

EVALUACIÓN DE CAMPAÑAS PUBLICITARIAS MEDIANTE MODELOS ECONOMÉTRICOS

El caso de la campaña de ahorro de energía eléctrica 1995-1998¹

Luis Simabuko Nako
INVESTIGADOR DE ESAN

El impacto de las campañas publicitarias puede evaluarse con el desarrollo de modelos econométricos, que permiten comparar el comportamiento de la demanda antes de las campañas con el comportamiento después de las campañas. El presente artículo desarrolla esta metodología, la que se aplica a la medición del impacto de la campaña de ahorro de energía eléctrica realizada entre 1995 y 1998.

Desde fines de 1994, el Proyecto para Ahorro de Energía (PAE) del Ministerio de Energía y Minas ejecutó diversas actividades tendientes a incentivar el ahorro y uso racional de la energía eléctrica

con el objetivo de reducir la demanda de energía y potencia, especialmente entre los usuarios residenciales y comerciales de Lima Metropolitana, dadas las expectativas de déficit energético que por esos años se proyectaba.

El objetivo del presente estudio es evaluar el impacto que sobre la demanda de energía eléctrica de Lima Metropolitana habría ocasionado el programa de ahorro de energía entre 1995 y 1998. Para ello se establecerá si existe una diferencia sustancial entre el consumo efectivamente observado y el que hipotéticamente se habría apreciado de no haberse llevado adelante el programa; es decir, se comparará el comportamiento de la demanda *antes* del programa de ahorro de energía con el comportamiento *después* de este programa. Con este propósito se determinará, en primer lugar, las variables que explicaban el comportamiento de la demanda de energía eléctrica hasta antes del inicio de la campaña de ahorro, para lue-

¹ Esta investigación fue originalmente realizada a solicitud del Programa para Ahorro de Energía (PAE) del Ministerio de Energía y Minas. Los editores agradecen al jefe de este organismo, ingeniero Julio César Romani, por su autorización para la publicación de la presente versión revisada.

go evaluar si éste ha sido alterado en los últimos años por las diversas actividades del PAE.

En la siguiente sección se desarrolla la metodología para la evaluación del cambio en el comportamiento de la demanda. En la segunda sección se resume los criterios básicos para la selección de los modelos econométricos. En la tercera sección se estima, estadísticamente, el comportamiento de la demanda de energía y potencia hasta antes del inicio de la campaña de ahorro de energía eléctrica, es decir, hasta 1994. En la cuarta sección se aplican las respectivas pruebas de hipótesis para conocer si se observó un cambio en el comportamiento de la demanda de energía en los cuatro años siguientes y si este cambio se tradujo en un ahorro efectivo de energía y potencia. En la última sección se presenta las principales conclusiones del estudio. El anexo 1 contiene la información estadística utilizada, tanto la referida al mercado eléctrico (tarifa promedio, consumo por tipo de usuario, etc.) como la concerniente a las variables macroeconómicas (PBI, inflación, etc.). El anexo 2 analiza los factores determinantes de la demanda de energía de los usuarios residenciales.

1. Metodología

La metodología empleada para la evaluación del comportamiento de la demanda antes y después de la campaña publicitaria parte de la premisa que es posible describir el comportamiento de la demanda de cualquier bien o servicio a través de una determinada relación matemática (ecuación 1) compuesta por una variable endógena: Y , una o más variables exógenas o variables explicativas: X_1 y

X_2 , y los respectivos parámetros: a_0 , a_1 y a_2 .

$$Y_t = a_0 + a_1 * X_{1t} + a_2 * X_{2t} \quad (1)$$

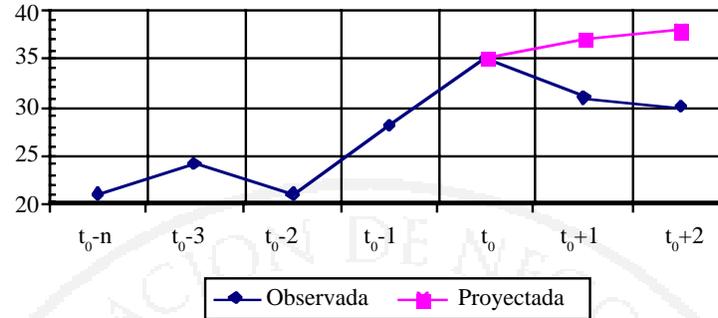
Si la ecuación es estimada adecuadamente, describirá con veracidad la evolución de la variable endógena no solo durante el periodo para el cual ha sido calculada la regresión, sino también para los periodos sucesivos, esto último *solo en el caso que no se observe un cambio en el comportamiento de la variable Y .*

Así, por ejemplo, si la ecuación 1 se estima apropiadamente con la información histórica (desde t_0-n hasta t_0), sería adecuada también para proyectar el valor de la variable Y hasta el periodo t_0+2 únicamente si se cumple el supuesto de que el comportamiento de la demanda del bien Y se mantiene conforme a lo observado en el periodo previo. En caso contrario, se estaría produciendo un cambio estructural en el comportamiento de la demanda. Este cambio estructural en el comportamiento de la ecuación 1 se puede expresar ya sea con un cambio en el valor de algunos de los parámetros estimados inicialmente o en la necesidad de incluir (o excluir) alguna variable exógena en la ecuación.

En este caso específico, la hipótesis de trabajo es que a partir del periodo t_0+1 , la campaña de ahorro de energía ha afectado significativamente al comportamiento de la demanda de electricidad, por lo que se observaría un consumo inferior a lo previsto. Esta hipótesis, en términos

2 Para simplificar, se ha omitido en la ecuación el término estocástico o error de proyección, denominado μ_t .

Evolución de la variable "Y"



gráficos, significa que la proyección de la variable Y , de acuerdo con la ecuación 1, se situaría por encima de los valores efectivamente observados en t_0+1 y t_0+2 ; es decir, la cantidad demandada de energía eléctrica que hipotéticamente se habría apreciado de no llevarse adelante el programa de ahorro sería mayor al consumo realmente observado.

Para probar que esto es así, se debe demostrar, estadísticamente, que el comportamiento de la demanda de energía eléctrica *ex-ante* de la campaña de ahorro está por encima de la demanda *ex-post*. Para ello se utiliza las llamadas variables cualitativas o ficticias (dummy)³, que toman el valor de 1 para una determinada submuestra o periodo (en este caso en t_0+1 y t_0+2), y 0 para el resto de los años.

Con estas variables no solo se evalúa la hipótesis del cambio en el comporta-

miento de la demanda, sino se determina también el monto del ahorro alcanzado en el periodo respectivo. El procedimiento supone estimar nuevamente la ecuación 1, pero, en este caso, ampliando el periodo de análisis hasta t_0+2 e incorporando al modelo básico inicial la (o las) variable(s) ficticia(s) respectiva(s), según las hipótesis que se pretenda evaluar. Las variables consideradas son las siguientes: D95, que toma el valor de 1 en 1995; D96, que asume el valor de 1 en 1996; D97, que toma el valor de 1 en 1997 y D98, que tiene el valor de 1 en 1998.

Para que la hipótesis del cambio estructural no pueda ser rechazada estadísticamente, es decir, el ahorro energético no pueda ser rechazado estadísticamente, el coeficiente asociado a la variable cualitativa debe ser negativo y estadísticamente significativo. El modelo general por estimar es el siguiente:

$$Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + \alpha_0 D95 + \beta_0 D96 + \delta_0 D97 + \rho_0 D98 \quad (1a)$$

3 Estas variables son denominadas también dicótomas o binarias, ya que solo pueden tomar los valores 1 ó 0, los que indican la presencia o ausencia, respectivamente, de una determinada cualidad.

Según la ecuación 1a, es posible plantear por lo menos tres hipótesis de trabajo:

i) El ahorro de energía se ha observado en por lo menos un año, es decir, en 1995,

1996, 1997 o 1998. Para que esta hipótesis no pueda ser rechazada, por lo menos uno de los coeficientes: α_0 , β_0 , δ_0 o ρ_0 debe ser negativo y estadísticamente significativo.

ii) El ahorro de energía eléctrica se ha producido en todos los años, es decir, en 1995, 1996, 1997 y 1998. Para que esta hipótesis no pueda ser rechazada, α_0 , β_0 , δ_0 y ρ_0 deben ser todos negativos y estadísticamente significativos.

iii) Si la anterior hipótesis es cierta, es decir, todos los coeficientes son negativos, se puede plantear la interrogante de si el ahorro estimado muestra una cierta tendencia, ya sea creciente, decreciente o constante. Si el ahorro presenta una tendencia creciente en el tiempo, entonces, $\rho_0 < \delta_0 < \beta_0 < \alpha_0$; en cambio, si el ahorro es decreciente, $\alpha_0 < \beta_0 < \delta_0 < \rho_0$; mientras si este ahorro se mantiene, $\alpha_0 = \beta_0 = \delta_0 = \rho_0^4$.

2. Criterios de selección del modelo econométrico

La adecuada selección del modelo econométrico se debe basar en las premisas *a priori* que impone la teoría económica, así como en los diversos indicadores estadísticos de correlación, relevancia estadística de las variables y cumplimiento de los supuestos de estacionariedad, normalidad, no correlación del término de error, etc. Ambos criterios deben conciliarse simultáneamente para lograr una apropiada determinación del modelo.

4 También es posible evaluar la hipótesis por la cual los parámetros se distribuyen como una "U" invertida (en términos absolutos), es decir, α_0 y ρ_0 son menores a β_0 y δ_0 .

2.1 Aspectos de la teoría económica

En lo que se refiere a las restricciones que impone la teoría económica, se debe destacar el signo y el valor de los parámetros por estimarse econométricamente, que en el caso particular de una función o curva de demanda corresponden a los conceptos microeconómicos de elasticidad ingreso, para el caso del parámetro de la variable producto o ingreso, y de elasticidad precio, para el caso del parámetro de la variable tarifa eléctrica.

La elasticidad es un número que relaciona el crecimiento porcentual de dos variables, por lo que es independiente de las unidades de medida involucradas (litros, metros, kilos, dólares, soles, etc.), y permite conocer el grado de sensibilidad de la demanda ante el aumento (o reducción) del ingreso o del precio. Es con este indicador que se puede saber en cuánto descendería la cantidad demandada del bien Y si el precio del mismo se eleva en un determinado porcentaje.

En términos de la ecuación (1), si X1 es la variable ingreso y X2 es el precio, los parámetros a1 y a2 corresponderían a los conceptos de elasticidades ingreso y precio constante, respectivamente, en el caso que las variables Y, X1 y X2 estén expresadas en logaritmos. Es decir, (1) o (1'') serían la versión lineal de una ecuación exponencial (ecuación 1').

$$Y = A * X1^{a1} * X2^{a2} \quad (1')$$

Versión lineal de 1':

$$\ln(Y) = \ln(A) + a1*\ln(X1) + a2*\ln(X2) \quad (1'')$$

Estos parámetros de elasticidad se definen como el cambio porcentual de la

cantidad demandada del bien o servicio (Q) frente al cambio porcentual de la variable ingreso (I) o precio (P), respectivamente. Dada la función de la demanda del bien Q, definida en logaritmos como:

$$Q = A + \epsilon_{Q,I} * I + \epsilon_{Q,P} * P \quad (2)$$

los parámetros son:

Elasticidad ingreso del bien Q:

$$\epsilon_{Q,I} = (1 + \Delta Q/Q) / (1 + \Delta I/I)$$

Elasticidad precio del bien Q:

$$\epsilon_{Q,P} = (1 + \Delta Q/Q) / (1 + \Delta P/P)$$

Por lo general, la cantidad demandada de un determinado bien o servicio crece a medida que aumenta el ingreso de las familias, por lo que la mayor parte de los bienes son considerados *bienes normales*; es decir, su elasticidad ingreso es mayor a 0 ($\epsilon_{Q,I} > 0$)⁵.

