Colección
Banca Central y Sociedad

BANCO CENTRAL DE VENEZUELA

# Modelos de series de tiempo para predecir la inflación en Venezuela

José Guerra,
Gustavo Sánchez
y Belkis Reyes

Serie Documentos de Trabajo
Gerencia de Investigaciones Económicas
Versión diciembre 1997

13

# Modelos de series de tiempo para predecir la inflación en Venezuela

José Guerra,
Gustavo Sánchez
y Belkis Reyes

**Resumen**

En este trabajo se estiman modelos de series de tiempo para la inflación mensual con el propósito de hacer proyecciones de corto plazo y evaluar la evolución de los precios. En la primera parte se consideran las características de la serie del Índice de Precios al Consumidor, relativas a su volatilidad y grado de integración. Posteriormente se estimó un modelo ARIMA, obteniéndose un resultado que ha comenzado a ser común en estudios recientes en Venezuela, como lo es el carácter persistente de la inflación. El último ejercicio empírico también valida esta persistencia y con un alto grado de significación, ya que a pesar de haber incorporado una variable que refleja la influencia del sector externo sobre la inflación, son los valores de esta última variable con un período de rezago los que mayor influencia tienen para proyectar su comportamiento futuro.

**Abstract**

The aim of this paper is to apply time series models to obtain short-term forecasts for the monthly rate of inflation in Venezuela in order to monitor inflation. In the first part of the paper the consumer price index volatility and its integration order were determined. The next section shows a result for the ARIMA model which has begun to be common in recent studies about the inflation in Venezuela: the significant effect of the lags of the inflation rate on its current values. This persistency is also found in the empirical analysis where the external sector effect is included through a transfer function model. Although this variable is relevant in the inflation's explanation, there is still much more significance associated with the lagged inflation to forecast the future inflation.

## DIRECTORIO

*Antonio Casas González*
Presidente

*Carlos Hernández Delfino*
*Armando León Rojas*
*Domingo Maza Zavala*
*Luis Carlos Palacios*
*Roosevelt Velásquez*
*Teodoro Petkoff*
(Representante
del Ejecutivo Nacional)
*Raúl Alegrett*
(Suplente)

## ADMINISTRACION

*Antonio Casas González*
Presidente

*Hugo Romero Quintero*
Primer Vicepresidente

*Eddy Reyes Torres*
Segundo Vicepresidente

*Marcos Sandoval*
Asesoría Económica
a la Presidencia

COORDINACION Y PRODUCCION
Gerencia de Investigaciones
Económicas
*Avenida Urdaneta, Esquina de Las Carmelitas.*
*Caracas 1010.*
*Teléfonos:  801.53.55-801.89.84*
*Fax:  58-2-801.83.78*

PRODUCCION EDITORIAL
Gerencia de Comunicaciones Institucionales
Departamento de Publicaciones
ISBN 980-6395-57-3

Información:
Departamento de Publicaciones BCV
*Torre Financiera, piso 14, ala sur.*
*Esquina de Las Carmelitas.*
*Dirección Postal: Apartado 2017. Carmelitas.*
*Caracas 1010.*
*Teléfonos: 801.80.75 / 83.80 / 52.35*
*Fax: 801.87.06*
*Internet: http://www.bcv.org.ve*

# Indice

## Introducción

Como parte de un proyecto sobre la inflación en Venezuela, en este estudio se plantea disponer de herramientas alternativas que permitan modelar la evolución de los precios, con el objeto de realizar proyecciones oportunas de corto y mediano plazo de esta variable.

Actualmente, se llevan a cabo estimaciones trimestrales por medio de una ecuación de inflación incorporada en el modelo para la determinación del producto por la vía de la demanda agregada. Además se utilizan especificaciones ARIMA para una proyección mensual de inflación esperada, utilizada en el cálculo de la tasa de interés real.

