



ARTÍCULOS

La Demanda de Electricidad en Argentina

José A. Delfino y Carlos A. Givogri

Revista de Economía y Estadística, Tercera Época, Vol. 22, No. 1-2-3-4 (1979): 1º, 2º, 3º y 4º Trimestre (1979-1980-1981) (Vol. 22-23-24), pp. 49-82.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3737>



La Revista de Economía y Estadística, se edita desde el año 1939. Es una publicación semestral del Instituto de Economía y Finanzas (IEF), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba, Av. Valparaíso s/n, Ciudad Universitaria. X5000HRV, Córdoba, Argentina.

Teléfono: 00 - 54 - 351 - 4437300 interno 253.

Contacto: rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar

Dirección web <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

Cómo citar este documento:

Delfino, J. y Givogri C. (1979). La Demanda de Electricidad en Argentina. *Revista de Economía y Estadística*, Tercera Época, Vol. 22, No. 1-2-3-4: 1º, 2º, 3º y 4º Trimestre (1979-1980-1981) (Vol. 22-23-24), pp. 49-82.

Disponible en: <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3737>

El Portal de Revistas de la Universidad Nacional de Córdoba es un espacio destinado a la difusión de las investigaciones realizadas por los miembros de la Universidad y a los contenidos académicos y culturales desarrollados en las revistas electrónicas de la Universidad Nacional de Córdoba. Considerando que la Ciencia es un recurso público, es que la Universidad ofrece a toda la comunidad, el acceso libre de su producción científica, académica y cultural.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/index>

LA DEMANDA DE ELECTRICIDAD EN ARGENTINA

JOSÉ A. DELFINO - CARLOS A. GIVOGRI

INTRODUCCION

El notable crecimiento del consumo de electricidad que tuvo lugar en Argentina en las últimas décadas confiere especial interés al estudio de sus factores determinantes, entre los que se destacarían los de naturaleza económica. En Córdoba, p. ej., el consumo residencial por usuario aumentó en el período 1960-1979 el 75,4%, vale decir alrededor del 2,8% anual acumulativo mientras que la demanda industrial de todo el país creció entre 1960 y 1977 el 262,2%, o sea a razón del 7,4% anual.

Es muy probable que parte del crecimiento de esa demanda residencial sea atribuible a la introducción de nuevos artefactos eléctricos (televisores, acondicionadores de aire, etc.) o a la mayor difusión de los ya existentes, aunque también podría esperarse que el aumento experimentado por el ingreso de los consumidores y la sustitución de otras fuentes de energía alternativas por la electricidad (en calefacción de ambientes, cocción de alimentos, etc.) proporcionen explicaciones adicionales sobre las fluctuaciones en el consumo. Los cambios en el nivel de actividad de la industria manufacturera posiblemente sean, a su vez, los principales responsables de las variaciones observadas en la demanda industrial, aunque también es razonable pensar que las modificaciones en los precios relativos de los insumos del sector constituyan estímulos adicionales.

Este trabajo pretende explicar esas variaciones mediante hipótesis basadas en principios económicos, estimando y evaluando los parámetros que permitan cuantificar las relaciones propuestas. Su principal objetivo es, entonces, estimar funciones de demanda de electricidad por consumidores residenciales e industriales de Argentina, basadas en modelos de comportamiento desarrollados por la teoría económica neoclásica y adicionalmente, analizar la sensibilidad con que reaccionan estos usuarios —modificando sus niveles de consumo—, ante cambios en el precio del servicio eléctrico o de otros determinantes económicos de su demanda, medida a través de los respectivos coeficientes de elasticidad; tiene primordialmente una finalidad descriptiva.

Las conclusiones que se obtengan, sin embargo, serán también de gran utilidad para su empleo con fines predictivos, ya que al precisar la importancia de los determinantes económicos de la demanda, permitirían efectuar proyecciones relativamente certeras —dentro de márgenes de confianza determinados—, de niveles futuros de consumo, asociados a valores esperados de las variables explicativas relevantes.

Finalmente, los resultados obtenidos aportarían evidencias empíricas adicionales que constituirán una valiosa información para la implementación de políticas de fijación de precios en el sector energético, orientadas por principios económicos, tales como aplicación de sistemas tarifarios basados en el costo marginal, estímulos para la sustitución de insumos proporcionados por el sector a través de cambios en sus precios relativos, etc.

Sólo resta agregar que la selección de los mercados se orientó por el interés que tendría su análisis y adicionalmente por la disponibilidad de información básica; los resultados alcanzados, la conveniencia de utilizar modelos de comportamiento más elaborados y la eliminación de la restricción comentada, constituyen importantes incentivos para la ampliación del estudio aquí iniciado.

La demanda residencial de electricidad

Selección del modelo

La teoría de la demanda postula que el consumo de un bien es una función de su precio, del precio de los demás bienes relacionados y del ingreso del consumidor; simbólicamente podría expresarse así:

$$q_1 = f(p_1, p_2, \dots, p_n, y) \quad (1)$$

donde q_1 indica las cantidades demandadas del bien en cuestión, p_1 el precio del propio bien, p_2, p_3, \dots, p_n los precios de los demás bienes e y , el ingreso del consumidor.

Las funciones generales de demanda de este tipo se obtienen bajo el supuesto que el consumidor selecciona, con sujeción a su restricción presupuestaria, la combinación de bienes que le proporciona la máxima utilidad. Consecuentemente, la demanda de electricidad podría presentarse como una función de los precios de los bienes relacionados de algún modo con ella y de la renta del consumidor, cuidando de seleccionar una especificación funcional adecuada.

Sin embargo, debido a que la electricidad se utiliza básicamente como un insumo de los artefactos electrodomésticos que emplean los consumidores residenciales (heladeras, lavarropas, planchas, acondicionadores de aire, etc.) su demanda es, en rigor, una demanda derivada de la de aquéllos. Además, como el stock de artefactos es relativamente fijo en el tiempo, debiera distinguirse el consumo de electricidad en el corto plazo —que estaría estrechamente asociado a la capacidad de consumo de los artefactos eléctricos disponibles—, del correspondiente al período largo, en el cual el número de electrodomésticos puede variar.

Como consecuencia de esto último podría esperarse que, cambios en el consumo de electricidad provocados por variaciones en su precio, sean poco significativos en el corto plazo —vale decir el nivel de uso de los artefactos sea invariante— por la influencia dominante que tendrían los costos fijos asociados al stock existente; en el largo plazo, en cambio, podría esperarse una mayor respuesta ante cam-

bios en los precios, ya que por ejemplo el gas y la electricidad se tornan sustitutos —al menos desde el punto de vista tecnológico—, cuando los artefactos son reemplazables (se renuevan equipos viejos).

En definitiva, la demanda de electricidad residencial de corto plazo depende fundamentalmente, del nivel de empleo de los artefactos disponibles, mientras que la de largo plazo está asociada a cambios del stock de equipos.

En la parte que sigue se proponen distintas especificaciones de funciones de demanda con el propósito de contrastar hipótesis referidas al comportamiento de los consumidores residenciales tanto en el corto como en el largo plazo, aunque prestando más atención a este último período pues reviste mayor interés en la estimación de las relaciones de carácter estable que se alcanzan luego de producirse ajustes en las condiciones iniciales.

La demanda residencial de electricidad en el largo plazo

Como las estimaciones pueden realizarse a partir de datos provenientes de series temporales o de cortes transversales, se aplicaron ambos enfoques con el propósito de contrastar los resultados obtenidos. En todos los casos, para las estimaciones se utilizó el método de los mínimos cuadrados ordinarios.

a) Análisis de series temporales

Teniendo en cuenta que una proporción significativa de la electricidad consumida a nivel residencial se destina a accionar electrodomésticos, es razonable esperar que el número de éstos constituya, a través del tiempo, un importante determinante adicional de aquélla. Por este motivo se propuso un modelo de demanda residencial de electricidad de largo plazo que cuenta, entre sus variables explicativas, el precio de los bienes que intuitivamente reconocen mayor grado de complementariedad o sustituibilidad más estricta, el ingreso del consumidor y el stock de artefactos eléctricos existentes en cada período, adoptándose la siguiente especificación:

$$D_L = a_0 + a_1 p_e + a_2 p_g + a_3 p_a + a_4 y + a_5 s_t + u \quad (2)$$

donde las variables empleadas, las fuentes estadísticas utilizadas y los ajustes practicados son los que se detallan:

D_L es el consumo promedio anual por usuario residencial de la ciudad de Córdoba medido en kwh y obtenido dividiendo el total de kwh facturados anualmente por la Empresa Provincial de Energía de Córdoba por el número de suministros.