De acuerdo con la *Ley de Engel*, los bienes normales, es decir, aquellos cuya demanda aumenta a medida que crece el ingreso, pueden dividirse en dos categorías: *bienes necesarios* y *bienes de lujo*.

Los *bienes necesarios* son aquellos bienes cuya demanda aumenta a medida que crece el ingreso, pero lo hace a una tasa proporcionalmente menor; en consecuencia, el porcentaje del gasto dedicado a estos productos tiende a disminuir al aumentar el ingreso. En este caso, la elasticidad ingreso es positiva pero infe-

rior a 1 ($0 < \epsilon_{Q,I} < 1$). El ejemplo más claro de *bien necesario* es el de los alimentos, ya que la proporción del gasto en este ítem tiende a disminuir a medida que los ingresos se elevan. La ponderación y la elasticidad ingreso que presenta este rubro dentro de la canasta del INEI descienden a medida que se pasa del estrato de ingresos “Bajo” al “Alto”.

Los *bienes de lujo* son aquellos cuya demanda crece proporcionalmente más que el incremento del ingreso ($\epsilon_{Q,I} > 1$), lo que determina que el porcentaje del gasto dedicado a estos productos crezca a medida que se eleva el ingreso. Los gastos en educación, recreo/entretenimiento, cuidados personales y gastos de transporte son los rubros principales de esta categoría de bienes y servicios. Esta hipótesis se confirma con los datos de la canasta básica del INEI, ya que la ponderación y la elasticidad que alcanza dicho rubro crecen a medida que se eleva el nivel socioeconómico.

En el caso de la demanda de energía eléctrica se espera estimar, según tipo de usuario, elasticidades ingreso positivas, pero no mayores a 1 ($0 < \epsilon_{Q,I} \leq 1$), por lo que un incremento del nivel de ingreso elevaría la cantidad demandada del bien, pero de una forma proporcionalmente menor; es decir, la energía se ajustaría más a la categoría de *bien necesario*.

De acuerdo con el estudio del INEI⁶, la elasticidad ingreso de la demanda de energía eléctrica y de combustibles es de

5 Sin embargo, hay un número de bienes que experimentan una reducción de su demanda al elevarse el nivel de ingreso de las familias (por ejemplo, ropa de segunda mano, bebidas alcohólicas de baja calidad, etc.). Estos son los denominados *bienes inferiores*, que presentan una elasticidad ingreso negativa.

6 INEI. *Estimación de la demanda de los principales bienes y servicios consumidos por las familias de Lima Metropolitana*. Lima, INEI, mayo 1996.

Ponderación del rubro Alimentos y Bebidas dentro de la canasta del INEI, por estrato de ingreso

Alimentos y Bebidas	Bajo	Medio	Alto
Dentro del hogar	0,4157	0,3717	0,2744
Fuera del hogar	0,1264	0,1287	0,1039

Fuente: INEI. *Estimación de la demanda de los principales bienes y servicios consumidos por las familias de Lima Metropolitana*. Lima, INEI, mayo 1996. p. 103.

Elasticidad ingreso de la demanda del rubro Alimentos y Bebidas, por estrato de ingreso

Alimentos y Bebidas	Bajo	Medio	Alto
Dentro del hogar	0,9855	0,8209	0,5536
Fuera del hogar	0,8247	0,9322	0,6021

Fuente: INEI. *Estimación de la demanda de los principales bienes y servicios consumidos por las familias de Lima Metropolitana*. Lima, INEI, mayo 1996. p. 103.

Ponderación del rubro Esparcimiento, Diversión, Servicios Culturales y de Enseñanza dentro de la canasta del INEI, por estrato de ingreso

Esparcimiento, diversión, servicios culturales y enseñanza	Bajo	Medio	Alto
Servicio de enseñanza	0,0313	0,0449	0,0782
Otros	0,0131	0,0229	0,0342

Fuente: INEI. *Estimación de la demanda de los principales bienes y servicios consumidos por las familias de Lima Metropolitana*. Lima, INEI, mayo 1996. p. 103.

Elasticidad ingreso de la demanda del rubro Esparcimiento, Diversión, Servicios Culturales y de Enseñanza, por estrato de ingreso

Esparcimiento, diversión, servicios culturales y enseñanza	Bajo	Medio	Alto
Servicio de enseñanza	1,5895	1,9307	1,7770
Otros	1,1082	1,3644	1,3233

Fuente: INEI. *Estimación de la demanda de los principales bienes y servicios consumidos por las familias de Lima Metropolitana*. Lima, INEI, mayo 1996. p. 103.

0,4832 en el estrato de ingresos “bajo”, 0,4214 en el estrato de ingresos “medio” y 0,2152 en el estrato de ingresos “alto”. Estos valores, que se han estimado en un análisis de corte transversal⁷, coinciden con lo propuesto anteriormente.

En lo que se refiere a la elasticidad precio, la teoría señala que este parámetro debe ser negativo, es decir, la cantidad demandada debe reducirse al elevarse el precio del bien. Cuando la elasticidad precio es mayor a -1 ($-1 < \epsilon_{Q,P} < 0$), se dice que la demanda es inelástica; en cambio, cuando es menor a -1 ($\epsilon_{Q,P} < -1$), se dice que la demanda es elástica.

La importancia de esta diferenciación en las elasticidades precio estriba en el impacto que genera sobre el gasto total (precio por cantidad) de las familias. Si la demanda es inelástica y el precio se eleva, el descenso de la cantidad demandada será proporcionalmente menor al incremento del precio; en consecuencia, el gasto por este rubro se elevará. En cambio, cuando la elasticidad precio es menor a -1 , la caída en la

⁷ La muestra u observaciones en las series de corte transversal se refieren a agentes económicos (en este caso familias) en un determinado momento.

demanda será proporcionalmente mayor al incremento del precio, por lo que el gasto total descenderá.

La mayor o menor elasticidad precio depende de la existencia de bienes o servicios sustitutos. A mayor número y/o semejanza de bienes afines o sustitutos, se espera una mayor elasticidad precio en términos absolutos; en cambio, cuando estos bienes son escasos, la elasticidad precio tenderá a alcanzar un valor cercano a cero.

Se espera, que la elasticidad precio de la demanda de energía eléctrica tenga un valor entre -1 y 0 ($-1 < \epsilon_{Q,P} < 0$), por lo que un incremento del precio de la energía reduciría la cantidad demandada pero de una forma proporcionalmente menor, pues, se considera que la energía es un bien que tiene pocos sustitutos cercanos⁸.

Además de las elasticidades ingreso y precio, debe tenerse en cuenta el concepto de la elasticidad cruzada de la demanda, que mide la sensibilidad de la demanda de un determinado bien a la variación del precio de un bien sustituto. Esta elasticidad debe ser positiva; es decir, si el precio del bien sustituto se eleva, la cantidad demandada del bien similar debe elevarse, con lo cual la ecuación 2 se completaría de la siguiente manera:

$$Q = A + \epsilon_{Q,I} * I + \epsilon_{Q,P} * P + \epsilon_{Q,PS} * PS \quad (2')$$

Donde,

Q es el consumo de energía eléctrica
I es el nivel de ingreso
P es el precio de la energía eléctrica
PS es el precio de una fuente alternativa de energía

y los parámetros son:

Elasticidad ingreso:

$$\epsilon_{Q,I} = (1 + \Delta Q/Q) / (1 + \Delta I/I)$$

Elasticidad precio:

$$\epsilon_{Q,P} = (1 + \Delta Q/Q) / (1 + \Delta P/P)$$

Elasticidad cruzada:

$$\epsilon_{Q,PS} = (1 + \Delta Q/Q) / (1 + \Delta PS/PS)$$

Por último, se debe anotar que si bien todo el análisis presentado supone implícitamente que la demanda de energía provendría de un consumidor final, también es aplicable a la demanda intermedia, esto es, a la demanda industrial y comercial. En este caso, los precios se referirían a los costos de los factores de producción, y el ingreso familiar correspondería al nivel de producción de la planta o de la actividad comercial.

A modo de ejemplo, un estudio realizado en Estados Unidos en la década de los 70 halló que la demanda de energía eléctrica presentaba, para todos los tipos de usuario –residencial, comercial e industrial– una elasticidad ingreso positiva. La elasticidad ingreso más baja correspondía a los usuarios residenciales (0,3), mientras que las elasticidades de los consumidores comerciales e industriales se acercaban a 1. Asimismo, la elasticidad precio, en términos absolutos, era mayor a 1 en todos los casos; y la elasticidad cruzada con relación al precio del gas era de 0,15.

8 En la medida que la elasticidad precio depende de la existencia de bienes sustitutos, no responde tanto a una restricción teórica en sí misma, sino, más bien, a una restricción sustentada en la evidencia empírica. Así, por ejemplo, en los Estados Unidos, donde existen diferentes fuentes alternativas de energía utilizadas especialmente para la calefacción (gas, petróleo, etc.), se estima una elasticidad precio menor a -1 .

Elasticidades del uso de la electricidad en los Estados Unidos, 1946-1972

Respecto a:	Precio de la electricidad	Ingreso	Precio del gas
Residencial	-1,3	0,3	0,15
Comercial	-1,5	0,9	0,15
Industrial	-1,7	1,1	0,15

Fuente: D. Chapman y otros. "Electricity Demand Growth and the Energy Crisis". *Science*, v. 178, 1972. Citado por: J. Hirshleifer. *Microeconomía: teoría y aplicaciones*, 1984, p. 147.

De esta manera, se demuestra que la demanda de energía de los usuarios residenciales en los Estados Unidos (elasticidad ingreso menor a 1) responde a la categoría de bien necesario de la energía; además, se refuta la idea de que esta demanda no era afectada por el precio, que la energía no tenía sustitutos y que era de necesidad absoluta (elasticidad precio menor a -1 y elasticidad cruzada mayor a cero).

De otro lado, se encuentra que la demanda de energía de los usuarios industriales y comerciales crecería en la misma proporción que el incremento de la actividad económica (elasticidad ingreso cercana a 1), se reduciría en mayor proporción que el aumento del precio de la electricidad y reaccionaría favorablemente (crecería) cuando el precio del gas se elevara.

Si bien estos resultados corresponden a una realidad distinta, permiten reconocer la importancia de los conceptos microeconómicos, como la elasticidad precio y elasticidad cruzada, para la comprensión de la demanda de energía eléctrica y de su relación con otras fuentes de energía. Esto último es fundamental en nuestro país, dada la futura explotación del gas.

2.2 Aspectos estadísticos/econométricos

En lo referente a los criterios estadísticos, la construcción del modelo se basará en los indicadores estándares de corre-

lación estadística (r^2), en la relevancia de las variables individualmente ("t" de student), además de en las diversas pruebas estadísticas que evalúan el cumplimiento de los supuestos del modelo de regresión lineal, tales como series estacionarias y "normalidad" en la distribución de los errores, etc.

