

BANCO CENTRAL DE COSTA RICA
DIVISIÓN ECONÓMICA
DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS
DIE-NT-02-98
ABRIL, 1998

**VARIABLES ESTACIONALES EN LOS MODELOS DE REGRESIÓN:
UNA APLICACIÓN A LA DEMANDA POR DINERO
DE COSTA RICA**

Ana Cecilia Kikut Valverde
Carlos Torres Gutiérrez

Resumen

Esta nota técnica propone una forma alternativa de tratar el componente estacional presente en algunas series de tiempo que forman parte de los modelos econométricos. Sugiere incorporar variables instrumentales (dummy) estacionales para capturar este fenómeno, como una opción más apropiada en la estimación de modelos que utilizan la usual transformación de las variables para eliminar ese fenómeno, tal como series desestacionalizadas, en tendencia-ciclo, etc.

Además, se describen los principales comandos en los paquetes econométricos SHAZAM y EVIEWS necesarios para incluir esas variables ficticias y ejemplifica su uso con la estimación de un modelo de demanda monetaria para Costa Rica.

También, compara los resultados del enfoque tradicional (modelos con variables desestacionalizadas) con el propuesto (modelos con variables estacionales).

Concluye, en línea con las nuevas tendencias en el área de la econometría, la conveniencia técnica de emplear variables dummy estacionales por sobre el uso de variables transformadas en los modelos de regresión, debido a que brindan resultados más atractivos, abundantes y valiosos para el análisis.

**DOCUMENTO DE TRABAJO DEL BANCO CENTRAL DE COSTA RICA, ELABORADO EN LA DIVISIÓN
ECONÓMICA, DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS**

**LOS CRITERIOS, ANÁLISIS Y CONCLUSIONES REPRESENTAN LA OPINIÓN DE SUS AUTORES, CON
LOS QUE NO NECESARIAMENTE PODRÍA COINCIDIR EL BANCO CENTRAL DE COSTA RICA**

1. INTRODUCCION

El estudio de ciertos fenómenos económicos en periodos subanuales suele dificultarse cuando las observaciones cuantitativas sobre éstos están dominadas por una marcada estacionalidad. Esta se refiere a un comportamiento o patrón en las cifras que se repite cada año, con cierta regularidad, pero que también puede evolucionar, y que es causado generalmente por fuerzas no económicas, de tipo exógeno, que los tomadores de decisión no pueden controlar.

Si se deja este componente estacional en los modelos de regresión, se distorsionarían las relaciones de largo plazo y con ello la estimación de los coeficientes de los parámetros.

Para reducir este problema el investigador tiende a obviar esta situación, que le impide observar en forma clara y definida el comportamiento de largo plazo del fenómeno, utilizando transformaciones estadísticas de los datos. Esto posiblemente influido por la idea de que la variación estacional es simplemente un tipo de "ruido" que contamina los datos económicos y no una parte fundamental de la serie que debería tratar de explicarse^{1/}. Al parecer, este enfoque ha propiciado la utilización de relaciones funcionales con variables no directamente observables, tales como aquellas desestacionalizadas e incluso en tendencia-ciclo.

No obstante lo anterior, las nuevas tendencias de la teoría econométrica han abandonado esa práctica para concentrarse en relaciones funcionales que utilizan variables observables, grupo al que pertenecen las estacionales. Algunas razones por las cuales se recomienda descartar el uso de ese tipo de transformaciones, son las siguientes:

- Se podrían producir errores de estimación de los componentes no observables (tendencia, ciclo, estacional e irregular).^{2/}
- Cada nueva observación haría necesario el recálculo y revisión de los componentes de la serie.^{3/}
- Es difícil remover en forma rigurosa la estacionalidad de una serie de tiempo, dado que generalmente es necesario acudir a supuestos fuertemente restrictivos.^{4/}

^{1/} Por medio de los coeficientes de variables *dummy* y no con el uso de variables explicativas económicas.

^{2/} Véase, Davidson y Mackinnon (1993), pág. 688.

^{3/} Véase, Cabrero y Delrieu (1996), pág. 9.

^{4/} Véase, Davidson y Mackinnon (1993), pág. 688.

- Probablemente se den dificultades en los modelos estadísticos si los procedimientos automáticos de ajuste estacional aplican distintos filtros a series diferentes.^{5/}
- Pueden surgir problemas econométricos cuando se establecen relaciones cuantitativas entre componentes no observables^{6/} En particular, se reduce la capacidad para realizar inferencias correctas acerca de las relaciones económicas, especialmente en los modelos dinámicos, los cuales incluyen entre las variables explicativas la variable dependiente rezagada.^{7/}

Es por ello que se sugiere incorporar, como variables explicativas en las ecuaciones de regresión, las variables originales y las estacionales en vez de series transformadas. Estas variables artificiales se crean para capturar el componente estacional de las series de tiempo involucradas en las relaciones funcionales y, de esta forma, tratar de no ocultar el hecho, sino más bien explicarlo y cuantificarlo, lo cual lo convierte en un método más transparente y sólido.

Cabe mencionar que en un modelo de regresión, el problema de la estacionalidad existe sólo cuando el patrón de comportamiento de las variables dependiente e independientes es distinto, es decir, cuando unas variables presentan estacionalidad y otras no. En algunos casos, puede ocurrir que la estacionalidad de la variable dependiente se explique con la estacionalidad de las independientes. De lo contrario, si no se usan variables estacionales, los residuos no serían ruido blanco.

Un aspecto importante es que las variables estacionales se han utilizado en diversas investigaciones del FMI, por ejemplo en los modelos VAR y en el Banco de España en los modelos de ecuaciones de demanda de dinero.^{8/}

En este trabajo se presenta este nuevo enfoque econométrico, mediante el cual se incorporan variables instrumentales estacionales en los modelos de regresión. Su contenido es el siguiente: en la segunda sección se explica el marco conceptual de las variables estacionales, en la tercera se mencionan los principales comandos de SHAZAM y EVIEWS necesarios para aplicarlas, en la cuarta se presenta una ilustración de su aplicación a una ecuación de demanda de dinero seleccionada, en la quinta se comparan los resultados de un modelo que utiliza variables desestacionalizadas con uno con variables estacionales y, por último, se incluyen algunas observaciones finales.

^{5/} Véase Davidson y MacKinnon (1993), pág. 696.

^{6/} Véase, Cabrero y Delrieu (1996), pág. 8 y Maravall (1994), citado por estos autores.

^{7/} Véase, Davidson y MacKinnon (1993), pág. 687.