Este trabajo tiene como finalidad proveer una serie de modelos con periodicidad mensual que permitan realizar proyecciones con distintas alternativas propuestas, de tal manera que se genere una visión adecuada sobre la inflación en el futuro inmediato. El período analizado corresponde a 1989:06 - 1997:07, tanto para el modelo de suavización exponencial como para el modelo ARIMA, debido a la mayor compatibilidad de los datos con las condiciones actuales de la economía. Por su parte, para la estimación del modelo de función de transferencia se consideró un lapso mayor (1970: 02 - 1997: 07) dada la posibilidad de incorporar relaciones de la inflación con otras variables económicas.

Es importante resaltar que el tipo de modelos aquí descritos corresponden a aquellos donde el principal insumo (y en la mayoría de los casos el único) para describir y proyectar el comportamiento de una variable, lo constituye su propia evolución histórica. Si bien estos modelos presentan la desventaja de no tomar en consideración información respecto a las posibles interrelaciones de la variable objeto de estudio con otras del sistema económico, ellos resultan poco costosos en cuanto a la actualización de las series de variables relevantes, así como en relación al proceso de modelización.

En la primera parte del trabajo se utilizan los procedimientos de suavización exponencial, donde básicamente se obtiene una ecuación que describe el proceso estocástico como un promedio ponderado de los niveles que ha experimentado la variable en su pasado reciente. Posteriormente, se presentan los resultados obtenidos a través de una especificación ARIMA, y, finalmente, se estima un modelo de función de transferencia que combina las técnicas de regresión con la de series de tiempo para dar cuenta de las características esenciales del proceso generador de datos de la inflación en Venezuela.

En la última parte se plantean algunas conclusiones referidas, no solamente a los resultados empíricos arrojados por las diferentes alternativas de estimación, sino también algunas ideas sobre la manera en que deben ser interpretadas las estimaciones donde fundamentalmente se han empleado los datos históricos como soporte de las predicciones.

## I. Algoritmos de suavización exponencial

Este método utiliza promedios ponderados de los valores históricos de una serie de tiempo con el propósito de realizar predicciones de corto plazo de una variable. El conjunto de ponderaciones decrecen exponencialmente, reduciendo la importancia de los datos en la medida que éstos se encuentren más alejados del período de estimación.

*Suavización exponencial simple*

Esta técnica es apropiada para series de tiempo que no presenten un patrón estacional y que no tengan tendencia creciente o decreciente predecible.

El pronóstico $Y_{t+1}$ de la serie suavizada $Y_t$ se obtiene de forma recurrente mediante el siguiente modelo de predicción:

$$\hat{Y}_{t+1} = S_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha) S_{t-1}$$

donde:

$\hat{Y}_{t+1}$ : Predicción para el período $_{t+1}$

$\alpha$ : Constante de suavización (donde, en general $0 < \alpha < 1$)

$Y_t$ : Valor observado de la serie de tiempo en el período t

$S_{t-1}$ : Valor proyectado de la serie para el período $_t$, estimado en $_{t-1}$

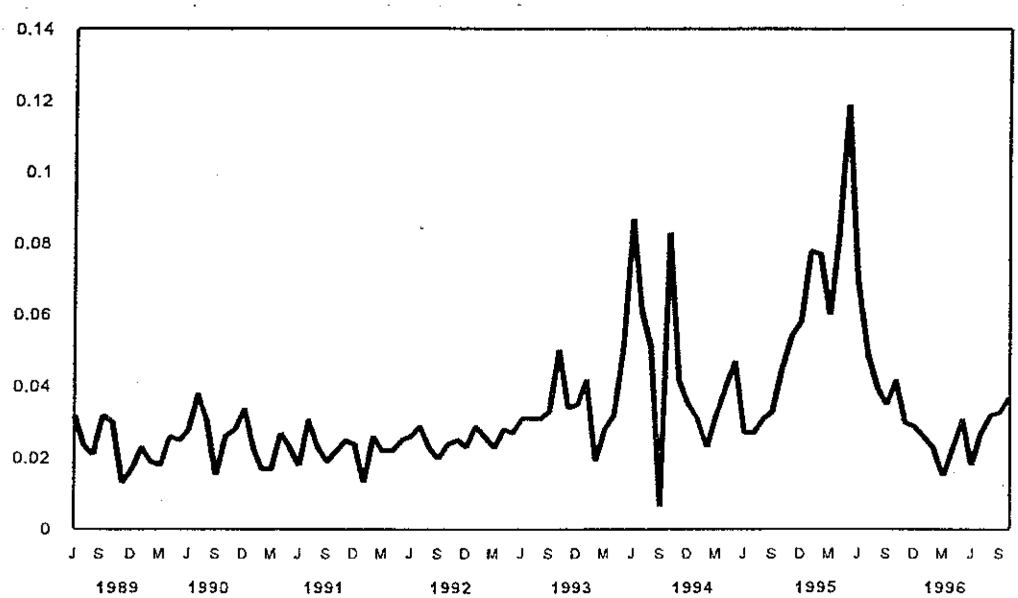
La escogencia de un coeficiente de suavización o de ponderación que se debe asignar a la serie de tiempo, es muy importante debido a que puede afectar significativamente a los resultados. Desafortunadamente esta selección es arbitraria y subjetiva.

