

Estimando la demanda residencial por electricidad en Chile: a doña Juanita le importa el precio*

José Miguel Benavente[†] Alexander Galetovic[‡] Ricardo Sanhueza[§] Pablo Serra[¶]

Junio 2004

Resumen

En este trabajo estimamos la demanda residencial por energía eléctrica con un panel de 18 distribuidoras de electricidad con datos mensuales entre enero de 1995 y diciembre de 2001.

La elasticidad-precio de la demanda residencial por energía eléctrica es $-0,0548$ en un mes y $-0,39$ en el largo plazo. Vale decir si el precio aumenta permanentemente en 10%, al mes siguiente la cantidad demandada disminuye 0,548% y 3,9% en el largo plazo. Mediante dos ejercicios prácticos mostramos que económicamente estas elasticidades son “grandes”.

La contribución metodológica del trabajo consiste en proponer una metodología para estimar paneles dinámicos con datos mensuales y procesos de ajuste no instantáneos donde el número de individuos como el de períodos es “pequeño”.

Palabras clave: elasticidad, estacionalidad, MonteCarlo, paneles dinámicos

Clasificación JEL: C23, L94

* Agradecemos los comentarios de Soledad Arellano a una versión anterior de este trabajo. Galetovic y Serra agradecen el financiamiento de Fondecyt (proyecto 1030490). Galetovic también agradece el financiamiento de AES Gener S.A. Sin embargo, las opiniones expresadas en este trabajo no comprometen de manera alguna a AES Gener S.A.

[†] Departamento de Economía, Universidad de Chile. Av. Diagonal Paraguay 257, piso 15, Santiago, Chile. Tel: +56/2/678 3411; Fax:+56/2/678 3413; email: jbenaven@econ.uchile.cl.

[‡] Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile. Av. República 701, Santiago, Chile. Tel: +56/2/678 4065; Fax:+56/2/689 7895; email: agaleta@dii.uchile.cl.

[§] ESE-Escuela de Negocios, Universidad de los Andes. San Carlos de Apoquindo 2200, Las Condes, Santiago, Chile. Tel: +56/2/412 9524. Fax: +56/2/412 9486; E-mail: rsanhueza.ese@uandes.cl.

[¶] Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile. Av. República 701, Santiago, Chile. Tel: +56/2/678 4820; Fax:+56/2/689 7895; email: pserra@dii.uchile.cl.

1. Introducción

En la discusión y la práctica, en Chile se suele partir de la premisa que la demanda por electricidad es perfectamente inelástica al precio. Por ejemplo, el modelo que actualmente se ocupa para fijar el precio de nudo supone que el consumo sólo responde a los cambios del ingreso, mas no del precio de la electricidad¹. De manera similar, muchos creen que la única manera de manejar un déficit de abastecimiento es racionando, porque muy pocos disminuirían su consumo si el precio subiera para reflejar la escasez de energía. Sin embargo, en este trabajo mostramos que esta creencia es equivocada: tanto en el corto como en el largo plazo la demanda responde al precio y la magnitud económica de la elasticidad es considerable.

Para estimar la demanda residencial usamos un panel mensual del consumo de 18 distribuidoras que venden en el Sistema Interconectado Central (SIC). Esta es una innovación en el sentido que los pocos estudios de la demanda por electricidad que se han hecho en Chile (véase CNE [1986] y Chumacero et al. [2000]) han usado series anuales y datos de consumo agregados. Por contraste, en nuestro estudio explotamos la información de corte transversal inherente en un panel, lo que nos permite obtener estimaciones más precisas. Al mismo tiempo, la periodicidad mensual de los datos permite estimar un modelo de ajuste parcial en que el “corto” plazo es un mes. Un período de ajuste tan corto es útil y relevante en este caso, porque la posibilidad de administrar los déficit de abastecimiento con aumentos de precio debe evaluarse en períodos de meses.

Nuestro panel con variable dependiente rezagada es fuente de oportunidades pero también de potenciales sesgos, por la correlación serial de los errores debida a que la variable dependiente rezagada aparece en el lado derecho. Son conocidas las propiedades asintóticas de los estimadores de modelos con esta estructura cuando el número de períodos o de individuos es suficientemente grande; lo que no ocurre en este caso, en que ambas dimensiones son relativamente pequeñas. La contribución metodológica del trabajo consiste en examinar la forma correcta de estimar un modelo con variable dependiente rezagada medida en forma mensual cuando los tamaños de muestra no son lo suficientemente grandes. Utilizando resultados recientes de Bond [2002] y ejercicios de MonteCarlo mostramos cómo proceder para elegir la especificación correcta del modelo de ajuste parcial y el estimador más apropiado.

Nuestra estimación es que la elasticidad-precio de la demanda residencial por energía eléctrica es $-0,048$ en un mes y $-0,39$ en el largo plazo. Vale decir si el precio aumenta permanentemente en 10%, al mes siguiente la cantidad demandada disminuye 0,48% y 3,9% en el largo plazo. Estas elasticidades pueden parecer pequeñas, pero, mostramos con dos ejercicios en la sección 4, económicamente no lo son. En particular, sirven para explicar una fracción importante del crecimiento de

¹El precio de nudo es el promedio de los costos marginales de energía esperados en los próximos 48 meses. Es el precio regulado al cual los generadores le venden energía a los distribuidores.

la demanda en períodos en que el precio de la energía ha caído, y son más que suficientes para mostrar que los cortes de suministro son innecesarios.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2.1 presentamos el modelo de ajuste parcial. En la sección 2.2 discutimos los problemas que se deben solucionar cuando se estiman modelos con variable dependiente rezagada con paneles que no son suficientemente grandes y proponemos cómo hacerlo. Esta sección es metodológica y se puede saltar sin pérdida de continuidad. En la sección 3 presentamos los resultados. La sección 4 concluye argumentando que la magnitud de la elasticidad precio es económicamente significativa.

2. Un modelo de la demanda por energía eléctrica

2.1. El modelo

La demanda por energía eléctrica se deriva de la demanda por equipos y artefactos eléctricos. Estos equipos suelen ser durables, y su consumo de energía por hora es esencialmente fijo y determinado por su diseño técnico. El consumo de energía varía con la utilización del stock de equipos existentes y las características tecnológicas del stock de durables (Taylor [1975] y Berndt [1991]).

En el corto plazo el stock de equipos que utilizan electricidad es fijo; sus características sólo cambian paulatinamente a medida que se reemplazan. Por lo tanto, los desplazamientos a lo largo de la curva de demanda seguramente serán mucho mayores en el largo plazo. Por ejemplo, si el precio de la energía aumenta, en el corto plazo una familia disminuirá la intensidad con que utiliza sus aparatos eléctricos. Sin embargo, en el largo plazo esta misma familia podría reemplazar los aparatos eléctricos por otros que usan otras energías, o bien adquirir aparatos que consumen electricidad en forma más eficiente. Un ajuste de stock importante, y que seguramente toma poco tiempo, es cambiar la potencia de las ampolletas. Por ejemplo, si sube el precio, se puede iluminar con ampolletas de 60 W en vez de 75 W. Esto seguramente es importante en Chile porque gran parte del consumo residencial es para iluminar.

La familia de modelos que recoge la idea de que la demanda por electricidad se deriva de la demanda por equipos se le debe a Fisher y Kaysen [1962], y ha sido utilizado por varios autores para estimar la demanda por electricidad residencial². En la primera etapa, este tipo de modelos estima elasticidades de corto plazo controlando directamente por el stock de equipos que poseen los consumidores. Las elasticidades de largo plazo se obtienen de una segunda ecuación que modela la demanda por equipos. Por supuesto, la limitación de estos modelos es práctica, porque rara vez se cuenta con datos del stock de equipos.

En esta sección presentamos un modelo que permite estimar elasticidades de corto y largo

²Por ejemplo, Acton et al. [1976], Taylor et al. [1977], y Goett y McFadden [1984].

plazo sin datos sobre el stock de equipos. El modelo de ajuste parcial que presentamos sigue a Berndt [1991] y ha sido utilizado por numerosos autores³.

La idea central es que el consumo deseado es aquel que elegirían los usuarios si su stock de equipos estuviera en su óptimo de largo plazo. Y así sería todo el tiempo si no fuera intolerablemente costoso ajustar al instante el stock de equipos cuando cambia el precio de los equipos, el precio de la electricidad, el de los energéticos sustitutos, o el ingreso. Por lo tanto, en un momento dado el stock de equipos y el consumo de energía serán distintos al equilibrio de largo plazo.

El modelo supone que el consumo de energía deseado en el mes t , e_t^* , depende del precio de la energía p_t , bajo la siguiente forma funcional:

$$\ln e_t^* = \alpha + \eta \ln p_t + \epsilon_t, \quad (2.1)$$

donde $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ (para simplificar la presentación omitimos el resto de las variables que influyen la demanda por electricidad). Si las personas ajustaran instantáneamente el stock de equipos cuando cambia el precio de la electricidad, el consumo observado e_t sería igual al deseado, e_t^* ; las elasticidades-precio de corto y largo plazo serían idénticas. Sin embargo, ni el ajuste del stock de equipos es instantáneo, ni tampoco se puede observar e_t^* .

Para modelar el ajuste paulatino del stock de equipos suponemos que el cambio del consumo de energía de un mes a otro, $\ln e_t - \ln e_{t-1}$, es igual a

$$\sum_{j=1}^J \lambda_j (\ln e_t^* - \ln e_{t-j}) + \xi_t,$$

con $\xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2)$ y λ_j parámetros que indican la velocidad del ajuste. Vale decir, el cambio del consumo de un período a otro es igual a una suma ponderada de las diferencias entre el consumo deseado en el mes t y el consumo hasta J meses atrás. Si despejamos $\ln e_t^*$ obtenemos

$$\ln e_t^* = \frac{1}{\sum_{j=1}^J \lambda_j} \left[\ln e_t - (1 - \lambda_1) \ln e_{t-1} + \sum_{j=2}^J \lambda_j \ln e_{t-j} - \xi_t \right] \quad (2.2)$$

La ecuación (2.2) reformula $\ln e_t^*$, que no es observable, en función del consumo de electricidad (que si se pueden observar), y los parámetros λ_j que deben estimarse. Para implementar el modelo

³Por ejemplo, Balestra [1967], Halvorsen [1973], Mount et al. [1973], Houthakker et al. [1974], Mount y Chapman [1974], Brendt y Watkins [1977], Taylor et al. [1977], Murray et al. [1978], Westley [1989] y Chang y Hsing [1991].

reemplazamos (2.2) en (2.1) y reordenando términos obtenemos

$$\ln e_t = \alpha \sum_{j=1}^J \lambda_j + \left[(1 - \lambda_1) \sum_{j=1}^J \lambda_j \right] \ln e_{t-1} - \sum_{j=1}^J \lambda_j \sum_{k=2}^J \lambda_k \ln e_{t-k} + \left(\eta \sum_{j=1}^J \lambda_j \right) \ln p_t + v_t \quad (2.3)$$

donde $v_t = \xi_t \sum_{j=1}^J \lambda_j + \epsilon_t$.

