



ARTÍCULOS

Estimación de Funciones de Costo de Generación de Electricidad

Carlos Alberto Givogri

Revista de Economía y Estadística, Tercera Época, Vol. 13, No. 1-2 (1969): 1° y 2° Trimestre, pp. 7-17.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3652>



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:

Givogri, C. (1969). Estimación de Funciones de Costo de Generación de Electricidad. *Revista de Economía y Estadística*, Tercera Época, Vol. 13, No. 1-2: 1° y 2° Trimestre, pp. 7-17.

Disponible en: <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3652>

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>

ARTICULOS

ESTIMACION DE FUNCIONES DE COSTO DE GENERACION DE ELECTRICIDAD.*

CARLOS A. GIVOGRI

La tendencia cada vez más notoria a la aplicación de políticas de precios basadas en los costos marginales explica la necesidad de elaborar estimaciones de las funciones de costo de las empresas de servicios públicos, especialmente las que atienden la provisión de electricidad, que son las que vienen adaptando sus cuadros tarifarios en dicho sentido.

El conocimiento de las funciones de costo permite contar con estimaciones precisas sobre los costos marginales y suministra, de esta manera, la información que justifica el cumplimiento o no de principios básicos del análisis económico. Si bien el tratamiento de estos principios escapa al propósito de este trabajo, resulta conveniente mencionar, a manera de ejemplo, la condición que los costos marginales no resulten decrecientes para los niveles actuales de producción de la empresa, toda vez que si lo fueran, al aplicar un precio igual a dicho costo marginal no se recuperaría la totalidad de los costos incurridos en la prestación del servicio.

Es obvio que existen, además, otras razones que justifican la estimación de los costos marginales. Un ejemplo tomado de los textos corrientes ofrece aplicaciones inmediatas a la realidad. Es el de la asignación de la producción entre diferentes plantas de una firma, con solución dada por el cumplimiento de la condición que se igualen los costos marginales de todas las plantas en operación; esto permite minimizar los costos totales correspondientes, bajo el supuesto que los costos igualados corresponden a tramos crecientes de las curvas respectivas.

* Serie de Investigaciones del Instituto de Economía y Finanzas N° 10.

Nuestro interés en desarrollar en otro trabajo la aplicación de los principios marginalistas a las tarifas eléctricas nos ha llevado a realizar algunas estimaciones de las funciones de costo de generación de electricidad. Por razones prácticas nos hemos limitado, en esta primera etapa, a la consideración de los costos variables. El caso escogido es el de la Empresa Provincial de Energía de Córdoba, que posee varias plantas generadoras en el ámbito de la Provincia. A la fecha de este estudio contaba con un total de 35 centrales térmicas, de las que 12 estaban interconectadas en una red de transmisión, mientras que las restantes eran independientes. Consiguientemente, para las primeras ofrecía ventajas directas la estimación de las funciones de costo, mereciendo señalarse que estaban entre ellas las centrales de mayor capacidad de la Empresa.

Finalmente, se seleccionaron las cuatro que, por sus características técnicas e importancia relativa, ofrecían mayor interés en las estimaciones de sus funciones de costo, y de las que se disponía de suficiente información estadística adecuada. Este grupo de plantas generadoras incluye las dos centrales de mayor capacidad de la empresa, una de tamaño mediano y otra pequeña.

Además, resulta interesante destacar que las centrales se diferencian también por su época de instalación: mientras las dos mayores son las más modernas y fueron levantadas en 1964 y 1965, las restantes son bastante anteriores a esta fecha. Por supuesto que debe esperarse que estas diferencias de épocas de instalación quede reflejada en la eficiencia de las centrales, explicada por las funciones de costo.

Es necesario formular dos referencias adicionales. Primero, que como nos estamos refiriendo a funciones de costo a corto plazo, la elección de las centrales consideradas exigía que ellas no mostraran, a lo largo del período estudiado, cambios en su capacidad instalada. Esto es, las funciones de costo debían reflejar los denominados costos variables para una planta de un tamaño dado. Segundo, que la tecnología hubiera permanecido constante para un nivel dado de capacidad instalada; de otra forma estaríamos frente al caso de una curva

de costo cambiante y se complicaría excesivamente la metodología empleada en las estimaciones.