Dado el modelo lineal:

$$Y_i = B_0 + B_1 X_i + u_i$$

los supuestos del modelo de regresión lineal son:

$E(u_i | X_i) = 0$ La media de los errores es igual a cero para cada valor de X_i .

$Cov(u_i, u_j) = 0$ Los errores no están correlacionados o son independientes.

$Var(u_i | X_i) = \sigma^2$ La varianza o dispersión de los errores es constante.

$Cov(u_i, X_j) = 0$ Los errores no están correlacionados con la variable explicatoria X .

$u_i \sim N(0, \sigma^2)$ Los errores presentan una distribución normal.

Si se cumplen estos supuestos, es posible calcular los mejores estimadores lineales insesgados a través del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Las pruebas evaluadas son las que se indican a continuación:

R2: Coeficiente de determinación.

R2a: R2 ajustado.

F: Test Fisher (prueba de significancia de la regresión).

t: t-student (prueba de significancia de la variable).

LM(n): Multiplicador de Lagrange (test de correlación serial de errores de orden n).

ARCH(n): Proceso autorregresivo de orden n (test de heterocedasticidad de orden n).

DW: Durbin Watson (test de autocorrelación de primer orden).

JB: Jarque-Bera (test de normalidad).

3. Comportamiento de la demanda antes de la campaña de ahorro

Antes de evaluar la hipótesis del cambio en el comportamiento de la demanda, es necesario describir adecuadamente el

comportamiento de la misma hasta antes de la campaña de ahorro de energía. Para ello se estima, a través de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), los determinantes de la demanda de energía y de potencia con la información disponible del periodo 1970-1994. La demanda de energía eléctrica se analiza para las tres categorías de usuarios: industrial, residencial o doméstico, y comercial y otros; mientras la demanda de potencia o máxima demanda se analiza de manera global, ya que no es posible separar la contribución de cada tipo de usuario.

3.1. Demanda de energía de los usuarios industriales

El consumo industrial de energía eléctrica de Lima Metropolitana asciende a más de 2 000 GW.h al año, lo que representa el 40% de la demanda total de la capital. El crecimiento promedio anual de la demanda de estos usuarios es de 3,6% desde 1970⁹, tasa inferior al crecimiento general de la demanda de Lima Metropolitana. A partir de 1981, esta demanda de energía se ve incrementada significativamente con el inicio de las operaciones de la Refinería de Zinc de Cajamarquilla, que determina un aumento del consumo industrial de aproximadamente 330 GW.h al año. Debido a que esta empresa permaneció como cliente libre de Electrolima (y después de Luz del Sur) hasta enero de 1996, se excluye de las estimaciones, de modo que su salida no distorsione los resultados del ahorro por determinarse.

9 La tasa de crecimiento promedio anual es calculada con la regresión, $\ln(Y) = \alpha + \beta \text{ TIEMPO}$, donde β es la tasa de crecimiento.

Para evitar algún tipo de sesgo en el cálculo del precio promedio de la energía eléctrica para los usuarios industriales, excluido este cliente libre, se utiliza una nueva serie de tarifa promedio, de la cual se excluye el precio cobrado a la Refinería de Zinc¹⁰. Así, para estimar la demanda industrial de energía eléctrica de Lima Metropolitana, excluido el consumo de la Refinería de Zinc de Cajamarquilla, se utiliza el modelo en primera diferencia de los logaritmos y se considera como variables explicativas o exógenas el PBI de la manufactura (MANUF), la tarifa industrial en términos reales, excluida la tarifa de la Refinería de Zinc de Cajamarquilla (TIND1), y el precio promedio de los combustibles industriales, diesel 2 y residual 6, como el costo de una fuente alternativa de energía.

Las variables ficticias D92 y D93 también se incluyen en la regresión para aislar el impacto del racionamiento energético de 1992 y el crecimiento estadístico de 1993. En 1992, la demanda de energía eléctrica de los usuarios industriales cayó mucho más que el descenso del PBI, debido al racionamiento de energía, mientras que en 1993 se observa todo lo contrario: el crecimiento del consumo es mayor al incremento del producto, por lo que se espera que el parámetro del primero sea negativo y que el parámetro del segundo sea positivo (ver *gráfico 1*).

Tal como se aprecia en el *gráfico 1*, hay una importante correlación entre el

consumo de energía eléctrica del sector industrial y la actividad económica ($r=0,86$), lo que indica que la demanda de energía del sector se incrementa, en una relación cercana a 1, a medida que crece el PBI.

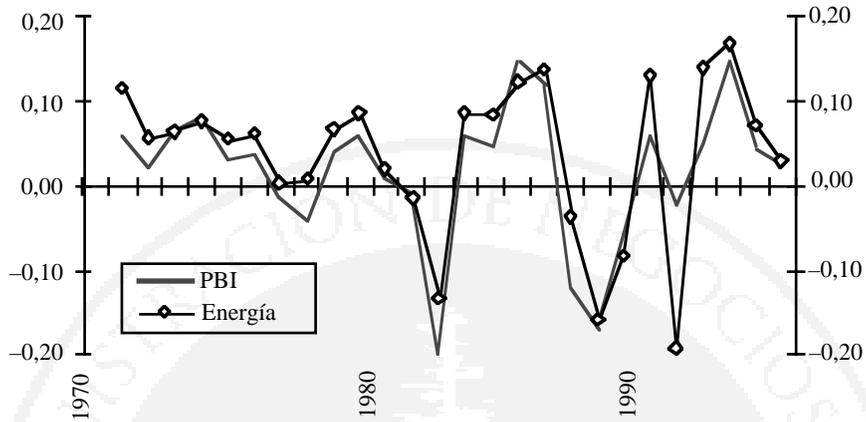
En lo que se refiere a la tarifa industrial de la energía eléctrica, excluida la tarifa de la Refinería de Zinc (TIND1), se observa que esta comenzó a crecer a finales de los setenta hasta casi duplicarse, en términos reales, a mediados de los ochenta. Luego fue decayendo rápidamente debido al esquema de subsidios de la política económica y al proceso inflacionario que el país experimentó en el quinquenio 1985-1990. En los noventa, este indicador se mantiene alrededor del 40% del valor real observado en 1970, de lo cual se concluye un importante abaratamiento real del costo de la energía en los últimos 25 años para el sector industrial (*gráfico 2*).

Los precios reales de los combustibles industriales (COMBUST), diesel 2 y residual 6, experimentaron un fuerte ascenso desde el inicio de los planes de estabilización económica en 1977, debido a consideraciones básicamente tributarias¹¹, y a mediados de los ochenta alcanzaron un valor real entre 4 y 7 veces el nivel de 1970. Entre 1986 y 1989, estos precios se deterioraron aceleradamente hasta alcanzar un valor del 75%. En la actualidad, y luego del ajuste de 1990, los valores reales del diesel 2 y del residual 6 se encuentran bastante cerca de sus valores de referencia.

10 El sesgo se podría generar porque el precio de la energía en muy alta tensión, que es la que demanda la Refinería de Zinc de Cajamarquilla, es significativamente menor al cobrado en el resto de la industria, que demanda energía en alta, media y baja tensión (ver anexo 1).

11 No se debe olvidar que el impuesto selectivo al consumo (ISC) aplicado a los combustibles se convirtió, desde esa época, en la principal fuente de recaudación tributaria.

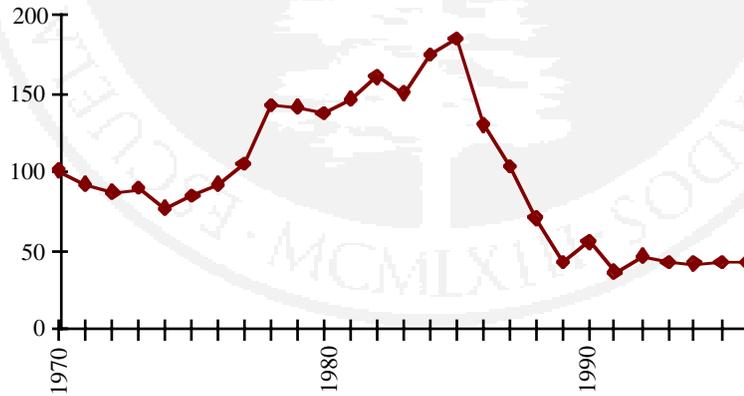
Gráfico 1
PBI manufacturero y consumo industrial de energía*



* La primera diferencia de los logaritmos.

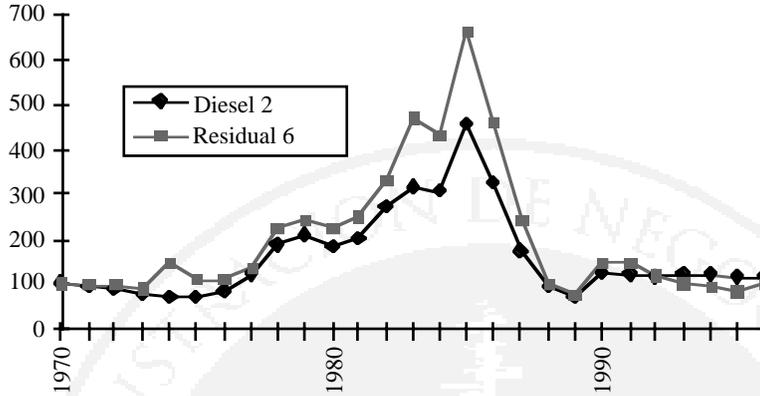
Elaboración propia.

Gráfico 2
Tarifa real de la energía eléctrica, usuario industrial (1970=100)



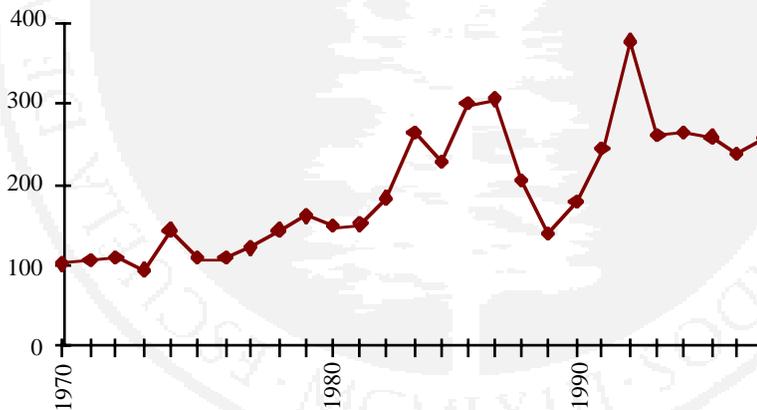
Elaboración propia.

Gráfico 3
Precio real de combustibles (1970=100)



Elaboración propia.

Gráfico 4
Ratio: Precio combustibles / Tarifa industrial (1970=100)



Elaboración propia.

En cuanto al precio real promedio de los combustibles industriales (promedio simple del diesel 2 y el residual 6) en términos de la tarifa de energía eléctrica del sector (*gráfico 4*), se observa un encarecimiento relativo hasta alcanzar, en 1991, un valor real 3,75 veces el observado

en 1970; en la actualidad es de, aproximadamente, 2,5 veces.