^{8/} Véase, Agénor, Hoffmaister y Medeiros (1997) y Sánchez C., Carmen (1995).

2. EL CONCEPTO DE LAS VARIABLES ESTACIONALES

Las variables *dummy* para ajuste estacional son variables artificiales que asumen valores discretos, generalmente de 0 y 1. Estas fueron originalmente aplicadas por Lovell a inicios de los años 60 y sirven para “explicar” la estacionalidad en las series de tiempo, la cual, como se adelantó, es un patrón de comportamiento regular de una serie a lo largo de cada año, que obedecería a factores tales como costumbres, días festivos decretados, vacaciones de verano, época de navidad y otros factores similares que ocasionan incrementos o disminuciones en las magnitudes de ciertas variables, como por ejemplo la producción, las ventas, etc.

Si se trabaja con datos trimestrales, la primera idea que surge es la de utilizar variables artificiales; una para cada trimestre, que pueden definirse como: q_1 , q_2 , q_3 y q_4 ; cuya representación para dos años cualesquiera sería:

$$q_1 = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix}, q_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix}, q_3 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix}, q_4 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix}$$

La inclusión de los coeficientes de estas variables y de la constante en un modelo de regresión produciría una matriz bianual X de la siguiente forma:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{bmatrix}$$

No obstante que lo anterior parece natural, las columnas correspondientes a las variables estacionales darían lugar a una combinación lineal exacta con la constante,^{9/} lo cual produciría que el determinante de la matriz $X'X$ fuera igual a cero y, por tanto, singular (no invertible), lo cual no permitiría estimar los coeficientes del modelo de regresión.

^{9/} Se trata de un caso de multicolinealidad perfecta.

Para evitar este inconveniente deben utilizarse únicamente tres de las cuatro variables *dummy* y por supuesto la constante. Así, por ejemplo, se puede excluir q_4 en la matriz X y en este caso esa variable omitida estaría implícitamente recogida con la columna de la constante. En efecto, al utilizar sólo esas tres variables estacionales (junto con la constante y las restantes variables que sean de interés) en la matriz, se evitaría la colinealidad perfecta con la columna de la constante asociada con el intercepto. Esto por cuanto los cuatro trimestres estarían indicados con sólo las tres *dummy*: q_1 , q_2 , q_3 y la constante, con lo cual la matriz sería:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix}$$

Otra forma muy utilizada recientemente consiste en expresar las variables artificiales estacionales como desviaciones con respecto a la que corresponde al cuarto trimestre. Estas nuevas variables, que podrían denominarse S_1 , S_2 y S_3 , corresponderían a las siguientes diferencias vectoriales:

$$\begin{aligned} S_1 &= q_1 - q_4 \\ S_2 &= q_2 - q_4 \\ S_3 &= q_3 - q_4 \end{aligned}$$

Una vez efectuadas las operaciones anteriores e incorporado el vector de la constante, la nueva matriz X queda definida de la siguiente manera:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \\ -1 & -1 & -1 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \\ -1 & -1 & -1 & -1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix}$$

Como se observa en la matriz anterior, los vectores de las variables *dummy* estacionales han sido definidos de forma tal que su suma sea cero en cada año, por lo que este sistema permite que el efecto estacional se anule en el año y que se obvie el problema de singularidad de la matriz.

A manera de ejemplo, considérese un modelo de regresión con cifras trimestrales, en donde la variable Y depende de la variable Z y en el que se incorporan tres variables *dummy* trimestrales (S_i , para todo $i = 1, 2, 3$) y un término de error (ϵ). Este modelo estaría representado de la siguiente manera:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 Z + \delta_1 S_1 + \delta_2 S_2 + \delta_3 S_3 + \epsilon$$

La estimación se llevaría a cabo con las tres variables *dummy* trimestrales S_1 , S_2 y S_3 . Los coeficientes de las tres variables *dummy* identifican las diferencias con respecto al cuarto trimestre.

Es importante mencionar que en el caso de variables con periodicidad mensual, se crearían únicamente once variables estacionales, en forma equivalente a lo explicado en esta sección. Sin embargo, en este caso se presenta el inconveniente de que se requiere gran cantidad de observaciones.

Por otra parte, no se debe dejar de lado que el uso de las variables estacionales presenta problemas cuando la estacionalidad es móvil, es decir, cuando varía año con año. En este caso, es difícil que capturen de una forma adecuada la estacionalidad.^{10/}

3. PROCEDIMIENTO EN SHAZAM Y EViews

Si bien las variables estacionales se pueden generar en una hoja electrónica, o pueden ser creadas manualmente en el archivo de trabajo, algunos paquetes econométricos incorporan comandos (automáticos) especiales para estos efectos.

El paquete econométrico SHAZAM versión 7.0 tiene el comando SEAS(X), el cual permite crear una variable *dummy* estacional con periodicidad X.

Por ejemplo, para generar variables *dummy* estacionales trimestrales, se puede utilizar el siguiente conjunto de comandos:

```
MATRIX QD=SEAS(#,4)
GENR QD1=QD:1
GENR QD2=QD:2
GENR QD3=QD:3
```

^{10/} No obstante, aún en este caso se sugiere utilizarlas adicionando variables *dummy* estacionales que han sido interactuadas con potencias de una tendencia de tiempo lineal que se incrementa anualmente o usar métodos de dominio de frecuencias. Profundizar en este tema se sale de los objetivos de esta nota técnica; una referencia detallada se podría consultar en Davidson y MacKinnon (1994), pág. 189-190.

Donde el signo # corresponde al número de observaciones de la muestra con que se está trabajando. Como se observa, y de acuerdo con lo mencionado en la sección anterior, solamente se crean tres variables estacionales.

En EVIEWS versión 2.0 existe el siguiente comando, el cual forma parte de los argumentos de la ecuación de regresión: @SEAS(d). El comando anterior permite generar una *dummy* estacional igual a uno cuando el trimestre o mes es igual a d y cero en otro caso.

Por otra parte, una ventaja que presenta SHAZAM con respecto a EVIEWS es que permite incorporar las variables estacionales con el procedimiento *stepwise*, de una forma muy fácil, así:

OLS Y X1 X2 X3 (D1 D2 D3 D4)

Y dejar que sea el procedimiento el que “decida” el conjunto de *dummy* que mejora el resultado del ajuste.