En este modelo, $\eta \sum_{j=1}^J \lambda_j$ es la elasticidad-precio de corto plazo de la demanda por electricidad y η es la elasticidad-precio de largo plazo. Esta es la ecuación que estimaremos en la sección 3 con un panel de distribuidoras.

2.2. Consideraciones econométricas

2.2.1. Una guía para lo que sigue

Puesto que supusimos que los consumidores ajustaban paulatinamente su consumo al nivel deseado, la ecuación (2.3) incluye la variable dependiente rezagada hasta en J periodos. Esto impone dos desafíos econométricos. Primero, determinar J . Segundo, aún si conociéramos la especificación correcta (es decir, el número de rezagos J), al estimar debemos hacernos cargo de la variable dependiente rezagada al lado derecho, que introduce correlación serial con el error por construcción. ¿Cómo proceder?

El Cuadro 1 muestra los métodos disponibles para estimar paneles con la variable dependiente rezagada. Si tanto el número de distribuidoras (N) y de meses (T) son “grandes”, entonces OLS es consistente. Generalmente, sin embargo, las muestras no son suficientemente grandes en ambas dimensiones al mismo tiempo. Si se tuvieran muchas distribuidoras ($N \rightarrow \infty$) pero pocos meses, se podrían usar los métodos de Arellano y Bond (1991) y Blundell y Bond (1998). Por el contrario, si se tiene un gran número de meses ($T \rightarrow \infty$), pero pocas distribuidoras, el apropiado es el así llamado estimador intragrupos. En nuestro caso, T y N son “pequeños” lo que nos deja en una situación intermedia que no ha sido discutida en la literatura, especialmente cuando las series de datos son mensuales y presentan estacionalidades.

Es sabido, como veremos en seguida, que cuando T y N son “pequeños”, MCO es inconsistente y sesgado y, por otro lado, el estimador intragrupos no elimina completamente la correlación serial con el error. Sin embargo, si el modelo está bien especificado, entonces por construcción MCO da el máximo sesgo hacia arriba posible del estimador de $\Lambda \equiv \sum_{j=1}^J \lambda_j$; al mismo tiempo, si el modelo está bien especificado, el estimador intragrupos da el máximo sesgo hacia abajo de $\sum_{j=1}^J \lambda_j$ ⁴. Es

⁴Bond [2002].

decir

$$E \left[\sum_{j=1}^J \hat{\lambda}_j^{\text{MCO}} - \Lambda \right] \geq E \left[\sum_{j=1}^J \hat{\lambda}_j^{\text{otros estimadores}} - \Lambda \right] \geq E \left[\sum_{j=1}^J \hat{\lambda}_j^{\text{intragrupos}} - \Lambda \right].$$

Además, por construcción, si el modelo está correctamente especificado,

$$\sum_{j=1}^J \hat{\lambda}_j^{\text{MCO}} \geq \sum_{j=1}^J \hat{\lambda}_j^{\text{otros estimadores}} \geq \sum_{j=1}^J \hat{\lambda}_j^{\text{intragrupos}} \quad (2.4)$$

En virtud de lo anterior sugerimos proceder de la siguiente manera:

- Revisamos la correcta especificación del modelo. Para ello se estima el modelo con cada uno de los cuatro métodos sabiendo que, como se aprecia en la serie de desigualdades (2.4), la estimación por MCO nos da la cota superior de los parámetros, y el estimador intragrupos la cota inferior. Luego, el ordenamiento “correcto” de los cuatro estimadores sirve como test de especificación —si algún estimador arroja parámetros por encima de MCO, o por debajo del estimador intragrupos, entonces necesariamente el modelo está mal especificado—.
- Una vez determinado J , mediante una simulación de MonteCarlo evaluamos el sesgo y la eficiencia de los cuatro estimadores para el modelo definido. Con este fin generamos muestras de series de variables cuyas propiedades estadísticas son similares a las variables explicativas de nuestra muestra; y usamos estas series, del mismo tamaño a las de nuestro panel, para estimar el modelo.
- Por último, los resultados que reportamos corresponden a la estimación hecha con el método que arrojó el menor sesgo en los ejercicios de MonteCarlo.

A continuación explicamos cada uno de los estimadores. (La siguiente sección es técnica. El lector que no esté interesado puede pasar directamente a la sección 3.)

2.2.2. Descripción de el segundo problema

El primer problema ya se describió, y consiste en determinar J . Para entender el segundo problema volvamos a considerar la ecuación (2.3) pero aumentada con un efecto aleatorio μ_i que captura las diferencias entre las N distribuidoras i que no son observables:

$$\ln e_{i,t} = \alpha \sum_{j=1}^J \lambda_j + (1 - \lambda_1) \sum_{j=1}^J \lambda_j \ln e_{t-1} - \sum_{k=2}^J \sum_{j=1}^J \lambda_j \lambda_k \ln e_{t-k} + \eta \sum_{j=1}^J \lambda_j \ln p_{i,t} + v_{i,t}, \quad (2.5)$$

donde $v_{i,t} = \mu_i + \omega_{it}$ con $\omega_{it} = \sum_{j=1}^J \lambda_j \xi_{it} + \epsilon_{it}$. Ahora bien, $\ln e_{i,t}$ es una función del efecto aleatorio μ_i y $\ln e_{i,t-1}$ también. En consecuencia, el regresor $\ln e_{i,t-1}$ está correlacionado con el

error $v_{i,t}$. Esto implica que los estimadores MCO son sesgados e inconsistentes aún si $v_{i,t}$ no presenta correlación serial. A pesar de ello, esta estimación es útil porque, como veremos líneas abajo, entrega la cota superior del verdadero valor del vector $\Lambda \equiv (\lambda_1, \dots, \lambda_J)$, que nos servirá para encontrar la especificación correcta del modelo. No obstante, el sesgo nos obliga a buscar estimadores alternativos, lo que hacemos a continuación.

2.2.3. Los estimadores conocidos y sus características

El estimador intragrupos La correlación entre el consumo rezagado y el término de error se puede corregir restándole a cada observación su promedio en el tiempo. Si a cada observación se le aplica la matriz de transformación

$$\mathbf{Q} \equiv \mathbf{I}_{T-1} - \frac{\mu\mu'}{T-1},$$

donde T es el número de períodos del panel, la ecuación (2.5) se transforma en

$$\begin{aligned} \ln e_{i,t} - \ln \bar{e}_i &= (1 - \lambda_1)(\ln e_{i,t-1} - \ln \bar{e}_i) \\ &- \sum_{j=1}^J \lambda_j \sum_{k=2}^J \lambda_k (\ln e_{i,t-k} - \ln \bar{e}_i) \\ &+ \eta \sum_{j=1}^J \lambda_j (\ln p_{i,t} - \ln \bar{p}_i) + (v_{i,t} - \bar{v}_i). \end{aligned} \tag{2.6}$$

Estimando (2.6) por MCO se obtiene el estimador intragrupos. Sin embargo, este estimador sigue siendo sesgado e inconsistente porque al transformar las variables se obtiene que

$$\text{cov}[(\ln e_{i,t-1} - \ln \bar{e}_i), (v_{i,t} - \bar{v}_i)] \neq 0.$$

Lo interesante, sin embargo, es que el sesgo de este estimador es tal que se subestima sistemáticamente el tamaño del parámetro y, como lo demuestra Bond [2002], por construcción entrega la cota inferior del verdadero valor del vector de parámetros Λ .

El método de Arellano y Bond La correlación entre el efecto individual no observable μ_i y el error se puede eliminar definitivamente estimando el modelo en primeras diferencias y sustituyendo la variable dependiente rezagada por un instrumento⁵. Sin embargo, este estimador, si bien consistente, no es eficiente porque deja condiciones de momentos sin usar e ignora la información que entrega la estructura de los residuos en diferencias⁶.

Arellano y Bond [1991] sugieren incluir instrumentos adicionales utilizando las condiciones de ortogonalidad entre los valores rezagados de $\ln e_{i,t}$ y los errores $v_{i,t}$. Para ilustrar este estimador

⁵Esto lo proponen Anderson y Hsiao [1981].

⁶Ver Ahn y Schmidt [1995].

consideremos nuestro modelo definido por (2.5) :

$$\ln e_{i,t} = \alpha \sum_{j=1}^J \lambda_j + (1 - \lambda_1) \sum_{j=1}^J \lambda_j \ln e_{t-1} - \sum_{k=2}^J \sum_{j=1}^J \lambda_j \lambda_k \ln e_{t-k} + v_{i,t} \quad (2.7)$$

(para simplificar la notación no incluimos la variable p_i). Si tomamos la primera diferencia de (2.7) obtenemos,

$$\Delta \ln e_{i,t} = (1 - \lambda_1) \Delta \ln e_{i,t-1} + \sum_{k=2}^J \sum_{j=1}^J \lambda_j \lambda_k \Delta \ln e_{i,t-k} + \Delta v_{i,t}, \quad (2.8)$$

$i = 1, \dots, N$, $t = 3, \dots, T$. Arellano y Bond [1991] proponen estimar (2.8) usando el método generalizado de los momentos (GMM por su acrónimo en inglés) para lo que se imponen las siguientes condiciones:

$$E(\Delta v_{i,t} \cdot \ln e_{i,t-s}) = 0$$

para $i = 1, \dots, N$, $t = 3 \dots T$ y $s = 2 \dots t - 1$. Con esto tenemos disponibles $m = \frac{(T-1)(T-2)}{2}$ condiciones de momento. En términos matriciales, las condiciones de momento pueden expresarse como

$$E(\mathbf{Z}'_i \cdot \Delta \mathbf{v}_i) = 0, \quad (2.9)$$

donde

$$\mathbf{Z}_i = \begin{bmatrix} \ln e_{i1} & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ln e_{i1} & \ln e_{i2} & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \ln e_{i1} & \cdots & \ln e_{iT-2} \end{bmatrix}, \quad (2.10)$$

una matriz de instrumentos de rango $(T-2) \times m$. El estimador de GMM basado en las condiciones definidas por (2.9) minimiza

$$\mathbf{M} = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{v}'_i \mathbf{Z}_i \right] \mathbf{W}_N^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i \Delta \mathbf{v}_i \right]$$