p_e es un precio promedio por kwh calculado relacionando la facturación total con los kwh consumidos, agregando a este resultado los tributos nacionales, provinciales y municipales que gravan el consumo de electricidad y deflactándolo, luego, con el índice de precios al consumidor base 1960 = 100 del INDEC.

p_g es el precio promedio por kg de gas envasado en cilindros ponderado por los días de vigencia cada año calculado según las tarifas proporcionadas por Gas del Estado, deflactado con el mismo indicador mencionado en el párrafo anterior.

p_a es el índice de precios mayoristas del grupo "Artículos y aparatos diversos para electricidad", deflactado con el mismo índice de precios al consumidor e indica el precio promedio de los bienes complementarios.

y_{pc} es el valor agregado per capita obtenido dividiendo el producto bruto interno de la provincia de Córdoba calculado a valores constantes de 1960 —proporcionado por la Dirección de Informática, Estadística y Censos de Córdoba—, por la población, estimado por la misma entidad al 30 de junio de cada año. Esta variable se emplea como sustituta del ingreso disponible por habitante.

s_t registra el stock de artefactos eléctricos existentes el año t , ponderados conforme a su consumo potencial de electricidad; la falta de información adecuada obligó, sin embargo, a reemplazarlo por el stock de televisores de todo el país calculado ajustando las existencias de 1977 —extraída de la revista "Información Económica de la Argentina", mayo 1979 del Ministerio de Economía— con los datos de producción anual que publica el INDEC. Aunque puede cuestionarse la validez de esta variable sustituta por su excesiva

cobertura, al no computar bajas por desuso ni registrar los aparatos importados o exportados u otras causas, se la utilizó bajo la presunción de que su evolución en el período considerado constituiría una aceptable descripción del comportamiento del stock de televisores en Córdoba y, adicionalmente, porque éstos tienen una importancia relevante en el consumo potencial de electricidad residencial.

u, finalmente, es una variable aleatoria que representa el resto de factores que pueden influir en el comportamiento de los consumidores y que no son lo suficientemente definidos como para tener una especificación individual.

Adicionalmente se empleó una función de demanda con elasticidades constantes, para lo cual se ajustó una función doble logarítmica de este tipo:

$$\text{Log.D}_L = \log.a_0 + a_1 \log.p_e + a_2 \log.p_g + a_3 \log.p_a + a_4 \log.y + a_5 \log.s_t + w \quad (3)$$

donde los parámetros a_i ($i = 1, \dots, 5$) miden las elasticidades respecto de cada uno de sus determinantes, vale decir precio, precio de los bienes relacionados, ingreso y stock de artefactos¹.

Los resultados se muestran en la Tabla n° 1, en la que se consigna la especificación (lineal o exponencial) que proporciona los mejores resultados. En la primera ecuación se comprueba que tanto

¹ La especificación que corresponde a esta ecuación para valores naturales de las variables es, a su vez, la siguiente:

$$D_L = a_0 p_e^{a_1} p_g^{a_2} p_a^{a_3} y^{a_4} s_t^{a_5} e^w$$

por lo que la elasticidad de la función en relación a cualquiera de las variables predeterminadas (su propio precio p.ej.), vendrá expresada por su parámetro (a_2) ya que por definición es

$$\epsilon_p = \frac{p_e \delta D_L}{D_L \delta p_e}; \text{alternativamente, puede demostrarse a partir de}$$

(3) que

$$\epsilon_p = \frac{d(\log.D_L)}{d(\log.p_e)} = a_2$$

LA DEMANDA DE ELECTRICIDAD EN ARGENTINA

Tabla n° 1
Demanda residencial de electricidad

Variables explicadas	Variables explicativas	Especificación del modelo	t_1	t_2	t_3	t_4	R2	F	DW	H
1. D_L	p_e, p_a, g	$E \log. D_L = 3,22 - 0,20 \log. p_e - 0,07 \log. p_a$ (0,06) (0,04) $- 0,27 \log. g$ (0,18)	-3,20 ^a	-1,85 ^c	-1,53 ^d	-	0,64	6,45	2,07 ^A	
2. D_L	p_e, p_g, p_a, g	$E \log. D_L = 3,41 - 0,18 \log. p_e - 0,02 \log. p_g$ (0,08) (0,04) $- 0,07 \log. p_a - 0,31 \log. g$ (0,04) (0,20)	-2,38 ^c	-0,45	-1,73 ^d	-1,54	0,64	4,54	1,98 ^A	2.1
3. D_L	p_e, p_a, g, s_t	$E \log. D_L = 4,08 - 0,02 \log. p_e + 0,04 \log. p_a$ (0,08) (0,05) $+ 0,01 \log. g + 0,18 \log. s_t$ (0,17) (0,06)	-0,24	0,83	0,07	2,87 ^b	0,80	10,07	2,10 ^A	2.1 3.1 4.1 3.2 4.2 4.3
4. D_L	p_e, g	$L D_L = 1894 - 9,95 p_e - 865,48 g$ (2,40) (1.069,18)	-4,15 ^a	-0,81 ^e	-	-	0,59	9,66	2,12 ^A	-
5. D_L	p_e, g	$E \log. D_L = 3,50 - 0,42 \log. p_e - 0,13 \log. g$ (0,12) (0,16)	-3,60 ^a	-0,80 ^e	-	-	0,52	6,49	2,29 ^A	-
6. D_{Lt}	p_e, g, D_{Lt-1}	$E \log. D_{Lt} = 3,07 - 0,11 \log. p_e + 0,12 \log. g$ (0,52) (0,13) $+ 0,41 \log. D_{Lt-1}$ (0,21)	-2,02 ^c	0,85 ^a	1,91 ^c	-	0,71	7,26	2,08	-

- Notas: 1. Los valores entre paréntesis debajo de los parámetros corresponden a sus errores standards.
 2. Los valores t han sido calculados para las variables explicativas según su orden de presentación en el modelo y son:
 a-estadísticamente significativos a un nivel del 0,005
 b-estadísticamente significativos a un nivel del 0,01
 c-estadísticamente significativos a un nivel del 0,05
 d-estadísticamente significativos a un nivel del 0,10
 e-estadísticamente significativos a un nivel del 0,25.
 3. El estadístico DW indica para un nivel de significación del 0,025 que:
 A-puede aceptarse la inexistencia de autocorrelación en los errores
 AU-los errores están autocorrelacionados
 I-el test es indecisivo.
 4. La multicolinealidad indica qué variables explicativas están correlacionadas.

el precio de la electricidad como el de los artefactos y aún el ingreso explican en una proporción significativa ($R^2=0,64$) los cambios en el consumo residencial de electricidad, que el modelo es apto para explicar el comportamiento de los consumidores por ser F significativamente distinto de cero, los coeficientes de las variables explicativas individualmente considerados también lo son y no existe multicolinealidad entre éstas ni autocorrelación en los errores. La ecuación (2) muestra que la inclusión del precio del gas como variable explicativa adicional no mejora los resultados, especialmente si se tiene en cuenta que su coeficiente no es significativamente distinto de cero ($t_2 = 0,45$) y que está altamente correlacionada con p .

La incorporación de s como variable explicativa adicional (ecuación (3)) mejora sensiblemente el ajuste ($R^2 = 0,80$) aunque los coeficientes de los demás determinantes dejan de ser significativos; esta evidencia que aporta el estadístico t debe tomarse con reservas, sin embargo, ya que la marcada multicolinealidad que acusan todas las variables exógenas haría que los coeficientes de regresión acusen desvíos medios cuadráticos relativamente grandes provocando, en consecuencia, un elevado valor del t observado que lleva a no poder desechar la hipótesis nula.

De ello se sigue que, si bien la tercera ecuación debiera ser la más apropiada con fines de predicción, de este trabajo surge con mayor validez descriptiva la primera. En ésta se aprecia que el signo del coeficiente de elasticidad de la demanda con respecto a su propio precio ($-0,20$) es consistente con la hipótesis de la teoría económica que implica una relación inversa entre la demanda de un bien y su precio. Además se confirma la existencia de una lejana complementariedad entre la electricidad y los artefactos dada por el coeficiente de elasticidad cruzada respecto del precio de éstos ($-0,07$); el correspondiente al ingreso, en cambio, es contrario al esperado e indicaría que la electricidad no pertenece a la categoría de bienes normales.

b) *Resultados de series de cortes transversales*

Se aplicó el mismo modelo, con algunas limitaciones, a datos correspondientes a un corte transversal que comprende 15 localidades de todo el país, seleccionadas entre las más importantes de cada provincia, y abastecidas por cooperativas de electricidad, divisionales de Agua y Energía Eléctrica o empresas locales; en líneas generales, la elección se orientó por la necesidad de lograr una suficiente diversidad de empresas proveedoras, que garantizara un adecuado margen de fluctuación de los precios de la electricidad².

