UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON

FACULTAD DE ECONOMIA

UNA ESTIMACION DE LA FUNCION DE PRODUCCION PARA LA INDUSTRIA CEMENTERA MEXICANA EN EL PERIODO 1955 - 1979

TRABAJO

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMIA
OPCION "C" PRESENTA

Guillermo Javier Guerra Macías

MONTERREY, N. L. OCTUBRE DE 1983

UNIVERSIDAD AUTONOMA DE NUEVO LEON

FACULTAD DE ECONOMIA

UNA ESTIMACION DE LA FUNCION DE PRODUCCION PARA LA INDUSTRIA CEMENTERA MEXICANA EN EL PERIODO 1955 - 1979

TRABAJO

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMIA
OPCION "C" PRESENTA

Guillermo Javier Guerra Macías

MONTERREY, N. L.

OCTUBRE DE 1983

T
H 2
C 8

ESTE TRABAJO DE INVESTIGACION CORRESPONDE UNO DE LOS REQUISITOS PARA OBTENER EL TITULO DE LICENCIADO EN ECONOMIA, SEGUN OPCION "C" DEL REGLAMENTO EN VIGOR.

A MIS PADRES

Con Amor y Respeto

Guillermo Guerra Moreno
Nazarita Macías de Guerra

A MIS HERMANOS

Con Cariño

Nazarita Ma. Guadalupe Guido Macías
José Luis Guido Macías
Jesús Jaime Guerra Macías

A LA MEMORIA DE MI PEQUEÑO
GRAN HERMANO CON CARIÑO

Jorge Eduardo Guerra Macías

AGRADECIMIENTOS

Deseo expresar mi más profundo agradecimiento al Dr. Ernesto Quintanilla Rodríguez por sus valiosas observaciones y correcciones al presente trabajo, al Lic. Andrés Mendiola G. por las facilidades y aliento que me brindó en todo momento. Así como a la Sra. Aurora C. de Leal por su paciencia y excelente labor mecanográfica.

I N D I C E

INTRODUCCION.

En la literatura económica es muy frecuente abordar el tema referente a la función de producción, principalmente en modelos macroeconómicos cuyos objetivos primordiales no son conocer a detalle los parámetros de la función ni sus implicaciones, sino cuestiones mucho más generales, como las interrelaciones entre la misma y otras funciones dentro de un sistema general. En el presente trabajo se ha deseado entrar más en detalle. Para el efecto se estima una función de producción para la industria cementera mexicana para el período de 1955 a 1979 y con ello tratar de conocer situaciones propias y directas de la industria, particularmente acerca de la existencia de rendimientos a escala, así como las elasticidades-producto de los factores de la producción. También se pretende abordar consideraciones técnicas como la combinación de los factores en el proceso productivo y a vez clasificar qué insumo tiene una mayor participación en la generación del producto. Para conocer estas características es necesario recurrir, dentro de la economía, a técnicas econométricas que se utilizan para probar las hipótesis planteadas en este trabajo.

Es conveniente establecer las limitaciones que la presente investigación enfrenta. Como principio, los resultados aquí obtenidos son representativos para todo un conjunto de empresas que forman la industria cementera mexicana, por lo que no es posible presentar ni inferir resultados particulares para cada empresa. Por otra parte, uno de los datos utilizados para la estimación de la función de producción fue una variable aproximada para la medición del capital, pues se usó la capacidad instalada de producción. Este criterio se tomó debido a la gran controversia que existe cuando se pretende medir el capital considerando por ello que la capacidad instalada representaría una buena aproximación o un buen criterio para representar al capital, pues no existe publicado ningún otro tipo de información que se pudiera tomar para la medición de este insumo.

Los objetivos principales de este trabajo radican en la verificación de las siguientes hipótesis:

a) La función de producción Cobb-Douglas es la que mejor se le ajusta a la industria cementera mexicana.

b) La industria cementera está caracterizada por poseer rendimientos constantes a la escala.

Para la prueba de las hipótesis planteadas, el trabajo consta de dos capítulos: El primero de ellos presenta una visión o panorama general de la industria cementera mexicana y se abordan consideraciones teóricas de la función de producción donde estas formulaciones representan bases para lograr los objetivos del trabajo. El capítulo segundo contempla la estimación de la función propia de donde se podrán obtener conclusiones y por último un apartado de conclusiones, que reportan sobre los resultados de las pruebas de hipótesis.

CAPITULO I

PANORAMA DE LA INDUSTRIA

A.- Definición.

Es importante definir la industria cementera, lo cual se puede establecer de la siguiente forma: Se entiende por industria cementera el conjunto de empresas cuyo producto último proviene de la pulverización del material obtenido por fusión insipiente de materiales arcillosos y calizos, que contengan óxido de calcio, silicio, aluminio y fierro, sin más adición posterior que yeso sin calcinar.[1/]

B.- Características.

La industria del cemento está constituida por 28 plntas, de las cuales 24 pertenecen a seis grupos corporativos y el resto son empresas independientes. Esta industria en México está altamente concentrada en términos de propiedad y de producción, tanto con respecto al grado promedio de la industria en general, como en comparación con la industria cementera de otros países, pues para 1979 tres grupos corporativos, que en conjunto operan 18 plantas, aportaron el 68.5% de la capacidad instalada y el 67.3% de la producción.

Otra característica importante es la referente al tamaño de planta, pues en el año de 1979 existían seis plantas con capacidad de pro

---

1/ Secretaría de Programación y Presupuesto: La Industria de la Construcción y sus Insumos: Análisis y Perspectivas. Boletín, S.P.P. - México, 1979.

ducción superior a un millón de toneladas anuales cada una que, en conjunto, aportaron el 54.8% de la producción nacional, en comparación con 15 plantas con capacidad inferior a las 500 mil toneladas anuales cada una, las cuales participaron con el 29.7% de la producción de ese año. Es muy importante considerar que el tamaño óptimo de planta dependerá del mercado para el cual se planifica la inversión inicial, pues para mercados locales con lento potencial de crecimiento, aquél se estima en una capacidad individual de 700 mil toneladas anuales con posibilidades menor o igula de ajuste a una demanda en crecimiento, para la que se puede alcanzar una capacidad cercana al millón de toneladas por año.