La elección de la matriz de ponderaciones \mathbf{W}_N , da lugar a dos estimadores asintóticamente equivalentes, los así llamados estimadores en una y dos etapas. Para el estimador de una etapa utilizamos la siguiente matriz de ponderaciones:

$$\mathbf{W}_{N1} = \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i \mathbf{H} \mathbf{Z}_i \right]^{-1} \quad (2.11)$$

donde \mathbf{H} es una matriz que contiene el escalar 2 en la diagonal principal, -1 en las dos primeras

subdiagonales y ceros en todo los demás celdas. La ecuación (2.11) muestra el estimador que se obtiene minimizando (2.9) con respecto a α , a saber

$$\widehat{\mathbf{\Lambda}}_{\text{GMM}}^{(1)} = [\Delta \mathbf{e}'_{j(-1)} \mathbf{Z} \mathbf{W}_{N1}^{-1} \mathbf{Z}' \Delta \mathbf{e}_{j(-1)}]^{-1} [\Delta \mathbf{e}'_{j(-1)} \mathbf{Z} \mathbf{W}_{N1}^{-1} \mathbf{Z}' \Delta \mathbf{e}_j],$$

donde $\Delta \mathbf{e}'_{j(-1)} = (\Delta e'_{j1(-1)}, \dots, \Delta e'_{jN(-1)})'$ es un vector de $N(T-2) \times 1$. Del mismo modo se tiene que $\Delta \mathbf{e}' = (\Delta e'_{j1}, \dots, \Delta e'_{jN})'$, también de orden $N(T-2) \times 1$ y, finalmente, $\mathbf{Z}' = (Z'_1, \dots, Z'_N)'$, una matriz de orden $m \times N(T-2)$.

El estimador $\widehat{\alpha}_{\text{GMM}}^{(1)}$ es consistente en la medida que $N \rightarrow \infty$, aunque no es eficiente. El estimador eficiente, que denominamos $\widehat{\alpha}_{\text{GMM}}^{(2)}$, se obtiene utilizando la matriz de ponderaciones que tiene la siguiente forma:

$$\mathbf{W}_{N2} = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{z}'_i \widehat{\Delta \mathbf{v}}_i \widehat{\Delta \mathbf{v}}_i' \mathbf{z}_i \right]^{-1}$$

donde $\widehat{\Delta \mathbf{v}}_i$ son los residuos estimados a partir de un estimador consistente de α , y usualmente se utiliza el estimador $\widehat{\alpha}_{\text{GMM}}^{(1)}$. Sin embargo, la varianza del estimador $\widehat{\alpha}_{\text{GMM}}^{(2)}$ es sesgada en muestras finitas y por tanto Arellano y Bond [1991] recomiendan inferir usando el estimador $\widehat{\alpha}_{\text{GMM}}^{(1)}$; a pesar que se puede inferir con $\widehat{\alpha}_{\text{GMM}}^{(2)}$ si se corrige la varianza del estimador de segunda etapa según lo propone Widmeijer [2000], lo que entregará una estimación mas eficiente.

El método de Blundell y Bond El sesgo de los tres estimadores puede ser considerable si la serie es persistente y el coeficiente de la variable dependiente rezagada es cercano a uno⁷. No obstante, este sesgo se puede morigerar introduciendo nuevas condiciones de momento sobre la correlación entre la variable dependiente rezagada y el error, tal como lo sugieren Blundell y Bond [1998]. Las condiciones de momento adicionales sugeridas son:

$$\begin{aligned} E(\ln e_{i,t-s} \cdot \Delta v_{i,t}) &= 0 \quad t = 2, \dots, T \quad s = 2, \dots, t-1 \\ E(\Delta \ln e_{i,t-1} \cdot v_{i,t}) &= 0 \quad t = 3, \dots, T. \end{aligned}$$

⁷Es importante señalar que si μ_i es aleatorio y si su varianza tiende a infinito, entonces los estimadores también serán sesgados.

En términos matriciales $E(\mathbf{Z}'_{si}\mathbf{q}_i) = 0$ sintetiza esta expresión, donde

$$\mathbf{Z}_s = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{di} & 0 \\ 0 & \mathbf{Z}_{li}^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_{di} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Delta \ln e_{i,2} & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta \ln e_{i,3} & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & 0 & \Delta \ln e_{i,T-1} \end{bmatrix}$$

y \mathbf{Z}_{li}^P toma los elementos de la diagonal de la matriz de instrumentos del estimador en niveles. Los estimadores de una y dos etapas se obtienen con el método de Arellano y Bond [1991].

Cómo elegir el estimador Si el número N de individuos (en nuestro caso las distribuidoras) fuese suficientemente grande, los modelos de GMM propuestos por Arellano y Bond [1991] y Blundell y Bond [1998] entregan parámetros consistentes aún si T es pequeño. Por su parte, el sesgo del estimador intragrupos va desapareciendo a medida que T aumenta, condicional a que el número de individuos, N , sea suficientemente grande. Sin embargo, la literatura no dice cuan grande deben ser N y T para satisfacer las condiciones asintóticas de los estimadores.

Por esta razón sugerimos examinar el sesgo de los cuatro estimadores revisados en forma empírica, es decir considerando las propiedades estadísticas de las series de datos con que disponemos para estimar la demanda por electricidad⁸. Un ejercicio de MonteCarlo permite evaluar el sesgo de cada estimador y ranquearlos. El estimador que arroja el menor sesgo en los ejercicios es el seleccionado para estimar la demanda por electricidad.

3. Estimación y resultados

3.1. Los datos

El consumo de energía La variable dependiente es la venta mensual per cápita de energía medidas en KWh. Contamos con información de 18 empresas distribuidoras en ocho regiones del SIC entre enero de 1995 y diciembre de 2001, es decir 1.512 observaciones. Por lo tanto, las ventas de una misma distribuidora en regiones distintas se consideran observaciones independientes. Por ejemplo, Frontel vende energía en la VIII y IX Regiones y sus ventas se consideran como dos observaciones distintas: Frontel VIII Región y Frontel IX Región.

La información sobre las ventas mensuales de energía de cada distribuidora se obtuvo del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). El INE nos indicó la región de cada distribuidora, mas no su identidad, a fin de cautelar el secreto estadístico, por lo que fue necesario identificarlas. Para

⁸Kiviet (1995) y Galliani et al. (2002)

identificar a cada una de las distribuidoras que sirven a una misma región se compararon las ventas totales de cada una (información del INE sin identidad) con la energía que cada una de las empresas compró al conjunto de los generadores, según información proporcionada por el Centro Económico de Despacho de Carga del SIC (CDEC-SIC).

Las 18 distribuidoras identificadas, que explican el 91% de las ventas totales de energía, se listan en el Cuadro 2. Las ventas residenciales mensuales per cápita promedio son de 19,96 KWh, y la desviación estándar es de 11,62 KWh (Cuadro 2)⁹. Chilectra Metropolitana es por lejos la distribuidora más grande. Los estadísticos descriptivos de las variables se presentan en el Cuadro 3.

La información disponible permite construir un panel balanceado de 18 distribuidoras durante 84 meses. En el modelo planteado en la sección 2 los consumidores no ajustan su nivel de consumo de manera instantánea al nivel de consumo de equilibrio de largo plazo, y por lo tanto es plausible esperar que la serie presente algún grado de persistencia temporal. En la Figura 1 se presenta un panel de gráficos que muestra la evolución del consumo de energía eléctrica per cápita para una selección de distribuidoras¹⁰.

La inspección directa de estos datos muestra tres cosas. Primero, la tendencia de las series es creciente, es decir, el consumo eléctrico creció a una tasa mayor que la población. Segundo, la estacionalidad del consumo es marcada, siendo mayor durante el invierno. Por último, si se ignora la estacionalidad de las series de consumo, la tendencia sigue un patrón determinístico, sugiriendo que las series son estacionarias en tendencia¹¹.

La población de cada comuna Para calcular el consumo per cápita se usó el número de habitantes de las comunas en que opera la distribuidora respectiva. La población comunal se obtuvo de las proyecciones de población del INE. El tamaño de la población en nuestra muestra varía entre 78.840 habitantes, que corresponde al mercado servido por Emec en la V región y que comprende Cabildo, La Ligua, Papudo, Petorca, Puchuncaví y Zapallar; y 4.217.699 habitantes, que corresponde a la población de las comunas de la Región Metropolitana servidas por Chilectra.

El precio de la electricidad Utilizamos la tarifa de baja tensión determinada por la Comisión Nacional de Energía (CNE) que se le cobra a clientes regulados cuya potencia conectada es inferior a

⁹La *potencia* es la capacidad de desarrollar trabajo mecánico, y se mide en watts (W). La *energía* es el uso o generación de potencia en un período de tiempo y se mide en watts por hora o watts-hora (Wh). Así por ejemplo, una ampolleta de 100 W de potencia consume 50 Wh de energía si está encendida por media hora. Un kilowatt (KW) son 1000 watts; un megawatt (MW) son 1000 KW y un gigawatt (GW) son 1000 MW.

¹⁰Elegimos aleatoriamente una distribuidora por región.

¹¹Hicimos las pruebas de raíz unitaria de Levin y Lin [1993] y Im, Pesaran y Shin [2003] que fueron especialmente diseñadas para datos de panel. Con todas ellas se rechazó la hipótesis nula de que la serie no fuera estacionaria.

10 KW (BT1)¹². La tarifa BT1 remunera las compras de energía y potencia y parte del así llamado Valor Agregado de Distribución (VAD), el cobro por estar conectado y usar a las instalaciones de distribución. Sin embargo, la Tarifa BT1 transforma estos costos fijos y variables en un solo cargo por KWh, más un cargo fijo. Por eso, para la mayoría de los consumidores residenciales el precio marginal es constante. Los clientes que consumen energía de invierno pagan un sobreprecio, pero son pocos ¹³.

El precio que enfrentan los consumidores cambia mes a mes, influido por tres factores. Primero, cada cuatro años la CNE regula el VAD de cada distribuidora para cada una de las áreas geográficas que atiende, conocidas como áreas de concesión¹⁴ Segundo, cada seis meses también fija el precio de la energía, el así llamado precio de nudo. Tercero, la tarifa real que paga el consumidor cambia mes a mes porque el reajuste por inflación ocurre cada seis meses. Nótese que, por lo tanto, la tarifa eléctrica es fijada por el regulador cada mes, no se ajusta a las condiciones de demanda, y es exógena desde el punto de vista econométrico.