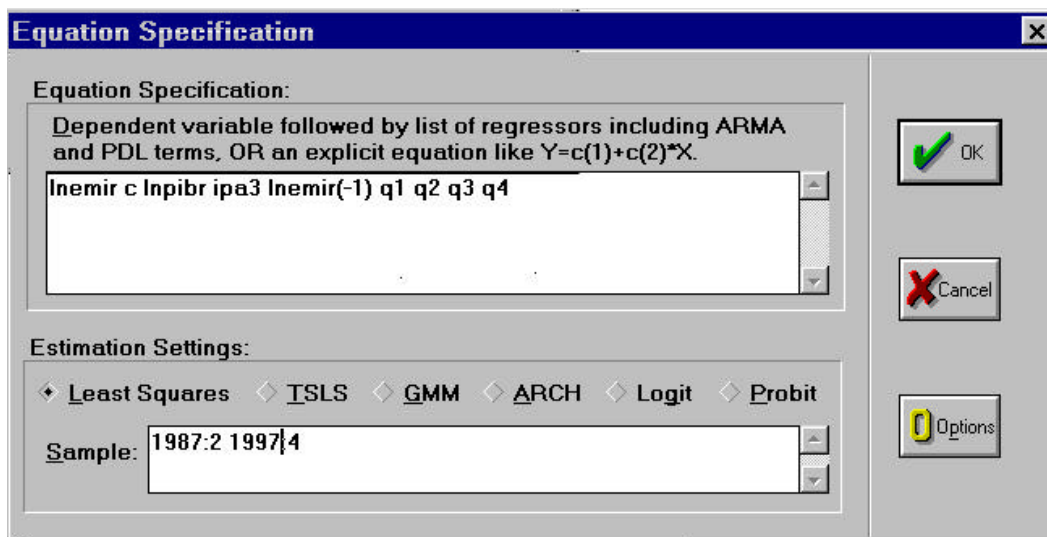
4. APLICACION

En esta sección se presenta un ejemplo utilizando variables *dummy* estacionales q_1 , q_2 y q_3 . Luego se repite el ejercicio empleando S_1 , S_2 y S_3 y finalmente se comparan ambos resultados.

Como aplicación del uso de las variables estacionales en el análisis de regresión, se optó por utilizar una de las ecuaciones de demanda de dinero trimestral, estimada recientemente y que produjo resultados satisfactorios. En esa ecuación se trató de una forma un tanto diferente la presencia de estacionalidad en el modelo de regresión.^{11/}

Para llevar a cabo la aplicación, se utilizó el paquete EVIEWS. La nueva especificación se ejecutó de la siguiente manera:

^{11/} Para mayor detalle, véase Solano y Torres (1998).



donde:

LNEMIR: Logaritmo natural de los promedios geométricos trimestrales de la emisión monetaria nominal mensual, en saldos a fin de mes, deflactada por el IPC base enero 1995=100.

C: Constante

LNPIBR: Logaritmo natural del PIB real trimestral original, a precios de productor, año base 1966=100.

IPA3: Tasa de interés pasiva bruta anual en colones, pagada por los bancos comerciales, a 3 meses plazo.

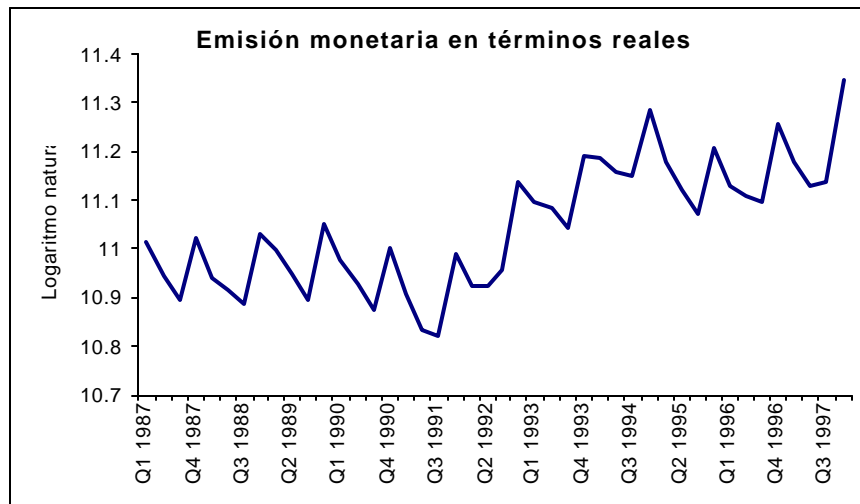
LNEMIR(-1): Variable dependiente (emisión) rezagada un periodo.

q₁, q₂, q₃ y q₄: Variables estacionales.

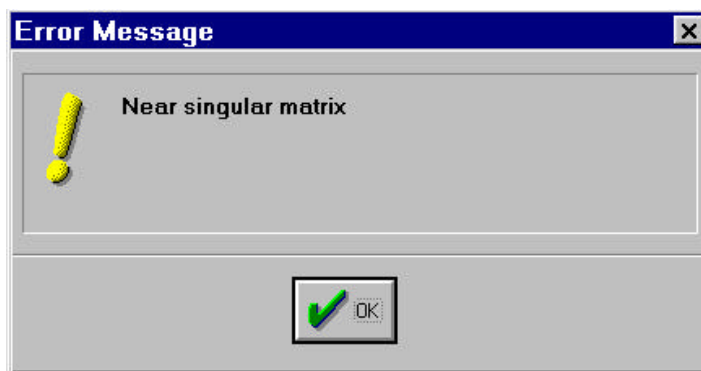
El periodo analizado comprende desde el segundo trimestre de 1987 al cuarto de 1997 (43 observaciones).^{12/} En el siguiente gráfico se observa la marcada estacionalidad de la emisión monetaria y la necesidad de incorporar variables estacionales en el análisis de regresión.

^{12/} En el Anexo No.1 se incluye la base de datos utilizada en este trabajo.