Por otra parte, en el caso de una estrategia a nivel nacional para la distribución del producto, las plantas deberán tener, necesariamente, una capacidad superior al millón de toneladas anuales, haciéndose necesario, para el logro de este fin, realizar una inversión en activos fijos de alrededor de 3,500 millones de pesos, a precios de 1979, generando con ello empleos para 250 obreros y 180 empleados.[2/]

De lo anterior se puede obtener una idea de los requerimientos de inversión necesarios para una planta. Esto constituye definitivamente una barrera a la entrada a la industria.

2/ Ver: Boletín S.P.P., *Op. Cit.*

El grado de concentración y cohesión que muestra la industria en la actualidad se explica entonces por los requerimientos de financiamiento tanto para las ampliaciones de la capacidad instalada, como para el establecimiento de nuevas plantas. Esta concentración intensifica a su vez los obstáculos a la entrada de nuevos productores a través de las economías a escala, pues la escala de producción provocará ventajas para las empresas ya instaladas en cuanto a costos. Si el nivel de costos de una planta es más alto que el de las demás, tendrá menores posibilidades de penetración en los mercados aledaños y si se convierte en una tendencia continua, poco a poco se irá reduciendo su participación en el mercado en donde está ubicada.

C.- Incentivos Fiscales.

Una de las dificultades por las que ha atravesado la industria cementera mexicana fue la imposición del control de precios, que comenzó a operar en el año de 1974; el resultado fue una tendencia a descapitalizar la industria, la cual requiere de inversiones muy fuertes y, como era de esperarse, esto se vio reflejado en cuellos de botella debido a la insuficiencia del abastecimiento, que no cumplía eficientemente con las necesidades de demanda. Por esa razón, la industria fue afectada por negociaciones en el mercado negro. No fue sino hasta 1980, habiendo particular interés por parte del Gobierno Federal por asegurar un crecimiento de la oferta de cemento suficiente para abastecer el mercado interno, que se empezó a otorgar a la industria cementera una serie de estímulos fiscales para fomentar la producción y dar mayor impulso a esta actividad en cuanto a atractivos de inversión se refiere. Entre los estímulos fiscales otorgados a la industria cementera, publicados en el Diario Oficial del primero de junio de 1980, se destacan los siguientes (cita textual):

"-Se otorgará el 20% del crédito fiscal a las nuevas inversiones o ampliaciones de la capacidad instalada en cualquier lugar del territorio nacional, a excepción de la zona III A. Mientras que en la zona III B sólo se aplicará a ampliaciones hasta del 100% y por una sola vez.

"-Se otorgará crédito fiscal por la generación de nuevos empleos equivalentes al 20% del salario mínimo, multiplicado por el número de empleos adicionales generados, mismos que deberán mantenerse por un plazo mínimo de dos años en los términos del Decreto del 6 de marzo de 1979.

"-Se otorgará el 5% de crédito fiscal sobre el valor de nuevas adquisiciones de maquinaria y equipo de producción nacional.

"-Existirán precios diferenciales en el consumo de energéticos, hasta en un 30% sobre la facturación correspondiente a precios nacionales vigentes si se localiza en la zona IA, o de 10% en combustóleo o 15% en gas si se localiza en la zona IB, basado en los Decretos del 29 de diciembre de 1978 y del 19 de junio de 1979. Estas zonas estarán exentas del pago de cuota de contratación de energía eléctrica para nuevas instalaciones.

"-Además, tomando en cuenta que el período de construcción de una planta es aproximadamente de tres años y que durante ese tiempo la empresa genera obligaciones fiscales, los certificados de promoción fiscal podrán ser utilizados por otras empresas pertenecientes al mismo grupo de inversionistas.

"-Por otra parte, habrá incentivos para la depreciación en la maquinaria y equipo a partir de la fecha de emisión del certificado de promoción fiscal correspondiente al bien que se deprecie.

"-Asimismo se establecerán dos niveles de precios: LAB planta y el precio máximo al público entregado en obra; el primero se determinará conforme a cuatro regiones en donde están localizadas las plantas productores y el segundo se fijará en compras de cinco o más toneladas".[3/]

Estos estímulos se otorgan con la finalidad de seguir fomentando la producción cementera siendo muy importante el incremento productivo ya que esta industria refleja el grado de desarrollo del país, pues de ella depende la industria de la construcción.

D.- Marco Teórico.

Dado que el objetivo de este trabajo es estimar la función de producción para la industria del cemento, resultará necesario abordar el tema planteando algunas consideraciones teóricas.

La función de producción se define como una lista (o cuadro o, ecuación matemática) que indica la cantidad máxima de producto que se puede obtener con un conjunto determinado de insumos, dada la tecnolo

3/ Ver: Boletín S.P.P., Op. Cit.

gía o el "estado de arte" existente. En resumen, la función de producción es un catálogo de posibilidades de producción.4/

Puesto que el objetivo primordial del presente trabajo es ajustar una función de producción para la industria del cemento, resultará sumamente importante justificar la aplicación de determinada forma de la función de producción. Primero consideraremos el caso general, es decir, el de la función de producción C.E.S. (elasticidad de sustitución constante), que incluye varias funciones de producción más especializadas. El caso general de la C.E.S. estará representado de la siguiente forma:5/

$$\text{(A)} \qquad Q = \gamma \left[\delta K^{-\rho} + (1 - \delta) L^{-\rho} \right]^{-v/\rho} \varepsilon i$$

$$(\gamma > 0;\ 1 > \delta > 0;\quad v > 0\ ;\ \rho \geqslant -1)$$

donde Q = Cantidad Producida, K = Cantidad de Capital, L = Cantidad de Trabajo y e = 2.71828. El parámetro Gama recibe el nombre de "parámetro de eficiencia"; el delta se denomina "parámetro de distribución"; v, "parámetro de rendimientos a escala" y Ro es el llamado "parámetro de sustitución".