Visto que en cada región existen distintas áreas de concesión, calculamos una tarifa promedio para cada distribuidora utilizando la tarifa BT1 reportada por la Superintendencia de Electricidad y Combustibles (SEC) ponderada por la población de cada comuna, de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$BT1_{k,r,t} = \frac{\sum_{i=1}^I BT1_{k,r,t} \times Población_{i,t}}{\sum_{i=1}^I Población_{i,t}},$$

donde $BT1_{k,r,t}$ es la tarifa promedio para la distribuidora k , en la región r , en el periodo t ; I es el número de comunas en cada región; y $Población_{t,i}$ es el número de habitantes en la comuna i en el mes t . La tarifa calculada de esta manera, en pesos de diciembre de 2001 por KWh, varía entre \$44 (que corresponde a la CGE en la IX región entre fines de 1999 y mediados de 2000) y \$91 (que corresponde a Elecoop en la IV región en junio de 1995), siendo el precio promedio de \$61,02.

Una inspección directa del logaritmo de los precios de la energía en una selección de regiones, que se presenta en el Gráfico 2 muestra dos cosas. Primero, que las series de precio son estacionarias

¹²El cargo fijo puede ser un problema ya hace que la restricción presupuestaria que enfrentan los consumidores no sea lineal sino convexa. Su efecto es generar estimadores sesgados e inconsistentes (Brendt [1991] y Taylor [1975]). Con el objeto de resolver este problema, Nordin [1976] propone incorporar en la estimación de la demanda sólo el precio marginal de la energía, ajustando el ingreso de los consumidores para reflejar el efecto ingreso que introduce el cargo. Sin embargo, Brendt [1991] propone simplemente obviar el problema del cargo fijo, en consideración que el efecto ingreso es despreciable, tal como lo establece Westley [1989].

¹³El sobreprecio por consumo de energía de invierno sólo se aplica a los hogares que consumen más de 250 KWh al mes, no más del 10% del total. El consumo promedio de este tipo de energía de los consumidores residenciales alcanza a sólo 110 KWh por mes.

¹⁴Las áreas de concesión son definidas por la autoridad basado en sus características de densidad de usuarios y localización geográfica. Las áreas de concesión no necesariamente coinciden con los límites comunales. Sin embargo, para efectos prácticos consideramos las comunas como áreas de concesión.

durante el periodo analizado, aunque hay variabilidad entre regiones y en el tiempo. Segundo, que existe una clara tendencia decreciente hasta el segundo semestre de 1999, periodo en el cual la tendencia se revierte, reflejando la evolución del precio de nudo.

El ingreso La demanda por los servicios que prestan los equipos eléctricos crece con el ingreso. El problema es que no existen series mensuales de ingreso personal por región¹⁵. Por eso utilizamos como *proxy* el promedio móvil del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) regional¹⁶.

En el Gráfico 3 mostramos un panel con la evolución del índice para una selección de regiones. Se puede observar que, tal como el consumo de electricidad, la series de ingreso presentan un marcado patrón estacional con tendencia determinística¹⁷.

El precio de sustitutos La demanda por electricidad depende de precios reales de fuentes alternativas de energía, ya que en alguna medida existe sustitución de la electricidad por otros energéticos. Si bien existen varias fuentes alternativas de energía (v. gr. gas licuado, kerosene, o algún otro derivado del petróleo), sólo incluimos el precio promedio mensual del metro cúbico de gas licuado, porque los precios de todos los sustitutos se mueven de manera conjunta y su inclusión generaría multicolinealidad. La información se obtuvo de la SEC. El precio del metro cúbico de gas licuado, en pesos de diciembre de 2001, varía entre \$58.601 (octubre de 1999) y \$164.899 (enero de 2001), siendo su valor medio de \$93.312¹⁸.

3.2. Eligiendo el estimador: análisis de MonteCarlo

Un examen estadístico de nuestros datos revela dos características que no han sido tratadas por la literatura. Primero la estacionalidad es importante, característica propia de las demandas sensibles al clima. Segundo, si bien el consumo, los precios y el IMACEC regional varían entre las distribuidoras y mes a mes, el precio del gas licuado sólo varía en el tiempo.

Para ranquear los cuatro estimadores realizamos un ejercicio de MonteCarlo. Creamos artificialmente una base datos cuya estructura estadística es similar a la de nuestros datos. En particular se consideró que tanto la variable dependiente como el vector de variables independientes tenían un patrón estacional significativo. Por otra parte, el vector de variables explicativas estaba compuesto por la variable dependiente rezagada mas tres variables adicionales que varían transversal y temporalmente, con la excepción de una de ellas la que sólo varió en el tiempo.

¹⁵Si bien la Encuesta de Caracterización Socio Económica, Casen, reporta el ingreso a nivel comunal, la encuesta se toma cada dos años y es de escasa utilidad para nuestros propósitos.

¹⁶El INE calcula el IMACEC regional cada tres meses.

¹⁷Las pruebas de raíz unitarias realizadas rechazaron la hipótesis nula de que las series no eran estacionarias.

¹⁸Si bien el precio del gas licuado varía entre regiones, utilizamos un único precio correspondiente a la Región Metropolitana ya que era la única serie disponible. En cualquier caso, en la práctica las diferencias de precio entre regiones son pequeñas.

Los resultados de esta investigación se reportan en el Gráfico 4 y el Cuadro 4. El Gráfico 4 muestra el sesgo con que cada uno de los cuatro estimadores estima la velocidad del ajuste, es decir $\sum_{j=1}^J \lambda_j$; en este caso particular, $J = 2$ (es decir $\sum_{j=1}^J \lambda_j = \lambda_1 + \lambda_2$), $N = 30$ y $T = 50$. Se aprecia que el sesgo de cada uno de los estimadores cae a medida que el ajuste es más rápido y $\lambda_1 + \lambda_2$ se acerca a 1. Sin embargo, es claro que el estimador intragrupos es el menos sesgado de los cuatro y es apreciablemente superior en la región de $\lambda_1 + \lambda_2 = 0,7$, en la que finalmente, como se verá, cayó nuestra estimación de la demanda por electricidad. El Cuadro 4 muestra el error cuadrático medio

¿Qué tan sesgada es la estimación de los coeficientes del resto de las variables (el precio de la electricidad, el IMACEC y el precio del gas) con cada uno de los cuatro métodos? El Cuadro 5 reporta los errores cuadráticos medios de los estimadores de los coeficientes de las restantes tres variables como porcentaje del parámetro. Fijamos el número de distribuidoras en $N = 20$, consideramos tres posibles largos de la serie ($T = 20, 50, 100$). Se puede ver en el Cuadro 4 que cuando $N = 20$ y $T = 100$, que se aproxima al tamaño de nuestra muestra, el error cuadrático medio del estimador intragrupos es siempre el menor de los cuatro, independientemente de la velocidad del ajuste.

En resumen, este ejercicio confirma la superioridad relativa del estimador intragrupos. Ello es de particular interés porque, como se dijo, no se disponía de información previa respecto al comportamiento de los estimadores de modelos de paneles dinámicos tradicionales en situaciones en que los datos presentan un patrón estacional marcado y $\frac{N}{T}$ converge a un valor finito.

3.3. Resultados

Eligiendo la especificación correcta El Cuadro 5 muestra los resultados de una regresión con $J = 1$. Sabemos que, por construcción, Arellano-Bond y Blundell-Bond deben quedar entre MCO y el estimador intragrupos si el modelo está bien especificado. Pero ello no ocurre, porque la menor estimación de λ_1 corresponde al estimador de Arellano-Bond (0,716), a pesar de que las pruebas de Sargan y de autocorrelación muestran que la estructura del error y los instrumentos escogidos son correctos. Por lo tanto, $J = 1$ no es la especificación correcta¹⁹.

Sin embargo, el modelo con $J = 2$ cumple con el criterio de límites, como se puede apreciar en la fila en cursiva del Cuadro 6, que reporta $\lambda_1 + \lambda_2$. Esto sugiere que la especificación correcta es la siguiente:

$$\begin{aligned} \ln e_{i,t} = & \alpha(\lambda_1 + \lambda_2) + (1 - \lambda_1)(\lambda_1 + \lambda_2) \ln e_{i,t-1} - \lambda_2(\lambda_1 + \lambda_2) \ln e_{i,t-2} \\ & + (\lambda_1 + \lambda_2)(\beta_1 \ln p_{i,t-1} + \beta_2 \ln g_{i,t-1} + \beta_3 I_{i,t}) + v_{i,t} \end{aligned} \quad (3.1)$$

¹⁹Nótese que la regresión reportada en el Cuadro 5 incluye al lado derecho sólo al consumo rezagado. Esto porque Bond (2002) sugiere estimar el modelo sin el vector de variables explicativas cuando se estudia cuál es la especificación correcta.

Nótese que el Cuadro 6 muestra que los cuatro estimadores entregan estimaciones muy distintas de λ_1 y λ_2 . Esto indica que los sesgos de un estimador incorrecto pueden ser significativos cuando ni N ni T son suficientemente grandes. Más aún, los signos de los parámetros del precio y del IMACEC no son los esperados en la ecuación de demanda cuando el modelo se estima por MCO o Blundell-Bond. Por el contrario, los coeficientes del estimador intragrupos son consistentes con la teoría de la demanda.

La elasticidad de la demanda por electricidad El resto de la discusión se refiere a la columna 4 del Cuadro 6, que reporta los resultados con el estimador intragrupos. La elasticidad precio de corto plazo de la demanda por energía eléctrica (un mes) es $-0,0548$. Es decir, si el precio aumenta en 10% de un mes a otro, la cantidad demandada de energía debería caer en 0,548%. Esta magnitud puede parecer pequeña, pero en la siguiente sección mostraremos que no lo es en términos económicos.

El Gráfico 5, muestra cómo la elasticidad va creciendo con el cabo de los meses. A un año plazo (la periodicidad de los datos de la mayoría de los estudios de la demanda por electricidad) esta elasticidad ya es $-0,27$. El Cuadro 7, que resume los resultados de una serie de estudios que estiman la demanda residencial, indica que nuestra elasticidad a un año, está dentro del rango de lo que normalmente se obtiene (aunque la dispersión de las elasticidades estimadas es apreciable). Más aún, la elasticidad de la demanda que estimamos para Chile es mayor que la de Chumacero et al. [2000] y CNE [1986]. En cualquier caso, el Cuadro 7 sugiere que a creencia en una demanda perfectamente inelástica al precio, aún en el corto plazo, es rechazada por la evidencia.

Como era esperable, la elasticidad precio de largo plazo estimada es mayor, $-0,39$; un incremento permanente del precio de 10% disminuye la cantidad demandada de energía en 3,9%, una vez que los consumidores han ajustado su stock de aparatos eléctricos. El Gráfico 5 indica que gran parte del ajuste se completa al cabo de dos años—la elasticidad a 24 meses es $-0,35$. En la siguiente sección mostraremos que, nuevamente, en términos económicos la magnitud de la elasticidad de la demanda es importante.