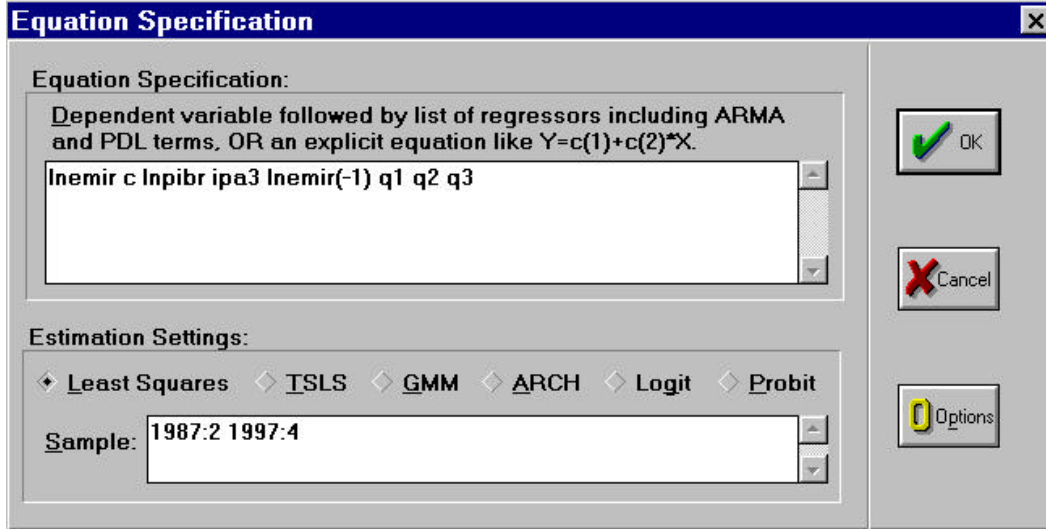
Gráfico No.1



Cuando se ajustó esa regresión se produjo un mensaje de error, tal como se indica en la siguiente pantalla, el cual se originó, como se explicó anteriormente, en la multicolinealidad perfecta de las cuatro variables estacionales con la constante de regresión, lo que impediría estimar los coeficientes del modelo:



Posteriormente, se incorporaron a la ecuación de regresión sólo las tres primeras variables estacionales (q_1 , q_2 y q_3), de la siguiente forma:



Una vez eliminada la singularidad de la matriz de coeficientes, se obtuvieron los siguientes resultados principales:

CUADRO No.1
AJUSTE DE REGRESION CON VARIABLES ESTACIONALES q_1, q_2, q_3
VARIABLE DEPENDIENTE: LNEMIR

Nombre de la variable	Coefficiente	Estadístico t
C	0.8963	2.72
LNPIBR	0.2436	5.40
IPA3	-0.0039	-5.60
LNEMIR(-1)	0.7596	14.22
Q1	-0.1909	-18.28
Q2	-0.1704	-17.41
Q3	-0.1591	-17.87
R^2 ajustado	= 0.9787	
Durbin-h	= 1.3503 ^{13/}	

Los coeficientes de las variables estacionales presentan signos negativos, que acumulan entre los tres -0.52, según se puede apreciar en el cuadro anterior. Esto indica que la demanda de emisión es en realidad menor de lo que sería sin estacionalidad (vía fundamentos o tendencia).^{14/}

En este caso, q_1, q_2 y q_3 tienden a compensar a q_4 ; en donde la estacionalidad es más alta. Para estimar el coeficiente de q_4 se debe restar de la unidad el acumulado de -0.52, lo que daría un coeficiente de 1.52.

^{13/} El Durbin-h estaría indicando que no se presentan problemas de autocorrelación. Asimismo, se detecta multicolinealidad entre la variable rezagada y las estacionales.

^{14/} Si no se rechaza la hipótesis de que, estadísticamente, los coeficientes son iguales a cero, no habría estacionalidad y la variable dependiente estaría de acuerdo con los fundamentos o la tendencia.

Por otra parte, una forma adicional de “detectar” la necesidad de incorporar variables estacionales consiste en realizar el ajuste sin incorporarlas, observar el gráfico de los residuos y, si en estos aparece un “marcado” comportamiento estacional, entonces se decide agregarlas.

A continuación se incluyen dos gráficos con los residuos “antes” de incorporar las variables estacionales y otro con los residuos “después” de agregarlas.

GRAFICO No.2
RESIDUOS DEL MODELO SIN VARIABLES DUMMY ESTACIONALES

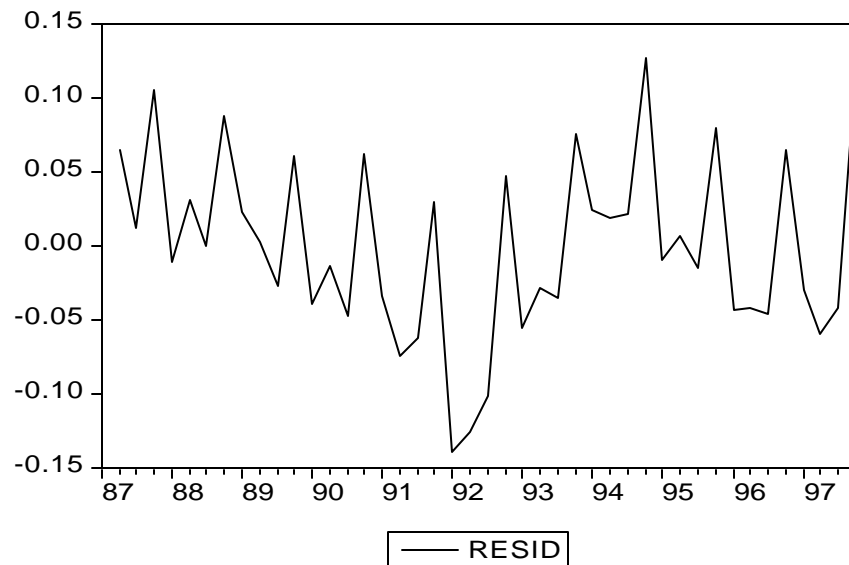
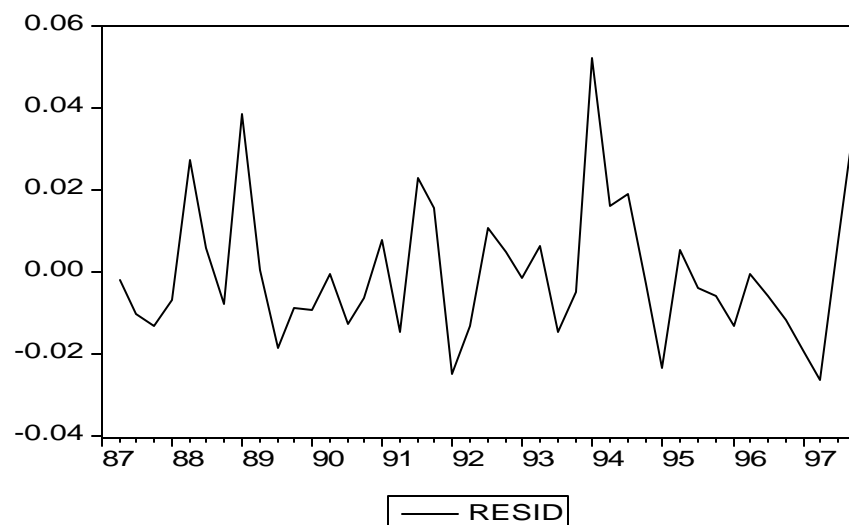
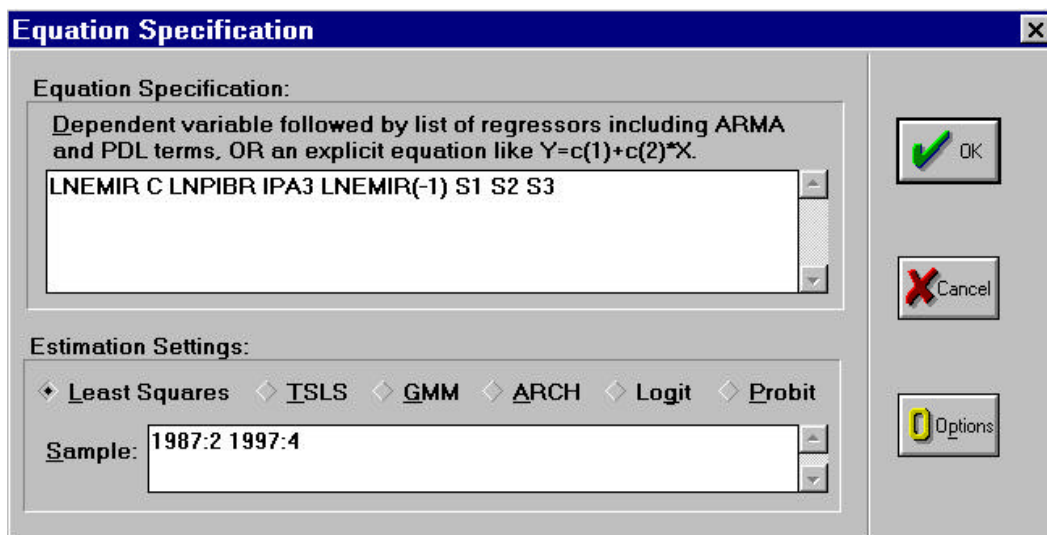