La ecuación estimada considerando las variables mencionadas se presenta en la regresión 1, la cual ha tenido que ser corregida al detectarse correlación serial

de los errores de 2º y 3º orden. La regresión ha sido estimada en primera diferencia de los logaritmos. El prefijo L, que antecede a las variables denota el logaritmo natural de la misma, mientras el operador primera diferencia se denota como $d(\cdot)$, donde, $d(X) = X(t) - X(t-1)$.

La regresión presenta un coeficiente de determinación bastante elevado, $R^2 = 0,98$, lo que indica que esta logra captar el 98% de la variación de la demanda de energía de los usuarios industriales. Los respectivos estadísticos no detectan problemas significativos de correlación serial

de los residuos, heterocedasticidad, ni no normalidad en la distribución de los mismos, por lo que la regresión 1 es una buena aproximación de la demanda de energía de los usuarios industriales hasta antes del inicio de la campaña de ahorro de energía.

La elasticidad producto estimada es de 0,83, lo que quiere decir que si el PBI crece en 1%, la demanda industrial crecería en 0,83%; es decir, crecería en una proporción ligeramente inferior al incremento del producto manufacturero. El impacto de la tarifa industrial, TIND1, en

Regresión 1

Muestra: 1976-1994

$$d(LVINDUS) = 0,02 + 0,83*d(LMANUF) + 0,04*d(L(COMBUST/TIND1)(-2))$$

$$t: \quad (5,9) \quad (20,2) \quad (2,5)$$

$$-0,21*D92 + 0,11*D93 - 0,66*AR(2) + 0,60*AR(3)$$

$$t: \quad (-12,2) \quad (3,8) \quad (-2,5) \quad (2,1)$$

R2:	0,98	R2a:	0,97
F=	95,5 [0,00]	$\Sigma e^2 =$	0,004
LM(1):	0,04 [0,84]	LM(4):	1,52 [0,28]
ARCH(1):	0,00 [0,96]	ARCH(4):	0,88 [0,51]
DW:	2,06	JB:	1,16 [0,56]

Donde:

VINDUS	Consumo de energía del sector industrial, excluido el de la Refinería de Zinc de Cajamarquilla.
MANUF	PBI manufacturero.
(COMBUST/TIND1)(-2)	Ratio: precio de los combustibles industriales (R6 y D2) entre la tarifa industrial. Ambos con un rezago de 2 periodos.
D92	Variable dummy: 1 en 1992, 0 en resto.
D93	Variable dummy: 1 en 1993, 0 en resto.
AR(n)	Corrección de autocorrelación de orden "n".

combinación con el precio promedio de los combustibles, COMBUST, se estima que se apreciaría de manera rezagada, y que su efecto sería muy limitado, ya que se calcula una elasticidad cruzada de 0,04 para la relación de precios COMBUST/TIND1. Así, un crecimiento del precio de los combustibles en 1% por encima de la tarifa industrial de energía eléctrica ocasionaría un incremento de la demanda de energía eléctrica en 0,04%. Esto también significa, en el sentido inverso de la relación de precios, que si la tarifa industrial crece en 1% por encima del precio promedio de los combustibles, la demanda de energía eléctrica descendería en -0,04%¹². Por último, el racionamiento de energía eléctrica de 1992 se calcula que generó una caída de las ventas de electricidad de 21%, mientras que por “efecto estadístico” se habría observado un “crecimiento” del consumo de 11% en 1993.

3.2. Demanda de energía de los usuarios residenciales

El consumo de energía eléctrica de los usuarios residenciales ha crecido desde 1970 a una tasa media anual de 5%, índice superior al crecimiento de las ventas totales de energía, por lo cual ha pasado a representar cerca del 40% de esta demanda de energía eléctrica en los últimos años. El número de abonados residenciales ha crecido en 4,5% al año, lo que significa que el consumo por hogar o abonado no ha crecido en los noventa luego de aumentar significativamente en la década

anterior. El consumo por usuario ha pasado de alrededor de 150 kW.h/mes en el periodo 1971-1975 a más de 190 kW.h en 1988, luego descendió sostenidamente hasta alcanzar un promedio de 150 kW.h en los últimos 3 años (*gráfico 5*).

De lo anterior se desprende que la demanda de energía de los usuarios residenciales crece *extensivamente* al crecer el número de abonados, e *intensivamente* al expandirse el consumo al interior de las familias. En este caso específico, lo que se va a determinar es el consumo promedio de las familias, el cual tiende a crecer con el crecimiento del PBI (ver *gráfico 6*) y, en principio, debería de descender al elevarse la tarifa de electricidad.

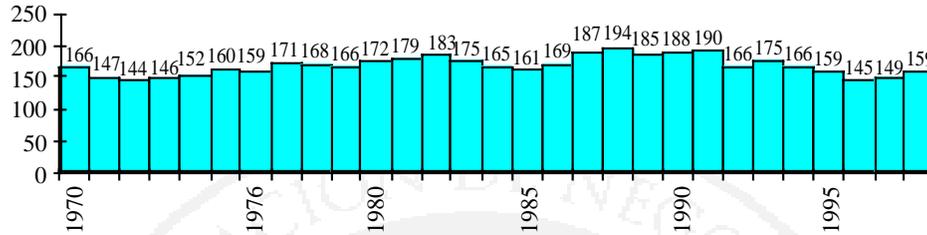
La teoría económica indica que el consumo de energía es una demanda derivada del consumo de artefactos eléctricos (incluido focos), de la cual se puede derivar una demanda de corto plazo y otra de largo plazo¹³. En la primera (corto plazo), el stock de artefactos está dado, por lo que la demanda debe ser explicada como una elección del grado de utilización de este stock. En la segunda (largo plazo), el stock de artefactos es variable, por lo que la demanda de energía eléctrica se puede aproximar con la demanda “deseada” de artefactos eléctricos.

De estas dos aproximaciones se derivan dos modelos básicos para estimar la demanda de energía eléctrica de las familias. El primero es del tipo *capital-*

12 La elasticidad de la relación de precios (TIND1/COMBUST)(-2) es igual a la elasticidad del ratio (COMBUST/TIND1)(-2), pero con el signo negativo. Así, si la primera es -0,04, la segunda sería 0,04, según la regresión 1.

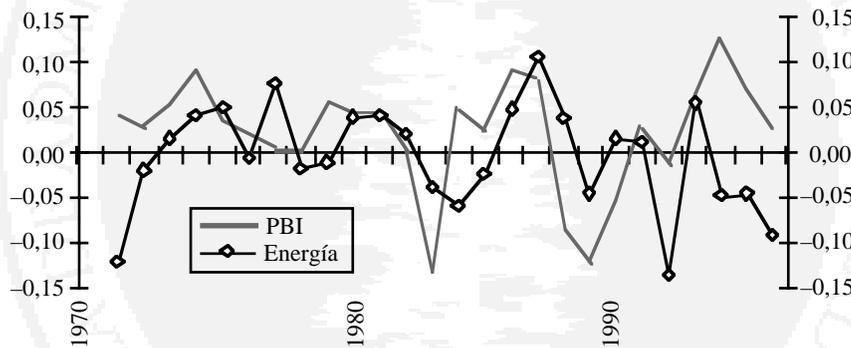
13 Ver: L. Taylor, G. Blattenberger and R. Rennhack. “Residencial Energy Demand in the United States: Introduction and Overview of Alternative Models”. En: J. Moroney (Ed.). *Advances in the Economics of Energy and Resources*. JAI Press INC., 1984. vol. 5.

Gráfico 5
Consumo por abonado residencial
(kW.h por mes)



Elaboración propia.

Gráfico 6
PBI y consumo por abonado residencial*



* La primera diferencia de los logaritmos.

Elaboración propia.

stock model, en el cual el stock de artefactos está explícito en la ecuación; el segundo es del tipo *flow-adjustment model*, en el cual este stock, al ser variable en el tiempo, es derivado implícitamente.

Modelo de utilización de stock

Este primer tipo de modelo plantea que el consumo de energía eléctrica de los

hogares se determina como un ratio del grado de utilización del stock de artefactos eléctricos, es decir, si S es el consumo (en kW.h) que generaría un stock dado de artefactos y q es el consumo real de energía, el modelo propone estimar el ratio:

$$q/S = u(X) \quad (i)$$

donde, X son las variables económicas,

sociales y poblaciones relevantes para explicar la demanda de energía y $u(.)$ es la función de utilización del stock de artefactos.

Evidentemente, el principal problema de estimar empíricamente este modelo de corto plazo se refiere a la medición de S , de la cual solo se tiene información bastante heterogénea y fragmentada, sustentada en encuestas de hogares. Asimismo, esta variable requiere estandarizarse por un factor de corrección de uso, en la medida que se sumarían el consumo (potencia) de artefactos de utilización esporádica con el consumo de los artefactos de uso continuo.

Modelo de ajuste de flujos

A diferencia de las necesidades de información del modelo de utilización de stock, el modelo de ajuste de flujos no requiere conocer S , sino que aproxima esta variable mediante el modelo de ajuste parcial,

$$q' = a0 + a1 * X \quad (ii)$$

$$q - q(-1) = b (q' - q(-1)) \quad (iii)$$

donde, q' es el consumo “deseado” de energía eléctrica en el largo plazo, el cual se deriva de un stock también “deseado” de artefactos eléctricos, y X son las variables explicativas relevantes.

Asimismo, se supone que año tras año el crecimiento del consumo de energía de las familias, $q - q(-1)$, crece en una proporción b de la diferencia entre el consumo “deseado” q' y el observado el periodo anterior $q(-1)$; es decir, el consumo actual tiende a alcanzar el consumo de energía “deseado” o, lo que es lo mis-

mo, al consumo que implicaría el stock “deseado” de artefactos eléctricos.

Operando (ii) en (iii), se llega a que la demanda de energía eléctrica de corto plazo se define como:

$$q = b * a0 + (1-b)q(-1) + b * a1 * X \quad (iv)$$

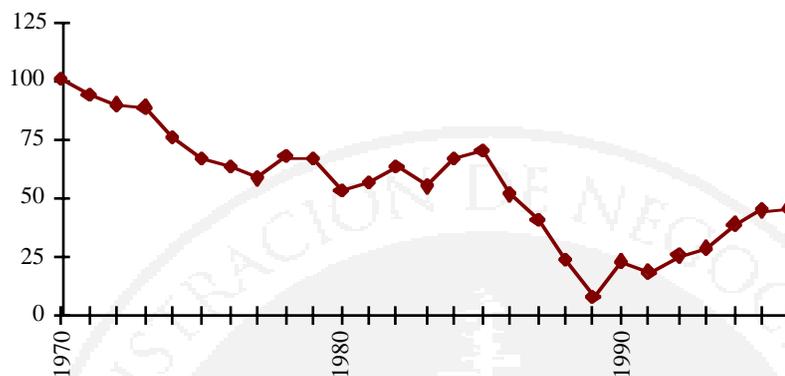
estimable empíricamente, y donde b $a1$ es la elasticidad de corto plazo de la variable X y $a1$ es la elasticidad de largo plazo (definida en (ii)).

Precisamente es la ecuación (iv) la que se estimará empíricamente definiendo q como el consumo promedio por abonado¹⁴ (RESAB) y considerando como variables explicativas el PBI per cápita (PBIPERC) y la tarifa de energía eléctrica de los usuarios residenciales en términos reales (TRES).