La relativa uniformidad del precio del gas y de los artefactos eléctricos en las poblaciones escogidas y la imposibilidad de contar con información sobre el stock de artefactos eléctricos a nivel regional, indujeron en el primer caso y obligaron en el segundo, a excluir estas variables del modelo. El significado de las restantes es el siguiente:

D_L representa los kwh consumidos por usuario residencial en el año 1978 y se calculó dividiendo los kwh facturados por el número de usuarios; la información fue directamente obtenida de publicaciones de la Secretaría de Estado de Energía.

p es el precio promedio por kwh y se obtuvo relacionando el total recaudado por cada entidad, incluídos los tributos que gravan el consumo de electricidad, con los kwh facturados y, finalmente, y es una variable sustituta del ingreso disponible per capita que tiene el propósito de captar distintas situaciones de los presupuestos familiares. Como no se dispone de información adecuada a nivel local, se empleó el número de automóviles por habitante; la primer variable se obtuvo de los boletines estadísticos de ADEFA, mientras que la segunda de las estimaciones obrantes, en la publicación del Ministerio de Economía "Proyecciones de la población por departamentos 1970-2000". Debe hacerse notar, sin embargo, que la cali-

² Las localidades comprendidas son las siguientes: Luján, Necochea, Olavarría, Pergamino, Tres Arroyos y La Plata de la provincia de Buenos Aires; Colonia Caroya, Laboulaye, Río Tercero y Córdoba de la provincia del mismo nombre; General Pico y Realicó de La Pampa; Comodoro Rivadavia de Chubut; Rosario de Santa Fe y San Juan, de la provincia homónima.

dad de esta variable es baja pues además de estar referida al año 1975 (no existía información más actualizada), en la mayoría de los casos comprende al departamento al que corresponde la localidad antes que a esta última debido al nivel de agregación con que se presentan los datos de la población.

Se obtuvieron resultados consistentes con los anteriores, como se aprecia en las ecuaciones (4) y (5) de la Tabla nº 1. En efecto, en la primera de ellas se comprueba que la especificación lineal proporciona el mejor ajuste ($R^2 = 0,59$), el modelo en su totalidad es apto para explicar el comportamiento de los consumidores residenciales de electricidad, los coeficientes son significativamente distintos de cero —aunque el del ingreso para un nivel relativamente bajo— y no existe multicolinealidad entre las variables, ni autocorrelación en los errores. Similares observaciones pueden formularse respecto de la ecuación siguiente restando agregar que, en ambas, el coeficiente del precio tiene el signo esperado, no ocurriendo lo mismo con el del ingreso, aunque este último debe tomarse con reservas por las razones apuntadas.

Como las funciones lineales de demanda tienen distintas elasticidades en cada uno de sus puntos, se las calculó para los precios extremos de la serie y para uno intermedio, comprobándose que varía desde $-1,18$ (para un precio de \$ 98,80 por kwh, vigente en Tres Arroyos) a $-0,13$ (\$ 20,33 en Gral. Pico) asumiendo un valor de $-0,38$ para el precio medio (\$ 52,65 el kwh correspondiente a la ciudad de Rosario).

Un modelo alternativo para corto y largo plazo

Seguidamente se empleó un modelo de ajuste parcial de tipo nerloviano, que permite estimar simultáneamente elasticidades de demanda de corto y largo plazo y que resulta útil para contrastar los resultados anteriores. Su especificación es la siguiente:

$$D^*_{L^t} = a_0 + a_1 p_e^t + a_2 y^t \quad (4)$$

$$D_{L^t} = D_{L^{t-1}} = \lambda (D^*_{L^t} - D_{L^{t-1}}) \quad (5)$$

donde D_{Lt}^* es el consumo de electricidad residencial por año y por usuario en equilibrio de largo plazo y D_{Lt} , p_{et} e y_t las variables ya empleadas en el análisis de series temporales que tienen por consiguiente el mismo significado y alcances estando D_{Lt-1} referida, por su parte, al período precedente; λ es, finalmente, una variable de ajuste.

El modelo expresa básicamente que los cambios en el consumo de electricidad son una función (λ) de la diferencia entre el consumo deseado en el período actual y el consumo real del anterior. Sustituyendo la ecuación (4) en la (5) se obtiene finalmente:

$$D_{Lt} = a_0 + a_1 \lambda p_{et} + a_2 \lambda y_t + (1 - \lambda) D_{Lt-1} \quad (6)$$

Si este modelo se planteara en forma logarítmica los coeficientes a_1 y a_2 de la ecuación (4) medirían las elasticidades precio e ingreso de largo plazo, mientras que $a_1 \lambda$ y $a_2 \lambda$ serían las mismas elasticidades pero referidas al período corto; λ por su parte registraría en este caso la elasticidad de ajuste del consumidor.

El empleo de una variable endógena rezagada provoca, sin embargo, problemas de autocorrelación en los errores lo que significa que los mínimos cuadrados ordinarios proporcionarían estimaciones sesgadas e inconsistentes de los parámetros. Por este motivo se empleó el procedimiento iterativo de Cochrane-Orcutt que permite obtener coeficientes alternativos, logrando los resultados que se presentan en la ecuación (6) de la Tabla n° 1; allí se comprueba que el ajuste logrado es satisfactorio ($R^2 = 0,71$) y, adicionalmente, que el modelo es apto para explicar la demanda residencial de electricidad ($F = 7,26$), sus parámetros individualmente considerados son significativamente distintos de cero conforme al test t y se corrigió la autocorrelación en los errores ($DN = 2,08$)³.

Las elasticidades precio e ingreso de corto plazo serían entonces de $-0,11$ y $0,12$, respectivamente, mientras que la elasticidad de ajuste ascendería a $0,59$ ($1 - 0,41$); los mismos valores referidos al largo plazo serían $-0,19$ y $0,20$.

³ El valor final de ρ (parámetro del modelo autoregresivo) es de $-0,67$ con un desvío medio cuadrático de $0,20$ y un valor t observado de $-3,29$.

Como puede apreciarse, los resultados obtenidos son consistentes con los alcanzados precedentemente pues muestran una baja sensibilidad de la demanda ante cambios en su precio o el ingreso de los consumidores.

Con el propósito de ofrecer una síntesis de las evidencias empíricas acumuladas se confeccionó la Tabla n° 3a) que resume las especificaciones que permitieron obtener los resultados estadísticamente más apropiados, mostrando para cada una de las variables explicativas el grado de cobertura del modelo y los coeficientes de elasticidad calculados: precio de la propia electricidad (ϵ_{pe}), precio de los bienes relacionados ($\epsilon_{p\alpha}$ y $\epsilon_{p\alpha}$) e ingreso (ϵ_y).

Las tres primeras ecuaciones están referidas al largo plazo y muestran, en todos los casos, que el precio no constituye un determinante significativo de la demanda, lo que equivale a decir que los usuarios residenciales no ajustan su nivel de consumo en forma apreciable ante cambios en aquél. Este resultado confirma, en principio, las predicciones de la teoría de la conducta del consumidor que expresa que mientras menos importante sea el gasto en un bien en relación a su presupuesto y menor el número de sustitutos disponibles, más rígida será su demanda⁴. La ecuación (1.1) muestra también que existe una lejana complementariedad entre el precio de los artefactos eléctricos y la demanda electricidad y, finalmente, las tres especificaciones acusan una elasticidad ingreso negativa que indicaría que la electricidad no pertenece a la categoría de bienes normales⁵.

Las contrastaciones empíricas referidas al corto plazo que se consignan en la ecuación (2.1) ponen de manifiesto también una baja sensibilidad de la demanda y confirman adicionalmente las presunciones de la teoría económica que señalan que la elasticidad

⁴ El hecho de que el gasto en electricidad del consumidor "típico" absorba menos del 1% de su ingreso y la limitada sustitución empírica que ofrece este producto apoyan la validez de los resultados alcanzados.

⁵ Esta conclusión debe tomarse con ciertas precauciones, sin embargo, por las reservas impuestas al analizar la validez estadística de los parámetros estimados.

es menor en el corto que en el largo plazo, pues es preciso que transcurra cierto tiempo antes de que se logre el ajuste total inducido por un cambio en las condiciones originales.