GRAFICO No.3
RESIDUOS DEL MODELO CON VARIABLES DUMMY ESTACIONALES



Efectivamente, sin las *dummy* estacionales se nota el comportamiento estacional en los residuos de la regresión, mientras que al incorporarlas este factor parece no estar presente en los errores del ajuste.

También se hizo la aplicación utilizando las variables estacionales en diferencias (S_1 , S_2 y S_3) como se muestra a continuación:



Los resultados de esta nueva corrida se muestran en el siguiente arreglo estadístico:

CUADRO No.2
AJUSTE DE REGRESION CON LAS VARIABLES ESTACIONALES S_1 , S_2 , S_3
VARIABLE DEPENDIENTE: LNEMIR

Nombre de la variable	Coefficiente	Estadístico t
C	0.7661	2.30
LNPIBR	0.2436	5.40
IPA3	-0.0039	-5.60
LNEMIR(-1)	0.7596	14.22
S1	-0.0608	-10.50
S2	-0.0403	-7.70
S3	-0.0290	-5.81
R ² ajustado = 0.9787		
Durbin-h = 1.3503 ^{15/}		

En cuanto a los resultados de los dos métodos (q_1 , q_2 , q_3 vrs. S_1 , S_2 , S_3), surgen las siguientes observaciones:

1. Los coeficientes de las variables explicativas son iguales.

^{15/} Idem nota 13/.

2. Los coeficientes de las *dummy* y de la constante son diferentes en magnitud pero no en signo.
3. Pero ambas variables dependientes ajustadas (Y_{aj}) son iguales.

Por tanto, se concluye que hay prácticamente una equivalencia entre los resultados de ambos métodos, lo que los haría de uso indistinto. Sin embargo, debido a que los coeficientes de S_1 , S_2 y S_3 se obtienen como diferencias con respecto a q_4 , oscurecen y dificultan la interpretación de los mismos, por lo que podría ser mejor utilizar los coeficientes q_1 , q_2 y q_3 .

En resumen, la aplicación de las variables estacionales es muy sencilla. Además, las variables resultaron estadísticamente significativas, con los signos teóricos esperados y ajustes satisfactorios.

5. COMPARACION DE RESULTADOS

Se consideró importante comparar los modelos con *dummy* estacionales y los que utilizan variables desestacionalizadas. Para ello, se siguió trabajando con la misma aplicación de la sección anterior.

En el cuadro No.3 se incluyen nuevamente los resultados del cuadro No.1, correspondientes al caso en que se usan variables estacionales, así como la evidencia para el caso en que se emplea la variable dependiente desestacionalizada (LNEMIRD), que es la forma que tradicionalmente se utiliza en algunos de los estudios económicos.

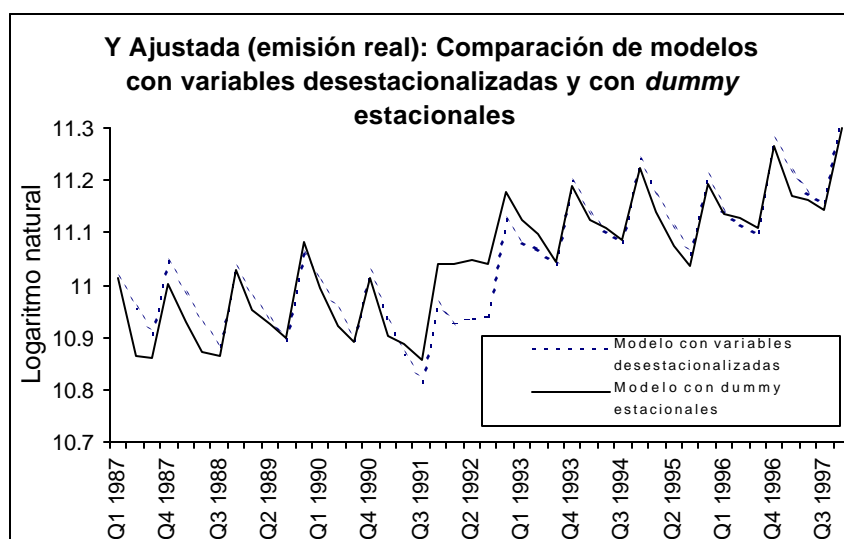
CUADRO No. 3
DEMANDA DE EMISIÓN MONETARIA PARA COSTA RICA:
RESULTADOS COMPARATIVOS DE LOS MODELOS CON DUMMY
ESTACIONALES Y CON VARIABLES DESESTACIONALIZADAS
1987:2 - 1997:4