Por último, conviene insistir en la circunstancia que el estudio se refiere a sólo una parte de los costos totales: los costos de generación. De allí que no estamos considerando todos los componentes del costo total, entre los que cuentan, además, los costos de transmisión, distribución y comercialización. La medida en que los costos de generación son los principales elementos que explican los costos totales variables de la electricidad, es un aspecto que puede ser fundamentado sobre bases teóricas, aunque sólo puede ser confirmado o rebatido mediante el análisis empírico.

En la Tabla 1 se muestran algunos detalles de las centrales que incluye el estudio, los que permiten tener una idea de sus características técnicas e importancia relativa.

TABLA 1. — Capacidad instalada (kW), producción mensual promedio (kWh) y coeficiente de variación de la producción de las Centrales (Junio 1964-Junio 1966).

Central	Capacidad instalada kW	Producción media mensual kWh	Coefficiente de variación de la producción (%)
I Alta Gracia	300	1.272	32.1
II Deán Funes	33.000	1.589.700	35.6
III Las Playas	6.264	1.773.720	21.4
IV Pilar	66.000	14.241.280	57.1

Fuente: Memorias Anuales de la Empresa.

Dos tipos de información estadística se utilizaron en el estudio; cifras relacionadas con costos y producción. Las implicaciones del análisis convencional del corto plazo económico hizo necesario llegar a datos de costos depurados, de forma tal, que reflejaran únicamente la incidencia de la variable explicativa producción de la central. Las cifras provinieron de dos fuentes: 1) registros contables, que ofrecen información mensual expresada a precios corrientes para los distintos componentes del costo variable y 2) información directa sobre el insumo de combustibles y lubricantes, también mensual, pero expresada en unidades físicas.

La selección de los elementos que constituyen costos variables la presentamos más adelante. Por el momento, basta mencionar que se incluyeron en esta categoría únicamente los insumos de combustibles y lubricantes, que son los que demostraron comportarse como tales. De esta forma, se utilizó la información expresada en unidades físicas, la que se ponderó usando los precios de un período base.

Los datos de producción disponibles estaban expresados en kWh. También se contaba con información acerca de las curvas de carga (kW), pero en forma fraccionada. En el estudio se utilizaron sólo las primeras ya que la inclusión de ambas variables para explicar los costos hubiera introducido colinealidad en las ecuaciones correspondientes.

Tanto la producción como los costos fueron procesados usando información mensual. El análisis cubrió un período de 25 meses —que va desde junio de 1964 a junio de 1966— en el caso de las Centrales I, II y III¹. Para la Central IV se utilizó un período reducido que cubrió solamente 9 meses, que va desde octubre de 1965 a junio de 1966. Debe aclararse que es precisamente esta última la central más nueva del sistema, habiendo entrado en servicio a mediados del año 1965. Como es obvio, no se pudo utilizar la información de los primeros meses de funcionamiento, ya que ella resultaba afectada por la marcha a prueba de la central durante ese lapso.

Se abordó el problema de la estimación de las funciones de costo variable empleando tres hipótesis, muy simples, para verificar la relación existente entre los costos variables y los niveles de producción de cada central.

Las especificaciones de las funciones ajustadas son las siguientes:

$$C = a + b X \quad (1)$$

$$\log C = \log a + b \log X \quad (2)$$

$$C = a + b X + c X^2 \quad (3)$$

donde C , representa los costos variables totales mensuales expresados en pesos constantes del año base y X , la producción mensual, expresada en kWh.

¹ El número romano que en adelante se empleará en este trabajo para individualizar cada central es el que se usó con ese fin en la Tabla 1.

Las distintas formas de estas funciones explican diferentes comportamientos de los costos, con implicaciones muy específicas con respecto a los costos medios y marginales.

La ecuación (1) significa que el costo marginal es constante para cualquier nivel de producción. La ecuación (2), en cambio, implica un costo marginal creciente ($C_{ma} = a b X^{b-1}$). La ecuación (3) que es una forma cuadrática, lineal en los parámetros, ofrece una función lineal de costo marginal que puede ser creciente o decreciente, dependiendo del signo del parámetro c .

De esta forma se cubrieron los casos más importantes de comportamiento de los costos marginales, por lo que una vez determinada la o las funciones que mejor ajusten los datos correspondientes a las distintas centrales, podrán obtenerse algunas conclusiones relevantes para el análisis.