Ahora bien, el grado de generalidad de la función C.E.S. se consigue mediante el parámetro de sustitución, Ro, ya que, cuando Ro es

4/ Ferguson, C.E.: Teoría Microeconómica, Fondo de Cultura Económica. México, 1971.

5/ Kmenta, Jan: Elementos de Econometría. The Macmillan Company. New York, 1971.

igual a cero, la función C.E.S. se reduce a una de tipo Cobb-Douglas y cuando Ro es igual a infinito se convierte en la función de producción de proporciones constantes.

Para la estimación de este tipo de función, los métodos de regresión de mínimos cuadrados comunes no son suficientes, dada la estructura de la función. Sin embargo, si se obtiene una expresión logarítmica y se utiliza la serie de expansión de Taylor se podrá expandir LNQ[6/] respecto a Ro igual a cero. Además, eliminando los términos en los que Ro aparece con exponentes mayores que la unidad, se obtiene:[7/]

$$(B) \quad \ln Q = \ln \gamma + v \delta \ln K + v (1-\delta) \ln L$$
$$-1/2 \quad \rho v \delta (1-\delta) \quad \left[\ln K - \ln L\right]^2 + \varepsilon i$$

Puede observarse que esta expresión se puede dividir en dos partes, una que corresponde a la función de producción Cobb-Douglas; otra, que es una corrección para el caso en que Ro sea distinto de cero. La última parte de la ecuación (B) desaparecerá cuando Ro sea igual a cero.

6/ LNQ = logaritmo natural de Q .

7/ Ver: Kmenta, Op. Cit.

De la expresión completa anterior se podrían estimar los parámetros igual que en el caso en que existan restricciones no lineales. La versión sin restricciones será como sigue:

$$(C) \qquad \ln Q = \beta_1 + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln L + \beta_4 (\ln K - \ln L)^2 + \varepsilon_i$$

Ahora bien, si la estimación de β_4 no es significativamente distinta de cero, se rechazará el modelo de función de producción C.E.S. en favor del modelo Cobb-Douglas. De lo anterior se desprende que los parámetros de la expresión (B) están relacionados con los de la ecuación (C) de la siguiente manera:

$$(D) \qquad \gamma = \text{antilogaritmo } \beta_1$$

$$\delta = \frac{\beta_2}{\beta_2 + \beta_3}$$

$$v = \beta_2 + \beta_3$$

$$\rho = \frac{2 - \beta_4 (\beta_2 + \beta_3)}{\beta_2 \beta_3}$$

Expresado de otra manera, podemos concluir que la estimación de los parámetros de (B) se puede efectuar a partir de los parámetros de la ecuación (C) de acuerdo a las expresiones de (D), siendo condición necesaria que Ro sea significativamente distinto de cero. De lo contrario, el modelo se reduciría al caso de la Cobb-Douglas.

CAPITULO II

ESTIMACION DE LA FUNCION DE PRODUCCION

A.- Indicadores de las Variables.

Antes de proceder a la estimación de la función de producción será conveniente hacer referencia a las variables que se involucran y que son necesarias para la estimación de la función. Las variables referidas son el indicador de la producción, del capital y del trabajo.

La variable producto está cuantificada en producción física, es decir, en millones de toneladas anuales, evitando con ello el problema que se presenta cuando esta variable se intenta cuantificar en términos del valor de la producción a precios corrientes, pues si este fuera el caso, se tendría que recurrir a un deflactor de la producción para así eliminar el efecto del crecimiento en los precios, complicando en todo caso la tarea a realizar.

La variable Capital.- La medición de esta variable implica obtener un numerario para conjuntar toda una gama heterogénea de bienes de producción y reducirlo a un sólo indicador, siendo generalmente expresado en unidades monetarias, asumiendo además dificultades como la depreciación y la fiel asignación de los valores de los diferentes activos, para posteriormente proceder a estimar el pago del servicio del capital que se le deberá retribuir al monto de los Bienes de Capital. Para llegar entonces a la estimación precisa de esta variable se hace necesario conocer una amplia variedad de información que contemple toda la variedad de activos de la industria cementera para proceder a lo descrito, siendo ahí donde se encuentra una de las más grandes limitaciones, pues no existe información disponible para la industria en estudio. Es por ello que se utilizó la capacidad instalada de producción para aproximar a esta variable, pues ésta representa indirectamente los activos que posee la industria cementera y que además conjunta la heterogeneidad con el numerario en toneladas.

La variable trabajo está cuantificada por el número de trabajadores que laboran en esta industria anualmente, eliminando otro tipo de indicador como el de sueldos y salarios por estar en precios corrientes, pues se hubiera tenido necesidad de encontrar un deflactor y así eliminar el efecto del crecimiento en los precios. Usando la variable trabajo cuantificado por el número de trabajadores no existe la necesidad de efectuar ninguna modificación.[1/]

B.- Estimación de la Función de Producción.

Dado que se tienen todos los elementos necesarios, se podrá proceder a la estimación de la función de producción partiendo del caso general, siendo éste el del modelo C.E.S. (Elasticidad de Sustitución Constante) y verificar si este modelo será el más eficiente a utilizar o bien, se adaptaría mejor al caso especial que sería el modelo,

---

1/ El indicador del producto, así como el del trabajo se utiliza aquí como lo empleo Yotopoulos, P.A.: Allocative Efficiency in Economic Development: A cross Section Analysis. 1967, p.180.

Cobb-Douglas. Ahora bien, se procedió a estimar la siguiente función:

$$(1) \qquad \ln Q = \beta_1 + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln L + \beta_4 (\ln K - \ln L)^2$$

Esto con el propósito de conocer el comportamiento de β_4, pues sabemos que en la medida en que este parámetro sea significativamente distinto de cero se aceptará el modelo C.E.S., de lo contrario si el parámetro no es significativamente distinto de cero se rechazará el modelo general C.E.S. en favor de la forma específica Cobb-Douglas.