La regla de selección que se plantea está basada en el comportamiento de la serie, el cual se visualiza a través del análisis gráfico. Si la serie tiene una evolución volátil, se selecciona un $\alpha$ pequeño debido al menor grado de dependencia de la variable con respecto a su nivel inmediatamente anterior, si el comportamiento es estable o menos volátil, probablemente un $\alpha$ grande proporcione una predicción más precisa. Un criterio más objetivo que consiste en definir diferentes niveles de $\alpha$, con los cuales se realiza el ajuste de la serie de tiempo y luego se calcula la suma de cuadrados de los errores, en cada caso, para escoger finalmente aquel $\alpha$ que la minimice.

Con base en estas consideraciones se procedió a la escogencia del coeficiente de suavización de la serie en primeras diferencias logarítmicas del Indice de Precios al Consumidor como una proxi de la inflación. Es importante señalar que esta variable ha sido considerada como estacionaria en este estudio, tal como se comprueba en el análisis basado en los modelos ARIMA realizado en la siguiente sección. Dada la significativa volatilidad que presenta la variable (Gráfico 1), el parámetro $\alpha$ asignado a la serie debería ser pequeño, por lo que se realizaron pruebas con valores inferiores a 0,5.

GRÁFICO 1

PRIMERAS DIFERENCIAS LOGARÍTMICAS DEL IPC MENSUAL



| **Parámetro de Suavización $\alpha$** | **Suma de Cuadrados de los Residuos** | **Error Cuadrático Medio** |
|---|---|---|
| 0,46 | 0,019183 | 0,013714 |
| 0,43 | 0,019265 | 0,013742 |
| 0,40 | 0,019389 | 0,013787 |

Entonces, la especificación final, queda expresada de la siguiente manera:

$$\hat{Y}_{t+1} = 0{,}46\, Y_t + 0{,}546\, S_{t-1}$$

*Suavización exponencial doble[1]:*

El propósito que se persigue al usar esta técnica, al igual que la de suavización exponencial simple, es desarrollar estimadores para un modelo que describa adecuadamente la relación de la serie $Y_t$ con su evolución en el tiempo. Este procedimiento se lleva a cabo de manera recursiva, actualizando, de ser necesario, las constantes de suavización del modelo en la medida que se dispone de nuevas observaciones.

La suavización exponencial doble, también conocida como estadística doblemente suavizada, es aplicada a series de tiempo con tendencia lineal que experimentan cambios en su pendiente y constituye una aplicación doble de la suavización exponencial simple.

1 Los interesados en las derivaciones de las ecuaciones de predicción para los modelos obtenidos por suavización exponencial simple y doble pueden remitirse al texto de Brown, (1963), Cap. 9.