La demanda residencial por electricidad cambia con el ingreso, que en nuestro fue aproximado por el índice de actividad económica regional. Las estimaciones muestran que en el corto plazo un incremento en un 10% en el índice de actividad económica genera un incremento aproximado en la demanda del 0,71%. Este incremento es mayor en el largo plazo, y alcanza a casi 0,18%. Para traducir estos resultados a una elasticidad-ingreso comparable con otros estudios se regresionó el logaritmo del IMACEC contra el Ingreso Nacional Bruto Real durante la década de los noventa, encontrándose una elasticidad entre ambas variables de 1,12. Así, obtuvimos la elasticidad ingreso del consumo eléctrico multiplicando la elasticidad del IMACEC por 1,12. Con esta transformación, la elasticidad ingreso de corto plazo se estimó era de 0,079 y de 0,2 en el largo plazo. Estas

elasticidades son menores a las encontrada por Chumacero et al. [2000] pero similares a estudios recientes para Estados Unidos (García- Cerruti [2000]). En cualquier caso, llama atención que esta elasticidad sea tan baja; podría deberse en parte a que las variaciones del IMACEC no son la aproximación más apropiada de las variaciones del ingreso familiar.

Por último, los resultados también muestran que la demanda residencial por electricidad es sensible a cambios en el precio de los sustitutos. La elasticidad precio cruzada de la demanda por electricidad y el precio del gas es 0,025 en el corto plazo y 0,178 en el largo plazo. Sin embargo, este resultado debe ser interpretado con cuidado ya que en las estimaciones utilizamos un valor común del precio del gas para todas las regiones y que sólo varía en el tiempo, por lo que podría estar capturando otros efectos temporales comunes que no están correlacionados con la estacionalidad.

4. A doña Juanita le importa el precio

Hemos mostrado que la demanda por electricidad no es perfectamente inelástica. Para concluir mostraremos con dos aplicaciones que incluso una elasticidad de corto plazo (un mes) de $-0,048$ es económicamente apreciable.

4.1. Manejando déficit de abastecimiento eléctrico

Se suele creer que durante una escasez de energía causada, por ejemplo por una sequía, es inevitable un racionamiento con cortes de suministro, porque se cree que la demanda por energía es perfectamente inelástica. ¿Es posible que una escasez se maneje con precios y sin cortes de suministro?

La CNE estima que el así llamado costo de falla, es decir, el costo de no entregarle un KWh a un usuario es 22,7 centavos de dólar. Si la alternativa durante una escasez es cortar el suministro, este es el costo de oportunidad de un KWh consumido: si alguien deja de consumir un KWh, éste se puede usar para disminuir en un KWh los cortes, con lo cual se evita incurrir en un costo de falla de 22,7 centavos de dólar. Al mismo tiempo, la tarifa BT1 en abril de este año era de 9,04 centavos de dólar. Vale decir, el costo de oportunidad de la electricidad durante una escasez es del orden de 2,5 veces (o 150% más) que el precio vigente en abril de este año.

Supóngase ahora que durante una escasez los usuarios residenciales percibieran que el costo de oportunidad de consumir un KWh es 22,7 centavos. El Gráfico 7 indica que el consumo caería 4,9% un mes después del aumento; 6,5% dos meses después; y 9,5% tres meses después²⁰. Durante la crisis de 1998 y 1999 el déficit de energía alcanzó a poco menos de 10%, y una escasez en Chile es previsible porque las sequías son prolongadas y duran alrededor de 9 meses. Esto indica que,

²⁰Para obtener estas respuestas aumentamos el precio de la energía de 9,04 centavos a 22,7 evaluándolo con la función de demanda que estimamos, suponiendo que el resto de las variables permanece constante.

contrario a la creencia, la elasticidad de la demanda es de magnitud suficiente para manejar una escasez de energía sin cortes de suministro²¹. De ahí que sea posible sostener que, económicamente, la magnitud de la elasticidad es apreciable.

4.2. ¿En cuánto crece la demanda por electricidad?

En las discusiones sobre política eléctrica se suele partir de la base que la demanda por electricidad crece 7% todos los años, independientemente del estado de la economía y las condiciones del mercado eléctrico. Nuestro trabajo indica, sin embargo, que no se puede desatender la evolución de los precios.

El Gráfico 7 muestra la evolución de la tarifa BT1 promedio (eje derecho) entre marzo de 1995 y diciembre de 2001. Hasta junio de 2000 ésta cae, desde \$66/KWh hasta \$47/KWh. El eje izquierdo muestra el cambio de la cantidad demandada entre marzo de 1995 (normalizada en 100) y diciembre de 2001 atribuible únicamente a la caída de precios²². Se aprecia que a junio de 2000 la demanda había crecido 12% por la caída del precio.

Supóngase ahora, y sólo para ilustrar la magnitud económica de la elasticidad estimada, que la caída de precios y la elasticidad residencial son representativas de todo el mercado eléctrico del SIC. Entre 1995 y 2001, el consumo total de energía del SIC creció en 64%, o en 7,4% todos los años. El Gráfico 7 indica que, en promedio, a lo menos dos puntos porcentuales de ese crecimiento se debieron a que el precio de la energía cayó durante la mayor parte de ese período; o bien, que casi dos años de crecimiento entre 1995 y 2000 se le deben a la caída del precio²³. Nuevamente, esto reafirma la principal conclusión de este trabajo: a doña Juanita le importa el precio.

²¹Es conveniente precisar que es innecesario que el precio de la energía a usuarios aumente 151%; basta con que el costo de oportunidad de los KWh consumidos en el margen cuesten 22,7 centavos. De hecho, el mecanismo de compensaciones que contempla la ley debiera lograr precisamente eso. (Sobre el mecanismo de compensaciones véase a Díaz et al.[2000])

²²Para calcular el cambio del consumo atribuible a la caída del precio de la energía de evaluamos la función de demanda que estimamos mes a mes y computamos la evolución del consumo, suponiendo que el resto de las variables permaneció constante durante todo el período.

²³En realidad, la caída del precio del precio de nudo fue bastante mayor que la caída de la tarifa BT1 y los consumidores comerciales e industriales compran a tarifas que distinguen entre energía y potencia. Por lo tanto es probable que aún más que 2% del aumento del consumo eléctrico anual sean explicados por la caída de precios.

Referencias

- [1] Acton, J., B. Mitchell, y R. Mowill [1976]. "Residential Demand for Electricity in Los Angeles: An Econometric Study of Desaggregated Data", Report R-1899-NSF Rand Corporation.
- [2] Anderson, K. [1973]. "Residential Energy Use: An Econometric Analysis", Rand Corporation (R-1297-NSF).
- [3] Anderson, T.W. y C. Hsiao [1981]. "Estimation of Dynamic Models with Heterogeneous Error Components", *Journal of the American Statistical Association* **76**, 598-606.
- [4] Ahn, S.C. y P.Schmidt [1995]. "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data." *Journal of Econometrics* **68**, 5-27.
- [5] Arellano, M. y S. Bond [1991]. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies* **58**:277-297.
- [6] Balestra, P. [1967]. *The Demand for Natural Gas in the U.S.* Amsterdam: North Holland.
- [7] Blundell, R.W. y S. Bond. [1998]. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics* **87**, 115-143.
- [8] Bond, S., [2002], "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Microdata Methods and Practice", *Portuguese Economic Journal* **1**, 141-162.
- [9] Brendt, E. [1991]. *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. Cambridge: MIT Press
- [10] Brendt, E. y R. Samaniego [1984]. "Residential Electric Demand in Mexico: A Model Distinguishing Access from Consumption", *Land Economics* **60**, 268-277.
- [11] Brent, E. y G. Watkins [1977]. "Demand for Natural Gas: residential and Commercial Markets in Ontario and British Columbia", *Journal of Econometrics* **10**, 97-111.
- [12] Chang, H. y Y. Hsing [1991]. "The Demand for Residential Electricity: New Evidence on Time-Varying Elasticities", *Applied Economics* **23**, 1251-1256.
- [13] Chumacero, R., R. Paredes y J.M. Sánchez [2000]. "Regulación para crisis de abastecimiento: lecciones del racionamiento eléctrico en Chile", *Cuadernos de Economía* **37**, 323-338.
- [14] Comisión Nacional de Energía [1986]. "Demanda de electricidad en Chile", mimeo.

- [15] Diaz, C., A. Galetovic y R. Soto [2001], “La crisis eléctrica de 1998-1999: causas, consecuencias y lecciones”, *Estudios Públicos* **80**, 149-152.
- [16] Donato, G. y G. Mergos [1991]. “Residential Demand for Electricity: The Case of Greece”, *Energy Economics* **14**, 226-232.
- [17] Fisher, F y C. Kaysen [1962]. *A Study in Econometrics: The Demand for Electricity in the United States*, Amsterdam: North Holland
- [18] Galliani, S., y M. González-Rosada [2002]. “Inference and Estimation in Small Samples Dynamic Panel Data Models”, mimeo, Universidad de San Andrés.
- [19] García-Cerrutti L. [2000]. “Estimating Elasticities of Residential Energy Demand from Panel County Data Using Dynamic Random Models with Heteroskedastic and Correlated Errors Terms”, *Resource and Energy Economics* **22**, 355-366.
- [20] Goett, A. y D. McFadden [1984]. “The Residential End-Use Energy Planning System: Simulation Model Structure and Empirical Analysis”, en John R. Moroney (ed.), *Advances in the Econometrics of Energy and Resources*, volumen 5. Greenwich: JAI Press
- [21] Halvorsen, R. [1973]. “Long-run Residential Demand for Electricity”, Discussion Paper N° 73-6. University of Washington, Institute for Economic Research.
- [22] Houthakker, H. [1962]. “Electricity Tariffs in Theory and Practice”, *Electricity in the United States*. Amsterdam: North Holland
- [23] Houthakker, H. y L. Taylor [1970]. *Consumer Demand in the United States*, 2nd ed. Cambridge: Harvard University Press.
- [24] Houthakker, H, P. Verleger y D. Sheehan [1974]. “Dynamic Demand Analysis for Gasoline and Residential Electricity”, *American Journal of Agricultural Economics* **56**, 412-418.
- [25] Im, K.S., M.H. Pesaran y Y. Shin [2003]. “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics* **115**, 53-74.
- [26] Kiviet, J., [1995]. “On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Model”, *Journal of Econometrics* **68**, 53-74.
- [27] Levin, A. y C. Lin [1993]. “Unit Roots Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”. Mimeo, University of California, San Diego.

