Observatorio de la economía latinoamericana
Nº 32, octubre 2004

UN ESTUDIO ECONOMÉTRICO SOBRE LA DETERMINACIÓN DEL IPC EN LA REGIÓN DE LOS ANDES DE VENEZUELA

Moisés Mata Aponte (*)
UNELLEZ-VENEZUELA
Vicerrectorado de Planificación y Desarrollo Social
Email: mmata@cantv.net

Para citar este artículo recomendamos utilizar el siguiente formato:

Mata Aponte, M. (2004) "Un estudio econométrico sobre la determinación del IPC en la región de los Andes de Venezuela" en Observatorio de la Economía Latinoamericana Nº 32 Texto completo en http://www.eumed.net/cursecon/ecolat/index.htm

INTRODUCCIÓN

La presente investigación es continuación de una anterior que tiene por título Indice de Precios al Consumidor: ciudad de Barinas 1977 (Mata y Navarro 1999). La motivación fundamental de aquella investigación, como la actual, tiene como dirección la estructuración de una línea de investigación sobre el índice de precios al consumidor (IPC).

Valga la pena acotar que abordar el IPC como línea de investigación tiene la relevancia temática de permitirnos medir algunos indicadores socioeconómicos que de èl se derivan, como por ejemplo: desvalorización interna de la moneda y pérdida de su poder adquisitivo, desvalorización interna de los ingresos familiares y pérdida de su capacidad de compra; además de permitirnos medir el ingreso nominal y salario mínimo requerible por las familias para sustentar sus niveles de vida. De la medición de estos indicadores nos ocuparemos en una investigación posterior.

En esta investigación se estudia el IPC clasificado por grupos al año base 1984. De acuerdo a esta clasificación tenemos cuatro grupos de productos básicos, cuales son: alimentos, bebidas y tabaco; vestido y calzado; gastos del hogar y gastos diversos. El estudio se realiza para la región de los andes, aplicado a las ciudades de mayor tamaño poblacional de los estados que lo conforman, esto es: Valera, Mérida, San Cristóbal y Barinas.

OBJETIVO GENERAL

Determinar el comportamiento econométrico del índice de precios al consumidor para la región de los andes.

OBJETIVO ESPECIFICO

Determinar los componentes explicativos y predictivos del índice de precios al consumidor para las siguientes ciudades: Barinas, Valera, Mérida y San Cristóbal.

ASPECTOS TEÓRICOS

RELATIVOS AL IPC

El índice de precios al consumidor (IPC) es una técnica estadística que permite medir el cambio que han tenido los precios, de un conjunto de bienes y servicios representativo de las compras de una familia, entre dos períodos determinados (Banco Central de Honduras 2000). Generalmente es usado como el indicador que mide la inflación o deflación de los precios al consumidor final. Dicho de otro modo, el IPC se refiere a la variación de los precios de un conjunto de bienes y servicios que adquieren las familias para satisfacer sus necesidades. Por lo tanto, en su cálculo están incluidos los precios de los bienes y servicios de consumo básicos.

Como bienes se pueden identificar los alimentos, bebidas, medicinas, calzados, muebles, enseres del hogar, artefactos eléctricos, vehículos, útiles escolares, periódicos, entre otros. Como servicios se pueden identificar el alquiler de vivienda, electricidad, teléfono, matrícula y mensualidad escolar, consumo en restaurantes y hoteles, gas doméstico, etc. (¿Qué es el índice de precios al consumidor base 1984?. www.bcv.org.ve).

El IPC, como todo índice agregativo de precios, tiene ciertas limitaciones técnicas. Pero antes de indicarlas, sea necesario enumerar algunas de las exigencias básicas en la elaboración de este indicador (lo que sigue es un resumen de varias anotaciones efectuadas por el autor en entrevista con Otilia Meza de la Gerencia de Estadísticas del BCV y con Jaime Tinto del Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales de la ULA):

- i) Medir sólo el movimiento de los precios que paga el consumidor final.
- ii) Especificar rigurosamente las características de los productos investigados.
- iii) Investigar los mismos bienes y servicios a través del tiempo y espacio.
- iv) Mantener constantes las fuentes de información. Cuando hayan cambios procurar que tengan similitud con las anteriores.
- v) Obtener los precios de los bienes y servicios en condiciones de venta normal.

Entre las limitaciones que dificultan satisfacer las exigencias básicas ya señaladas, se pueden mencionar las siguientes:

- i) El IPC asume la existencia de un consumidor estable que no reacciona ante los cambios de precios.
- ii) Aunque el consumidor modifique sus gastos, la estructura de la canasta del IPC permanece constante.