El modelo de predicción está dado por:

$$\hat{Y}_{t+1} = \left(2 + \frac{\alpha}{1-\alpha}\right) S_t - \left(1 + \frac{\alpha}{1-\alpha}\right) S_t^{(2)}$$

Siendo:

$$S_t = \alpha y_t + (1-\alpha) S_{t-1}$$

$$S_t^{(2)} = \alpha S_t + (1-\alpha) S_{t-1}^{(2)}$$

donde:

$\hat{Y}_{t+1}$ Predicción del período $_{t+1}$

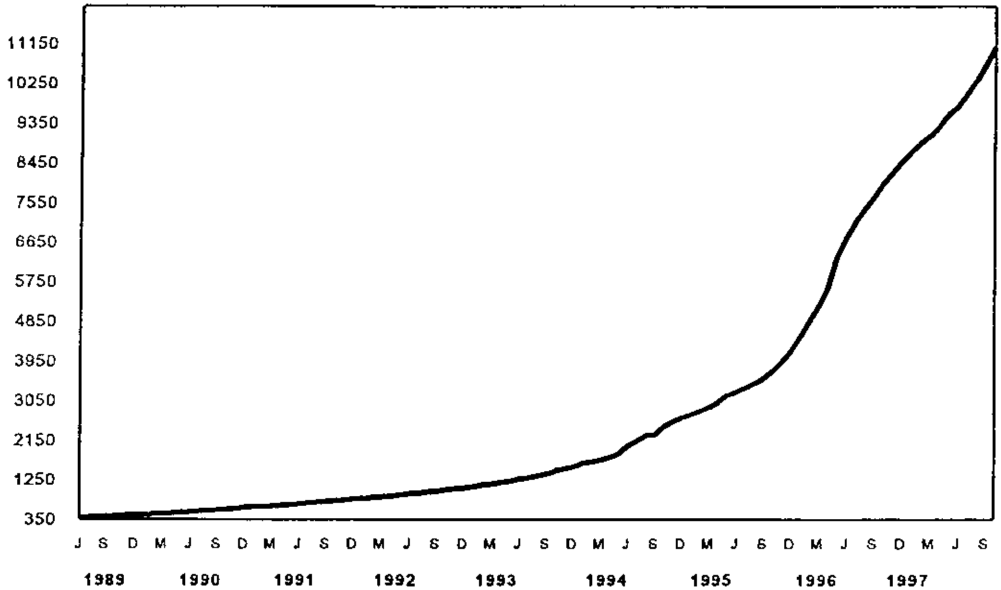
$\alpha$: Constante de suavización (donde, en general $0 < \alpha < 1$)

$S_t$ : Valor suavizado de $y_t$, obtenido a través de una suavización exponencial simple.

$S_t^{(2)}$ :Valor suavizado de la serie $S_t$, obtenido a través de una suavización exponencial simple.

El procedimiento para hallar el $\alpha$ apropiado es exactamente el mismo que el utilizado en la suavización exponencial simple, sólo que en lugar de aplicarlo sobre la inflación, se ajusta al Indice de Precios al Consumidor, cuya pendiente sufre alteraciones significativas en algunos subperíodos (Gráfico 2). La serie no presenta signos importantes de volatilidad, por lo tanto, se realizaron pruebas con $\alpha$ superior a 0,5:

GRÁFICO 2
INDICE MENSUAL DE PRECIOS AL CONSUMIDOR




| Constante de Suavización $\alpha$ | Suma de Cuadrados de los Residuos | Error Cuadrático Medio |
|---|---|---|
| 0.500 | 569.747.5 | 75.11 |
| 0.750 | 340.548.9 | 58.07 |
| 0.884 | 321.776.1 | 56.44 |
| 0.950 | 325.616.1 | 56.78 |

Entonces, el modelo de predicción final queda expresado de la siguiente forma:

$$\hat{Y}_{t+1} = 9{,}62\,S_t - 8{,}62\,S_t^{(2)}$$

Este método considera el componente permanente de la serie de tiempo durante el período de proyección y adicionalmente requiere que se estime la pendiente actual de la serie, con la finalidad de incorporar la tendencia en el ajuste. Por lo tanto, el algoritmo no sólo incluye los niveles, sino también la pendiente de la serie, la cual se adapta en el tiempo, a medida que se obtienen nuevas observaciones.