Se debe anotar que esta última variable ha experimentado una significativa elevación en los últimos años, especialmente si tenemos en cuenta que en 1989 su valor real se encontraba en 7% del observado en 1970. Desde esa fecha (1989), la tarifa se ha incrementado en más de 6 veces, y ha alcanzado un valor real de 45% en comparación con 1970 (gráfico 7). Adicionalmente, a estas variables se ha añadido la variable ficticia D92, que cuantifica el impacto del racionamiento energético de 1992 y toma el valor de 1 en el año anotado y cero en el resto del periodo.

14 Si bien se está usando indistintamente las variables consumo promedio por abonado y consumo promedio por hogar o familia, existe cierta diferencia entre ambas, ya que, de acuerdo con el censo de 1993, se calcula que el 15% de las familias no cuenta con servicio eléctrico en Lima Metropolitana (es decir, no son abonados).

Gráfico 7
Tarifa real de la energía eléctrica, usuario residencial
(1970=100)



Elaboración propia.

Regresión 2

Muestra: 1972-1994

$$\text{LRESAB} = -1,16 + 0,37 \cdot \text{LPBIPERC} - 0,10 \cdot \text{LTRESP} + 0,65 \cdot \text{LRESAB}(-1) - 0,10 \cdot \text{D92}$$

t:	(-1,5)	(3,2)	(-3,3)	(4,8)
t:	(-2,5)			

R2:	0,85	R2a:	0,82
F=	25,5 [0,00]	$\Sigma e^2=$	0,021
LM(1):	0,39 [0,54]	LM(4):	1,16 [0,37]
ARCH(1):	1,0 [0,32]	ARCH(4):	0,31 [0,87]
DW:	2,08	JB:	0,83 [0,66]

Donde:

VRESAB	Consumo de energía residencial por abonado.
PBIPERC	Producto bruto interno per cápita.
TRESP	Tarifa real residencial promedio (media móvil).
D92	Variable dummy: 1 en 1992, 0 en resto.

La regresión 2 capta el 85% de la variación del consumo de energía eléctrica por abonado, lo que describe con aproximación el comportamiento de esta deman-

da en el periodo 1971-1994, es decir, antes del inicio del programa de ahorro de energía. Se estima una elasticidad ingreso de corto plazo de 0,37, por lo que el

PBI por habitante crece en 1%, la demanda por abonado o suministro crecería en 0,37%, proporcionalmente menos. De la misma manera, la elasticidad precio o tarifa real promedio se estima en $-0,10$ (en media móvil), lo que indica que se trata de una demanda con pocos bienes sustitutos. Para el largo plazo, se estima una elasticidad ingreso de 1,05, mientras la elasticidad precio sería de $-0,28$ ¹⁵. En ambos casos se obtienen coeficientes significativamente mayores a los de corto plazo, conforme a lo que postula la teoría económica: la elasticidad ingreso es igual a 1, y la elasticidad precio es negativa y cercana a 0.

3.3. Demanda de energía de los usuarios comerciales y otros

El consumo de energía eléctrica de los usuarios clasificados como comerciales y otros asciende a más de 1.400 GW.h en los últimos años, lo que representa más del 20% de la demanda total de Lima Metropolitana. Con relación a 1970, este consumo ha experimentado un crecimiento promedio anual de 3,3%, mientras el número de abonados comerciales ha aumentado en 4,1%.

La ecuación planteada considera como variables explicativas el PBI del sector comercial (COMERC), la tarifa real de

energía eléctrica del sector (TCOM) y el ratio entre el precio del diesel 2 y la tarifa eléctrica, considerado el diesel 2 como una fuente alternativa de electricidad (D2/TCOM). La variable endógena por estimar es el consumo del sector por abonado comercial, VCOMERA = ventas de energía al sector comercial / número de abonados, lo que permite evaluar el comportamiento promedio de los usuarios.

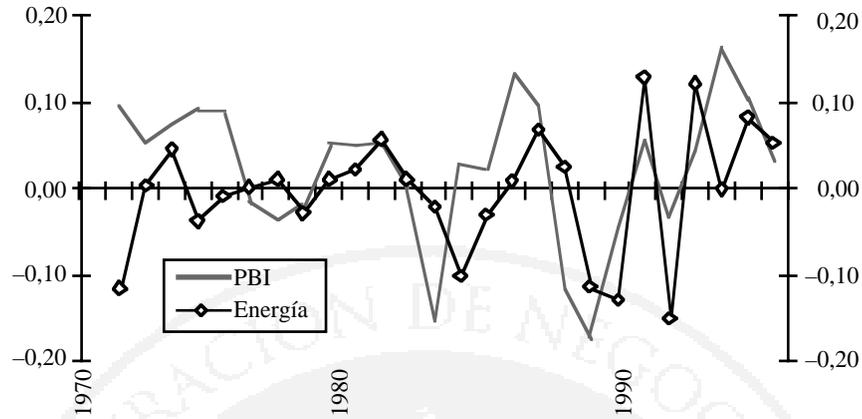
La relación existente entre la demanda de energía eléctrica del sector por abonado y el PBI comercial, en primera diferencia de los logaritmos, alcanza un coeficiente de correlación de 0,55 y 0,56, para el valor actual del PBI y para su rezago, respectivamente (ver gráfico 8), por lo que se considera apropiado utilizar esta variable, pero de manera conjunta, a través del promedio móvil. Con esta especificación de medida móvil (ver gráfico 9), la correlación con el consumo por abonado se eleva a 0,67 sin perder la mayor parte de la información contenida en las variables originales, COMERC y COMERC (-1), ya que su correlación con estas llega a 0,83, de acuerdo con la matriz de correlaciones.

La tarifa real de energía eléctrica en el sector comercial ha permanecido básicamente estable hasta mediados de los ochenta. Luego de una temporal elevación de más de 20% en 1985, se aprecia un continuo descenso real hasta alcanzar, a inicios de la presente década, el 25% del valor observado en 1970. Esta tarifa real de 25% se viene manteniendo hasta la actualidad (gráfico 10).

En lo que se refiere al diesel 2, este ha tendido a encarecerse con relación a la tarifa comercial (D2/TCOM) desde mediados de los setenta; entre 1984 y 1985

15 De la ecuación (iv) y la regresión 2, se sabe que el parámetro de la variable endógena rezagada LRESAB (1-b) es igual a 0,65, con lo cual $b = 0,35$. Aplicando este valor de "b" para el caso de la elasticidad ingreso, se obtiene que $b \cdot a_1 = 0,37$, con $a_1 = (0,37/0,35) = 1,05$; y para la elasticidad precio, $b \cdot a_2 = -0,10$, con lo cual $a_2 = (-0,10/0,35) = -0,28$. Donde a_1 es la elasticidad ingreso de largo plazo y a_2 es la elasticidad precio de largo plazo.

Gráfico 8
PBI comercial y consumo por abonado comercial*



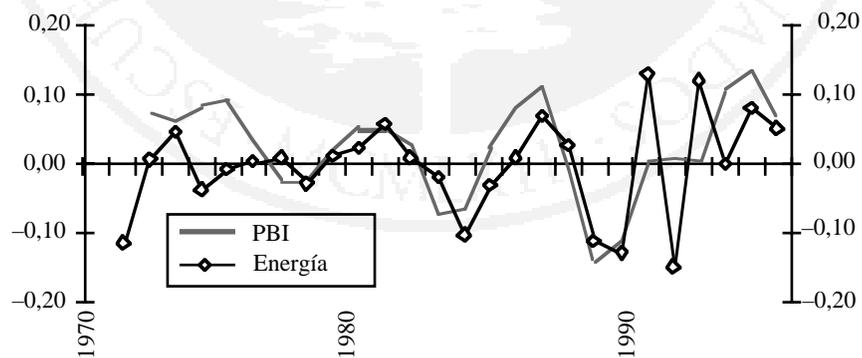
* La primera diferencia de los logaritmos.

Elaboración propia.

Matriz de correlaciones

	D(LVCOMAB)	D(LCOMERC)	D(LCOMERC(-1))	D(LCOMERCP)
D(LVCOMAB)	1,00	0,55	0,56	0,67
D(LCOMERC)		1,00	0,38	0,83
D(LCOMERC(-1))			1,00	0,83
D(LCOMERCP)				1,00

Gráfico 9
PBI comercial* y consumo por abonado comercial**



* Media móvil.

** La primera diferencia de los logaritmos.

Elaboración propia.

alcanzó un valor 2,5 veces mayor al de la tarifa de 1970 y luego descendió apreciablemente hasta 1988. A partir de este año, volvió a crecer en 185% y en los noventa llegó a un valor promedio de 4,7 veces el nivel de referencia de 1970 (gráfico 11).

La ecuación estimada en primeras diferencias de los logaritmos incluye, además, las variables ficticias D92, que mide el impacto del racionamiento energético, y D93, que aísla el “efecto rebote” o crecimiento estadístico que se aprecia en 1993.

De acuerdo con la regresión 3, que explica el 79% de la variación de la

demanda de energía eléctrica del sector comercial durante el periodo 1973-1994, la elasticidad producto estimada está cercana a la unidad: 0,85. De esta manera, un crecimiento sostenido de 1% del PBI comercial durante dos años ocasionaría el incremento del consumo de energía por abonado en 0,85%. La elasticidad precio (o tarifa real) sería -0,12, mientras la elasticidad cruzada con relación al precio del diesel 2 sería positiva y similar a la anterior: 0,12. Lo mismo visto por el lado inverso, es decir, a través del cociente (TCOM/D2), significa una elasticidad precio de la energía, en términos del precio del diesel 2, de -0,12. Esto significa que si la tarifa de energía eléctrica crece 20% por encima de la inflación pero

Regresión 3

Muestra: 1973-1994

$$d(LVCOMERA) = -0,018 + 0,85*d(LCOMERCP) - 0,12*d(LTCOM) + 0,12*d(L(D2/TCOM)(-1)) - 0,18*D92 + 0,15*D93$$

t:	(-1,7)	(5,9)	(-2,9)	(2,4)	(-4,2)	(3,5)
----	--------	-------	--------	-------	--------	-------

R2: 0,79	R2a: 0,72
F=: 11,9 [0,00]	Σe2=: 0,024
LM(1): 0,44 [0,52]	LM(4): 0,44 [0,77]
ARCH(1): 1,21 [0,29]	ARCH(4): 1,37 [0,30]
DW: 2,08	JB: 0,79 [0,68]

Donde:

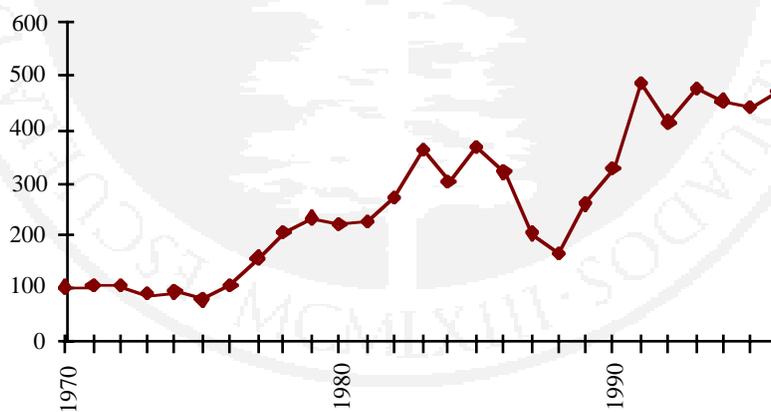
VCOMERA	Consumo de energía comercial por abonado.
COMERCP	PBI comercial (promedio móvil).
TCOM	Tarifa real comercial.
(D2/TCOM)	Ratio: precio diesel 2 entre tarifa comercial.
D92	Variable dummy: 1 en 1992, 0 en resto.
D93	Variable dummy: 1 en 1993, 0 en resto.