La demanda de electricidad para uso industrial

El modelo empleado

Para la estimación de la demanda de electricidad para uso industrial se utilizó también un modelo basado en hipótesis que postula la teoría económica.

Este modelo supone que la unidad de decisión —o un agregado, si se trata de un sector que agrupa a empresas que elaboran el mismo producto—, tiene un proceso de fabricación que resulta convenientemente explicado por una función de producción del tipo Cobb-Douglas (sin restricciones sobre sus rendimientos), actúa en un mercado de recursos productivos que se comporta como si fuera competitivo y reconoce el objetivo de maximizar beneficios (o, lo que es lo mismo, minimizar costos).

Teniendo en cuenta que la electricidad es un insumo que participa en la mayoría de los procesos productivos —por lo que existe un interés especial en estimar su demanda y analizar sus propiedades cualitativas—, podría postularse una especificación de la función de producción mencionada que contemplara entre sus determinantes el insumo de electricidad en forma explícita, y estuviera representada por la siguiente ecuación:

$$Q = AL^{\alpha_1}K^{\alpha_2} \dots E^{\alpha_n} \quad (1)$$

donde, Q = Producción medida en unidades físicas,

L = Insumo medido en unidades físicas del factor trabajo,

K = Insumo medido en unidades físicas del factor capital,

E = Insumo medido en unidades físicas de electricidad y

A, α_i = Parámetros a estimar.

El costo total asociado con el proceso productivo podría ser, a su vez, del tipo:

$$CT = p_1L + p_kK + \dots + p_eE \quad (2)$$

donde, CT = Costo total y

P_i = Precio unitario del respectivo insumo.

La teoría económica señala que la determinación de los niveles de empleo de los insumos que optimizan el costo total bajo la condición impuesta por la función de producción se logra minimizando la ecuación (2), con sujeción a la restricción (1). Resolviendo el sistema que de ello resulta, utilizando la técnica de los multiplicadores de Lagrange, se forma la función

$$G = p_1L + p_kK + \dots + p_eE - \lambda(Q - AL^{\alpha_1} K^{\alpha_2} \dots E^{\alpha_n})$$

Las condiciones de primer grado para la existencia de un mínimo requieren que:

$$\begin{aligned} \frac{aG}{aL} &= p_1 - \lambda_{\alpha_1} AL^{\alpha_1-1} K^{\alpha_2} \dots E^{\alpha_n} = 0 \\ \frac{aG}{aK} &= p_k - \lambda_{\alpha_2} AL^{\alpha_1} K^{\alpha_2-1} \dots E^{\alpha_n} = 0 \\ &\vdots \\ \frac{aG}{aE} &= p_e - \lambda_{\alpha_n} AL^{\alpha_1} K^{\alpha_2} \dots E^{\alpha_n-1} = 0 \\ &\frac{aG}{a\lambda} = Q - AL^{\alpha_1} K^{\alpha_2} \dots E^{\alpha_n} = 0 \end{aligned} \quad (3)$$

La solución del sistema (3) de $n+1$ ecuaciones con el mismo número de incógnitas proporciona las funciones generales de demanda de factores de la producción (de la firma o agregados considerados); puede expresarse, simbólicamente, de la manera siguiente:

$$\begin{aligned} L &= B p_1^{\beta_1} p_k^{\beta_2} \dots p_e^{\beta_n} Q^{\beta_{n+1}} \\ K &= B p_1^{\beta_1} p_k^{\beta_2} \dots p_e^{\beta_n} Q^{\beta_{n+1}} \\ &\vdots \\ E &= B p_1^{\beta_1} p_k^{\beta_2} \dots p_e^{\beta_n} Q^{\beta_{n+1}} \end{aligned} \quad (4)$$

Se comprueba que las demandas resultan funciones exponenciales de los precios de los factores y de la producción, siendo β_i parámetros que representan las distintas elasticidades precio y, a su vez, combinaciones de los α_i . La última de ellas, que expresa la demanda de electricidad para uso industrial por parte de las unidades económicas representadas por el modelo, depende de su precio, del de los demás insumos empleados en la producción y del nivel de ésta.

Limitaciones en la información disponible impusieron, sin embargo, severas restricciones para contrastar empíricamente la forma propuesta en (4), razón por la cual se emplearon alternativamente varias especificaciones sustitutivas entre las que se destacan las siguientes:

$$E = A Q^\beta e^u$$

$$E = A Q^{\beta_1} t^{\beta_2} e^u$$

$$E = A Q^{\beta_1} p_e^{\beta_2} p_r^{\beta_3} e^u$$

$$E = A Q^{\beta_1} (p_e/p_f)^{\beta_2} e^u$$

$$E = A Q^{\beta_1} (p_e/p_f)^{\beta_2} p_r^{\beta_3} e^u$$

donde E y Q tienen el mismo significado, representando p_e el precio unitario de la electricidad, p_r el del fuel-oil, p_t el del trabajo, t la variable tiempo y A y β_i los parámetros a estimar. Los β_i miden la elasticidad de la demanda de electricidad con respecto a su propio precio, al de los demás insumos y al volumen de la producción. Resta agregar que por tales limitaciones fue necesario recurrir al empleo de variables sustitutas, que se detallarán en cada caso.

Estimaciones de funciones de demanda

Con el propósito de reunir la mayor cantidad de evidencias empíricas posibles se aplicó el modelo anterior empleando datos de series temporales y cortes transversales referidos a distintos mercados, obteniéndose resultados relativamente consistentes cuyo detalle se hace en la parte que sigue.

*La demanda de electricidad para uso industrial en la
República Argentina*

En una primera etapa se trabajó con series temporales referidas al consumo de electricidad industrial en todo el país durante el período 1960-1977; las variables empleadas, el origen de los datos procesados y los ajustes practicados son los que se detallan a continuación.

Din es el total de Gwh facturados anualmente a consumidores industriales de todo el país y se obtuvo de la revista "Energía Eléctrica 1976/77" publicada por la Secretaría de Estado de Energía;

p_e es un índice de precios constantes de la electricidad para uso industrial con base 1960=100 y fue publicado por la Corporación de Empresas Nacionales en "Precios y tarifas de las Empresas Públicas 1960-1977";

p_f es un índice de fuel-oil destinado a uso industrial de idénticas características al anterior y proveniente de la misma fuente;

p_s es un índice de salario medio por hora para los trabajadores de la industria manufacturera elaborado por el Banco Central de la República Argentina con base 1970=100; la serie se empalmó con el "Índice de salarios industriales básicos fijados por convenio en la Capital Federal-obreros y peones" con base 1960=100, del INDEC, a fin de cubrir el período 1960-1969 y, finalmente.

Q_m es un índice del volumen físico de la producción del sector industria manufacturera de todo el país, calculado por el Banco Central de la República Argentina.

Las dos primeras ecuaciones de la Tabla 2a) muestran que el índice de producción explica adecuadamente los cambios en el consumo de electricidad en todo el país y que la inclusión del precio como variable adicional no mejora la calidad del ajuste, particularmente si se tiene en cuenta que su coeficiente, además de no tener el signo esperado, no es significativamente distinto de cero conforme al estadístico t y, además, está altamente correlacionada con Q_m .

La introducción de p_f como variable explicativa adicional si bien incrementa ligeramente R^2 y elimina la autocorrelación, no

Tabla nº 2a)

Demanda industrial de electricidad. Todo el país

Variables explicada	Variables explicativas	Especificación del modelo	t ₁	t ₂	t ₃	t ₄	R ²	F	DW	M
1. Din.	Q _m	log.Din = -0,82 + 1,81 log.Q _m (0,11)	16,78 ^a	-	-	-	0,95	281,59	0,85 ^{AU}	-
2. Din.	p _e , Q _m	log.Din = -1,55 + 0,10 log.p _e + 1,88 log.Q _m (0,16) (0,15)	0,60	12,11 ^a	-	-	0,95	135,32	0,91 ^{AU}	2.1
3. Din.	p _e , p _f , Q _m	log.Din = -3,75 - 0,12 log.p _e + 0,58 log.p _f + (0,15) (0,20) + 2,01 log.Q _m (0,13)	-0,77 ^c	2,90 ^b	14,93 ^a	-	0,97	137,56	1,82 ^A	2.1 3.1 3.2
4. Din.	p _e /p _f , p _t , Q _m	log.Din = -1,02 - 0,11 log.($\frac{p_e}{p_f}$) - 0,36 log.p _t + (0,13) (0,13) + 1,79 log.Q _m (0,09)	-0,87 ^e	-3,67 ^b	21,64 ^a	-	0,97	186,09	1,49 ^I	-