Además de las exigencias básicas, en la elaboración del IPC se requiere responder un conjunto de interrogantes, tales como:

1) ¿qué bienes consumen los hogares?.
2) ¿cuál es el nivel de gasto de los hogares y su ubicación geográfica?.
3) ¿dónde compran esos bienes los hogares?.
4) ¿cuánto pagan los hogares por los artículos que adquieren?.
5) ¿cuál período servirá de base o punto de partida?

La respuesta a la mayoría de estas interrogantes se obtiene mediante la formulación y levantamiento por un año de una encuesta de presupuestos familiares. Partiendo de una muestra representativa de la población, esta encuesta es útil para identificar los patrones de consumo de los hogares. Los resultados de esa investigación se usan como base en la estructuración de la canasta de consumo para el cálculo del IPC.

De los resultados de la encuesta se toma el nivel de ingresos de los hogares a incorporarse en el cálculo del IPC. Simultáneamente se define la ubicación geográfica más representativa de los hogares consumidores. El conjunto de hogares seleccionados de acuerdo con los criterios anteriores constituye la población de referencia.

Es indispensable detallar la cantidad de los bienes y servicios que consumen ese conjunto de hogares o población de referencia y el valor de cada uno de éstos. Por lo tanto, un paso importante en la elaboración del IPC es la selección de los bienes y servicios que más consumen los hogares. Ese conjunto de bienes y servicios seleccionados se le denomina canasta de consumo, la cual se mantiene fija a lo largo del tiempo.

El gasto en cada uno de los bienes y servicios tiene magnitudes diferentes. El monto gastado en cada bien o servicio se expresa como porcentaje del gasto total. De esta forma todo bien o servicio dentro de la canasta de consumo tiene una ponderación.

Dado que los consumidores adquieren los productos en diversos puntos de compra, como por ejemplo en supermercados, mercados, tiendas, farmacias, se escoge una muestra de ellos con el fin de investigar periódicamente los precios de los bienes y servicios que conforman la canasta de consumo. A cada punto seleccionado se le denomina establecimiento informante.

Finalmente se define un período que sirve como punto de partida o de referencia para comparar en el tiempo las variaciones de los precios. Este recibe el nombre de período o año base y se le asigna el valor de 100%.

Además de ser utilizado como el principal indicador estadístico para medir el proceso inflacionario, el IPC es utilizado como:

1) Indicador para ajustar algunas variables macroeconómicas de la contabilidad nacional, como por ejemplo: gasto de

consumo final de los hogares y de la administración pública.
2) Factor de ajuste de algunos activos monetarios, como por ejemplo: circulante y liquidez monetaria.
3) Factor de ajuste para el tipo de cambio.
4) Factor de ajuste de remuneraciones laborales.
5) Indicador en materia de negociaciones colectivas entre trabajadores y patronos.
6) Indicador para negociación de contrato de ejecución de obras.

En Venezuela el BCV es el organismo responsable de la elaboración del IPC a nivel nacional. A nivel regional algunas instituciones universitarias colaboran con el BCV en el levantamiento de la data, tal es el caso del IIES-ULA en la región de los andes. Ambos organismos utilizan la fórmula modificada de Laspeyres para el cálculo del IPC (ver Mata y Navarro 1999 y Garnica 1998).

$$IL = \Sigma(Vio) * (Pit/Pio)$$

Donde:
IL = índice de Laspeyres.
Vio = es la proporción del gasto familiar en el i-esimo producto, en el período base.
Pit = es el precio del producto i-esimo, en el período actual t.
Pio = es el precio del producto i-esimo, en el período base.

Esta fórmula tiene la característica de tomar las cantidades del período base como factor de ponderación, por lo que el índice resultante es conocido como un índice de ponderación fijo o constante. Por tanto IL mide solamente las variaciones en los precios.

RELATIVOS A LOS TEST ECONOMETRICOS

En general los modelos econométricos establecen relaciones estocásticas entre las variables económicas. Esto significa que si tenemos dos variables X e Y, ellas serán estocásticas si para cada valor de X existe una distribución de probabilidad de valores de Y. Por tanto, para cada valor determinado de X la variable Y puede tomar algún valor determinado con una probabilidad mayor que 0 y menor que 1.