Gráfico 10
Tarifa real de la energía eléctrica, usuario comercial
(1970=100)



Elaboración propia.

Gráfico 11
Ratio: Diesel 2 / Tarifa comercial
(1970=100)



Elaboración propia.

decrece en 20% con relación al precio de los combustibles, la demanda de energía eléctrica, *ceteris paribus* el resto de variables, no se vería mayormente modificada, porque presenta una elasticidad precio muy similar a su elasticidad cruzada. Por último, se estima que el impacto del racionamiento de energía en 1992 generó una caída adicional de la demanda de energía de -18%, mientras que por efecto estadístico, esta creció casi en la misma tasa en 1993.

3.4. Demanda de potencia o máxima demanda

La demanda de potencia o máxima demanda de Lima Metropolitana ha crecido a una tasa promedio anual de 4,3%, así, ha ascendido de 391 MW en 1970 a más de 1 300 MW en los últimos dos años. Este crecimiento de la máxima demanda es muy similar al que presenta la demanda de energía, 4,1%, pero muy superior al crecimiento del PBI en el mismo periodo, 1,3%. En la medida que no existe información desagregada por tipo de usuario, la máxima demanda se estima de manera global. Se considera, además, que aun si se contara con esta información, existiría el problema del factor de simultaneidad, por lo que no se podría obtener el total de la máxima demanda como la suma de las partes.

Las variables explicativas consideradas para la presente regresión son: i) el PBI comercial, que presenta una mayor correlación con la máxima demanda que el PBI global, a la vez que recoge la información contenida en el producto global de acuerdo con la matriz de correla-

ciones; ii) la relación entre el precio de los combustibles y la tarifa eléctrica, como variable *proxy* de la relación entre el precio de la energía en hora punta (hp) y el promedio; iii) la variable *dummy* D81, que aísla el impacto del inicio de operaciones de Cajamarquilla; y iv) la variable *dummy* D94, que cuantifica el probable impacto de la campaña de ahorro en 1994¹⁶.

El precio relativo entre los combustibles y la tarifa de energía para la industria y el sector comercial (gráfico 14) se utiliza como una variable *proxy* de la relación entre el precio de la energía en hora punta y el precio de la energía fuera de hora punta (THP)¹⁷. En teoría, la elasticidad precio de la máxima demanda debería ser negativa, ya que un incremento del precio de la energía en hora punta, en comparación con el precio de la energía fuera de hora punta, incentivaría a los usuarios a desplazar su demanda a horas fuera de punta.

Matriz de correlaciones

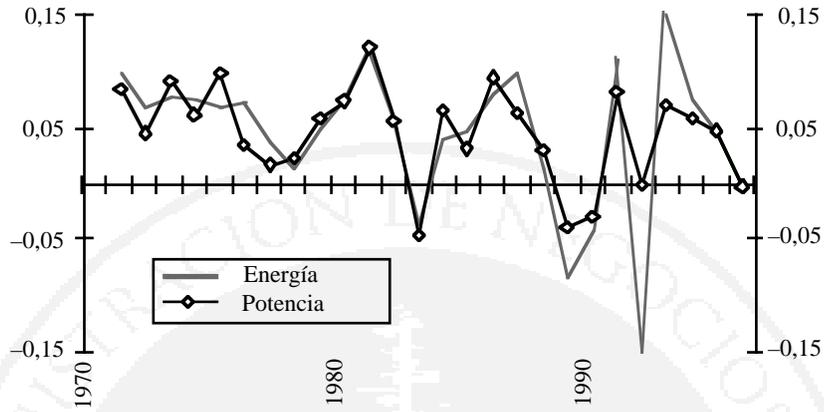
	D(LMXDA)	D(LCOMERC)	D(LPBI)
D(LMXDA)	1,00	0,73	0,71
D(LCOMERC)		1,00	0,96
D(LPBI)			1,00

Según la regresión 4, que explica el 91% de la variación de la máxima demanda de Lima Metropolitana hasta 1994, la elasticidad producto se estima en 0,46, por lo que una elevación de 1% del PBI comercial ocasionaría un aumento de la

16 La campaña se inició a fines de 1994.

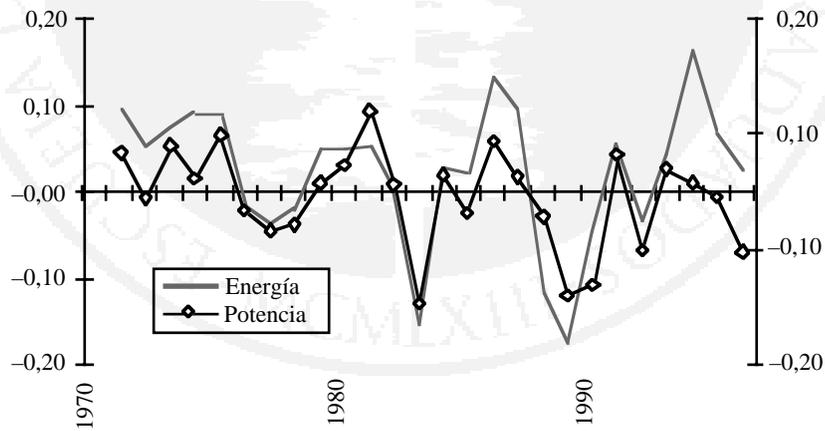
17 Lo que supone que el precio de la energía en hora punta ha crecido con el incremento del precio de los combustibles diesel 2 y residual 6.

Gráfico 12
Energía y máxima demanda*



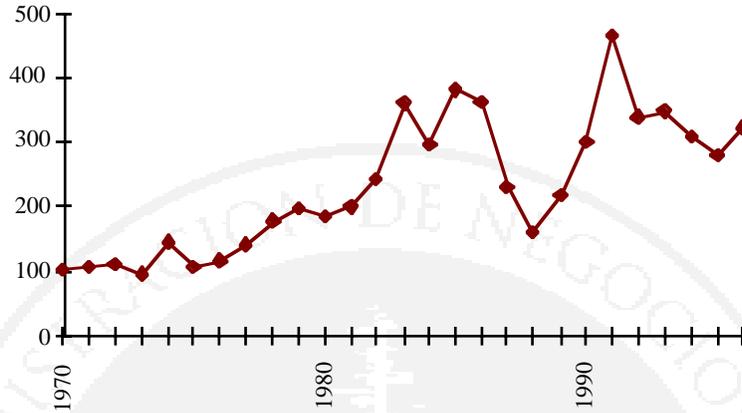
* La primera diferencia de los logaritmos.
Elaboración propia.

Gráfico 13
PBI comercial y máxima demanda*



* La primera diferencia de los logaritmos.
Elaboración propia.

Gráfico 14
Ratio: Precio combustibles / Tarifa eléctrica (1970=100)



Elaboración propia.

potencia en 0,46%. La elasticidad precio de la energía en horas punta se calcula en $-0,03$, lo que refleja una sensibilidad muy baja en cuanto a capacidad para desplazar la demanda desde horas punta hacia fuera de horas punta, por efecto de una recomposición de las tarifas horarias. El inicio de las operaciones de la Refinería de Zinc de Cajamarquilla elevó los requerimientos de potencia en 8% a partir de 1981, mientras que se calcula un impacto de $-5,7\%$ en 1994, como consecuencia de la campaña de ahorro que se iniciara en octubre de ese año.

4. Comportamiento de la demanda después de la campaña de ahorro

En la presente sección se evalúa si el comportamiento de la demanda de energía eléctrica de Lima Metropolitana, descrita

matemáticamente en la sección anterior, ha variado significativamente entre 1995-1996 y 1997-1998. Es importante anotar que la estimación del impacto de la campaña de ahorro en 1995-1996 servirá como punto de referencia para evaluar si la efectividad de la misma en los dos años siguientes (1997-1998) ha aumentado, descendido o permanecido igual, en términos relativos.

Tal como se mencionó en la sección metodológica, el procedimiento supone estimar nuevamente las ecuaciones desarrolladas en la sección anterior, pero ampliando el periodo de análisis hasta 1996, en primer lugar, y hasta 1998, en segundo lugar; en ambos casos se incorpora las variables ficticias respectivas, según las hipótesis que se pretenda evaluar. El modelo general que se estima es el siguiente:

$$Q = A + \varepsilon_{Q,I} * I + \varepsilon_{Q,P} * P + \varepsilon_{Q,PS} * PS + \alpha 0 * D95 + \beta 0 * D96 + \delta 0 * D97 + \rho 0 * D98 \quad (2'')$$

Regresión 4			
Muestra: 1973-1994			
$d(\text{LMXDA}) = 0,038 + 0,46*d(\text{LCOMERC}) - 0,03*d(\text{LTHP}(-1)) + 0,07*D81$			
t:	(16,5)	(13,6)	(-2,5) (4,9)
$- 0,048*D94 - 0,66*AR(1)$			
t:	(-2,6)	(-3,5)	
R2:	0,91	R2a:	0,87
F=	31,2	$\Sigma e^2=$	0,004
LM(1):	0,52 [0,48]	LM(4):	1,01 [0,44]
ARCH(1):	0,43 [0,52]	ARCH(4):	0,15 [0,96]
DW:	2,22	JB:	3,49 [0,17]
Donde:			
MXDA	Máxima demanda.		
COMERC	PBI comercial.		
THP	Variable proxy: tarifa en hp entre tarifa en fhp.		
D81	Variable dummy: 1 en 1981, 0 en resto.		
D94	Variable dummy: 1 en 1994, 0 en resto.		
AR(n)	Corrección de autocorrelación de orden "n".		

4.1. Estimación del ahorro en 1995-1996

En la presente sección se estima el ahorro obtenido en los dos primeros años de la campaña (1995-96), el cual servirá para analizar si el impacto de la campaña ha variado a través del tiempo. El procedimiento para calcular el ahorro en estos años supone volver a estimar las ecuaciones desarrolladas, pero incorporando la información estadística de 1995 y 1996 y añadiendo las variables ficticias D95 y D96¹⁸.

18 Las regresiones estimadas mantienen la numeración que se les ha dado en la sección 4, pero se les añade la letra A para el caso del periodo 1995-1996, y la letra B para el periodo 1997-1998.