- Notas: 1. Los valores entre paréntesis debajo de los parámetros corresponden a sus errores standards.
 2. Los valores t han sido calculados para las variables explicativas según su orden de presentación en el modelo y son:
 a-estadísticamente significativos a un nivel del 0,005
 b-estadísticamente significativos a un nivel del 0,01
 c-estadísticamente significativos a un nivel del 0,05
 d-estadísticamente significativos a un nivel del 0,10
 e-estadísticamente significativos a un nivel del 0,25.
 3. El estadístico DW indica para un nivel de significación del 0,025 que:
 A-puede aceptarse la inexistencia de autocorrelación en los errores
 AU-los errores están autocorrelacionados
 I-el test es indecisivo.
 4. La multicolinealidad indica qué variables explicativas están correlacionadas.

mejora el valor descriptivo del modelo, ya que la multicolinealidad que existe entre las variables explicativas cuestiona la validez del test t que indica ahora que los coeficientes de los precios son distintos de cero —aunque a un nivel de significación bastante bajo para p_e —. Sin embargo, teniendo en cuenta que el coeficiente de correlación parcial más alto entre las variables exógenas se obtiene relacionando ambos precios, se pensó que su asociación —vale decir su presentación en forma de un precio relativo— podría eliminarla. Este ajuste y la introducción del precio del trabajo como variable explicativa adicional proporcionan los resultados que muestra la ecuación (4), que podrían considerarse los más apropiados estadísticamente⁶. Adicionalmente confirman las predicciones de la teoría económica, ya que la elasticidad de la demanda respecto de la producción es positiva (1,79) mientras que la referida a su precio en relación con el del fuel-oil es negativa (-0,11), al igual que la elasticidad cruzada con respecto al trabajo (-0,36), lo que evidenciaría un carácter de insumo complementario para este último.

Resta agregar que los resultados obtenidos dependen también de la calidad de la información empleada, razón por la cual las limitaciones de ésta imponen reservas adicionales sobre la validez de aquéllos. La mayor dificultad quizás provenga del nivel de agregación de las series temporales empleadas. En efecto, es muy probable que las diferentes posibilidades de sustitución existentes en las diversas ramas de la industria manufacturera no se manifiesten en los indicadores globales como consecuencia de la agregación, razón por la cual los coeficientes de elasticidad calculados deben considerarse promedios de carácter general, que resumen distintos niveles de reacción que deberían detectarse en actividades productivas más desagregadas. También contribuyen a la generalidad de los resultados los índices de precios, que al ser promedios nacionales

⁶ Pues proporcionan el R^2 más elevado, muestran que el modelo en su totalidad es apto para explicar el comportamiento de la demanda (F significativamente distinto de cero), los coeficientes de todas las variables son también significativos y no existe multicolinealidad entre las variables explicativas, aunque el test t no es decisivo.

dejan de lado eventuales diferencias regionales susceptibles de generar comportamientos variados. Finalmente, el hecho de que ciertas variables empleadas en el análisis no tengan el mismo grado de cobertura podría originar un sesgo adicional; así, p. ej., es muy probable que la facturación de electricidad que proporciona la Secretaría de Estado de Energía incluya algunas actividades no comprendidas estrictamente en el sector de las industrias manufactureras —al que corresponde el índice de producción empleado como variable explicativa— y excluya, en cambio, otras pertenecientes al mismo; los índices de precios, por su parte, podrían no tener una ponderación consistente con la categoría de consumidores computados en la facturación; el de salarios podría no representar adecuadamente el costo del trabajo en todo el país, etc.

La demanda de electricidad para uso industrial en Córdoba

Con el objeto de obtener evidencias empíricas adicionales y contrastar los resultados obtenidos con información básica que no presentara las dificultades reseñadas en el párrafo anterior, se aplicó el mismo modelo al grupo "grandes consumos" de la Empresa Provincial de Energía de Córdoba que comprende primordialmente a consumidores industriales, analizándose el comportamiento de esta categoría de usuarios durante el período 1967-1980.

Las variables empleadas y sus fuentes son las siguientes:

Dic es el total de kwh facturados anualmente por la EPEC al grupo "grandes consumos";

PBI_{im} es el producto bruto interno a precios de mercado del sector industrias manufactureras de la provincia de Córdoba, expresado a precios constantes de 1960 y fue proporcionado por la Secretaría de Estado de Planeamiento;

t es una variable de tendencia que asume valores correlativos a partir del valor 1 correspondiente a 1967;

p_e es el precio unitario del kwh de electricidad para uso industrial, obtenido dividiendo el importe facturado anualmente a estos consumidores por el total de kwh suministrados, e incorporando a

este resultado los impuestos, tasas y contribuciones que gravan el consumo de electricidad; el precio "de mercado" así obtenido se deflactó con el "Índice de precios al por mayor-nivel general" base 1960=100 del INDEC;

p_t y p_t son los mismos indicadores empleados en el apartado anterior.

Si al analizar los resultados obtenidos, que se muestran en la Tabla 2b), se consideran simultáneamente las dos primeras ecuaciones, se advierte que la introducción de la tendencia mejora el coeficiente de correlación total obtenido en la primera de ellas, aunque la multicolinealidad que acusan las pruebas destinadas a detectarla haría perder precisión a los coeficientes pues sus varianzas aumentan a medida que lo hace la correlación entre las variables explicativas.

La eliminación de la tendencia y el agregado de los precios de la electricidad, el fuel-oil y el trabajo mejora ligeramente el coeficiente de correlación de la especificación original aunque aparece una marcada colinealidad entre el precio de la electricidad y el del fuel-oil y entre el producto bruto interno y los dos anteriores (ecuación (3)). Por este motivo y teniendo en cuenta que la relación que existe entre el PBI y la tendencia no compromete los objetivos del trabajo, se agregó a la segunda ecuación el precio de la electricidad como variable explicativa adicional, obteniéndose los resultados que se presentan en la (4); en ésta última se aprecia que el ajuste logrado es el más satisfactorio (R^2 máximo), que el modelo en su totalidad es apto para explicar el comportamiento de la demanda industrial de electricidad en Córdoba (F significativamente distinto de cero) y que el coeficiente del precio de la electricidad (aunque para un nivel de significación apreciable) es distinto de cero, no existiendo adicionalmente evidencias de multicolinealidad entre p_t y las restantes variables explicativas.

Los resultados alcanzados —que no son inconsistentes con los anteriores—, muestran también que la demanda de electricidad para uso industrial está positivamente correlacionada con el nivel de actividad representado, en este caso, por el PBI_{im} y con el tiempo

Tabla nº 2b)

Demanda industrial de electricidad. Córdoba

Variables explicada explicativas		Especificación del modelo	t ₁	t ₂	t ₃	t ₄	R2	F	DW	M
1. Dic.	PBI _{im}	log.Dic=-14,14-2,18log.PBI _{im} (0,44)	4,98 ^a	-	-	-	0,67	24,84	1,03 ^I	-
2. Dic.	PBI _{im,t}	log.Dic= -9,39+ 0,21 PBI+ 0,45 t (0,46) (0,09)	0,46	5,13 ^a	-	-	0,90	51,72	1,05 ^I	2.1
3. Dic.	p _e , p _f , p _t , PBI _{im}	log.Dic=-15,10- 0,56 log.p _e - 0,34 log.p _f - 0,02 log.p _t + (0,26) (0,59) (0,39) + 2,19 log.PBI _{pm} (0,55)	-2,13 ^C	-0,57	-0,06	-3,98 ^a	0,87	15,25	1,89 ^A	2.1 4.1 3.2 4.2
4. Dic.	p _e , PBI, t	log.Dic=2,46- 0,34 log.p _e + 0,67 log.PBI _{im} + 0,31 log.t (0,16) (0,46) (0,10)	-2,10 ^C	1,48 ^d	3,18 ^a	-	0,93	46,66	1,39 ^I	2.1 3.1 3.2

Notas: Idem Tabla 2a).

(aunque sus respectivos coeficientes de elasticidad merezcan ciertos reparos) y que es poco sensible a cambios en el precio ya que su coeficiente de elasticidad es $-0,34$.

La demanda de electricidad para uso industrial en Entre Ríos

En este apartado se presentan finalmente los resultados correspondientes a la aplicación del modelo a una 'cross-section' de la provincia de Entre Ríos a partir de la información proporcionada por el Censo Nacional Económico de 1974.

