	%	Bloque 8 1860 h. MW		%	Total 8760 h. Gwh
Hidraulicidad media												
Nuclear .....	7339	7339	0.95	0.86	5996.0	1.00	5996.0	1.00	5996.0	1.00	52524.64	1.74
Lignito pardo .....	1950	1950	0.93	0.86	1559.6	1.00	1559.6	1.00	1559.0	1.00	13662.18	5.41
Hulla y antra. 1 .....	1003	3343	0.94	0.84	2639.6	1.00	2639.6	1.00	1676.4	0.64	21331.57	3.63
Lignito negro .....	452	1370	0.93	0.88	1018.8	0.91	924.8	0.82	0.0	0.00	6912.14	4.51
Carbón importado .	394	1314	0.95	0.90	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	2005.12	4.21
Hulla y antra. 2 .....	864	2619	0.94	0.84	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	68.22	5.41
Fuel 1 .....	1045	4179	0.95	0.85	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.00	5.34
Fuel 2 .....	1115	3715	0.95	0.85	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	0.00	5.34
Total térmica .....					11214.0		11120.0		9232.0		96503.67	
Hidro. regulable .....		13162	1.00	1.00	1550.0	0.23	0.0	0.11	0.0	0.11	16860.00	5.34
Hidro. fluyente .....					1500.0		1500.0		1500.0		13140.00	-7.26
Generación bombeo .		2586	1.00	0.80	0.0	0.00	0.0	0.00	0.0	0.00	1000.00	5.34
Total hidráulica .....					3050.0		1500.0		1500.0		30000.00	
Generación .....					14264.0		12620.0		11498.0		126503.87	
Consumo bombeo .					0.0		0.0		766.0		1424.76	
Demanda .....					14264.0		12620.0		10732.0		127503.92	

SS.AA.: Servicios auxiliares. FOR: Coeficiente de disponibilidad. bc: Barras de Central.  
El Coste Variable Medio viene expresado en pts/kwh.



CUADRO A3.2  
Costes variables  
(Unidad: Millones de ptas.)

	Bloque 1	Bloque 2	Bloque 3	Bloque 4	Bloque 5	Bloque 6	Bloque 7	Bloque 8	Total
Nuclear .....	1043	9386	10429	10429	10429	10429	19814	19397	91354
Lignito pardo .....	844	7594	8437	8437	8437	8437	16031	15694	73912
Hulla y antra. 1 .....	958	8624	9582	9582	9582	9582	18206	11319	77434
Lignito negro .....	506	4551	5057	4437	4104	4595	7925	0	31174
Carbón importado ....	422	3371	1813	1418	1418	0	0	0	8442
Hulla y antra. 2 .....	369	0	0	0	0	0	0	0	369
Fuel 1 .....	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Fuel 2 .....	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Hidráulica .....	1848	11345	12606	8868	3528	-2613	-20691	-20255	-5364
Gener. Bombeo .....	534	4806	0	0	0	0	0	0	5340
TOTAL VARIABLES .	6523 (3.11)	49676 (2.89)	47923 (2.72)	43172 (2.58)	37498 (2.40)	30430 (2.13)	41285 (1.72)	26154 (1.22)	282661

Entre paréntesis aparecen los Costes Variables Medios expresados en Pts/Kwh

CUADRO A3.3  
Estructura de bloques del sector doméstico

	Consumo (gwh)		Estructura bloques		Participación Domést./total
	Doméstico	Total	Doméstico	Total	
Bloque 1 .....	697	2100	2.32	1.65	33.20
Bloque 2 .....	4788	17196	15.92	13.49	27.84
Bloque 3 .....	4205	17647	13.98	13.84	23.83
Bloque 4 .....	3955	16717	13.15	13.11	23.66
Bloque 5 .....	3844	15643	12.78	12.27	24.58
Bloque 6 .....	3665	14265	12.19	11.19	25.69
Bloque 7 .....	5088	23978	16.92	18.81	21.22
Bloque 8 .....	3834	19961	12.75	15.66	19.21
TOTAL .....	30077	127507	100.00	100.00	23.59

Fuente: I. Ortega (Red Eléctrica de España).

Se observa una estructura de consumo doméstico de energía eléctrica por bloques en la que tienen mayor peso los bloques iniciales que en la estructura global. Es el resultado esperado ya que la demanda residencial se realiza en horas punta o más cercanas a la punta que la demanda para usos industriales.