Ahora bien, los resultados obtenidos de la estimación de la ecuación 1 son los siguientes:

Variables	Coeficiente β	Error Std β	t Estimada
LNL	-2.06101	1.82162	-1.13141
LNK	3.27281	1.90446	1.71850
$(LNK-LNL)^2$	- .166788	.142990	-1.16643
Constante	-8.29926	6.49986	-1.27684

R cuadrada .9937

Desviación estandard de la regresión .0528133

Durbin-Watson 1.6743

F estimada 1059.52

Prueba de significación global $\alpha = 5\%$

$H_0 \quad \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$

$H_1 \quad \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$

F estimada 1059.52 F crítica 3.10

∴ Se rechaza la H_o. La regresión no es casual

Pruebas de significancia parcial $\alpha = 5\%$

LNL	$H_o : \beta = 0$	t estimada	t crítica
	$H_1 : \beta \neq 0$	-1.13141	2.086

∴ Se acepta H_o y LNL no es significativa dentro de la ecuación.

LNK	$H_o : \beta = 0$	t estimada	t crítica
	$H_1 : \beta \neq 0$	1.71850	2.086

∴ No es estadísticamente significativa, ya que se acepta H_o.

$(LNK-LNL)^2$

$H_o : \beta = 0$	t estimada	t crítica
$H_1 : \beta \neq 0$	-1.16643	2.086

∴ Se concluye que no es representativa dentro de la ecuación.

Prueba del Durbin-Watson dL y du = 5%

$H_o : \rho = 0$	dL = 1.10	du = 1.66
$H_1 : \rho \neq 0$	4-du = 2.34	4-dL = 2.90

Durbin-Watson estimado = 1.6743

∴ Se concluye que no existe autocorrelación de primer orden.

Observando las diferentes pruebas se sospecha que la colinealidad está presente ya que la R cuadrada es alta y a la vez ninguno de los coeficientes de regresión parcial es individualmente significativa, con base en la prueba t convencional. Si el R cuadrado es alto, esto quiere decir que la prueba F, significancia global, rechazará la hipótesis nula de que el verdadero valor de todos los coeficientes parciales de la pendiente sea simultáneamente cero, independientemente de la prueba t.2/ Para nuestro caso ya abordado el valor F es altamente significativo aunque ninguna de las variables explicativas tengan impacto independiente sobre la variable dependiente. Ahora, si la predicción es el único propósito del análisis de regresión, el problema de multicolinealidad no es serio porque mientras mayor sea el R cuadrado, mejor será la predicción.3/ Nótese sin embargo que esto es válido en la medida en que la colinealidad existente entre las variables independientes en una muestra dada, se mantenga en el futuro.

Sin embargo, si la relación lineal aproximada entre las variables independientes de la muestra no se presenta en muestras futuras, la predicción será sin duda incierta. Pero el objetivo de nuestro análisis no es la predicción, sino la estimación confiable de los parámetros, en cuyo caso la multicolinealidad es todo un problema por cuanto conlleva grandes errores standard de los estimadores.4/

2/ Gujarati, Damodar. Econometría Básica, McGraw-Hill. Bogotá, 1981.

3/ Gujarati. Op. Cit., p.179.

4/ Ibid., p.180.

Para salvar el problema de multicolinealidad no existe una regla única ya que ésta es un problema muestral; sin embargo, se pueden ensayar varias reglas generales. Para nuestro caso utilizamos los métodos de transformación de variables e información a priori.

1.- Transformación de Variables

La estimación se llevó a cabo con información de una serie de tiempo para las variables utilizadas. Una razón que explica la alta multicolinealidad entre capital y trabajo en estos datos es que en el tiempo ambas variables tienden a moverse en la misma dirección. Una manera de minimizar esta dependencia es la siguiente:

Si la relación

$$(2) \quad LNQ_t = \beta_1 + \beta_2 \, LNL_t + \beta_3 \, LNK_t + \beta_4 (LNK - LNL)^2_t + u_t$$

se cumple en el tiempo t, también debe cumplirse en t-1 en razón de que el origen del tiempo es arbitrario, por lo tanto, tenemos que:

$$(3) \quad LNQ_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 \, LNL_{t-1} + \beta_3 \, LNK_{t-1} + \beta_4 \, (LNK\text{-}LNL)^2_{t-1} + u_{t-1}$$

si restamos de la ecuación (2) a la (1) obtendremos:

$$(4) \quad LNQ_t - LNQ_{t-1} = \beta_2 \, (LNL_t - LNL_{t-1}) + \beta_3 \, (LNK_t - LNK_{t-1}) + \beta_4 \left[(LNK_t - LNL)^2_t - (LNK - LNL)^2_{t-1} \right] + V_t$$

donde:

LNQ = logaritmo natural de la Producción

LNL = logaritmo natural del Trabajo

LNK = logaritmo natural del Capital

$V_t = u_t - u_{t-1}$

La ecuación (4) se conoce como forma de primeras diferencias en razón de que se corre la regresión no sobre las variables originales sino sobre las diferencias de sus valores sucesivos.

El modelo de regresión de primeras diferencias reduce a menudo la severidad de la multicolinealidad porque aunque las variables independientes estén altamente correlacionados no existe razón a priori para pensar que sus diferencias estén correlacionadas también en tal grado.