4.1.1. Ahorro de energía en los usuarios industriales

De acuerdo con la regresión 1A, el comportamiento de la demanda de energía eléctrica de los usuarios industriales, excluido el consumo de la Refinería de Zinc de Cajamarquilla, no presenta un cambio estadísticamente significativo con relación a lo observado hasta 1994, es decir, hasta antes del inicio de la campaña de ahorro de energía. Por ello, *no se encuentra evidencia de ahorro significativo en el consumo de energía eléctrica de dichos usuarios en 1995 y 1996.*

Estas afirmaciones se sustentan en la no relevancia estadística de las variables

Regresión 1A

Muestra: 1976-1996

$$d(\text{LVINDUS}) = 0,02 + 0,83*d(\text{LPBIMANU}) + 0,04*d(\text{L}(\text{COMBUST}/\text{TIND1}))(-2)$$

$$t: \quad (5,9) \quad (20,2) \quad (2,5)$$

$$-0,22*D92 + 0,11*D93 - 0,70*AR(2) + 0,52*AR(3)$$

$$t: \quad (-12,3) \quad (3,8) \quad (-2,5) \quad (2,1)$$

$$-0,03*D95 + 0,03*D96$$

$$t: \quad (-0,9)^{19} \quad (0,9)^{20}$$

R2:	0,98		R2a:	0,97
F=	72,3	[0,00]	Σe2=	0,004
LM(1):	0,04	[0,82]	LM(4):	1,52 [0,28]
ARCH(1):	0,10	[0,75]	ARCH(4):	1,04 [0,43]
DW:	2,08		JB:	0,91 [0,63]

D95 y D96, que no son significativas inclusive a un nivel de significancia de 10%. Estos resultados se deberían a que muchas medidas de ahorro de energía ya se estaban implementando en el sector industrial antes del inicio de la campaña, por lo que no se observa un cambio abrupto en el comportamiento de la demanda a partir de 1995.

Asimismo, se debe tener en cuenta que el último incremento significativo de la tarifa promedio industrial, excluida la tarifa libre en muy alta tensión de Cajamarquilla, se produjo en 1992, cuando se observó un aumento de 28% en términos reales y de 45% con relación al precio de los combustibles utilizados por la industria.

19 Estadísticamente no significativo.

20 Estadísticamente no significativo.

4.1.2. Ahorro de energía en los usuarios residenciales

En lo que se refiere a los consumidores residenciales, se observa un cambio significativo en el comportamiento de la demanda de energía en 1995 y 1996, lo que se habría traducido en un menor consumo promedio por hogar o familia, de 6% y 11%, respectivamente.

La relevancia estadística de las variables D95 y D96 permite sostener que, en general, el comportamiento de la demanda de energía eléctrica de los usuarios residenciales sí ha variado significativamente en estos años, y que este cambio en el comportamiento de la demanda se ha reflejado en una efectiva reducción del consumo promedio por hogar. Asimismo, se encuentra evidencia estadística de que esta reducción del consumo promedio ha sido mayor en 1996 que en 1995.

Regresión 2A			
Muestra: 1971-1996			
LRESAB = -1,16 + 0,37*LPBIPERC - 0,10*LTRES(-1) + 0,65*LRESAB(-1)			
t:	(-1,5)	(3,2)	(-3,3) (4,8)
- 0,10*D92 - 0,06*D95 - 0,11*D96			
t:	(-2,5)	(-1,8) ²¹	(-3,2) ²²
R2:	0,87	R2a:	0,83
F=	21,0 [0,00]	Σe2=	0,021
LM(1):	0,39 [0,54]	LM(4):	1,16 [0,37]
ARCH(1):	0,51 [0,48]	ARCH(4):	1,48 [0,96]
DW:	2,21	JB:	0,58 [0,75]

4.1.3. Ahorro de energía en los usuarios comerciales y otros

Según los resultados de la regresión 3A, no se aprecia un cambio significativo en el comportamiento de la demanda de energía eléctrica de los usuarios clasificados como comerciales y otros, por lo que *tampoco existen evidencias de ahorro apreciable en el consumo promedio por abonado comercial en 1995-1996*. Así, las respectivas pruebas de hipótesis de las variables D95 y D96 indican que no son estadísticamente significativas a un nivel de significancia, inclusive, del 10%.

Probablemente, una de las causas de este resultado esté relacionada con las características propias de la campaña de ahorro implementada para este sector, que, en términos generales, no tuvo carácter masivo (como las campañas a través de la televisión y/o radio para el sector

residencial), sino más bien dentro de un esquema más del tipo demostrativo/informativo a nivel individual, mediante visitas de los promotores de ahorro a los establecimientos comerciales.

4.1.4. Ahorro en potencia o máxima demanda

En lo que se refiere a la máxima demanda, los resultados de la regresión 4A señalan la existencia de un ahorro adicional en potencia en 1995-1996, en comparación con el ya apreciado en los últimos meses de 1994, estimado en 4,8%. Se calcula que la máxima demanda en Lima Metropolitana habría descendido adicionalmente en 8,8% en 1995 y en 6,9% en 1996; por lo tanto, *el ahorro en potencia en el periodo 1995-1996 estaría promediando el 16%*²³.

21 Estadísticamente significativo al 10%.

22 Estadísticamente significativo al 5%.

23 Obtenido de sumar los valores de los coeficientes de D95 y D96.

Regresión 3A

Muestra: 1973-1996

$$d(LVCOMERA) = -0,018 + 0,85*d(LPBI\text{COMP}) - 0,12*d(LT\text{COM})$$

$$t: \quad \quad \quad (-1,7) \quad \quad \quad (5,9) \quad \quad \quad (-2,9)$$

$$+ 0,12*d(L(D2/T\text{COM})(-1)) - 0,18*D92 + 0,15*D93$$

$$t: \quad \quad \quad (2,4) \quad \quad \quad (-4,2) \quad \quad \quad (3,5)$$

$$+ 0,06*D95 - 0,004*D96$$

$$t: \quad \quad \quad (1,3)^{24} \quad \quad \quad (-0,1)^{25}$$

R2:	0,83	R2a:	0,75
F=	10,9 [0,00]	$\Sigma e^2=$	0,024
LM(1):	0,44 [0,52]	LM(4):	0,44 [0,77]
ARCH(1):	1,13 [0,30]	ARCH(4):	1,04 [0,42]
DW:	2,14	JB:	1,11 [0,58]

Regresión 4A

Muestra: 1973-1996

$$d(LMXDA) = 0,038 + 0,46*d(LCOMERC) - 0,03*d(LT\text{HP}(-1)) + 0,07*D81$$

$$t: \quad \quad \quad (16,5) \quad \quad \quad (13,6) \quad \quad \quad (-2,5) \quad \quad \quad (4,9)$$

$$- 0,048*D94 - 0,66*AR(1)$$

$$t: \quad \quad \quad (-2,6) \quad \quad \quad (-3,5)$$

$$- 0,088*D95 - 0,069*D96$$

$$t: \quad \quad \quad (-4,6)^{26} \quad \quad \quad (-3,3)^{27}$$

R2:	0,92	R2a:	0,88
F=	24,9	$\Sigma e^2=$	0,004
LM(1):	0,47 [0,50]	LM(4):	0,97 [0,46]
ARCH(1):	0,32 [0,58]	ARCH(4):	0,11 [0,98]
DW:	2,22	JB:	3,67 [0,16]

24 Estadísticamente significativo al 21%.

25 Estadísticamente no significativo.

26 Estadísticamente significativo al 5%.

27 Estadísticamente significativo al 5%.

4.2. Estimación del ahorro en 1997-1998

A continuación se estima el ahorro obtenido en los dos siguientes años (1997-1998). Para ello se procede a reestimar las ecuaciones desarrolladas en la sección 4, pero incorporando la información estadística hasta 1998 y añadiendo las variables ficticias D97 y D98.

4.2.1. Ahorro de energía en los usuarios industriales

De acuerdo con la regresión 1B, *no existe evidencia de ahorro de energía eléctrica entre los usuarios industriales en los últimos 2 años*. La no relevancia estadística de las respectivas variables D97 y D98 permite sostener esta apreciación.

4.2.2. Ahorro de energía en los usuarios residenciales

En lo que se refiere a los usuarios residenciales, *se estima ahorros promedio por abonado de 4,6% y 0,1% en 1997 y 1998, respectivamente*, los que resultan ser significativamente inferiores a los alcanzados entre 1995 y 1996. Evidentemente, la ausencia de la campaña publicitaria en los últimos dos años explica, en gran medida, este menor impacto, a pesar de que se implementaron programas alternativos²⁸.

28 En acción conjunta con el Ministerio de Educación, a partir de 1996 se incorporó contenidos de ahorro y eficiencia energética al currículum de educación inicial y de primaria en los colegios estatales. Se contó con la colaboración de más de 3 400 profesores de más de 1 700 centros educativos de Lima Metropolitana.

De otro lado, el abaratamiento real de la tarifa de energía eléctrica para los usuarios residenciales también ha favorecido el incremento del consumo promedio por hogar y ha afectado, por ende, al ahorro de energía en 1997-1998. En estos dos años, precisamente, el precio promedio de la energía eléctrica ha descendido en 14% en términos reales, por lo cual los consumidores se han visto menos incentivados a aplicar los consejos de ahorro a pesar de conocerlos. Es muy probable que el “impacto” de la campaña, en términos de conocimiento de los consejos sea muy similar al de los años anteriores, pero el abaratamiento real de la energía no ha incentivado su aplicación²⁹.

En este sentido, entre 1995 y 1996 la campaña de ahorro estuvo acompañada por una consistente política tarifaria que tendió a encarecer la energía eléctrica hasta en 18% en términos reales; por esta razón, la mayor parte de los consejos de ahorro fueron aplicados, pues se obtuvo de ellos un significativo beneficio económico. En cambio, en 1997 y, especialmente, en 1998 el beneficio por aplicar las medidas de ahorro ha disminuido al caer la tarifa real de energía hasta en 14%. Evidentemente, si la tarifa real no hubiese descendido, el impacto de la campaña en los últimos dos años habría sido significativamente mayor, ya que los usuarios se habrían visto inducidos a poner en práctica medidas de ahorro tendientes a reducir su facturación mensual.

29 Al respecto, el nivel de recordación de la campaña publicitaria alcanza el 62% de la población de Lima Metropolitana, a pesar de que han transcurrido más de dos años del desarrollo de dicha campaña.

Regresión 1B

Muestra: 1976-1998

$$d(\text{LVINDUS}) = 0,02 + 0,84*d(\text{LPBIMANU}) + 0,05*d(\text{L}(\text{COMBUST}/\text{TIND1}))(-2)$$

$$t: \quad (5,5) \quad (20,9) \quad (3,1)$$

$$- 0,21*D92 + 0,08*D93 - 0,40*AR(2) + 0,43*AR(3)$$

$$t: \quad (-12,5) \quad (4,1) \quad (-1,7) \quad (1,9)$$

$$- 0,01*D97 - 0,01*D98$$

$$t: \quad (-0,7)^{30} \quad (-0,7)^{31}$$

R2:	0,98	R2a:	0,96
F=	76,4 [0,00]	$\Sigma e^2=$	0,005
LM(1):	0,30 [0,59]	LM(4):	1,84 [0,20]
ARCH(1):	0,26 [0,61]	ARCH(4):	0,27 [0,89]
DW:	2,23	JB:	0,60 [0,74]

Regresión 2B

Muestra: 1971-1998

$$\text{LRESAB} = -1,16 + 0,37*\text{LPBIPERC} - 0,10*\text{LTRES}(-1) + 0,65*\text{LRESAB}(-1)$$

$$t: \quad (-1,5) \quad (3,2) \quad (-3,3) \quad (4,8)$$

$$- 0,10* D92 - 0,06*D95 - 0,11*D96 - 0,046*D97 - 0,001*D98$$

$$t: \quad (-2,5) \quad (-1,8)^{32} \quad (-3,2)^{33} \quad (-1,2)^{34} \quad (-0,03)^{35}$$

R2:	0,89	R2a:	0,84
F=	17,5 [0,00]	$\Sigma e^2=$	0,021
LM(1):	0,39 [0,54]	LM(4):	1,16 [0,37]
ARCH(1):	0,97 [0,33]	ARCH(4):	0,32 [0,86]
DW:	2,22	JB:	0,35 [0,84]

30 Estadísticamente no significativo.

31 Estadísticamente no significativo.

32 Estadísticamente significativo al 10%.

33 Estadísticamente significativo al 5%.

34 Estadísticamente significativo al 27%.

35 Estadísticamente no significativo.

Esto significa que la función de la campaña de ahorro es dar a conocer qué se debe hacer para reducir el consumo de energía y cuáles son los beneficios (económicos, sociales y/o ecológicos) de aplicarla, pero no puede ir mucho más allá si el costo de la energía tiende a abarataarse. A pesar de este contexto tarifario adverso para el ahorro, en los últimos dos años se ha logrado un ahorro promedio de 2,4% en este sector.