Se puede definir una relación estocástica entre las variables X e Y como el conjunto de todos los valores de X e Y caracterizados por una ecuación de regresión lineal (ver Kmenta 1977 y Maddala 1977).

$$Yi = a + cXi + Ei$$

En la que Y se denomina variable dependiente, X es la variable explicativa y E la perturbación estocástica. a y c son los parámetros de regresión cuyos valores se quieren conocer. El subíndice i indica que se trata de la observación i-esima. Los valores de las variables X e Y son observables, pero no así los de E.

La naturaleza estocástica de la ecuación de regresión implica que para cada valor de X existe una distribución de probabilidad $N(a + cXi, \sigma^2)$ de valores de Y. Esto significa que el valor de Y es independiente y normalmente distribuido con media $a + cXi$ y varianza σ^2. El término de perturbación E es aleatorio por lo que Y también lo es.

Una vez estimada la ecuación de regresión es necesario estudiar el comportamiento de los residuos (ver Navarro 2000).

$$Ui = Yi - \hat{Y}i$$

Donde $\hat{Y}i$ es el estimador de Yi y Ui es el término residuo:

$$\hat{Y}i = \hat{a} + \hat{c}Xi$$

El estudio de Ui es importante para estimar la magnitud de la variación aleatoria de Yi, para efectuar el proceso de inferencias y para evaluar la pertinencia del modelo de regresión empleado (Navarro 2000). Siguiendo a Navarro, las propiedades más importantes de los residuos son las siguientes: i) la suma de los residuos es cero ($\Sigma Ui = 0$) y ii) la suma del cuadrado de los residuos es mínima (ΣUi^2 = mínimo).

Los componentes utilizados en el análisis de regresión se presentan usualmente en forma de tabla a la que se le denomina análisis de varianza.

TABLA ANOVA

Fuente de variación	**Suma de cuadrados**	**Grados de libertad**	**Media de los cuadrados**	**Prueba F**
Regresión	$\Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2$	**1** **P-1**	$\Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2/1$ $\Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2/P-1$	$\dfrac{\Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2/1}{\Sigma(Yi - \hat{Y}i)^2/N-2}$
Residuos	$\Sigma(Yi - \hat{Y}i)^2$	**N-2** **N-P**	$\Sigma(Yi - \hat{Y}i)^2/N-2$ $\Sigma(Yi - \hat{Y}i)^2/N-P$	$\dfrac{\Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2/P-1}{\Sigma(Yi - \hat{Y}i)^2/N-P}$
Total	$\Sigma(Yi - \tilde{Y})^2$	**N-1**		

La suma de cuadrados del análisis de varianza puede definirse del siguiente modo:

$$\Sigma(Yi - \tilde{Y})^2 = \Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2 + \Sigma(Yi - \hat{Y}i)^2$$

Es decir, la suma del cuadrado del total de desviaciones, que mide la variabilidad de Yi, es igual a la suma del cuadrado de desviaciones de la regresión, que mide la variabilidad de Yi que es eliminada al estimarse $\hat{Y}i$, más la suma del cuadrado de los residuos, que mide la variabilidad de Yi que no se reduce al estimarse $\hat{Y}i$.

$\tilde{Y}$ en $\Sigma(Yi - \tilde{Y})^2$ denota la media de los valores observados de Yi, mientras $\tilde{Y}$ en $\Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2$ denota la media de los valores $\hat{Y}$ estimados. Dado que $Ui = Yi - \hat{Y}i$, ello implica que $Ui = Yi - \hat{a} - \hat{c}Xi$. Los grados de libertad están asociados a la suma de cuadrados, pero serán diferentes dependiendo del tipo de regresión.

En el modelo de regresión simple los grados de libertad asociados a la suma de cuadrados es: $N-1 = 1 + N-2$. En el modelo de regresión múltiple los grados de libertad asociados a la suma de cuadrados es: $N-1 = P-1 + N-P$. N es el número de desviaciones y P es el número de parámetros. Análogamente la media de los cuadrados serán diferentes dependiendo del tipo de regresión.

En el modelo de regresión simple la media del cuadrado de la regresión y de los residuos es: $\Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2/1$ y $\Sigma(Yi - \hat{Y}i)^2/N-2$. Siendo en el modelo de regresión múltiple la media del cuadrado de la regresión y de los residuos: $\Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2/P-1$ y $\Sigma(Yi - \hat{Y}i)^2 /N-P$.