Los resultados obtenidos con este método son:

Variables	Coeficiente β	Error Std β	t estimada
AE	-1.36582	2.00781	-.680255
DN	1.93363	2.13500	.905679
ZL	- .108522	.156575	-.693098
C	.0448020	.0189289	2.36686

donde:

$AE = LNL_t - LNL_{t-1}$

$DN = LNK_t - LNK_{t-1}$

$ZL = (LNK - LNL)^2_t - (LNK - LNL)^2_{t-1}$

C = Constante

R cuadrada	.2391
Desviación Std de la Regresión	.0518383
Durbin-Watson	2.4316
F estimada	2.09536

Pruebas de significancia parcial $\alpha = 5\%$

		t estimada	t crítica
AE	$H_o : \beta = 0$		
	$H_1 : \beta \neq 0$	-.680255	-2.086

$\therefore$ Se acepta H_o y AE no es representativo dentro de la ecuación.

		t estimada	t crítica
DN	$H_o : \beta = 0$		
	$H_1 : \beta \neq 0$	.905679	2.086

$\therefore$ No es estadísticamente significativo

		t estimada	t crítica
ZL	$H_o : \beta = 0$		
	$H_1 : \beta \neq 0$	-.693098	2.086

Se acepta H_o $\therefore$ no es concluyente.

Observando los resultados anteriores se concluye que este método no resuelve el problema de la multicolinealidad, puesto que las pruebas de significación parcial de las variables no son estadísticamente significativos; por tal razón se hace necesario ensayar con otro método y tratar de solucionar el problema de la colinealidad.

2.- Información a Priori

Este método trata de obtener información de otras fuentes en las cuales el problema de la multicolinealidad sea menos severo. Sin embargo, la no accesibilidad a otras fuentes de investigaciones semejan tes para la industria en estudio limita, de cierta forma, el presente método, el cual se puede describir de la siguiente manera:

(5) $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \mu_i$

donde: X_{2i} y X_{3i} están correlacionados linealmente, pero supongamos a priori que $\beta_3 = m\beta_2$ (donde m es una proporción); podemos ajustar entonces la siguiente regresión:

(6) $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + m \beta_2 X_{3i} + \mu_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \mu_i$

donde: $X_i = X_{2i} + m X_{3i}$, una vez obtenido $\hat{\beta}_2$, podemos proceder a estimar $\hat{\beta}_3$ a partir de la relación postulada entre β_2 y β_3.

En esencia, este método requiere el encontrar una proporción que indique la tasa de variación de las variables independientes con respecto a la variable dependiente. En el caso tratado, esto se logra al utilizar datos de una serie de tiempo para las variables, ya que ésta muestra cómo varían los insumos cuando varía el producto. Esto se encuentra al estimar una regresión entre los insumos (variables independientes) LNK = f (LNL) y así encontrar la relación que se requiere o la proporción que guarda el capital con respecto al trabajo necesaria para variar la producción. El valor obtenido mediante este procedimiento para la proporción "m" es de 2.92. Una vez encontrado este valor se procederá a aplicar el presente método para el caso de la función de producción C.E.S. (elasticidad de sustitución constante), lo cual se puede describir de la siguiente manera:

(7) $LNQ = X_I + Z_A$

donde:

$X_I = 2.92\ LNK + LNL$

$Z_A = (2.92\ LNK - LNL)^2$

así que (véase Apéndice II):

(8) $LNQ = \beta_1 + \beta_2 X_I + \beta_3 Z_A$

Los resultados que se obtuvieron de la estimación de la ecuación (8) fueron los siguientes:

Variable	Parámetro	Error Std.	t estimada
X_I	.212202	.0930304	2.28100
Z_A	.00304193	.00237735	1.27955
C	1.05195	1.26705	.830232

R Cuadrada .9932

Desviación Standard de la Regresión .0537179

Durbin-Watson 1.9290

F estimada 1535.37

Prueba de significación global 5%

	F estimada	F crítica
$H_o : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$		
$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$	1535.37	3.47

$\therefore$ Se concluye que la regresión no es casual ya que se acepta H_1.

Prueba de significación parcial $\alpha = 5\%$

Parámetro β_2

$H_o : \beta = 0$	t estimada	t crítica
$H_1 : \beta \neq 0$	2.28100	2.080

$\therefore$ Se acepta H_1 y se rechaza H_o .

Parámetro β_3

$H_o : \beta = 0$	t estimada	t crítica
$H_1 : \beta \neq 0$	1.27955	2.080

$\therefore$ Se concluye que β_3 no es significativamente distinto de cero, por lo que se acepta H_o .

De los resultados anteriores podemos concluir que el problema de la multicolinealidad se ha salvado. Por otro lado, el parámetro "β_3" no es significativamente distinto de cero, lo cual indica, dentro de la base teórica, que el modelo de la función C.E.S. se reduce al caso especial de la función Cobb-Douglas, por lo que se procederá a estimarla.

C.- Estimación de la Función de Producción Cobb-Douglas.

Dado que el modelo C.E.S. no es aceptable (según se explica en el punto anterior), se procederá a la estimación del caso especial Cobb-Douglas.

La estimación de este modelo presenta problemas de multicolinealidad, lo que se puede observar en los siguientes resultados que se obtuvieron:

Variables	Parámetro	Error Std.	t estimada
LNL	.0631943	.181092	.348963
LNK	1.04721	.0642899	16.2889
C	-.698697	.346974	-2.01369

R Cuadrada	.9933
Desviación standard de la regresión	.0532252
Durbin-Watson	1.8850
F Estimada	1564.12

Prueba de significación global $\alpha = 5\%$

	t estimada	t crítica
$H_o : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$		
$H_1 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$	1564.12	3.47

Se rechaza H_o y se acepta H_1 por lo que la regresión no es casual.

Prueba de significación parcial $\alpha = 5\%$

Variable LNL

	t estimada	t crítica
$H_o : \beta = 0$		
$H_1 : \beta \neq 0$	.348963	2.080

$\therefore$ Se acepta H_o por lo que LNL no es estadísticamente significativo.

Variable LNK

	t estimada	t crítica
$H_o : \beta = 0$		
$H_1 : \beta \neq 0$	16.2889	2.080

$\therefore$ Se rechaza H_o y se acepta H_1 .

Prueba del Durbin-Watson

$H_o : \rho = 0$ DL = 1.21 Du = 1.55

$H_1 : \rho \neq 0$ 4-Du = 2.45 4-DL = 2.79

D - W estimado 1.8850

∴ Se concluye que no existe autocorrelación serial, por lo que se acepta H_o

El problema de la multicolinealidad se detecta cuando ninguno de los coeficientes parciales de regresión es estadísticamente distinto de cero, mientras que la prueba de significación global (la prueba F convencional) es significativa.