- [28] Maddala, G., R. Trost, H. Li y F. Joutz [1997]. “Estimation of Short and Long Run Elasticities of Energy Demand from Panel Data Using Shrinkage Estimators”, *Journal of Business and Economic Statistics* **15**, 90- 100.
- [29] Mount, T. y D. Chapman [1974]. “Electricity Demand Projections and Utility Capital Requierements, Cornell University”, Agricultural Economics Staff Paper N° 74-24.
- [30] Mount, T., L.Chapman y T. Tyrell [1973]. “Electricity Demand in the United States: An Econometric Analysis”, Oak Ridge, Tenn: Oak Ridge National Laboratoty, Report ORNL-NSF-EP-49.
- [31] Murray, M. R., Spann, L Pulley and E. Beauvais [1978]. “The Demand for Electricity in Virginia,” *Review of Economics and Statistics* **60**, 585-600
- [32] Nordin, C. [1976]. “A Proposed Modification of Taylor’s Demand Analysis: Comment”, *Bell Journal of Economics* **7**, 719-721
- [33] Taylor, L. [1975]. “The Demand for Electricity: A Survey”, *Bell Journal of Economics and Manegement Science* **6**, 74-110
- [34] Taylor, L., G. Blattenberger y P. Verleger [1977]. “The Residential Demand for Energy”, Palo Alto, Calif.: Electric Power Research Institute, Final report EPRI EA-235, vol. 1.
- [35] Westley, G. [1984]. “Electricity Demand in a Developing Country,” *Review of Economics and Statistics* **66**, 459-67.
- [36] Westley, G. [1988]. “The Demand for Electricity in Latin America: A Survey Analysis”, Washington: Banco Interamericano del Desarrollo.
- [37] Westley, G. [1989]. “Nontraditional Partial Adjustment Models and their Use in Estimating the Residential Demand for Electricity in Costa Rica”, *Land Economics* **65**, 254-71.
- [38] Windmeijer, F. [2000]. “Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two Steps GMM Estimators”, Institute for Fiscal Studies Working Paper Series N° W00-19.

Cuadro 1
Métodos para estimar paneles
con variables dependientes rezagadas

| | T pequeño | $T \rightarrow \infty$ |
|------------------------|---|--|
| N pequeño | Nuestro trabajo | Estimador intragrupos Kiviet (1995) |
| $N \rightarrow \infty$ | Arellano y Bond (1991); Blundell y Bond (1998) | MCO |

Cuadro 2

Ventas de energía residencial 1995-2001 (en MWh)

| Región | Distribuidora | Ventas período | Participación ¹ |
|--------|---------------|----------------|----------------------------|
| III | Emelat | 470.409 | 100% |
| IV | Elecoop | 36.551 | 3,17% |
| | Emec | 1.115.060 | 96,83% |
| V | Conafe | 576.441 | 14,84% |
| | Chilquinta | 3.320.909 | 85,52% |
| | Emec | 232.950 | 6,00% |
| VI | CGE | 1.320.291 | 81,13% |
| | Emelectric | 208.381 | 12,90% |
| VII | Conafe | 372.934 | 21,79% |
| VIII | CGE | 1.861.658 | 52,80% |
| | Frontel | 586.222 | 16,63% |
| IX | CGE | 822.420 | 61,83% |
| | Codiner | 34.171 | 2,57% |
| | Frontel | 434.263 | 32,65% |
| | Saesa | 39.340 | 2,96% |
| X | Saesa | 1.577.178 | 87,10% |
| RM | CGE | 211.507 | 1,13% |
| | Chilectra | 16.143.289 | 86,54% |
| | Emelectric | 475.077 | 2,55% |
| | Puente Alto | 257.222 | 1,38% |
| | Río Maipo | 2.669.924 | 14,31% |

Nota: (1) Corresponde a la participación total en las ventas totales entre 1995 y 2001, incluyendo las distribuidoras no identificadas.

Cuadro 3 Estadísticos descriptivos

| Variable | Media | Desviación estándar | Valor Mínimo | Valor máximo |
|---|--------|------------------------|-----------------|-----------------|
| Consumo residencial per cápita (KWh/hab) | 19,96 | 11,62 | 0,367 | 62,42 |
| Tarifa BT1 (\$ diciembre 2001/KWh) | 61,02 | 9,7 | 44 | 91 |
| IMACEC | 107,48 | 18,04 | 65,63 | 204,68 |
| Precio del gas licuado (\$ diciembre 2001/m ³) | 93.312 | 22.990 | 58.601 | 164.899 |

Cuadro 4
Error cuadrático medio de los coeficientes de los regresores

| N / T | Logaritmo del precio (-1) | | | | Logaritmo del IMACEC | | | | Logaritmo del precio del gas (-1) | | | |
|---------------------|---------------------------|-------------|-------------|-------------|----------------------|-------------|-------------|-------------|-----------------------------------|-------------|-------------|-------------|
| | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 |
| 20 / 20 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 |
| Intra grupos | 1,1% | 1,4% | 0,8% | 0,7% | 1,1% | 0,2% | 0,5% | 0,4% | 0,5% | 0,4% | 0,4% | 0,7% |
| MCO | 1,1% | 0,3% | 0,1% | 0,3% | 2,2% | 0,4% | 0,5% | 0,2% | 4,4% | 0,9% | 1,1% | 1,2% |
| Arellano-Bond | 1% | 0,3% | 1,0% | 0,5% | 1% | 1,6% | 0,3% | 2,6% | 0% | 3,2% | 0,7% | 0,1% |
| Blundell-Bond | 2,5% | 0,4% | 0,1% | 1,4% | 2,0% | 1,0% | 1,6% | 0,4% | 2,3% | 1,8% | 1,5% | 2,5% |
| 20 / 50 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 |
| Intra grupos | 0,4% | 0,6% | 0,1% | 0,1% | 0,7% | 0,3% | 0,2% | 0,6% | 0,3% | 0,1% | 0,1% | 0,5% |
| MCO | 1,2% | 0,4% | 0,3% | 0,1% | 2,2% | 0,6% | 0,3% | 0,3% | 4,7% | 1,6% | 0,4% | 0,7% |
| Arellano-Bond | 0,6% | 0,4% | 0,0% | 0,3% | 1,0% | 0,0% | 0,8% | 1,5% | 0,1% | 0,4% | 1,3% | 0,2% |
| Blundell-Bond | 1,4% | 0,0% | 0,2% | 0,4% | 1,5% | 0,6% | 0,4% | 0,2% | 2,3% | 0,9% | 0,4% | 1,0% |
| 20 / 100 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 | 0,50 | 0,80 | 0,90 | 0,95 |
| Intra grupos | 0,1% | 0,3% | 0,1% | 0,0% | 0,4% | 0,1% | 0,0% | 0,0% | 0,4% | 0,2% | 0,0% | 0,1% |
| MCO | 1,3% | 0,5% | 0,2% | 0,2% | 2,1% | 0,6% | 0,1% | 0,1% | 4,9% | 1,6% | 0,5% | 0,2% |
| Arellano-Bond | 0,9% | 1,1% | 0,3% | 0,6% | 0,3% | 0,2% | 0,1% | 0,1% | 0,5% | 0,3% | 0,4% | 0,5% |
| Blundell-Bond | 0,9% | 0,3% | 0,2% | 0,1% | 0,3% | 0,2% | 0,4% | 0,2% | 2,0% | 0,5% | 0,7% | 0,2% |

Cuadro 5

Análisis dinámico del consumo residencial per cápita

| Variables | (1) MCO | (2) Blundell- Bond | (3) Arellano- Bond | (4) Intragrupos |
|-------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| Log, consumo (-1) | 0,998*** [0,0002] | 0,983*** [0,1873] | 0,716*** [0,1023] | 0,809*** [0,0488] |
| R ² | 0,99 | | | 0,68 |
| AR(1) | -1,829 [0,067] | -2,009* [0,045] | -2,005* [0,045] | -1,834 [0,067] |
| AR(2) | 1,579 [0,114] | 1,615 [0,106] | 1,615 [0,106] | 1,719 [0,086] |
| Sargan | | 17,98 [1,000] | 17,80 [1,000] | |
| Observaciones | 1.400 | 1.400 | 1.382 | 1.400 |

[Errores estándares asintóticos en corchetes]. *** significativo al 99%; * significativo al 90%.

Notas: (1) La variable dependiente es el logaritmo del consumo per cápita del distribuidor i en el mes t . (2) Todos los modelos incluyen variables *dummies* mensuales. (3) AR(1) y AR(2) son las pruebas de autocorrelación asintóticas distribuidas $N(0,1)$. (4) Los resultados de los modelos 3 y 4 corresponden a los de primera etapa corregidos por heterocedasticidad. (5) El estadístico de Sargan corresponde a la segunda etapa. (6) Para estimar el modelo 3 utilizamos como instrumentos el logaritmo del consumo, rezagado dos y tres meses. (7) Para estimar el modelo 4 se utilizaron los mismos instrumentos que en el modelo 3 más la diferencia en el logaritmo del consumo rezagado un mes.

Cuadro 6 Resultados de la estimación

| Variables | (1) MCO | (2) Blundell-Bond | (3) Arellano-Bond | (4) Intragrupos |
|-----------------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------------------|
| Logaritmo del consumo (-1) | 0,4029*** [0,1195] | 0,2137*** [0,0820] | 0,1327* [0,0788] | 0,3296*** [0,1175] |
| Logaritmo del consumo (-2) | 0,5933*** [0,1195] | 0,7753*** [0,0792] | 0,7319*** [0,0738] | 0,5299*** [0,1216] |
| Logaritmo del precio (-1) | 0,0061 [0,0131] | 0,0023 [0,0169] | -0,0500** [0,0237] | -0,0548** [0,0239] |
| Logaritmo del precio del gas (-1) | -0,0041 [0,0070] | -0,0117 [0,0090] | 0,0166** [0,0079] | 0,0249*** [0,0096] |
| IMACEC | -1,58E-0,5 [0,0619] | 0,0004 [0,0003] | 0,0015** [0,0005] | 0,0006* [0,0003] |
| $I_1 + I_2$ | 0,9962 | 0,9890 | 0,8646 | 0,8595 |
| R ² | 0,99 | | | 0,80 |
| AR(1) | 2,126* [0,034] | -0,534 [0,593] | 0,471 [0,637] | 2,207* [0,027] |
| AR(2) | 0,621 [0,534] | 1,539 [0,124] | 1,622 [0,106] | 1,191 [0,234] |
| Sargan | | 0,173 [1,0] | 0,105 [1,0] | |
| Observaciones | 1.400 | 1.400 | 1.382 | 1.400 |

[Errores estándares asintóticos en corchetes]. *** significativo al 99%; * significativo al 90%.