Si decimos que $\Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2/1 = S1^2$ y $\Sigma(Yi - \hat{Y}i)^2/N-2 = S2^2$, podemos decir que hay una $F1= S1^2/S2^2$, que es la prueba F para el modelo de regresión simple. Y si decimos que $\Sigma(\hat{Y}i - \tilde{Y})^2/P-1 = S3^2$ y $\Sigma(Yi - \hat{Y}i)^2 /N-P = S4^2$, podemos decir que hay una $F2 = S3^2/S4^2$, que es la prueba F para el modelo de regresión múltiple. Como se puede ver F2 es una extensión de F1. En efecto, si $P = 2$, $S3^2 = S1^2$ y $S4^2 = S2^2$, por tanto $F2 = F1$, que es la prueba F para el modelo de regresión simple. Pero si $P > 2$, F2 será diferente de F1, acorde a la prueba F para el modelo de regresión múltiple. No obstante, las propiedades de F2 se basan en las propiedades de F1.

Tales propiedades consisten en formular una hipótesis nula Ho: $P = 0$ contra una hipótesis alternativa H1: no todos los $P = 0$. Si se verifica Ho no existe relación entre Yi y Xi, pero si se verifica H1 si existe relación.

ASPECTOS METODOLOGICOS

La clasificación del IPC por grupos nos permite estructurar una ecuación de regresión múltiple del siguiente tipo:

$$IGi = c + a\ ABTi + u\ VCi + h\ GHi + g\ GDi + ei, \quad \text{para todo } i =1,2,...,n.$$

Donde:

IG = índice general.
ABT = alimentos, bebidas y tabaco.
VC = vestido y calzado.
GH = gastos del hogar.
GD = gastos diversos.
c, a, u, h, g = parámetros de regresión.
e = perturbación estocástica.

La ecuación anterior describe una relación de tipo lineal entre la variable dependiente IG y las variables explicativas ABT, VC, GH y GD. Dadas i observaciones de IG, ABT, VC, GH y GD, el problema que se plantea consiste en estimar los parámetros c, a, u, h y g. El método utilizado para tal estimación es el de los mínimos cuadrados ordinarios, que consiste en averiguar los valores de los parámetros que minimizan la suma de los cuadrados de los residuos (Thomas 1980). Es decir minimiza $\Sigma(IGi - E(IGi))^2$, donde E(IGi) = esperanza matemática o valor esperado de IG.

$$E(IGi) = \hat{c} + \hat{a}\ ABTi + \hat{u}\ VCi + \hat{h}\ GHi + \hat{g}\ GDi$$

Los residuos correspondientes son estimadores de ei.

$$\hat{e}i = IGi - \hat{c} - \hat{a}\ ABT - \hat{u}\ VC - \hat{h}\ GH - \hat{g}\ GD$$

Por lo que los estimadores mínimo cuadráticos se obtienen minimizando:

$$\Sigma \hat{e}i^2 = \Sigma(IGi - \hat{c} - \hat{a}\ ABT - \hat{u}\ VC - \hat{h}\ GH - \hat{g}\ GD)^2$$

Para obtener el valor estadístico de tales estimadores se pueden aplicar paquetes estadísticos tales como el TSP, Eviews o SPSS. La estimación de los parámetros la obtuvimos aplicando el TSP (ver Mata Brito 1988 a).

Las ecuaciones de regresión múltiple que se estructuraron para estimar los parámetros asociados a ABT, VC, GH y GD que se suponen explican y predicen el IG de precios al consumidor para las ciudades de Mérida, Valera, Barinas y San Cristóbal, son las siguientes:

Para la ciudad de Mérida

$$E(IGMi) = \hat{c} + \hat{a}\ ABTMi + \hat{u}\ VCMi + \hat{h}\ GHMi + \hat{g}\ GDMi$$
$$E(LIGMi) = \hat{c} + \hat{a}\ L(ABTMi) + \hat{u}\ L(VCMi) + \hat{h}\ L(GHMi) + \hat{g}\ L(GDMi)$$

Donde:

E(IG) = valor esperado del índice general de precios al consumidor.

E(LIG) = valor esperado del logaritmo del índice general de precios al consumidor.
ABT = alimentos, bebidas y tabaco.
VC = vestido y calzado.
GH = gastos del hogar.
GD = gastos diversos.
$\hat{c}$, $\hat{a}$, $\hat{u}$, $\hat{h}$, $\hat{g}$ = parámetros de regresión.
L = logaritmo.
M = Mérida.
i = 1,2,...,n.