Conociendo el problema que se presenta en la estimación de la función de producción Cobb-Douglas, se intentó solucionar el problema de la multicolinealidad utilizando dos métodos para ello, el de transformación de variables, con el cual no se solucionó dicho problema, y el de información a priori, expuesto anteriormente para el caso de la C.E.S. (elasticidad de sustitución constante). Para esto se utilizará la misma proporción, ya que se siguen utilizando las mismas variables excepto la combinación de ellas. Ahora bien, los resultados obtenidos con la aplicación de este método, transforman la ecuación a estimar en:

$LNQ = \beta_1 + \beta_2 X_I$

donde:

$X_I = 2.92\ LNK + LNL$, es decir:

$LNQ = \beta_1 + \beta_2\ (LNL + 2.92\ LNK)$ (ver pág. 20)

Esta ecuación representa el modelo de la Cobb-Douglas con una constante multiplicando a la variable LNK que es la proporción requerida para la aplicación del presente método obteniéndose los siguientes resultados:

Variable	Parámetro	Error Std.	t estimada
X_I	.326133	.0150775	21.8304
C	-.392744	.425042	-.924011

R cuadrada .9928
Desviación standard de la regresión .0542204
Durbin-Watson 1.8884
F estimada 3012.70

Prueba de significación global $\alpha = 5\%$

	F estimada	F crítica
$H_o : \beta_1 = 0$		
$H_1 : \beta_2 \neq 0$	3012.70	4.30

∴ La regresión no es casual, se acepta H_1

Variable X_I

Prueba de significación parcial $\alpha = 5\%$

	t estimada	t crítica
$H_o : \beta = 0$		
$H_1 : \beta \neq 0$	21.8304	2.074

∴ Se acepta H_1 y la variable X_I es significativamente distinta de cero.

Prueba del Durbin-Watson

H_0 : $\rho = 0$ dL = 1.27 du = 1.45

H_1 : $\rho \neq 0$ 4-du = 2.55 4-dl = 2.73

D-W estimado 1.8884

$\therefore$ No existe autocorrelación de errores, por lo que se acepta H_0 .

Con el método citado se logra corregir el problema de la multicolinealidad. Corregido el problema se pasa a obtener el parámetro de LNK de la relación postulada anteriormente y que es la siguiente:

$$LNQ = \beta_1 + \beta_2 \ (LNL + 2.92\ LNK)$$

$$LNQ = -.39 + .33\ (LNL + 2.92\ LNK)$$

$$LNQ = -.39 + .33\ LNL + .96\ LNK$$

1.- Elasticidades-Producto

Esta ecuación muestra que para la industria del cemento en el período comprendido 1955 a 1979, las estimaciones de las elasticidades producto del trabajo y del capital fueron de 0.33 y 0.96 respectivamente. En otras palabras, a lo largo del período estudiado, manteniendo el capital constante, un incremento del uno porciento en el trabajo conduce en promedio a un crecimiento en el producto de un 0.33%. De igual manera, manteniendo el trabajo constante, un incremento de uno porciento en el capital nos conduce en promedio a un aumento en el producto del 0.96%. Sumando las dos elasticidades producto, ob tendremos 1.29, lo que nos da el valor del parámetro de rendimientos a escala. Es evidente entonces que sobre el período analizado,la industria cementera mexicana se caracterizó por rendimientos crecientes a escala, lo cual se puede demostrar de la siguiente manera al aumentar un 100% los insumos:

$Q = f(K, L)$ Homogénea de 1.29

implica

$f(2K, 2L) = 2^{1.29} \quad f(K, L)$ por definición, ya que

$$f(\lambda K, \lambda L) = -.39\,(\lambda K)^{.96}\,(\lambda L)^{.33}$$

$$\begin{aligned} f(\lambda K, \lambda L) &= -.39\ \lambda^{.96}\ K^{.96}\ \lambda^{.33}\ L^{.33} \\ &= -.39\ \lambda^{.96+.33}\ K^{.96}\ L^{.33} \\ &= \lambda^{1.29}\ -.39\ K^{.96}\ L^{.33} \\ &= \lambda^{1.29}\ f(K, L) \end{aligned}$$

Con lo anterior queda demostrado que para el período revisado, la industria cementera posee rendimientos crecientes a escala.

2.- Significado de la Función de Producción.

Entre los objetivos de la estimación de la función de producción para la industria cementera, está el de determinar la fórmula que describa con mayor exactitud el carácter de la relación entre el aumento de la producción de un lado, y el de la utilización de los factores, o el gasto del trabajo y del capital, del otro. Esto definitivamente se convierte en un elemento de gran utilidad para la política económica en un momento dado, para la industria en cuestión, pues mostrará qué combinación de insumos es necesaria para proyectar una producción determinada y como consecuencia en los costos que se incurriría por la utilización de una mayor capacidad instalada así como un número extra de trabajadores que sea suficiente para lograr un aumento en la producción de cemento, en este caso para la industria en su conjunto.

CONCLUSIONES

Para la estimación de la función de producción se partió del caso general representado por el modelo C.E.S. el ya descrito en la ecuación (1), observándose que del lado derecho se puede dividir en dos partes una de las cuales corresponde a la función de producción Cobb-Douglas, mientras que la otra representa una corrección para el caso en que Ro es distinta de cero, esto último agrupándose en el parámetro β_4. Al llevarse a cabo la estimación de la ecuación (1) se octuvo que β_4 no es significativamente distinto de cero, por lo que el modelo C.E.S. se reduce al Cobb-Douglas, no queriendo decir que el ajuste sea malo, prueba de ello es su $R^2 = .9932$ y su F estimada que fue de 1535 al nivel de significación del 5%, sino que la contribución del parámetro β_4 no fue relevante a la explicación de la variable dependiente por lo que se ajustó de manera más satisfactoria el modelo Cobb-Douglas mejorando los resultados.