Variables	Variable dependiente LNEMIR		Variable dependiente LNEMIRD	
	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t
C	0.8963	2.72	0.6495	2.00
LNPIBR	0.2436	5.40	0.1998	4.96
IPA3	-0.0039	-5.60	-0.0037	-5.39
LNEMIR(-1)	0.7596	14.22	---	---
LNEMIRD(-1)	---	---	0.8020	16.31
q1	-0.1909	-18.28	---	---
q2	-0.1704	-17.41	---	---
q3	-0.1591	-17.87	---	---
	R² aj = 0.9787		R² aj = 0.9732	
	Durbin-h = 1.3503		Durbin-h = 0.8981	

Los resultados estadísticos no son esencialmente diferentes, como se observa en el cuadro anterior. En particular hay igualdad en los signos y analogía en magnitud y significancia de los coeficientes de regresión.

Por otra parte, se decidió analizar las series ajustadas por regresión de ambas funciones. Con respecto a la evidencia del cuadro No.3, la Y ajustada (emisión real), se obtiene en términos desestacionalizados por lo que fue necesario aplicarle el factor de estacionalidad para regresar a los valores originales,^{16/} mientras que los resultados del cuadro No.1 se obtienen directamente en forma original. Posteriormente, se analizaron ambas series, llegándose a la conclusión de que casi no difieren. A continuación se presenta un gráfico con ambas series:

Gráfico No.4



Resalta el alejamiento que muestran ambas líneas en el año 92, el cual probablemente se deba a que la apertura de la cuenta de capitales que se dio a partir de ese periodo, pudo tener algún impacto sobre el fenómeno estacional, produciendo un cambio en el mismo. Sin embargo, la serie ajustada por ambos métodos presenta consistentemente un comportamiento similar.

Para confirmar la afirmación anterior, se realizó una prueba estadística denominada la prueba de las observaciones aparejadas. Consiste en detectar si existe diferencia significativa entre las variaciones porcentuales de la emisión monetaria ajustada según el método de las variables desestacionalizadas y las *dummy* estacionales.

^{16/} En el Anexo No.2 se incluyen estos cálculos.

Se compara el t calculado (t_c) con el t tabular (t_t)^{17/}. En este caso, el t calculado es igual a -0.62 y el t tabulado con un nivel de significancia del 5% ($\alpha = 5\%$) y 42 grados de libertad es de 2.02 y como $|t_c| < |t_t|$ se rechaza la hipótesis de que existe diferencia significativa entre ambos métodos con un nivel de significancia del 5%.^{18/}

En síntesis, se nota el proceso más largo que se requiere cuando se trabaja con series desestacionalizadas en una regresión, en tanto que si se usan las *dummy* estacionales no es necesario realizar este procedimiento.

6. CONSIDERACIONES FINALES

1. El principal objetivo de esta nota técnica consistió en proponer un nuevo enfoque para tratar el componente estacional existente en algunas series temporales que forman parte de los modelos econométricos. Para lograr este objetivo se explicó en qué consisten las variables estacionales, se presentaron los comandos de SHAZAM y EVIEWS necesarios para aplicarlas y se ilustró su uso mediante una ecuación de demanda de dinero.
2. Cuando las series de tiempo económicas presentan diferente estacionalidad y se desea hacer un modelo de regresión con las mismas, existen dos posibilidades: remover la variación estacional o explicarla por medio de variables estacionales. En general, hasta el momento en el Banco Central de Costa Rica se ha seguido el procedimiento de emplear variables desestacionalizadas o inclusive en tendencia-ciclo.

No obstante, las nuevas orientaciones de la teoría econométrica indican que se comete un error al utilizar variables desestacionalizadas o en tendencia-ciclo en las ecuaciones de regresión. Debido a que los coeficientes de los parámetros determinarían una recta diferente a la que se obtendría con las variables estacionales, que es la que se considera como la mejor estimación.

3. Es por ello que se sugiere utilizar variables estacionales en lugar de series transformadas en las ecuaciones de regresión. Se trata de variables artificiales discretas (*dummy*) creadas para capturar el componente estacional de las series de tiempo involucradas en las relaciones funcionales.
4. Es necesario mencionar que el uso de las variables estacionales no resta importancia a los paquetes para descomponer series de tiempo, como el X11-

^{17/} Véase Anexo No. 3.

^{18/} En el Anexo No. 4 se encuentran los resultados de esta prueba.

ARIMA, ya que sirven para analizar series individuales y calcular tasas de crecimiento sin el efecto estacional.

5. Por otra parte, es importante indicar que no es necesario cambiar todos los modelos econométricos utilizados hasta el momento, sobre todo si se trata de modelos que han usado variables muy exactas en su comportamiento estacional, como la emisión monetaria y que por tanto han mostrado buenos resultados. Más bien es recomendable utilizar las variables estacionales en la construcción de los nuevos modelos que surjan en las diversas investigaciones.
6. Se concluye que la aplicación de variables estacionales depende del criterio del experto. Sin embargo, se considera adecuada en el caso de modelos con series temporales estacionales, dado que su uso es bastante sencillo e incluso viene implementado en los programas econométricos más conocidos. También, presentan la ventaja de que no es necesario desestacionalizar las series y regresar posteriormente a los niveles originales, además de brindar información acerca del grado de estacionalidad de la variables explicada. En cuanto a sus limitaciones se señalan problemas cuando el patrón estacional es móvil, lo cual raramente se presenta en las variables macroeconómicas; aún en ese caso existen métodos para solventar ese problema. Otro inconveniente de este nuevo enfoque, es que si se trata de información mensual, se requieren muchas observaciones, puesto que en este caso deben usarse once *dummy* estacionales, las que reducirán en forma importante los grados de libertad disponibles para el análisis.

7. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS^{19/}

- Agénor, Pierre-Richard; Hoffmaister, Alexander y Medeiros, Carlos (1997) "Cyclical Fluctuations in Brazil's Real Exchange Rate: The Role of Domestic and External Factors". Research Department. Fondo Monetario Internacional.
- Cabrero, A. y Delrieu, J.C. (1996) "Elaboración de un índice sintético para predecir la inflación en España". Documento de trabajo No. 9619. Banco de España.
- Davidson, R. y MacKinnon, J. (1993) "Estimation and Inference in Econometrics". Oxford University Press.
- Granger, C.W.J. (1990) "Modelling Economic Series". Advanced Texts in Econometrics. Oxford University Press.
- Hylleberg, Svend (1992) "Modelling Seasonality". Advanced Texts in Econometrics. Oxford University Press.
- Maravall, Agustín (1994). "Use and Misuse of Unobserved Components in Economic Forecasting", Journal of Forecasting, Vol. 13, págs. 157-178.
- Sánchez C., Carmen (1995) "Ecuación de demanda de ALP2: Propiedades de corto plazo y utilización en el análisis monetario". EC/1995/33. Servicio de Estudios. Banco de España.
- Solano, Ivannia y Torres, Carlos (1998) "Estimación de funciones de demanda de dinero trimestrales y anuales". Mimeo. Banco Central de Costa Rica.

kikutva@bccr.fi.cr
torresgc@bccr.fi.cr

F:\...INT\NT1998\NT-02-98.DOC

^{19/} Además, se consultaron varias páginas WEB sobre este tema.

**ANEXO No. 1
BASE DE DATOS**

Tiempo	EMISION		TASA INTERÉS PASIVA 3			
	REAL	PIB REAL	MESES	Q1	Q2	Q3
Q1 1987	60761.57	2773.79	15.00	1	0	0
Q2 1987	56699.88	2580.46	15.00	0	1	0
Q3 1987	53886.31	2650.30	16.90	0	0	1
Q4 1987	61143.01	2813.73	18.43	0	0	0
Q1 1988	56405.26	2891.17	18.00	1	0	0
Q2 1988	55010.03	2677.07	18.00	0	1	0
Q3 1988	53539.91	2701.61	18.00	0	0	1
Q4 1988	61649.90	2919.69	18.70	0	0	0
Q1 1989	59692.07	3003.43	19.06	1	0	0
Q2 1989	56769.87	2896.36	18.98	0	1	0
Q3 1989	54071.17	2827.46	18.25	0	0	1
Q4 1989	63048.81	3096.39	18.25	0	0	0
Q1 1990	58607.71	3177.90	19.41	1	0	0
Q2 1990	55565.25	2945.91	21.63	0	1	0
Q3 1990	52800.27	2968.70	24.55	0	0	1
Q4 1990	59822.40	3151.80	28.78	0	0	0
Q1 1991	54600.14	3214.38	32.33	1	0	0
Q2 1991	50774.93	3045.87	29.38	0	1	0
Q3 1991	50125.24	2985.83	29.75	0	0	1
Q4 1991	59180.35	3275.01	29.36	0	0	0
Q1 1992	55437.19	3495.36	23.25	1	0	0
Q2 1992	55360.98	3211.90	14.06	0	1	0
Q3 1992	57246.62	3284.92	15.53	0	0	1
Q4 1992	68758.57	3496.83	18.23	0	0	0
Q1 1993	65843.42	3673.40	17.54	1	0	0
Q2 1993	65237.68	3448.90	14.88	0	1	0
Q3 1993	62645.47	3491.80	21.65	0	0	1
Q4 1993	72549.46	3729.90	23.53	0	0	0
Q1 1994	72005.41	3798.59	20.91	1	0	0
Q2 1994	70110.60	3686.42	20.36	0	1	0
Q3 1994	69452.72	3644.12	20.53	0	0	1
Q4 1994	79545.66	3857.86	22.64	0	0	0
Q1 1995	71589.38	3995.09	24.01	1	0	0
Q2 1995	67592.01	3788.16	27.52	0	1	0
Q3 1995	64302.30	3683.09	27.87	0	0	1
Q4 1995	73651.32	3881.16	26.95	0	0	0
Q1 1996	68205.41	3925.80	23.01	1	0	0
Q2 1996	66680.01	3713.90	18.92	0	1	0
Q3 1996	65954.03	3673.80	18.23	0	0	1
Q4 1996	77261.59	3932.00	19.09	0	0	0
Q1 1997	71527.93	3944.40	18.88	1	0	0
Q2 1997	68174.95	3884.10	18.74	0	1	0
Q3 1997	68659.24	3835.60	18.24	0	0	1
Q4 1997	84863.13	4066.20	18.10	0	0	0

Fuente: Sección Política y Programación Financiera, Banco Central de Costa Rica

ANEXO No. 2
EMISION MONETARIA PARA COSTA RICA:
MODELO CON VARIABLES DESESTACIONALIZADAS
En logaritmos

Tiempo	Serie original	Serie desestacionalizada	Serie ajustada desestacionalizada	Factores estacionales	Serie ajustada original
Q1 1987	11.0147	10.9981	10.9981	1.0015	11.0147
Q2 1987	10.9455	10.9744	10.9833	0.9974	10.9544
Q3 1987	10.8946	10.9596	10.9696	0.9941	10.9046
Q4 1987	11.0210	10.9434	10.9649	1.0071	11.0427
Q1 1988	10.9403	10.9246	10.9681	1.0014	10.9839
Q2 1988	10.9153	10.9438	10.9554	0.9974	10.9269
Q3 1988	10.8882	10.9535	10.9470	0.9940	10.8817
Q4 1988	11.0292	10.9500	10.9531	1.0072	11.0324
Q1 1989	10.9970	10.9827	10.9624	1.0013	10.9766
Q2 1989	10.9468	10.9757	10.9628	0.9974	10.9339
Q3 1989	10.8981	10.9629	10.9611	0.9941	10.8962
Q4 1989	11.0517	10.9708	10.9779	1.0074	11.0588
Q1 1990	10.9786	10.9663	10.9922	1.0011	11.0045
Q2 1990	10.9253	10.9539	10.9802	0.9974	10.9515
Q3 1990	10.8743	10.9392	10.9612	0.9941	10.8961
Q4 1990	10.9991	10.9166	10.9420	1.0076	11.0248
Q1 1991	10.9078	10.8973	10.9174	1.0010	10.9279
Q2 1991	10.8352	10.8642	10.8979	0.9973	10.8687
Q3 1991	10.8223	10.8860	10.8768	0.9941	10.8132
Q4 1991	10.9883	10.9045	10.8799	1.0077	10.9635
Q1 1992	10.9230	10.9141	10.9182	1.0008	10.9272
Q2 1992	10.9216	10.9513	10.9665	0.9973	10.9368
Q3 1992	10.9551	11.0191	11.0042	0.9942	10.9403
Q4 1992	11.1384	11.0522	11.0368	1.0078	11.1229
Q1 1993	11.0950	11.0870	11.0754	1.0007	11.0835
Q2 1993	11.0858	11.1173	11.1037	0.9972	11.0723
Q3 1993	11.0452	11.1082	11.1035	0.9943	11.0407
Q4 1993	11.1920	11.1053	11.1095	1.0078	11.1963
Q1 1994	11.1845	11.1765	11.1278	1.0007	11.1357
Q2 1994	11.1578	11.1903	11.1385	0.9971	11.1062
Q3 1994	11.1484	11.2121	11.1441	0.9943	11.0808
Q4 1994	11.2841	11.1958	11.1522	1.0079	11.2401
Q1 1995	11.1787	11.1696	11.1604	1.0008	11.1695
Q2 1995	11.1212	11.1557	11.1433	0.9969	11.1089
Q3 1995	11.0714	11.1346	11.1227	0.9943	11.0596
Q4 1995	11.2071	11.1184	11.1200	1.0080	11.2087
Q1 1996	11.1303	11.1201	11.1349	1.0009	11.1451
Q2 1996	11.1077	11.1438	11.1511	0.9968	11.1149
Q3 1996	11.0967	11.1609	11.1645	0.9942	11.1003
Q4 1996	11.2550	11.1644	11.1856	1.0081	11.2763
Q1 1997	11.1778	11.1667	11.2039	1.0010	11.2151
Q2 1997	11.1298	11.1679	11.2161	0.9966	11.1778
Q3 1997	11.1369	11.2015	11.2252	0.9942	11.1604
Q4 1997	11.3488	11.2564	11.2447	1.0082	11.3369