Primeramente se analizaron los costos. Los datos referidos a insumos de combustibles y lubricantes, debidamente expresados en términos monetarios, fueron graficados para cada una de las centrales, juntamente con los correspondientes a los niveles de producción. Los diagramas correspondientes² presentan una agrupación de la información de la que se deduce que existe una marcada relación directa entre ambas variables.

Si se aplica el mismo procedimiento a otros componentes que presumiblemente pueden representar costos variables, tal el caso de parte de los sueldos y salarios y reparaciones y mantenimiento, llevando las cifras correspondientes obtenidas de fuente contable juntamente con los niveles de producción, encontramos diagramas de dispersión con una nebulosa de puntos que no permiten inferir que estos rubros se hayan comportado como costos variables. Ante esta circunstancia recurrimos a una comprobación más precisa, estimando los coeficientes de correlación simple entre las variables cuestionadas para cada una de las centrales. Los valores correspondientes a la correlación entre la producción y sueldos y salarios y la producción

² Por razones de espacio no se incluyen en esta versión los gráficos correspondientes.

con los gastos de reparación y mantenimiento contables se presentan en la Tabla 2.

Seguidamente se docimó la significación estadística de estos coeficientes³. Ninguno de los ocho coeficientes de correlación probó ser significativo al nivel del 5%. En consecuencia, no se pudo recha-

TABLA 2. — Coeficiente de correlación simple entre: i) producción-sueldos y salarios, y
ii) producción-reparaciones y mantenimiento (r_1 y r_2 , respectivamente).

Central	r_1	r_2
I	— 0.0004	— 0.253
II	— 0.185	— 0.181
III	— 0.276	0.259
IV	— 0.214	0.278

zar la hipótesis nula o sea la inexistencia de correlación entre las variables.

Ante esta evidencia se infiere que la información disponible, proveniente de registraciones contables, no resulta adecuada para los propósitos del estudio. Ello podría deberse a fallas en la imputación de los gastos, o bien, que es lo muy probable, que una parte sustancial de estos costos entran con precisión en la categoría de costos fijos. Esta última interpretación parece más justificada en el caso del costo en sueldos y salarios, los que ofrecen escasa flexibilidad por una casi total inmovilidad de mano de obra. La primera interpretación que se basa en la escasa adaptabilidad de la información que proporcionan los registros contables a los fines de este trabajo, pudiera ser la que se aplica al caso de los gastos de reparación y mantenimiento.

Consiguientemente y ante la evidencia que los rubros *sueldos y salarios y gastos de reparación y mantenimiento* no se comportaron como costos variables, se limitó la estimación de los mismos a los insumos de combustibles y lubricantes.

³ En estas dójimas se usó la Tabla V-A de R.A. Fisher: *Statistical Methods for Research Workers*. Oliver and Boyd, Edinburg, London, 1938.

Las regresiones correspondientes a los tres tipos de ecuaciones presentadas más arriba, para cada una de las centrales, se computaron empleando el método de mínimos cuadrados⁴.

En lo que sigue vamos a presentar los resultados obtenidos en las estimaciones y analizarlos para el caso de cada una de las centrales. Finalmente, se presentan algunas conclusiones.

En la Tabla 3 se ofrecen los resultados correspondientes a las tres ecuaciones que se ajustaron para la Central I. Las ecuaciones (1) y (3) presentan un alto valor para r^2 , de donde surge que el

CENTRAL I

TABLA 3. — Estimación de las Funciones de Costo de la Central I.

(1)	$C = 595.29 + 2.07 X$; $r = 0.916$; $r^2 = 0.84$ (252.26) (0.18) $t_b = 10.966$ $t_a = 2.359$
(2)	$\log C = 1.06280 + 0.79 \log X$; $r = 0.897$; $r^2 = 0.80$ (0.24921) (0.08) $t_b = 1.391$ $t_a = 4.265$
(3)	$C = 888.67 + 1.62 X + 0.00015 X^2$; $r = 0.916$; $r^2 = 0.84$ (785.33) (1.16) (0.0004) $t_b = 1.391$; $t_c = 0.395$; $t_a = 1.131$

84% del cambio en los costos son explicados por cambios en el nivel de producción. Sin embargo, la ecuación (3) presenta el inconveniente que ninguno de sus parámetros resulta ser significativamente distinto de 0, lo que llevó a desecharla. En el caso de la ecuación (1), el parámetro b resultó estadísticamente significativo aun al 1%, y el parámetro a es estadísticamente significativo al 5%. Los parámetros de la forma logarítmica, ecuación (2), son estadísticamente significativos al 1%.