En el presente trabajo se probó que no existen rendimientos constantes a escala, esto en base a la suma de las elasticidades producto de los insumos, ya que es mayor que la unidad, concluyéndose así que la industria cementera mexicana posee rendimientos crecientes a escala para el período estudiado; en otras palabras, un aumento del 100 % en los insumos traerá consigo un aumento mayor que el 100% en la producción.

APENDICE AL CAPITULO I

Forma de la función de producción C.E.S. (elasticidad de sus titución constante).

$$q = \gamma \left[\delta K^{-\rho} + (1 - \delta) L^{-\rho} \right]^{-\frac{v}{\rho}} \varepsilon$$

Tomando logaritmos base e en ambos lados de le ecuación

$$\ln q = \ln \gamma - \frac{v}{\rho} \ln \left[\delta K^{-\rho} + (1 - \delta) L^{-\rho} \right]$$

utilizando la expansión en series de Taylor, podemos efectuar la expansión $\ln q$, respecto de Ro igual a cero, y eliminando los términos en los que Ro aparece con exponentes mayores que la unidad se obtiene.

$$f(0) = \ln \gamma - \frac{v}{\rho} \ln \left[\delta + (1 - \delta) \right]$$
$$= \ln \gamma$$

$$f' = \frac{\left[\delta K^{-\rho} \ln K + (1 - \delta) L^{-\rho} \ln L \right]}{\delta K^{-\rho} + (1 - \delta) L^{-\rho}}$$

evaluando en $\rho = 0$

$$= \frac{\delta \ln K + (1 - \delta) \ln L}{\delta + (1 - \delta)}$$

$$= \left[\delta \ln K + (1 - \delta) \ln L \right] \left(- \frac{v}{\rho} \right) \left(\frac{\rho - 0}{1} \right)$$

$$= \left[\delta \ln K + (1-\delta) \ln L\right](-V)$$

$$\left[-V\delta \ln K + -V(1-\delta) \ln L\right]$$

Multiplicando por -1

$$V\delta \ln K + V(1-\delta)\ln L$$

falta obtener la segunda derivada y evaluar en $\rho = 0$.

$$f' = \frac{\left[\delta K^{-\rho} \ln K + (1-\delta) L^{-\rho} \ln L\right]}{\delta K^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho}}$$

$$f'' = \frac{\left[\delta K^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho}\right]\left[\delta K^{-\rho} \ln^2 K + (1-\delta) L^{-\rho} \ln^2 L\right] - \left[\delta K^{-\rho} \ln K + (1-\delta) L^{-\rho} \ln L\right]\left[\delta K^{-\rho} \ln K + (1-\delta) L^{-\rho} \ln L\right]}{\left[\delta K^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho}\right]^2}$$

eliminando los términos en donde Ro aparece con exponentes mayor que la unidad

$$f'' = \left[\delta K^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho}\right]\left[\delta K^{-\rho} \ln^2 K + (1-\delta) L^{-\rho} \ln^2 L\right]$$
$$- \left[\delta K^{-\rho} \ln K + (1-\delta) L^{-\rho} \ln L\right]\left[\delta K^{-\rho} \ln K + (1-\delta) L^{-\rho} \ln L\right]$$

evaluando en $\rho = 0$

$$= \left[\delta + (1-\delta)\right]\left[\delta \ln^2 K + (1-\delta) \ln^2 L\right]$$
$$- \left[\delta \ln K + (1-\delta) \ln L\right]\left[\delta \ln K + (1-\delta) \ln L\right]$$

$$= \left[\delta \ln^2 K + (1 - \delta) \ln^2 L \right] - \left[\delta^2 \ln^2 K + \delta(1 - \delta) \ln K \ln L \right.$$

$$\left. + \delta(1 - \delta) \ln L \ln K + (1 - \delta)^2 \ln^2 L \right]$$

$$= \left[\delta \ln^2 K + (1 - \delta) \ln^2 L - \delta^2 \ln^2 K - \delta(1 - \delta) \ln K \ln L \right.$$

$$\left. - \delta(1 - \delta) \ln L \ln K - (1 - 2\delta + \delta^2) \ln^2 L \right]$$

$$= \delta (1 - \delta) \ln^2 K - 2\delta (1 - \delta) \ln L \ln K + \left[1 - \delta - 1 + 2\delta - \delta^2 \right] \ln^2 L$$

$$= \delta (1 - \delta) \ln^2 K - 2\delta (1 - \delta) \ln L \ln K + \delta (1 - \delta) \ln^2 L$$

$$= \delta (1 - \delta) \left[\ln^2 K - 2 \ln K \ln L + \ln^2 L \right]$$

$$= \delta (1 - \delta) \left[\ln K - \ln L \right]^2 \left(- \frac{v}{\rho} \right) \frac{(\rho - 0)^2}{2!}$$

$$= - 1/2 \, V \rho \delta (1 - \delta) \left[\ln K - \ln L \right]^2$$

APENDICE AL CAPITULO II

Pasaremos ahora a revisar el desarrollo teórico de la función de producción aplicando la corrección que indica el método para resolver el problema de multicolinealidad (información a priori) que consiste en incluir una constante "m" que representa la proporción de una variable con respecto a otra, el cual es el siguiente:

Tomando logaritmos en base e en ambos lados de la ecuación que representa la función de producción C.E.S. obtenemos:

$$\ln q = \ln \gamma - \frac{v}{\rho} \ln \left[\delta (K)^{-\rho} + (1 - \delta)\ (L)^{-\rho} \right]$$

Al aplicar la constante requerida para la aplicación del método, la ecuación se transforma.