Para la ciudad de Valera

$$E(IGVi) = \hat{c} + \hat{a}\ ABTVi + \hat{u}\ VCVi + \hat{h}\ GHVi + \hat{g}\ GDVi$$
$$E(LIGVi) = \hat{c} + \hat{a}\ L(ABTVi) + \hat{u}\ L(VCVi) + \hat{h}\ L(GHVi) + \hat{g}\ L(GDVi)$$

Donde:
E(IG) = valor esperado del índice general de precios al consumidor.
E(LIG) = valor esperado del logaritmo del índice general de precios al consumidor.
ABT = alimentos, bebidas y tabaco.
VC = vestido y calzado.
GH = gastos del hogar.
GD = gastos diversos.
$\hat{c}$, $\hat{a}$, $\hat{u}$, $\hat{h}$, $\hat{g}$ = parámetros de regresión.
L = logaritmo.
V = Valera.
i = 1,2,...,n.

Para la ciudad de Barinas

$$E(IGBi) = \hat{c} + \hat{a}\ ABTBi + \hat{u}\ VCBi + \hat{h}\ GHBi + \hat{g}\ GDBi$$
$$E(LIGBi) = \hat{c} + \hat{a}\ L(ABTBi) + \hat{u}\ L(VCBi) + \hat{h}\ L(GHBi) + \hat{g}\ L(GDBi)$$

Donde:
E(IG) = valor esperado del índice general de precios al consumidor.
E(LIG) = valor esperado del logaritmo del índice general de precios al consumidor.
ABT = alimentos, bebidas y tabaco.
VC = vestido y calzado.
GH = gastos del hogar.
GD = gastos diversos.
$\hat{c}$, $\hat{a}$, $\hat{u}$, $\hat{h}$, $\hat{g}$ = parámetros de regresión.

L = logaritmo.
B = Barinas.
i = 1,2,...,n.

Para la ciudad de San Cristóbal

$$E(IGSCi) = \hat{c} + \hat{a}\ ABTSCi + \hat{u}\ VCSCi + \hat{h}\ GHSCi + \hat{g}\ GDSCi$$
$$\mathbf{E(LIGSCi) = \hat{c} + \hat{a}\ L(ABTSCi) + \hat{u}\ L(VCSCi) + \hat{h}\ L(GHSCi) + \hat{g}\ L(GDSCi)}$$

Donde:
E(IG) = valor esperado del índice general de precios al consumidor.
E(LIG) = valor esperado del logaritmo del índice general de precios al consumidor.
ABT = alimentos, bebidas y tabaco.
VC = vestido y calzado.
GH = gastos del hogar.
GD = gastos diversos.
$\hat{c}$, $\hat{a}$, $\hat{u}$, $\hat{h}$, $\hat{g}$ = parámetros de regresión.
L = logaritmo.
SC = San Cristobal.
i = 1,2,...,n.

Cada una de estas ecuaciones se estimaron con el método de los mínimos cuadrados ordinarios, el cual se basa en los siguientes supuestos y propiedades (ver las demostraciones en Thomas 1980 y Gujarati 1981).
i) supuestos atinentes a la perturbación estocástica:

E(ei) = 0, para todo i = 1,2,...,n; esto es, ei proviene de una población con media cero, lo cual implica que las variables explicativas de la ecuación de regresión, tanto en las lineales como en las logarítmicas, se distribuyen aleatoriamente.

$E(ei^2) = \sigma^2$, esto es, ei se obtiene de una misma población cuya varianza es σ^2, lo cual nos lleva al tercer supuesto.

E(ei ej) = 0 cuando i es distinto de j, vale decir que la covarianza entre dos de las observaciones, dado que el muestreo aleatorio de las observaciones supone su mutua independencia, se prevé nula.

E(Xκi ej) = XκiE(ej) = 0 para todo i,j = 1,2,...,n. Donde Xκi = variables explicativas de las ecuaciones de regresión, tanto en las lineales como en las logarítmicas, las cuales se suponen constantes. XκiE(ej) = 0 implica que la covarianza entre cualquiera de las variables independientes Xκi y una variable aleatoria ei se prevé también nula.

ii) propiedades atinentes a los parámetros de regresión:

Linealidad: dado que las Xκi se suponen constantes, los parámetros de regresión se pueden expresar como combinaciones lineales de la variable dependiente de la ecuación de regresión, tanto en las lineales como en las logarítimicas.

Insesgadez: se espera que los parámetros de regresión de E(Yi) sean iguales a los parámetros de regresión de Yi, donde Yi = variable dependiente de la ecuación de regresión, tanto en las lineales como en las logarítmicas.

Varianza mínima: dado que los parámetros de regresión de E(Yi) son lineales e insesgados, se espera que tales estimadores tengan una varianza mínima.