Notas: (1) La variable dependiente es el logaritmo del consumo per cápita distribuidor i en el mes t . (2) Todos los modelos incluyen variables *dummies* mensuales. (3) AR(1) y AR(2) son las pruebas de autocorrelación asintóticas $N(0,1)$. (4) Los resultados de los modelos 3 y 4 corresponden a los de la primera etapa corregidos por heterocedasticidad. (5) El estadístico de Sargan corresponde a la segunda etapa. (6) Para estimar modelo 3 se utilizaron como instrumentos el logaritmo del consumo rezagado tres y cuatro periodos; el logaritmo del precio rezagado dos y tres periodos; el logaritmo del precio del gas rezagado dos y tres periodos; el Imacec rezagado uno y dos periodos. (7) Para estimar el modelo 4 se utilizaron los mismos instrumentos que en el modelo 3 más la diferencia en el logaritmo del consumo rezagado un periodo; la diferencia en el logaritmo del precio rezagado un periodo; la diferencia en el logaritmo del precio del gas rezagado un periodo y la diferencia en el logaritmo del IMACEC rezagado un periodo.

Cuadro 7

La elasticidad de la demanda residencial comparada

| País | Estudio | (1) Precio (corto plazo) | (2) Precio (largo plazo) | (3) Ingreso (corto plazo) | (4) Ingreso (largo plazo) |
|--------------|--------------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| Chile | CNE [1986] ¹ | -0,09 a -0,04 | | | |
| Chile | Chumacero et al [2000] ¹ | -0,09 a -0,02 | -0,79 a -0,34 | 0,51 a 0,27 | 1,3 a 0,9 |
| Chile | Este estudio (a 12 meses) | -0,27 | -0,39 | 0,079 | 0,2 |
| Costa Rica | Westley [1989] | | -0,45 | | 0,2 |
| EE.UU. | Fisher y Kaysen [1962] | -0,15 | | 0,10 | |
| EE.UU. | Houthtaker y Taylor [1970] | -0,13 | -1,89 | 0,13 | 1,94 |
| EE.UU. | Mount et al. [1973] | -0,14 | -1,2 | 0,02 | 0,2 |
| EE.UU. | Anderson [1973] | | -1,12 | | 0,8 |
| EE.UU. | Houthakker, et al. [1973] | -0,9 | -1,02 | 0,14 | 1,64 |
| EE.UU. | Chang y Hsing [1991] | -0,36 a -0,13 | -1,39 | 0,36 a 0,13 | |
| EE.UU. | Westley [1988] | | -0,99 | | 0,65 |
| EE.UU. | Madala et al. [1997] | -0,21 a -0,15 | -1,03 a -0,22 | 0,43 a 0,13 | 1,58 a 0,04 |
| EE.UU. | Garcia-Cerrutti [2000] | -0,13 | -0,17 | 0,11 | 0,15 |
| México | Berndt y Samaniego [1984] | | -0,47 | | 0,73 |
| Grecia | Donatos y Mergos [1991] | -0,21 | -0,58 | 0,53 | 1,5 |
| Paraguay | Westley [1984] | | -0,56 | | 0,42 |
| Reino Unido | Houthakker [1962] | -0,89 | | 1,16 | |

Nota: (1) Corresponde la elasticidad de la demanda agregada, no sólo del sector residencial. (2) La elasticidad de corto plazo de los estudio citados es a un año plazo.

Gráfico 1

Consumo eléctrico residencial per cápita distribuidoras seleccionadas (en KWh/habitante)

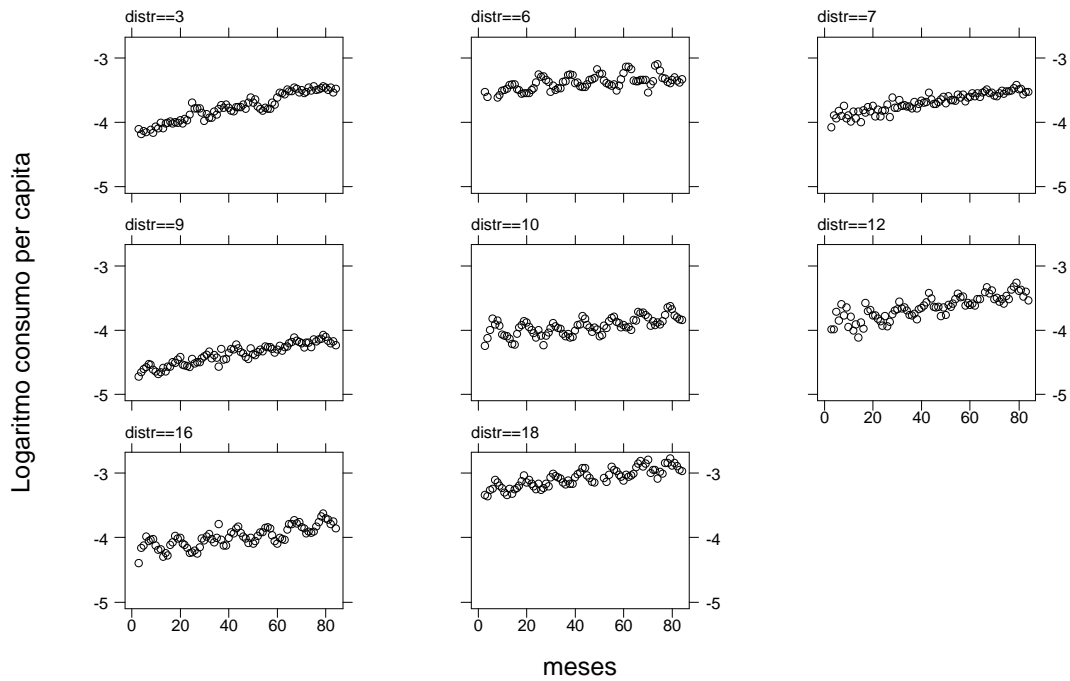


Gráfico 2

Precio Unitario de la energía eléctrica distribuidoras seleccionadas (en pesos de diciembre de 1991 por KWh)