Las variables referidas a consumo (kwh) y gasto en electricidad, gasto en combustibles, pago de sueldos y salarios incluidas cargas sociales y valor bruto de la producción correspondientes al año 1973 se agruparon por departamento y para distintos niveles de agregación que llegaron hasta cinco dígitos de la clasificación CIIU. Sin embargo, el limitado número de empresas y el grado apreciable de concentración que se detectó en los niveles más bajos no permitió su adecuada consideración, razón por la cual sólo se trabajó con el sector en un conjunto y con las divisiones 31 "Productos alimenticios, bebidas y tabaco", 33 "Industria de la madera y productos de la madera incluidos muebles" y 38 "Fabricación de productos metálicos, maquinaria y equipo" que representaron el 68, 9 y 6 %, respectivamente del total de electricidad consumida ese año por la industria manufacturera de Entre Ríos.

La ventaja que supone el empleo de series transversales por la mejora en los resultados estadísticos que permiten lograr se vio en este caso limitada, sin embargo, por la falta de una adecuada información referida a precios del fuel-oil y del trabajo, que obligó a emplear los "gastos en combustibles" y los "pagos de sueldos, jornales y cargas sociales" como variables sustitutas.

En la Tabla 2c) se muestran los resultados obtenidos, debiendo señalarse que Dier 3 simboliza la cantidad demandada de electricidad de toda la industria, medida en kwh consumidos y correspondiente a 1973, mientras que p_e representa el precio por kwh (obtenido dividiendo el gasto total en electricidad por el número de kwh

consumidos), g_c el gasto total en combustibles, g_r la remuneración de los asalariados incluidas las cargas sociales y VBP el valor bruto de la producción; en todos los casos los datos corresponden a 14 departamentos⁷. De igual modo Dier 31, 33 y 38 y las mismas variables explicativas que se presentan conjuntamente, están referidas a las tres divisiones mencionadas más arriba.

Analizando las ecuaciones 1 y 2 se aprecia que el modelo explica razonablemente las variaciones en el consumo de electricidad por parte de las industrias dedicadas a la producción de alimentos, bebidas y tabaco (el R^2 mejora apreciablemente con la introducción del precio), ambos coeficientes son significativamente distintos de cero al igual que el F observado, las variables explicativas no están relacionadas y no existe autocorrelación en los errores. La introducción de g_c y g_r como variables exógenas adicionales arroja los resultados que muestra la ecuación (3), en la que se comprueba que si bien el coeficiente de correlación mejora apreciablemente, aparecen evidencias de multicolinealidad entre el valor bruto de la producción y las nuevas variables, lo que restaría confiabilidad a sus coeficientes; adicionalmente, el test t se torna indecisivo (la sola introducción de g_c primero y g_r después arrojó resultados similares, aunque en el primer caso podía descartarse la autocorrelación en los errores).

Bajo tales condiciones podría admitirse que la segunda ecuación proporciona los resultados estadísticos más apropiados, debiendo señalarse además que el signo de la elasticidad de la demanda respecto del valor de la producción es positivo —al igual que en los casos anteriores—, mientras que el de la elasticidad con respecto a su propio precio es negativo y bastante próximo a la unidad (en rigor $-1,14$), resultado que no es inconsistente con los logrados en apartados anteriores.

Efectuando un análisis similar para las divisiones 33 y 38 se arribará a conclusiones parecidas, aunque en el primer caso se obtiene una mayor elasticidad que en el segundo ($-1,63$ contra $-0,79$

⁷ Feliciano fue directamente eliminado en los contados casos en que aparecía, debido a la irrelevancia de su nivel de actividad.

si se toman en consideración las segundas ecuaciones). Finalmente, si se considera el comportamiento de toda la industria manufacturera de Entre Ríos registrado en las últimas tres ecuaciones se concluye también que la (2) es la estadísticamente más apropiada, observándose asimismo que los coeficientes de la elasticidad respecto de la producción (0,91) y a su propio precio (-0,89) son muy parecidos a los de la división 31, resultado que parece obvio teniendo en cuenta la importancia relativa de la producción de alimentos, bebidas y tabaco dentro del total de la industria.

Alcance de los resultados

Con el propósito de ofrecer un sumario de las estimaciones de la demanda de electricidad para uso industrial, se han seleccionado las especificaciones que condujeron a los mejores resultados en cada uno de los niveles analizados: País, Córdoba y Entre Ríos⁸. En total se escogieron nueve, dos para cada uno de los dos primeros niveles y cinco para la provincia de Entre Ríos. Estas especificaciones se presentan en la Tabla 3b) donde se las ha ordenado mostrando para cada una sus variables explicativas, el grado de agregación industrial (industria o rama) y los correspondientes coeficientes de elasticidad: Precio de la propia electricidad (ϵ_p), precio del fuel-oil (ϵ_f), precio del trabajo (ϵ_t), precio relativo electricidad-fuel-oil (ϵ_e/p_f) y producción (ϵ_Q).

Para el conjunto del país las dos ecuaciones elegidas tienen forma exponencial. Se diferencian en que en la primera se trabajó con el precio relativo electricidad-fuel y el precio del trabajo, mientras la segunda considera los precios de la electricidad y del fuel-oil por separado. Ambas tienen como variable explicativa adicional el nivel de producción y responden al conjunto de la industria manufacturera.

⁸ También se incluyeron otras, sin embargo, destinadas a analizar el significado económico de algunos parámetros cuya validez estadística no pudo confirmarse.

En la ecuación (1.1) se comprueba que su precio en relación al del fuel-oil no es un determinante importante en la explicación de los cambios experimentados por el consumo. En otras palabras, la demanda de electricidad es bastante inelástica con respecto a su precio relativo al del fuel-oil pues asume un valor de $-0,11$ ⁹.

Este bajo grado de respuesta a los cambios en su precio con respecto al del fuel-oil que pone en evidencia la escasa posibilidad de sustitución entre estas fuentes de energía, no es un resultado inesperado ya que la utilización de cada uno de estos insumos, está asociada al empleo de maquinarias, herramientas y demás equipo especializado; consecuentemente, la sustitución entre ambos sólo será posible dentro de límites apreciables en la medida que exista un cambio simultáneo en la composición del equipamiento. Pero esto último es muy improbable que sea inducido por cambios en los precios de los combustibles ya que éstos, por lo general, tienen un efecto moderado sobre los costos totales de producción. Por tal motivo es fácil admitir que los precios de la electricidad tienen pocas posibilidades de modificar en forma apreciable los costos de producción asociados con distintos equipamientos y por consiguiente la composición de éstos y el nivel de consumo de electricidad.

Las cifras muestran adicionalmente que existe una baja elasticidad de la demanda de electricidad respecto del factor trabajo ($-0,36$) y si bien el signo confirma el carácter de insumos complementarios, su reducido valor indicaría que las posibilidades reales de complementación son escasas. Tampoco es ésta una comprobación sorprendente ya que es razonable esperar que sólo cambios significativos en el costo del trabajo estimulen el consumo adicional de electricidad, pues esta decisión generalmente está asociada al empleo de un mayor equipamiento y en su evaluación no sólo debe computarse el precio de las fuentes de energía sino también el de las maquinarias, equipos e instalaciones que se incorporen.

⁹ Lo que significa que un aumento (o disminución) del 10% p.ej. en el precio de la electricidad con respecto al del fuel-oil provocará una disminución (o aumento) del 1,1% en el consumo nacional de electricidad para uso industrial.

REVISTA DE ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA

Tabla n° 2c)