EVALUACIÓN DE LOS RESULTADOS

La evaluación tiene por objeto conocer si las estimaciones de los parámetros de la regresión lineal y logarítmica son estadísticamente satisfactorios. De acuerdo con Mata Brito (1988 b), estos criterios son dictados por la teoría estadística y tienen que ver con la confiabilidad estadística de los parámetros estimados. Los criterios estadísticos son los siguientes:

i) significación de los parámetros estimados.
ii) significación global del modelo .
iii) significación del coeficiente de determinación.
iv) error cometido en la estimación de la ecuación de regresión.

A continuación presentaremos las ecuaciones lineales y logarítmicas estimadas para las ciudades de Mérida, Valera, Barinas y San Cristóbal.

Para la ciudad de Mérida

Ecuación lineal estimada:

$$E(IGMi) = -0.6880 + 0.2904\,ABTMi + 0.2443\,VCMi + 0.1717\,GHMi + 0.2927\,GDM$$
$$T = (-0.2122) \quad (20.8830) \quad (18.5142) \quad (13.7142) \quad (22.9306)$$
$$R^2 = 0.9999 \quad SER = 15.0086 \quad DW = 2.1986 \quad F = 1519325.0$$

Ecuación logarítmica estimada:

$$E(LIGMi) = 0.0261 + 0.3786\,L(ABTMi) + 0.1040\,L(VCMi) + 0.2250\,L(GHMi) + 0.2856\,L(GDMi)$$
$$T = (2.7665) \quad (5.6016) \quad (2.7641) \quad (11.1526) \quad (9.1896)$$
$$R^2 = 0.9999 \quad SER = 0.0161 \quad DW = 0.7838 \quad F = 154482.9$$

Para la ciudad de Valera

Ecuación lineal estimada:

$$E(IGVi) = 0.0259 + 0.4497\ ABTVi + 0.2117\ VCVi + 0.1569\ GHVi + 0.1795\ GDVi$$
$$T = (0.0874)\quad (606.30)\quad (157.50)\quad (181.81)\quad (398.80)$$
$$R^2 = 1.0000 \quad SER = 1.3914 \quad DW = 2.4856 \quad F = 1620000.0$$

Ecuación logarítmica estimada:

$$E(LIGVi) = -0.146 + 0.4445\ L(ABTVi) + 0.1627\ L(VCVi) + 0.1869\ L(GHVi) + 0.2081\ L(GDVi)$$
$$T = (-2.6804)\quad (19.9718)\quad (9.9288)\quad (16.7556)\quad (20.3054)$$
$$R^2 = 0.9999 \quad SER = 0.0086 \quad DW = 0.4044 \quad F = 541664.0$$

Para la ciudad de Barinas

Ecuación lineal estimada:

$$E(IGBi) = -20.4250 + 0.9326\ ABTBi + 0.2673\ VCBi + 0.4494\ GHBi + 0.0045\ GDBi$$
$$T = (-3.0781)\quad (31.2656)\quad (-8.6535)\quad (83.0532)\quad (1.3373)$$
$$R^2 = 0.9999 \quad SER = 32.3595 \quad DW = 2.5467 \quad F = 313304.8$$

Ecuación logarítmica estimada:

$$E(LIGBi) = -0.2001 + 0.6099\ L(ABTBi) + 0.0012\ L(VCBi) + 0.3976\ L(GHBi) + 0.0238\ L(GDBi)$$
$$T = (-7.2836)\quad (7.5011)\quad (0.0183)\quad (13.5276)\quad (1.3681)$$
$$R^2 = 0.9997 \quad SER = 0.0351 \quad DW = 1.1193 \quad F = 32350.33$$

Para la ciudad de San Cristóbal

Ecuación lineal estimada:

$$E(IGSCi) = -1.0487 + 0.4480\ ABTSCi + 0.1936\ VCSCi + 0.1743\ GHSCi + 0.1898\ GDSCi$$
$$T = (-0.3536)\quad (27.0289)\quad (10.8286)\quad (11.0863)\quad (19.3572)$$
$$R^2 = 0.999 \quad SER = 13.4997 \quad DW = 2.6704 \quad F = 2311316.0$$

Ecuación logarítmica estimada:

$$E(LIGSCi) = -0.0767 + 0.4407\ L(ABTSCi) + 0.1129\ L(VCSCi) + 0.3364\ L(GHSCi) + 0.1240\ L(GDSCi)$$
$$T = (-1.7298)\quad (4.5506)\quad (1.7893)\quad (5.3606)\quad (1.9896)$$
$$R^2 = 0.9999 \quad SER = 0.0367 \quad DW = 2.1630 \quad F = 29690.57$$