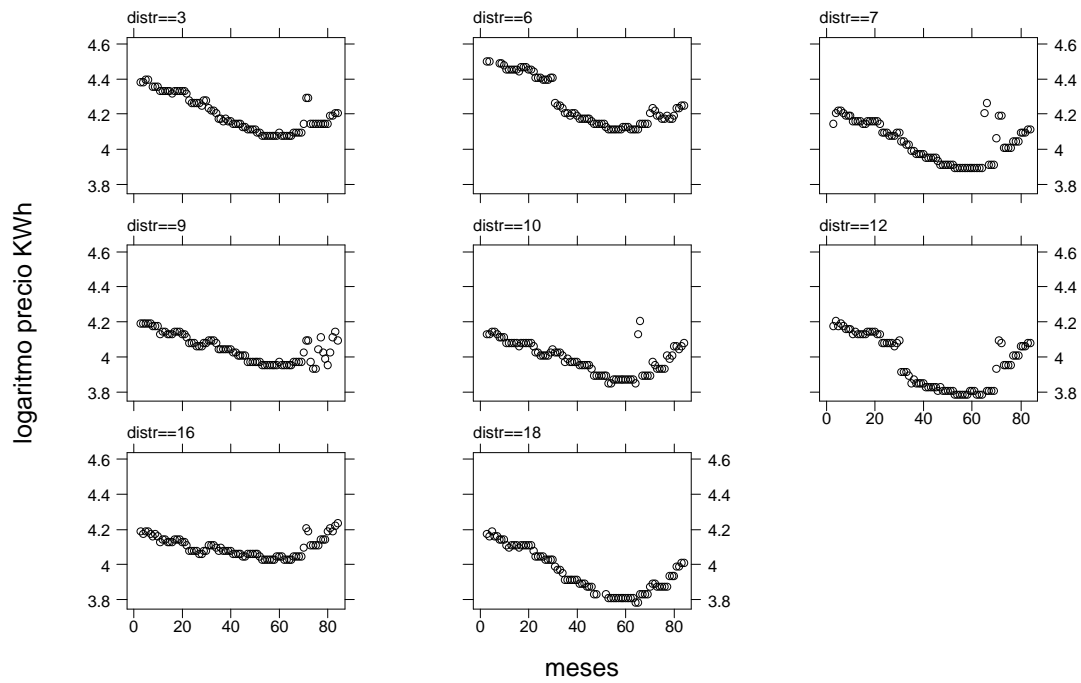


Gráfico 3 IMACEC regional

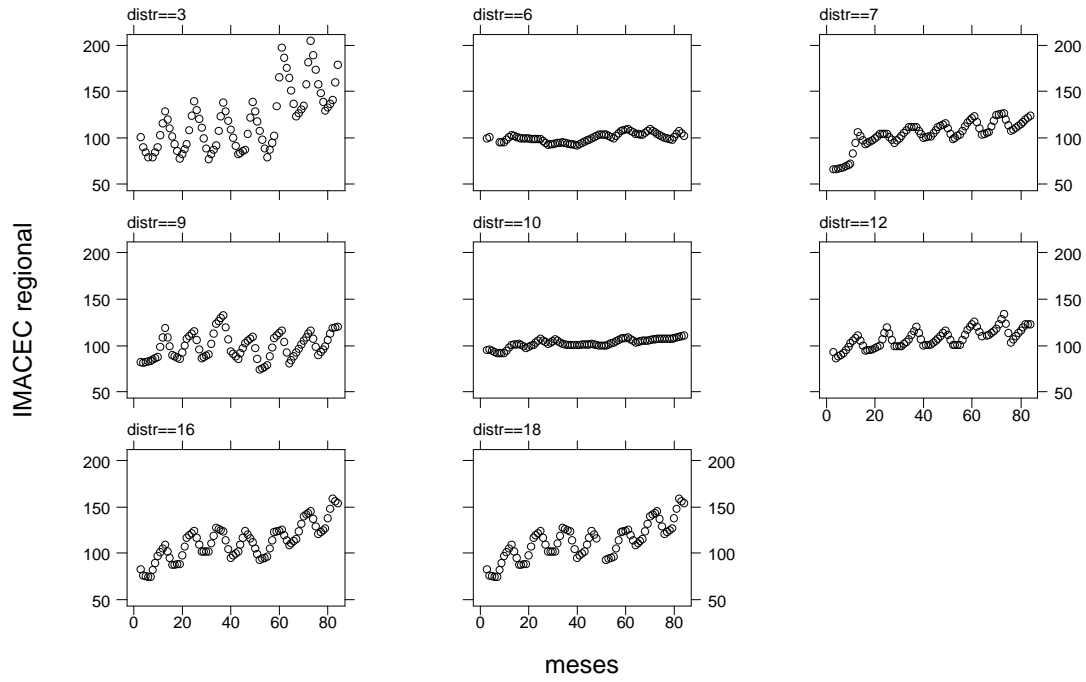


Gráfico 4 Sesgo de la persistencia

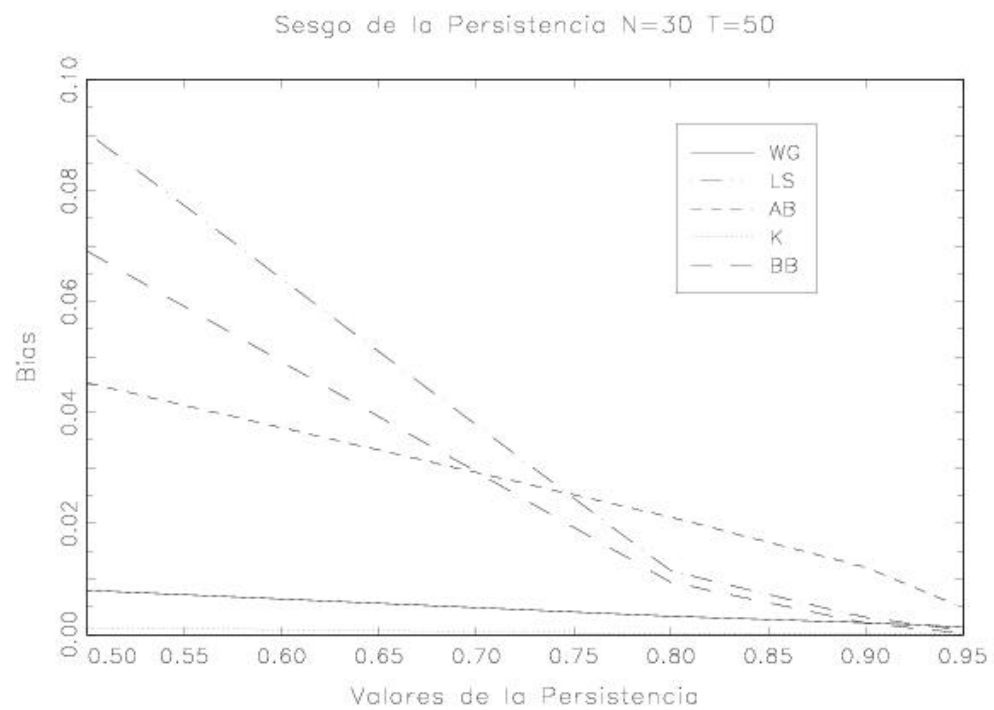


Gráfico 5
Elasticidad de la demanda por energía residencial

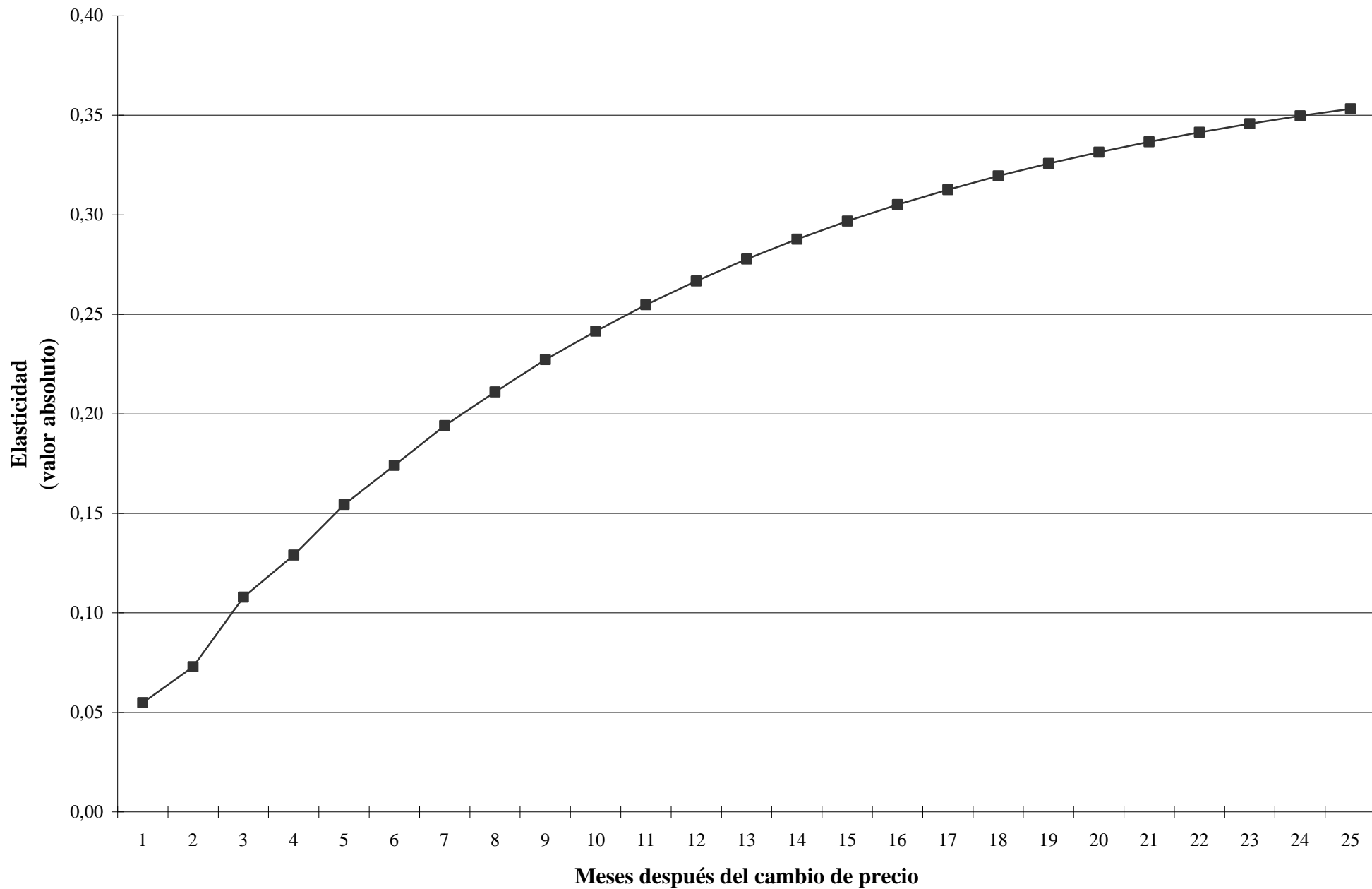


Gráfico 6

Caída del consumo si durante una escasez la energía cuesta el costo de falla

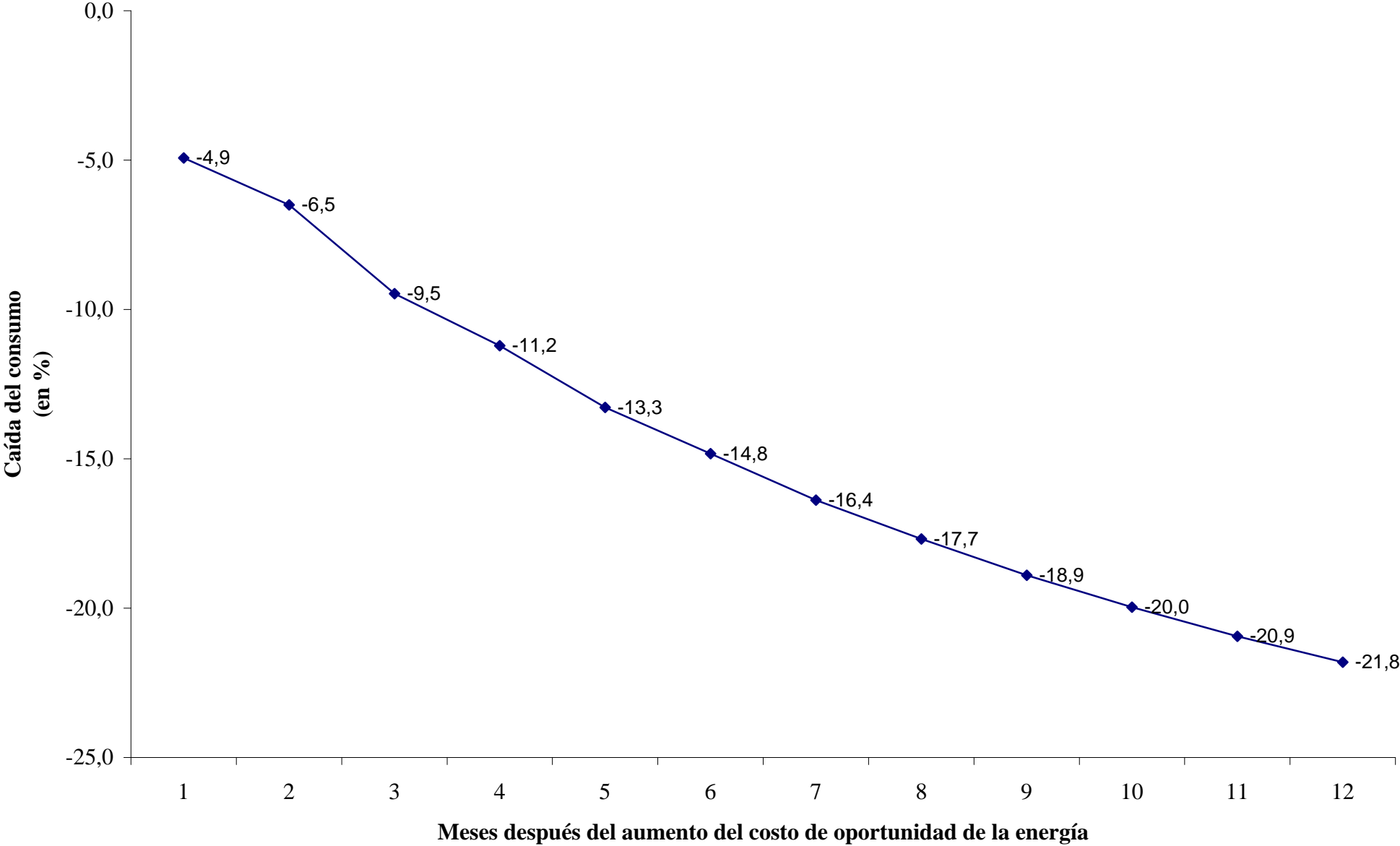


Gráfico 7
Tarifa BT1 promedio y consumo
(marzo 1995 a diciembre 2001)