Por último, el coste variable para el consumo doméstico se calcula como:

$$CV = \sum_{i=1}^8 \frac{CV_i^g * C_i^d}{C_i^g} = 68,446 \text{ millones de pesetas.}$$

donde:

$CV_i^g$  es el coste variable global del bloque  $i$  tomado del Cuadro A3.2.

$C_i^d$  es el consumo doméstico en el bloque  $i$  según el Cuadro A3.3.

$C_i^g$  es el consumo global en el bloque  $i$  según el Cuadro A3.3 o el A3.1.

El coste variable residencial que se obtiene es mayor que el 23.59 % —participación de consumo doméstico sobre el total— del coste variable global.

#### A3.2. Obtención de los costes fijos para el sector residencial.

Los costes fijos se obtienen a partir de la definición de beneficio para el sector eléctrico en 1989 teniendo en cuenta sólo el sector residencial:

$$p_0 Q(p_0) + NA_0 - CF - 2.276 Q(p_0) = 0.0589 [p_0 Q(p_0) + NA_0]$$

Siendo:  $p_0$  y  $A_0$  el precio y la cuota fija de 1989: 12.36 Pts/kwh y 212 Pts/kw mes (B.O.E. de 24 de enero de 1989),  $N$  es el número de abonados de la tarifa 2.0 de 1989: 17,133,313. Se ha obtenido extrapolando el dato de 1987 considerando un crecimiento del 3 % anual.  $Q(p_0)$  es la demanda doméstica del año

1989 que aparece en el Cuadro A3.3, su valor se estima a partir de una muestra que se tiene para este mismo año.

El beneficio es 5.89 % sobre los ingresos por ventas. El beneficio después de impuestos del sector eléctrico para el año 1989 fue del 4.71 % sobre ventas según la Central de Balances. Se ha supuesto un tipo impositivo del 20 % para obtener el beneficio antes de impuestos, que es el relevante.

## Referencias

- Arellano, M. y Bond, S. (1988): «Dynamic panel data estimation using DPD —A guide for users—», Institute for Fiscal Studies Working Paper 88/15, London.
- Arellano, M. y Bover, O. (1990): «La econometría de datos de panel», *Investigaciones Económicas*, XIV, 1, págs. 3-45.
- Auerbach, A. y Pellechio, A. (1978): «The two-part tariff and voluntary market participation», *Quarterly Journal of Economics*, noviembre, págs. 571-587.
- Buisan, A. (1990): «Sistema óptimo de tarifas eléctricas en dos partes para la energía residencial de España». Documento de trabajo del Centro de Estudios Monetarios y Financieros n.º 9009.
- Coase, R. H. (1946): «The marginal cost controversy», *Económica*, núm. 13, págs. 169-189.
- Feldstein, M. (1972): «Equity and efficiency in public sector pricing: the optimal two-part tariff», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 86, págs. 175-187.
- Garbacz, C. (1983): «Electricity demand and the elasticity of intramarginal price», *Applied Economics*, núm. 15, págs. 699-701.
- Gas y Electricidad, S. A. (1985): «Análisis de la demanda de energía eléctrica inducida por el sector doméstico», Mimeo.
- INE, Ministerio de Economía y Comercio (1982a): *Anuarios estadísticos (1979-1984)*.
- INE, Ministerio de Economía y Comercio (1982b): *Proyecto para la realización de la Encuesta Permanente de Consumo*.
- Leland, H. E. y Meyer, R. A. (1976): «Monopoly pricing structures with perfect discrimination», *Bell Journal of Economics*, vol. 17, núm. 2, págs. 449-462.
- Predyco (1989): «Un modelo diario con variables meteorológicas y de laboralidad para la predicción del consumo de energía eléctrica», Referencia F 89/3. Mimeo.
- Roth, T. P. (1981): Average and marginal price changes and the demand for electricity: an econometric study», *Applied Economics*, núm. 13, págs. 377-388.
- Taylor, L. D. (1975): «The demand for electricity: a survey», *Bell Journal of Economics and Management Science*, núm. 6, págs. 74-110.

## Abstract

This paper deals with the determination of an optimal two part tariff for household consumption of electricity in Spain. The theoretical model originally developed by Feldstein (1972) - maximizes an utilitarian welfare function, where the marginal utility of income depends on risk aversion, subject to a predetermined level of non negative profits. Relevant demand and cost functions are estimated, and two kinds of welfare losses due to 1989 actual spanish tariffs are determined: aggregate and by expenditure levels.