La significación de los parámetros estimados consiste en probar si los estimadores de los parámetros de la regresión lineal y logarítmica son estadísticamente distintos de cero. Para ello se especifica un contraste de hipótesis como el siguiente:

Hipótesis nula Ho: $\hat{c} = 0$

$$\text{Ho: } \hat{a} = 0$$
$$\text{Ho: } \hat{u} = 0$$
$$\text{Ho: } \hat{h} = 0$$
$$\text{Ho: } \hat{g} = 0$$

Hipótesis alternativa $H1: \hat{c} > 0$

$$H1: \hat{a} > 0$$
$$H1: \hat{u} > 0$$
$$H1: \hat{h} > 0$$
$$H1: \hat{g} > 0$$

Si se verifica Ho se acepta que ABT, VC, GH y GD no tienen ningún poder explicativo ni predictivo sobre la variable independiente IG. En caso contrario, que se verifique H1, se rechaza la hipótesis nula. El TSP realiza una prueba de hipótesis con dos colas (2-tail sig.) para probar la significación estadística de cada estimador de los parámetros. Usualmente se retienen dentro del modelo lineal y logarítmico aquellas variables cuyos estimadores paramétricos resulten distintos de cero con niveles de significación comprendidos entre $\alpha = 0.050$ y $\alpha = 0.000$. Para los niveles de significación inferiores a $\alpha = 0.050$, significa que las variables tienen poco poder explicativo y predictivo (ver Mata Brito 1988 b). Nuevamente presentaremos las ecuaciones lineales y logarítmicas estimadas para las ciudades de Mérida, Valera, Barinas y San Cristóbal, incluyendo solamente el paréntesis con 2-tail sig.

Para la ciudad de Mérida

Ecuación lineal estimada:

E(IGMi) = -0.6880 + 0.2904 ABTMi + 0.2443 VCMi + 0.1717 GHMi + 0.2927 GDMi
2-TS = (0.833) (0.000) (0.000) (0.000) (0.000)

Ecuación logarítmica estimada:

E(LIGMi) = 0.0261 + 0.3786 L(ABTMi) + 0.1040 L(VCMi) + 0.2250 L(GHMi) + 0.2856 L(GDMi)
2-TS = (0.010) (0.000) (0.010) (0.000) (0.000)

Para la ciudad de Valera

Ecuación lineal estimada:

E(IGVi) = 0.0259 + 0.4497 ABTVi + 0.2117 VCVi + 0.1569 GHVi + 0.1795 GDVi
2-TS = (0.931) (0.000) (0.000) (0.000) (0.000)

Ecuación logarítmica estimada:

E(LIGVi) = -0.146 + 0.4445 L(ABTVi) + 0.1627 L(VCVi) + 0.1869 L(GHVi) + 0.2081 L(GDVi)
2-TS = (0.012) (0.000) (0.000) (0.000) (0.000)

Para la ciudad de Barinas

Ecuación lineal estimada:

$$E(IGBi) = -20.4250 + 0.9326\ ABTBi + 0.2673\ VCBi + 0.4494\ GHBi + 0.0045\ GDBi$$
$$2\text{-}TS = \quad (0.005) \quad (0.000) \quad (0.000) \quad (0.000) \quad (0.192)$$

Ecuación logarítmica estimada:

$$E(LIGBi) = -0.2001 + 0.6099\ L(ABTBi) + 0.0012\ L(VCBi) + 0.3976\ L(GHBi) + 0.0238\ L(GDBi)$$
$$2\text{-}TS = \quad (0.000) \quad (0.000) \quad (0.986) \quad (0.000) \quad (0.182)$$

Para la ciudad de San Cristóbal

Ecuación lineal estimada:

$$E(IGSCi) = -1.0487 + 0.4480\ ABTSCi + 0.1936\ VCSCi + 0.1743\ GHSCi + 0.1898\ GDSCi$$
$$2\text{-}TS = \quad (0.726) \quad (0.000) \quad (0.000) \quad (0.000) \quad (0.000)$$

Ecuación logarítmica estimada:

$$E(LIGSCi) = -0.0767 + 0.4407\ L(ABTSCi) + 0.1129\ L(VCSCi) + 0.3364\ L(GHSCi) + 0.1240\ L(GDSCi)$$
$$2\text{-}TS = \quad (0.095) \quad (0.000) \quad (0.084) \quad (0.000) \quad (0.056)$$