⁴ Johnston prueba en el Capítulo 3 de *Statistical Cost Analysis*, Mc Graw Hill, New York, 1960, que el método de los mínimos cuadrados es aplicable a la estimación de funciones de costo, ya que la conducta empresarial de minimizar los costos, garantiza la inexistencia de autocorrelación.

A esta altura, resulta necesario formular una consideración sobre la significación estadística de los parámetros: desde el momento que se trabaja exclusivamente con costos variables debe esperarse un valor 0, es decir que estadísticamente no puede rechazarse un valor nulo, para los parámetros: a en las ecuaciones (1) y (3) y $\log a$ en la ecuación (2). Si ello no se cumple indica la existencia de ciertos costos independientes del nivel de producción, lo que sucedería si existieran elementos de *costo fijo* dentro de los datos tomados como costos variables. No obstante debe notarse que ello no invalida en nada las estimaciones de los costos marginales en las ecuaciones (1) y (3), que no dependen del valor del parámetro a .

Basándonos en este hecho, la ecuación (1) ajusta la información mejor que la (2); se la eligió aceptando, de esta manera, que los costos marginales de esta central fueron constantes.

Un análisis adicional permite convenir en la bondad del ajuste obtenido mediante la forma lineal simple. Se efectuó un estudio de la aleatoriedad de los residuos, definidos como la desviación entre los valores observados y calculados. A un primer análisis gráfico⁵, siguió la *prueba de la secuencia* ("runs test")⁶. En este caso se obtuvo un valor $\lambda = 0.62$, que docimado no difiere de 0. La conclusión es que los residuos se comportan aleatoriamente.

CENTRAL II

TABLA 4. — Estimación de las Funciones de Costo de la Central II.

(1)	$C = 210.24 + 0.66 X$; $r = 0.991$; $r^2 = 0.98$ (319.09) (0.018) $t_b = 35.151$; $t_a = 0.658$
(2)	$\log C = 0.24589 + 0.48 \log X$; $r = 0.998$; $r^2 = 0.99$ (0.04825) (0.011) $t_b = 77.384$; $t_a = 5.095$
(3)	$C = 339.57 + 0.63 X + 0.0000012 X^2$; $r = 0.991$; $r^2 = 0.98$ (451.81) (0.076) (0.000003) $t_b = 8.297$; $t_c = 0.412$; $t_a = 0.751$

⁵ Por la misma razón dada en ², se han omitido los gráficos.
⁶ Cf. S. Siegel, *Non Parametric Statistics*, Mc Graw Hill Book Co. Inc., New York, especialmente en págs. 52-59.

Los resultados correspondientes a esta central aparecen en la Tabla 4. El alto valor de r^2 para todas las funciones que se ajustaron, no permite, recurriendo únicamente a este criterio, hacer una primera selección de la especificación para la función de costos.

Estudiando la significación estadística de los parámetros, la selección se reduce a las ecuaciones (1) y (2), ya que la ecuación (3) no permite rechazar la hipótesis nula para el caso de las estimaciones de los parámetros a y c . En la ecuación (2) los parámetros resultan significativos al 1%; en la ecuación (1), el parámetro b (*costo marginal*) es significativo al 1% mientras a (*componente de costo fijo*) no resulta significativo.

Por último, recurriendo al estudio de la aleatoriedad de los residuos mediante el uso del "runs test", se establece que dicha condición se cumple, únicamente, para la forma lineal simple. Consiguientemente, también en esta central los costos variables vienen explicados por costos marginales constantes.

Las estimaciones correspondientes a esta central figuran en la Tabla 5. Como en el caso anterior, r^2 es muy alto para las tres formas ajustadas; además, sus valores coinciden: un 98% de los cambios en los costos son explicados por los niveles de producción. Usando la distribución t para docimar los parámetros se llega a resultados muy similares a los alcanzados en la Central II. Sólo las ecuaciones (1) y (2) presentan parámetros que difieren estadísticamente de 0. De

CENTRAL III

TABLA 5. — Estimación de las Funciones de Costo de la Central III.