Demanda industrial de electricidad. Provincia de Entre Ríos

Variables explicadas	Variables explicativas	Especificación del modelo	t ₁	t ₂	t ₃	t ₄	R ²	F	DW	N
1.Dier.31	VBP	log.Dier.31 = -3,62 + 0,95 log.VBP (0,14)	7,03 ^a	-	-	-	0,80	49,48	1,80 ^A	-
2.Dier.31	p _e .VBP	log.Dier.31 = -3,42 - 1,14 log.p _e + 0,66 log.VBP (0,50) (0,13)	-2,27 ^C	6,81 ^a	-	-	0,87	35,84	1,98 ^A	-
3.Dier.31	p _e ,g _c ,g _t .VBP	log.Dier.31 = -4,31 - 0,93 log.p _e - 0,32 log.g _c (0,36) (0,13) + 0,48 log.g _t + 0,76 log.VBP (0,15) (0,13)	-2,72 ^C	-2,40 ^C	-3,19 ^b	4,20 ^a	0,94	33,97	1,32 ^I	4,2 4,3
4.Dier.33	VBP	log.Dier.33 = -3,31 + 0,93 log.VBP (0,14)	6,36 ^a	-	-	-	0,77	40,68	2,16 ^A	-
5.Dier.33	p _e .VBP	log.Dier.33 = -2,41 - 1,63 log.p _e + 0,73 log.VBP (0,63) (0,14)	-2,60 ^C	5,23 ^a	-	-	0,86	33,48	2,33 ^A	2,1
6.Dier.33	p _e ,g _c ,g _t .VBP	log.Dier.33 = -1,45 - 1,45 log.p _e + 0,02 log.g _c (0,71) (0,10) + 0,26 log.g _t + 0,43 log.VBP (0,24) (0,31)	-2,02 ^C	0,18	1,66 ^e	1,40 ^d	0,87	15,89	2,12 ^A	4,3
7.Dier.38	VBP	log.Dier.38 = -3,45 + 0,97 log.VBP (0,12)	7,67 ^a	-	-	-	0,84	61,94	1,82 ^A	-
8.Dier.38	p _e .VBP	log.Dier.38 = -3,46 - 0,79 log.p _e + 0,90 log.VBP (0,55) (0,12)	-1,45 ^d	7,20 ^a	-	-	0,86	34,84	1,67 ^A	-
9.Dier.38	p _e ,g _c ,g _t .VBP	log.Dier.38 = -2,17 - 0,47 log.p _e - 0,02 log.g _c (0,61) (0,10) + 0,56 log.g _t + 0,31 log.VBP (0,42) (0,42)	-0,77 ^e	-0,22	1,35 ^e	0,74 ^e	0,89	18,78	2,03 ^A	3,2 4,2 4,3
10.Dier.3	VBP	log.Dier.3 = -3,25 + 0,95 log.VBP (0,12)	8,04 ^a	-	-	-	0,84	64,74	1,79 ^A	-
11.Dier.3	p _e .VBP	log.Dier.3 = -3,70 - 0,89 log.p _e + 0,91 log.VBP (0,27) (0,09)	-3,34 ^a	10,47 ^a	-	-	0,92	65,27	1,56 ^A	-
12.Dier.3	p _e ,g _c ,g _t .VBP	log.Dier.3 = -5,14 - 0,29 log.p _e - 0,36 log.g _c (0,37) (0,16) + 0,40 log.g _t + 0,97 log.VBP (0,22) (0,17)	-0,77 ^e	-2,26 ^C	1,80 ^d	5,77 ^a	0,95	43,95	1,11 ^I	2,1 3,1 3,2 4,3

Notas: Idem Tabla 2a).

Finalmente, debe señalarse que el volumen de producción es el principal determinante de los cambios en el consumo nacional de electricidad industrial (su elasticidad es 1,79) lo que obedecería a la introducción de innovaciones tecnológicas basadas en un mayor uso de la electricidad que provocaría la sustitución de otros insumos¹⁰; un aumento en el equipamiento de características electrointensivas podría constituir una causa adicional.

La ecuación (1.2) muestra a su vez una menor elasticidad de la demanda con respecto a su propio precio (en efecto, su coeficiente es $-0,12$), mientras que los referidos a p_r y Q_m asumen valores positivos (0,58 y 2,01, respectivamente); estos valores deben tomarse con reservas, sin embargo, a raíz de la ya comentada colinealidad que existe entre las variables explicativas.

Los resultados correspondientes a la ciudad de Córdoba basados en datos más desagregados que los anteriores, confirman por su parte la rigidez de la demanda de electricidad para uso industrial, acusando en este caso un coeficiente de elasticidad de $-0,34$ respecto de su propio precio y de 0,69 en relación a los cambios en el PBI_{im}, tal como muestra la ecuación (2.1); la siguiente, a pesar de las limitaciones que afectan la validez de sus parámetros, proporciona coeficientes de elasticidad con respecto a su precio ($-0,56$) al valor agregado (2,19) y quizás al precio del trabajo ($-0,02$), consistentes con las predicciones de la teoría económica, aunque el referido al precio del fuel-oil ($-0,34$) tiene signo contrario al esperado.

Para la provincia de Entre Ríos se obtuvieron también buenos resultados tanto a nivel conjunto de la industria como para las ramas más importantes individualmente consideradas. Esto se comprueba observando el coeficiente calculado para toda la industria en la ecuación (3.5) —que registra una elasticidad de $-0,89$ —, o los obtenidos desagregando las tres divisiones de la CIIU a las que se refirieron las estimaciones —ecuaciones (3.1) a (3.4)—, aprecián-

¹⁰ Esta sustitución no necesariamente debe estar asociada a una mejora en los precios relativos, sino que puede originarse en el uso más eficiente del recurso.

REVISTA DE ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA

Tabla nº 3a)

Estimación de las elasticidades de la demanda residencial de electricidad

Ecuación	Período, cobertura y variables explicativas	ϵ_{p_e}	ϵ_{p_a}	ϵ_y
<u>1. Largo Plazo</u>				
1.1	Córdoba, p_e, p_a, y (1)	-0,20	-0,07	-0,27
1.3	Nacional, p_e, y (5)	-0,42	-	-0,13
1.4	Córdoba, $p_{e,t}, y_t, D_{t-1}$ (6)	-0,19	-	-0,20
<u>2. Corto Plazo</u>				
2.1	Córdoba, $p_{e,t}, y_t, D_{t-1}$ (6)	-0,11	-	-0,12

Tabla nº 3b)

Estimación de las elasticidades de la demanda de electricidad para uso industrial

Ecuación	Nivel, agregación y variables explicativas	ϵ_{p_e}	ϵ_{p_f}	ϵ_{p_t}	ϵ_{p_e/p_f}	ϵ_Q	$\frac{\text{kwh}}{10000}$
<u>1. Nacional</u>							
1.1	Industria, $\frac{p_e}{p_f}, p_t, Q_m$ (4)	-	-	-0,36	-0,11	1,79	-
1.2	Industria, p_e, p_f, Q_m (3)	-0,12	0,58	-	-	2,01	-
<u>2. Córdoba</u>							
2.1	Industria, p_e, PBI_{im}, t (4)	-0,34	-	-	-	0,69	-
2.2	Industria, p_e, p_f, p_t, PBI_{im} (3)	-0,56	-0,34	-0,02	-	2,19	-
<u>3. Entre Ríos</u>							
3.1	Rama 31, p_e, VBP (2)	-1,14	-	-	-	0,86	18,7
3.2	Rama 31, p_e, g_c, g_t, VBP (3)	-0,98	0,32	0,48	-	0,76	18,7
3.3	Rama 33, p_e, VBP (5)	-1,63	-	-	-	0,73	36,1
3.4	Rama 38, p_e, VBP (8)	-0,79	-	-	-	0,90	26,4
3.5	Industria, p_e, VBP (11)	-0,69	-	-	-	0,91	21,9

Nota: Los números entre paréntesis indican de qué ecuación de la Tabla 2 provienen los coeficientes.

dose en este último caso que la industria de la madera es la más sensible a los cambios en el precio (-1,63) siguiéndole en importancia la producción de alimentos, bebidas y tabaco (-1,14) y luego la fabricación de vehículos y maquinarias (-0,79). La elasticidad de la demanda con respecto al valor bruto de la producción, por su parte, acusa en todos los casos valores positivos que se aproximan a la unidad.

Pensando que las actividades productivas con demandas más elásticas serían las que emplean un mayor volumen de electricidad por unidad de producto final, se calculó el coeficiente de la última columna de la Tabla 3b; los resultados que parecen no confirmar tal presunción (pues a la división 33 que es la que tiene el mayor consumo de electricidad por unidad de valor de la producción y la máxima elasticidad precio, le sigue en importancia la 38, que es la menos elástica, quedando en último término la 31) deben tomarse con reservas, sin embargo, ya que el bajo nivel de actividad de las dos últimas ramas con relación a la anterior podría proporcionar estimaciones menos confiables de los parámetros.

Resumen y consideraciones finales

Los principales resultados de este trabajo pueden resumirse señalando que la demanda residencial de electricidad del largo plazo es muy poco sensible a los cambios en su precio (el coeficiente de elasticidad estará comprendido entre -0,19 y -0,42) y a las variaciones en el ingreso del consumidor (su elasticidad oscilaría entre -0,13 y -0,27), y prácticamente independiente de las modificaciones en los precios de los electrodomésticos (-0,07) y del gas, estas rigideces se agudizarían en el corto plazo.

La escasa influencia que ejercen tales determinantes sobre el consumo residencial de electricidad por usuario, indicaría entonces, que el crecimiento logrado en el período analizado (alrededor del 1% anual acumulativo) obedecería básicamente al incremento en el stock de artefactos eléctricos, que aumentó a una tasa aproximada al 6%.