Tarifa residencial real*

	1994	1995	1996	1997	1998
Tarifa real	38	45	45	44	39
$\Delta\%$ anual		18,4%	0,0%	-2,2%	-11,4%
$\Delta\%$ acumulada		18,4%	18,4%	15,8%	2,6%

* Base 1970=100

4.2.3. Ahorro de energía en los usuarios comerciales y otros

Según los resultados de la regresión 3B, en 1997 no se observó un ahorro significativo en el consumo de energía por establecimiento comercial, todo lo contrario, este se elevó en casi 18%, de acuerdo con el valor que presenta la variable dummy D97. Este mayor consumo promedio por establecimiento se explica, básicamente, por la reducción del número de suministros comerciales en 6,6%, mientras las ventas totales de energía crecieron 15%.

Si bien esta categoría de usuarios es sumamente heterogénea, hay una tendencia general a la concentración en los negocios. Por ello, el número de establecimientos se reduce, tiende a incrementarse el tamaño de estos y, debido a la mayor complejidad o tecnificación de los negocios, también aumentan los requerimientos de energía por negocio. Así, por

ejemplo, en la opción tarifaria BT5NR se observa una reducción del número de suministros, que pasa de 115 832 en 1996 a 107 173 en 1997 (-7,5%), mientras el consumo decreció de 598 GW.h a 571 GW.h (-4,5%), lo que significa que el consumo promedio mensual por establecimiento creció de 430 kW.h al mes a 444 kW.h al mes (3,3%), lo que estaría indicando una reestructuración comercial hacia establecimientos más grandes y/o más equipados. En 1998 se aprecia un alza

adicional del consumo promedio en 6%, lo que tiende a consolidar la mayor escala del negocio. La variable D98 es positiva y es estadística-

mente significativa al 15%.

4.2.4. Ahorro en potencia o máxima demanda

Según la ecuación 4B, en los últimos dos años no se habría producido una reducción adicional en la demanda de potencia de Lima Metropolitana –tal como se apreció entre 1995 y 1996–; todo lo contrario, existe evidencia de que el ahorro en 1997 habría decrecido en 4,7%. Para 1998, las respectivas pruebas señalan que no existe evidencia estadística concluyente de ahorro ni de desahorro adicional, por lo que, en general, la situación de este año es bastante similar a la del año anterior, es decir, el ahorro se habría estabilizado en aproximadamente 14%.

5. Conclusiones

De acuerdo con las diversas pruebas de hipótesis desarrolladas, no se encontró

Regresión 3B

Muestra: 1973-1998

$$d(LVCOMERA) = - 0,017 + 0,92*d(LPBICOMP) - 0,13*d(LTCOM)$$

t: (-1,7) (7,0) (-2,9)

$$+ 0,13*d(L(D2/TCOM)(-1)) - 0,18*D92 + 0,15*D93$$

t: (2,5) (-4,4) (3,5)

$$+ 0,18*D97 + 0,06*D98$$

t: (4,5)³⁶ (1,5)³⁷

R2:	0,86	R2a:	0,80
F=	15,5 [0,00]	Σe2=	0,027
LM(1):	0,01 [0,91]	LM(4):	0,23 [0,92]
ARCH(1):	0,72 [0,41]	ARCH(4):	1,28 [0,32]
DW:	1,96	JB:	0,41 [0,82]

Σ C' * ¶ C' * .

- ¶ C' * ¶ C' * " M * Δ p

ÂELVET~1 ∞ NΔ* ≥ NΔ* i" ÂIMES

o v r Å

L S E M I

È ^ ^ ^ FOLDMACS Σ C Æ t Σ C Æ u

^^ OPENFO~1 a s o d T X E

Σ } Σ V ^^ TR

SH DesktopP inters DB ‡ o † È

^^ dtpld d c @ Σ C ≠ ε Σ C

è BK O~1 fail

36 Estadísticamente significativo al 5%.
 37 Estadísticamente significativo al 15%.
 38 Estadísticamente significativo al 5%.

39 Estadísticamente significativo al 5%.
 40 Estadísticamente significativo al 5%.
 41 Estadísticamente no significativo.

evidencia estadística por la cual se pueda afirmar que el comportamiento de la demanda de los usuarios industriales haya cambiado significativamente entre 1995 y 1998. Tampoco se logró probar que se haya producido un ahorro efectivo de energía, porque muchas de las medidas tendientes al ahorro ya se estaban adoptando antes de la campaña o porque el impacto económico del ahorro era limitado para el nivel de inversión necesaria.

En lo que se refiere a los usuarios clasificados como comerciales y otros, tampoco se encuentra evidencia de ahorro de energía; todo lo contrario, se determinó que el consumo promedio por establecimiento comercial ha experimentado un crecimiento de aproximadamente 24% en los últimos años. Esta alza del consumo promedio, sin embargo, no estaría reflejando un desahorro; sino la progresiva sustitución de los establecimientos relativamente pequeños por otros más grandes, con mayor equipamiento de artefactos e iluminación, es decir, con cambios relacionados con la dimensión y la naturaleza del negocio.

En lo que se refiere a los usuarios residenciales, se estima que el ahorro de energía alcanzado en el periodo 1997-1998 fue de 110 GW.h, significativamente menor a los 398 GW.h de ahorro obtenidos entre 1995 y 1996. La reducción del ahorro en los últimos dos años se debió tanto a la supresión de la campaña publicitaria como al relativo abarataamiento de la tarifa real, entre otros elementos. A pesar de ello, entre 1995 y 1998 el ahorro obtenido, en términos monetarios, llegó a 53,8 millones de dólares⁴².

42 A un precio promedio de 10,6 centavos de dólar por kW.h.

Debe tenerse en cuenta que la campaña publicitaria del Programa para Ahorro de Energía se dividió en dos etapas. La primera, de lanzamiento, ejecutada entre 1995 y 1996, estuvo dirigida, básicamente, a Lima y a las principales ciudades del Sistema Interconectado Centro Norte, SICN, y demandó una inversión de 9,4 millones de soles. La segunda etapa, de mantenimiento, fue ejecutada entre 1997 y 1998, demandó una inversión de 1,2 millones de soles y se dirigió, sobre todo, a la zona sur del país, para hacer frente al desabastecimiento de energía generado por la inundación de la central de Machu Picchu.

Ahorro en energía en el sector residencial 1995-1996 y 1997-1998*

	1995-1996 **	1997-1998 **
GW.h	398	110

* Ahorro estimado para el ámbito de Lima Metropolitana.

** Acumulado.

En el caso de la potencia, se estima que el mayor ahorro conseguido en los últimos dos años se produjo en 1997, cuando alcanzó los 231 MW, 15% menor al máximo ahorro logrado en todo el periodo: 273 MW, observado en 1996.

Ahorro en potencia o máxima demanda 1995-1996 y 1997-1998*

	1995-1996 **	1997-1998 **
MW	273	231

* Ahorro estimado para el ámbito de Lima Metropolitana.

** Valor máximo del periodo.

Energía, máxima demanda y factor de carga en Lima Metropolitana

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Energía (GW.h)*	4 689	5 074	5 341	5 656	6 172	6 601
Máxima demanda (MW)**	1 121	1 202	1 208	1 192	1 343	1 397
Factor de carga***	47,7%	48,2%	50,5%	54,2%	52,5%	53,9%

* Excluido el consumo de la Refinería de Zinc de Cajamarquilla.

** 1994-1998 estimados.

*** $fc = 1000 * \text{Energía} / (365 * 24 * \text{máxima demanda})$.

Esto significa que entre 1995 y 1998 se obtuvo un ahorro promedio anual de 226 MW, lo que equivaldría, aproximadamente, a más de dos veces la potencia que poseía Machu Picchu. De esta manera, la capacidad instalada del sistema eléctrico es utilizada con mayor eficiencia, dado el apreciable aumento del factor de carga en los últimos tres años.

En general, el presente artículo muestra que es posible evaluar e inclusive

cuantificar el impacto de las campañas publicitarias utilizando procedimientos o técnicas estadísticas o econométricas, las que permiten, a través de la representación matemática, comparar el comportamiento de la demanda antes de la campaña con el comportamiento de la demanda después de la campaña.

Referencias bibliográficas

- APOYO. Post-test publicitario de la campaña de ahorro de energía. Lima, ene. 1997 (informe preparado para el Ministerio de Energía y Minas).
- . Hábitos de consumo. Lima, dic. 1998 (informe preparado para el Ministerio de Energía y Minas).
- ELECTROLIMA. *Libro estadístico*. Lima, Electrolima, diversos años.
- ESAN. Hábitos de consumo de energía eléctrica: estudio de hogares. Lima, ESAN, 1996.
- HIRSHLEIFER, J. *Microeconomía: teoría y aplicaciones*. 3ª ed. México D.F., Prentice-Hall Hispanoamericana, 1984.
- MORONEY, J (Ed.). *Advances in the Economics of Energy and Resources*. JAI Press INC., 1984. vol. 5.
- “NIVELES socioeconómicos 1994: Lima Metropolitana”. *Informe Gerencial de Marketing* (Apoyo S.A.). Lima, jul. 1994. p. 1-56.
- “NIVELES socioeconómicos: gran Lima”. *Informe Gerencial de Marketing* (Apoyo S.A.). Lima, jul. 1996. p. 3-73.
- “NIVELES socioeconómicos en Lima Metropolitana”. *Informe Gerencial de Marketing* (Apoyo S.A.). Lima, jul. 1998. p. 3-63.
- PERÚ. COMISIÓN DE TARIFAS ELÉCTRICAS. *Anuario estadístico*. Lima, CTE, diversos años.
- PERÚ. COMISIÓN DE TARIFAS DE ENERGÍA. *Anuario estadístico*. Lima, CTE, diversos años.
- PERÚ. INEI. *Estimación de la demanda de los principales bienes y servicios consumidos por las familias de Lima metropolitana*. Lima, INEI, 1996.
- PERÚ. INEI. *Compendio estadístico*. Lima, INEI, diversos años.
- PERÚ. MINISTERIO DE ENERGÍA Y MINAS. *Memoria 1995-1996*. Lima, MEMPAE, 1997.
- PERÚ. MINISTERIO DE ENERGÍA Y MINAS. PROYECTO PARA AHORRO DE ENERGÍA. Menú energético. Lima, MEMPAE, 1998.