$$\ln q = \ln \gamma - \frac{v}{\rho} \ln \left[\delta\, (K^m)^{-\rho} + (1 - \delta)\, L^{-\rho} \right]$$

$$f\ (0) = \ln \gamma - \frac{v}{\rho} \ln \left[\delta + (1 - \delta) \right]$$

$$= \ln \gamma$$

$$f' = \frac{\left[\delta (K^m)^{-\rho} \ln K^m + (1 - \delta) L^{-\rho} \ln L \right]}{\left[\delta (K^m)^{-\rho} + (1 - \delta)\, L^{-\rho} \right]}$$

$$\vdots$$

evaluando en $\rho = 0$

$$= \frac{\left[\delta \ln K^m + (1-\delta) \ln L\right]}{\left[\delta + (1-\delta)\right]} = - \frac{V}{\rho} \; \frac{(\rho - 0)}{1!} \left[\delta \ln K^m + (1-\delta) \ln L\right]$$

eliminando y aplicando la regla de logaritmos

$$= - \; V \left[\delta m \ln K + (1-\delta) \ln L\right]$$

multiplicando por (-1)

$$= \; V \delta m \ln K + V (1-\delta) \ln L$$

obteniendo la segunda derivada y evaluando en $\rho = 0$

$$f' = \frac{\left[\delta (K^m)^{-\rho} \ln K^m + (1-\delta) L^{-\rho} \ln L\right]}{\left[\delta (K^m)^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho}\right]}$$

$$f'' = \frac{\left[\delta (K^m)^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho}\right]\left[\delta (K^m)^{-\rho} \ln^2 K^m + (1-\delta) L^{-\rho} \ln^2 L\right] - \left[\delta (K^m)^{-\rho} \ln K^m + (1-\delta) L^{-\rho} \ln L\right]\left[\delta (K^m)^{-\rho} \ln K^m + (1-\delta) L^{-\rho} \ln L\right]}{\left[\delta (K^m)^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho}\right]^2}$$

Eliminando los términos en que Ro aparece con exponentes mayores que la unidad y evaluando en Ro igual a cero:

$$= \left[\delta + (1-\delta)\right]\left[\delta \ln^2 K^m + (1-\delta) \ln^2 L\right]$$

$$- \left[\delta \ln K^m + (1-\delta) \ln L\right]\left[\delta \ln K^m + (1-\delta) \ln L\right]$$

Por regla $\ln^2 K^m = (\ln K^m)^2 = (m \ln K)^2 = m^2 \ln^2 K$

$$= \left[\delta m^2 \ln^2 K + (1-\delta)\ln^2 L\right] - \left[\delta m \ln K + (1-\delta)\ln L\right]^2$$

$$= \left[\delta m^2 \ln^2 K + (1-\delta)\ln^2 L\right] - \left[\delta^2 m^2 \ln^2 K + 2\delta(1-\delta)\, m \ln K \ln L + (1-\delta)^2 \ln^2 L\right]$$

Agrupando términos

$$= \left[\delta m^2 (1-\delta)\ln^2 k - 2\delta(1-\delta) m \ln K \ln L + \delta(1-\delta)\ln^2 L\right]$$

$$= \delta(1-\delta)\left[m^2 \ln^2 K - 2m \ln k \ln L + \ln^2 L\right]$$

$$= \delta(1-\delta)\left[m \ln K - \ln L\right]^2$$

Aplicando la expansión

$$\delta(1-\delta)\left[m \ln K - \ln L\right]^2 \left(-\frac{V}{\rho}\right) \frac{(\rho - 0)^2}{2}$$

$$- 1/2\, V\rho\, \delta(1-\delta)\left[m \ln K - \ln L\right]^2$$

Por lo anterior queda demostrado que no se altera el desarrollo teórico de la función de producción C.E.S. al aplicar el método para corregir multicolinealidad.

CUADRO 1

MEXICO: PRODUCCION, TRABAJO Y CAPITAL EN LA INDUSTRIA DEL CEMENTO: 1955-1979

AÑOS	PRODUCCION	TRABAJO	CAPITAL
1955	2 086	5.642	2 757
1956	2 227	6.749	2 757
1957	2 519	6.431	3 062
1958	2 496	6.448	3 302
1959	2 638	6.550	3 554
1960	3 086	6.560	3 876
1961	2 984	6.698	3 880
1962	3 266	6.839	4 258
1963	3 680	5.991	4 258
1964	4 339	6.191	4 610
1965	4 199	6.168	4 670
1966	4 829	7.155	5 236
1967	5 544	7.248	6 339
1968	6 008	7.510	7 206
1969	6 674	7.562	8 034
1970	7 180	7.788	8 034
1971	7 362	7 498	8 877
1972	8 602	7.707	9 664
1973	9 743	7.875	11 629
1974	10 595	8.251	12 049
1975	11 612	9.025	13 654
1976	12 584	9.616	13 844
1977	13 227	9.985	13 844
1978	14 056	10.451	14 844
1979	15 178	11.383	16 400

FUENTE: Nacional Financiera: Mercado de Valores, diciembre de 1980.
a) Miles de Toneladas.
b) Miles de Personas
c) Capacidad instalada en Miles de Toneladas.

FUENTES DE INFORMACION

Ferguson, C.E.: Teoría Microeconómica. Fondo de Cultura Económica, México, 1971.

Gujarati, Damodar: Econometría Básica. McGraw-Hill, Bogotá, 1981.

Henderson, J.J. y R. E. Quandt: Teoría Microeconómica. Ediciones Ariel, Barcelona, 1975.

Kmenta, Jan: Elementos de Econometría. Vicens-Vives, Barcelona, 1977.

Nacional Financiera: Mercado de Valores. Diciembre de 1980.

Patiño Leal, Francisco Jorge: La Teoría y el Cálculo de Funciones Homohypallagicas de Producción. Tesis. Facultad de Economía, U.N.L. Monterrey, N.L., 1970.

Shao, Stephen: Estadística para Economistas y Administradores de Empresas. Herrero Hnos., México, 1978.

Secretaría de Programación y Presupuesto: "La Industria de la Construcción y sus Insumos: Análisis y Perspectivas". Boletín. S.P.P., México, 1979.