Por otra parte, la creciente difusión que adquirió la producción de artefactos con desarrollos tecnológicos electrointensivos —que el consumidor agrega a su stock en carácter de reemplazo o de incorporación neta, casi sin opciones alternativas (la heladera con freezer está reemplazando a la común, los lavarropas automáticos a los tradicionales ,etc.)—, conferiría una importancia adicional a esta variable como determinante de la demanda de electricidad residencial.

En el caso de la demanda de electricidad para uso industrial, si bien se halló una mayor respuesta a los cambios en su precio, las evidencias empíricas reunidas permitirían también afirmar que su elasticidad es menor que la unidad (los coeficientes estimados están comprendidos entre $-0,34$ y $-1,14$); sería asimismo limitada su complementariedad empírica con el trabajo (su elasticidad cruzada es $-0,36$) y en un caso cuya validez estadística no pudo confirmarse, acusaría una moderada sustituibilidad con respecto al fuel-oil.

El principal determinante de los cambios en la demanda de electricidad para uso industrial parece ser, entonces, el nivel de actividad de los consumidores, cuyas elasticidades podría esperarse que fueran superiores a la unidad, lo que implica que modificaciones en el ritmo de producción de los usuarios provocarían cambios más que proporcionales en su consumo.

Las conclusiones alcanzadas son también de gran utilidad con fines predictivos, pues al demostrar que las variaciones en el precio de la electricidad, en el de los bienes relacionados y aún en el ingreso, si se manejan dentro de márgenes limitados, no juegan un papel importante en la determinación de niveles futuros del consumo residencial, permiten efectuar proyecciones relativamente confiables empleando el stock de electrodomésticos como principal variable explicativa; también indicarían que pueden esperarse buenos resultados si se proyecta la demanda de electricidad para uso industrial empleando como principal determinante el nivel de actividad de los usuarios, en tanto los precios de los insumos —entre los que se cuenta el de la propia electricidad—, no experimenten cambios muy pronunciados.

ANEXO ESTADISTICO

1. Variables empleadas en el estudio de la demanda residencial de electricidad

1. Córdoba

Año	D _L	P _e	P _g	P _a	y _{pc}	s _t
1965	1.063	0,02240	0,0540	99,8	375,3	2.505.101
1966	1.120	0,02257	0,0594	94,7	373,7	2.663.860
1967	1.100	0,02697	0,0703	90,9	369,8	2.818.461
1968	1.128	0,02435	0,0662	88,1	378,9	2.936.464
1969	1.180	0,02221	0,0615	85,0	359,7	3.167.700
1970	1.161	0,01934	0,0542	79,0	360,6	3.361.323
1971	1.162	0,01986	0,0757	66,4	378,1	3.577.766
1972	1.166	0,02246	0,0525	66,1	369,9	3.772.719
1973	1.144	0,01924	0,0410	56,4	403,9	4.005.747
1974	1.192	0,01845	0,0404	56,7	412,2	4.235.161
1975	1.250	0,01620	0,0272	88,2	381,1	4.575.371
1976	1.205	0,01652	0,0651	91,7	400,9	4.745.817
1977	1.226	0,02079	0,0715	64,6	403,0	5.000.000
1978	1.185	0,01929	0,0575	58,2	406,0	5.218.872
1979	1.249	0,02012	0,0450	51,1	408,7	5.445.172

2. Todo el país

Localidad	D _L	P _e	y _{pc}
1.General Pico	1.526	20,33	0,1556
2.San Juan	1.479	44,75	0,1495
3.Río Tercero	1.469	57,92	0,1426
4.Rosario	1.372	52,05	0,1023
5.Realicó	1.292	51,95	0,1426
6.Luján	1.291	73,39	0,0923
7.La Plata	1.261	56,65	0,1455
8.Comodoro Rivadavia	1.212	47,19	0,1343
9.Córdoba	1.203	59,37	0,0947
10.Pergamino	1.119	49,84	0,1269
11.Colonia Caroya	1.053	56,79	0,2604
12.Laboulaye	941	60,76	0,0967
13.Hecochea	930	73,36	0,1416
14.Tres Arroyos	835	98,80	0,1465
15.Olavarría	820	81,60	0,1264

2. Variables empleadas en el estudio de la demanda de electricidad para uso industrial

1. Todo el país

Año	Din	P _e	P _f	P _t	Q _m
1960	2.657	100,0	100,0	99,8	100,0
1961	2.093	99,5	93,3	114,4	110,0
1962	1.985	83,5	79,9	109,8	103,9
1963	2.021	75,1	78,5	107,4	99,7
1964	2.463	62,8	62,4	111,5	118,5
1965	2.851	58,6	68,5	122,3	134,9
1966	3.011	75,1	72,7	135,9	135,8
1967	3.107	90,3	68,0	140,5	137,8
1968	3.450	94,7	62,0	134,2	146,8
1969	4.092	78,0	59,1	139,2	162,7
1970	4.761	68,3	52,2	143,7	173,0
1971	5.569	55,3	52,4	142,0	189,7
1972	6.614	46,0	52,3	117,4	201,0
1973	7.301	42,5	59,7	136,7	213,7
1974	7.962	51,2	60,8	149,4	226,7
1975	8.517	40,6	46,9	138,6	220,3
1976	8.724	59,1	70,8	72,4	210,0
1977	9.624	78,9	78,6	60,5	218,5

2. Córdoba

Año	Dic	P _e	PBI _{im}
1967	180.176	0,02773	185.684
1968	187.044	0,02529	202.101
1969	210.567	0,02112	211.971
1970	244.795	0,01630	196.497
1971	353.758	0,01276	218.112
1972	405.741	0,01236	225.965
1973	460.851	0,01176	231.521
1974	458.107	0,01417	250.043
1975	421.277	0,01567	200.035
1976	423.115	0,01562	258.542
1977	478.853	0,02002	266.489
1978	467.811	0,02001	274.436
1979	537.708	0,01597	282.382
1980	539.147	0,01919	290.329

LA DEMANDA DE ELECTRICIDAD EN ARGENTINA

3. Provincia de Entre Ríos

Departamento	D_{1er3}	P_e	g_c	g_t	VBP
1.Colón	3.705	0,288	2.809	24.509	116.094
2.Concordia	3.729	0,638	6.919	75.029	491.057
3.Diamante	1.083	0,378	530	8.542	31.928.
4.Federación,	1.716	0,463	276	6.872	70.868
5.Federal,	85	0,718	80	786	4.977
6.Felicianó	-	-	-	-	-
7.Gualedguay	830	0,435	660	6.302	31.600
8.Gualedguaychu	4.333	0,425	2.257	40.699	270.599
9.La Paz	1.479	0,114	141	37.699	22.966
10.Nogoyá	1.864	0,338	2.303	12.509	162.512
11.Paraná	16.496	0,329	6.378	88.982	548.274
12.Tala	1.743	0,300	21	1.829	-29.901
13.Uruguay	8.830	0,353	1.814	29.496	470.112
14.Victoria	217	0,728	138	2.416	13.780
15.Villaguay	293	0,556	574	3.445	31.018

La baja sensibilidad de la demanda de electricidad ante cambios en su precio insinuaría, finalmente, que la tarificación sobre la base del costo medio antes que el marginal —al menos para plantas y equipos de tamaño dado y en condiciones de costos marginales constantes—, provocaría una moderada pérdida de bienestar (medido a través del excedente del consumidor) en relación a la que derivaría de una demanda apreciablemente elástica, y también que la asignación de los recursos productivos derivados de tal política de fijación de precios sería relativamente menos ineficiente que en presencia de funciones de demanda más sensibles ante cambios en los precios, lo que confiere un menor atractivo a las políticas de tarificación marginalistas. La baja respuesta también encontrada ante cambios en los precios de fuentes de energía alternativas, insinuaría además que el intento de inducir sustituciones a través de una política de precios relativos tiene escasas posibilidades de éxito dentro de los márgenes de precios y cantidades analizados.

BIBLIOGRAFIA

1. Baxter, R. E. y Rees, R.: "Analysis of the Industrial Demand for Electricity". *The Economic Journal* (June 1968).
2. Nelson, David C.: "A Study of the Elasticity of Demand for Electricity by Residential Consumers: Sample Markets in Nebraska". *Land Economics*, February 1965.
3. Sexauer, Benjamín: "A Monthly Analysis of Consumer Demand in the United States". *Quarterly Review of Economics and Business*.
4. Wallis, Kenneth E.: *Introducción a la Econometría*. Alianza Editorial S.A Madrid 1976.
5. Wilson, John W.: "Residential Demand for Electricity". *Quarterly Review of Economics and Business*. Vol. II, Nº 1 (Spring 1971).