La significación global del modelo se obtiene a través de la prueba F, que consiste en probar la hipótesis conjunta de que los estimadores de la ecuación de regresión lineal y logarítmica son estadísticamente significativos diferentes de cero. Para ello se especifica una hipótesis nula Ho: $\hat{c}, \hat{a}, \hat{u}, \hat{h}, \hat{g} = 0$ y una hipótesis alternativa H1: $\hat{c}, \hat{a}, \hat{u}, \hat{h}, \hat{g}$ diferente de cero. Si se verifica Ho se acepta que la variación de IG no es explicada por el modelo de regresión. Si por el contrario se verifica H1 se rechaza la hipótesis nula. Por la tabla ANOVA sabemos que la prueba F en el modelo de regresión múltiple es igual a la media del cuadrado de la regresión entre la media del cuadrado de los residuos, es decir: F = MCR/MCRE.

El TSP da la salida de los valores calculados de F, que al contrastarse con la F crítica para un número de 33-4-1 = 28 observaciones, 4 variables explicativas y un nivel de significación de 0.05 (Fcrít. = (4, 28) y (0.05) = 2.71), permite verificar que la F calculada para la regresión lineal y logarítmica es mayor que la F crítica tabulada. Por lo que la hipótesis nula se puede rechazar y aceptar que existe relación estadística entre las variables que estructuran el modelo lineal y logarítmico.

CONCLUSIONES

Dos conclusiones podemos especificar conjuntamente: 1) que ABT, VC, GH y GD son variables explicativas y predictivas de IG y ii) que el modelo lineal se ajusta mejor a dicha predicción que el modelo logarítmico. Esto lo podemos verificar al contrastar el estadístico DW calculado con los tabulados positivos (dl) y negativos (du). El DW mide la autocorrelación de los residuos. El contraste de hipótesis se especifica del siguiente modo:

Hipótesis nula Ho: êi = 0.

Hipótesis alternativa H1: êi > 0.

Si el DW es menor que dl se rechaza la hipótesis nula, esto es, se acepta la existencia de autocorrelación positiva. Si dl < DW < du, significa que la autocorrelación positiva es menor o que se reduce pero es indicativo de que el contraste es indeterminado. Y si DW es mayor que du se acepta la hipótesis nula en el sentido de que los resultados derivados de la regresión no se ven afectados por problemas de autocorrelación de primer orden (Thomas 1980). Los valores tabulados de dl y du para 33 observaciones, 5 parámetros de regresión y un nivel de probabilidad de 0.95, son respectivamente: dl = 1.19 y du = 1.73. Puesto que en las ecuaciones de regresión lineal el DW calculado es mayor que du, se acepta la hipótesis nula, lo que significa que el modelo de regresión lineal no presenta problemas de autocorrelación. Dado que en las ecuaciones de regresión logarítmica el DW calculado es menor que dl, se rechaza la hipótesis nula, lo que significa que el modelo de regresión logarítmico presenta problemas de autocorrelación. Por lo que podemos finalmente resaltar que el modelo lineal es el que mejor se ajusta a la ecuación de regresión.

BIBLIOGRAFÍA

Banco Central de Honduras. 2000. Indice de precios al consumidor. conceptualización y características metodológicas.

Garnica Olmos, Elsy. Indice de precios al consumidor región los andes. IIES-ULA, Mérida.

Gujarati, Damodar. 1981. Econometría Básica. Mac Graw-Hill, México.

Kmenta, J. 1977. Elementos de econometría. Vicens Vives, Barcelona.

Maddala, G.S. 1977. Econometría. Mac Graw-Hill, México.

Mata, Moisés y Arturo Navarro. 1999. Indice de precios al consumidor. ciudad de Barinas (1997). Revista UNELLEZ de Ciencia y Tecnología 17(1):69-79, Barinas.

Mata Brito, Héctor. 1998 a. Instrucciones básicas para el manejo del Time series processors. FACES-ULA, Mérida.

Mata Brito, Héctor. 1998 b. Estimación de funciones económicas mediante el paquete TSP. FACES-ULA, Mérida.

Navarro, Arturo. 2000. Estadística aplicada al área económica y empresarial. ediciones de la UNELLEZ, Barinas.

¿Qué es el índice de precios al consumidor base 1984?. www.bcv.org.ve

Thomas, J.J. 1980. Introducción al análisis estadístico para economistas. ediciones Marcombo, Barcelona-México.