Fuente: Elaboración propia con base en información del Anexo No.1.

Anexo No.3
PRUEBA DE LAS OBSERVACIONES APAREJADAS

El estadístico t se calcula de la siguiente forma:

$$t_c = \frac{\bar{d}}{S_{\bar{d}}} = \frac{\bar{d}}{\frac{S_d}{\sqrt{n}}}$$

donde:

- t_c = estadístico t calculado.
- \bar{d} = promedio de las diferencias de las variaciones porcentuales de ambos métodos.
- S_d = desviación estándar de las diferencias porcentuales de ambos métodos.
- n = número de diferencias de las variaciones porcentuales de ambos métodos.

Se compara con t tabular:

$$t_t(\alpha/2, n-1 \text{ gl.})$$

donde:

- α = nivel de significancia.

ANEXO No.4
EMISION MONETARIA AJUSTADA POR REGRESION
EN MILLONES DE COLONES

Tiempo	METODO DE ESTIMACIÓN				Diferencia
	Emisión monetaria Variables desestacionalizadas	Emisión monetaria Variables estacionales	Emisión monetaria Variables desestacionalizadas Var. %	Emisión monetaria Variables estacionales Var. %	
Q1 1987	60761.57	60761.57			
Q2 1987	57204.47	52353.08	-5.8542	-13.8385	-7.9843
Q3 1987	54424.47	52010.71	-4.8598	-0.6540	4.2058
Q4 1987	62483.38	60051.16	14.8075	15.4592	0.6517
Q1 1988	58919.61	55786.76	-5.7036	-7.1013	-1.3977
Q2 1988	55651.15	52673.68	-5.5473	-5.5803	-0.0330
Q3 1988	53192.79	52365.32	-4.4175	-0.5854	3.8321
Q4 1988	61842.80	61722.66	16.2616	17.8693	1.6077
Q1 1989	58490.53	57039.60	-5.4206	-7.5873	-2.1666
Q2 1989	56044.69	55666.48	-4.1816	-2.4073	1.7743
Q3 1989	53972.59	54199.48	-3.6972	-2.6353	1.0619
Q4 1989	63500.30	64914.27	17.6529	19.7692	2.1163
Q1 1990	60144.62	59511.45	-5.2845	-8.3230	-3.0385
Q2 1990	57040.83	55280.03	-5.1605	-7.1103	-1.9497
Q3 1990	53964.78	53665.33	-5.3927	-2.9209	2.4718
Q4 1990	61375.80	60679.13	13.7331	13.0695	-0.6635
Q1 1991	55707.91	54334.09	-9.2347	-10.4567	-1.2220
Q2 1991	52506.81	53465.33	-5.7462	-1.5989	4.1473
Q3 1991	49670.31	51784.85	-5.4022	-3.1431	2.2590
Q4 1991	57729.44	62285.89	16.2252	20.2782	4.0530
Q1 1992	55670.10	62327.50	-3.5672	0.0668	3.6340
Q2 1992	56205.89	62812.30	0.9624	0.7778	-0.1846
Q3 1992	56406.37	62399.59	0.3567	-0.6571	-1.0137
Q4 1992	67704.41	71547.89	20.0297	14.6608	-5.3689
Q1 1993	65087.88	67787.17	-3.8646	-5.2562	-1.3916
Q2 1993	64362.63	66063.74	-1.1143	-2.5424	-1.4282
Q3 1993	62358.83	62482.24	-3.1133	-5.4213	-2.3080
Q4 1993	72863.50	72298.71	16.8455	15.7108	-1.1347
Q1 1994	68577.92	67827.53	-5.8817	-6.1843	-0.3026
Q2 1994	66580.69	66774.53	-2.9123	-1.5525	1.3599
Q3 1994	64914.42	65211.44	-2.5026	-2.3408	0.1618
Q4 1994	76122.35	74786.24	17.2657	14.6827	-2.5830
Q1 1995	70935.06	68940.62	-6.8144	-7.8164	-1.0020
Q2 1995	66761.84	64562.13	-5.8832	-6.3511	-0.4679
Q3 1995	63548.25	62132.52	-4.8135	-3.7632	1.0503
Q4 1995	73768.88	72677.13	16.0833	16.9712	0.8879
Q1 1996	69223.33	68515.01	-6.1619	-5.7269	0.4350
Q2 1996	67165.14	67927.88	-2.9733	-0.8569	2.1163
Q3 1996	66191.80	66818.13	-1.4492	-1.6337	-0.1845
Q4 1996	78930.87	78052.64	19.2457	16.8136	-2.4321
Q1 1997	74244.37	71012.04	-5.9375	-9.0203	-3.0829
Q2 1997	71527.84	70498.80	-3.6589	-0.7227	2.9362
Q3 1997	70294.00	69152.26	-1.7250	-1.9100	-0.1850
Q4 1997	83863.66	80792.04	19.3041	16.8321	-2.4720
				Promedio	-0.0752
				Desv. Est.	2.5561
				Tc	-0.6181
				Tt(5%,42gl)	2.0210

Fuente: Elaboración propia con base en información del Anexo No.1.