(1)	$C = 259.13 + 0.74 X$; $r = 0.99$; $r^2 = 0.98$ (40.75) (0.022) $t_b = 33.246$; $t_a = 6.357$
(2)	$\log C = 0.73186 + 0.76 \log X$; $r = 0.993$; $r^2 = 0.98$ (0.05354) (0.018) $t_b = 41.752$; $t_a = 12.541$
(3)	$C = 203.68 + 0.83 X - 0.000032 X^2$; $r = 0.99$; $r^2 = 0.98$ (75.92) (0.11) $t_b = 7.518$; $t_c = 0.867$; $t_a = 2.683$

nuevo, la aplicación de la prueba de secuencia de residuos lleva a comprobar la existencia de aleatoriedad para el caso de la ecuación (1) ($\lambda = 0,5$). Estamos nuevamente en presencia de costos marginales constantes.

Nuevamente, y tal como aparece en la Tabla 6, nos encontramos con elevados coeficientes de determinación. La décima de los parámetros, empleando la distribución *t*, lleva a encontrar que en la ecuación *b* (*costo marginal*) resulta significativo al nivel del 1%, mientras que no se puede rechazar la hipótesis nula en el caso del parámetro *a* (*componente de costo fijo*). En la ecuación (2) ambos parámetros son estadísticamente significativos, mientras que en la ecuación (3) el parámetro *a* no es significativo, mientras sí lo son los restantes.

La prueba de la aleatoriedad de los residuos, realizada como en casos anteriores, demuestra que sólo se cumple esta condición para la ecuación (1). De esta manera, nuevamente puede aceptarse la hipótesis de costos marginales constantes.

CENTRAL IV

TABLA 6. — Estimación de las Funciones de Costo de la Central IV.

(1)	$C = 75.58 + 0.72 X$; $r = 0.999$; $r^2 = 0.99$ (158.04) (0.0097) $t_b = 74.092$; $t_a = 0.478$
(2)	$\log C = 1.00936 + 0.72 X$; $r = 0.992$; $r^2 = 0.98$ (0.13295) (0.033) $t_b = 21.863$; $t_a = 7.591$
(3)	$C = 334.630 + 0.666 X + 0.000021 X^2$; $r = 0.999$; $r^2 = 0.99$ (176.297) (0.027) (0.0000009) $t_b = 23.913$; $t_c = 2.144$; $t_a = 1.898$

Como sumario de las estimaciones realizadas se presentan, en la Tabla 7, las estimaciones de las funciones de costo de cada una de las centrales elegidas por ser las que mejor ajustan las observaciones sobre costos y niveles de producción.

TABLA 7. — Estimación de las Funciones de Costo de cada Central.

Central	Función Estimada de Costo
I	$C = 595.29 + 2.07 X$
II	$C = 210.94 + 0.66 X$
III	$C = 259.13 + 0.74 X$
IV	$C = 75.58 + 0.72 X$

Se pueden mencionar las siguientes conclusiones de este trabajo:

- la relación lineal simple entre costos variables y niveles de producción es la que ofrece mejor ajuste en las centrales estudiadas;
- el costo marginal es, consiguientemente, constante cuando está dado el tamaño de la planta, y para, el rango de las observaciones consideradas;
- la constancia del costo marginal facilita el despacho económico de la carga, es decir, la distribución de la producción entre las plantas usando la central con costo más elevado únicamente cuando se ha usado ya toda la capacidad de la planta de costo más bajo;
- si se ordenan las centrales de acuerdo con el criterio de eficiencia, medido por el costo marginal de generación⁷, se confirma la hipótesis de que las centrales más modernas son también las más eficientes (menores costos marginales), esto es, que un ordenamiento por época de instalación es también un ordenamiento de los niveles de costos marginales;
- los costos marginales son iguales a los costos medios variables en todas las centrales, ya que las formas lineales de la función de costos totales fue elegida en todos los casos y la componente de costo fijo no resultó significativa. Este hecho facilita el cómputo de los costos marginales en la práctica.

⁷ Únicamente con el fin de simplificar, se omite la consideración de los costos variables de transmisión y distribución, que obviamente deben tenerse en cuenta.