La forma recurrente de este algoritmo es:

$$L_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)\left(L_{t-1} + T_{t-1}\right) \qquad 0 < \alpha < 1$$

$$T_t = \beta(L_t - L_{t-1}) + (1-\beta)T_{t-1} \qquad 0 < \beta < 1$$

donde:

$L_t$ : Estimación del nivel de la serie Y, para el período $_{t+1}$

$T_t$ : Estimación de la pendiente de Y, para el período $_{t+1}$

α, ß : Coeficientes de suavización.

Las proyecciones de las observaciones futuras de las series económicas que se estudian bajo este enfoque se obtienen a partir de la última estimación del nivel de la variable y de un incremento periódico que se aplica a la última pendiente estimada, esto es:

$$\hat{Y}_{t+h} = L_t + ht_t \qquad h = 1,2,3\ldots$$

La escogencia de la constante de suavización asociada a la pendiente de la serie suavizada (ß), dependerá de los cambios que se produzcan en la dirección de la variable. Si estos cambios se comportan de manera suavizada la pendiente deberá ser mayor, en caso contrario tenderá a cero. La selección del α se ha detallado en los métodos anteriores.

Otra forma de seleccionar $\alpha$ y ß, es a través de la minimización de la suma de cuadrados de las proyecciones un período adelante, sobre el lapso de estimación. Una vez seleccionado los valores iniciales se aplica el algoritmo de suavización y se procede a realizar las proyecciones. Para la escogencia de los parámetros de suavización $\alpha$ y ß, el comportamiento del Indice de Precios al Consumidor sugiere que ambos coeficientes sean altos, $\alpha$ por estar asociado a la evolución de los niveles de la serie y ß asociado a la pendiente, la cual presenta cambios moderados en su inclinación. A continuación se presentan los valores de $\alpha$ y ß aplicados al IPC, a fin de hacer la escogencia de aquellas constantes cuya suma de cuadrados de los errores sea mínima.

| **Parámetros de Suavización** $\alpha$ | **ß** | **Suma de Cuadrados de los Residuos** | **Error Cuadrático Medio** |
|---|---|---|---|
| 0.50 | 0.50 | 806.160.4 | 89.3 |
| 0.80 | 0.60 | 382.151.6 | 61.5 |
| 0.95 | 0.85 | 315.419.1 | 55.9 |
| 0.99 | 0.77 | 310.321.2 | 55.4 |

El modelo de predicción final tiene la siguiente forma :

$$L_t = 0.99\, Y_t + 0.01(L_{t-1} + T_{t-1})$$

$$T_t = 0.77(L_t - L_{t-1}) + 0.23\, T_{t-1}$$

## II. Modelo ARIMA

En la especificación de este tipo de modelos se hace explícita la dependencia de una variable respecto a su evolución histórica a través de la inclusión, tanto de los niveles pasados de la propia variable (AR), como de los shocks ocurridos en la serie a lo largo del período de estimación (MA).

$$y_t = \alpha + \underbrace{\phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \cdots + \phi_p y_{t-p}}_{AR(p)} + \underbrace{\theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2} + \cdots \theta_q e_{t-q} + e_t}_{MA(q)}$$

$$\Rightarrow (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p) y_t = \alpha + (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \cdots + \theta_q B^q) e_t$$

$$\Rightarrow \phi_p(B) Y_t = \alpha + \theta_q(B) e_t$$

donde:

$e_t$: ~ iid $(0, \sigma^2 I)$

p,q: orden de los componentes autorregresivos (AR) y de promedios móviles (MA), respectivamente.

$B$: Operador de rezagos ($B^i y_t = y_{t-i}$)

$\phi_p(B)$, $\theta_q(B)$: Polinomios en el operador de rezagos.

Al igual que los métodos utilizados en la parte anterior, puede observarse la clara dependencia de una variable respecto a su pasado, sin embargo, los procedimientos de suavización exponencial no permiten modelar la influencia de los shocks estocásticos sobre la evolución de la variable. Adicionalmente, en el caso de los modelos ARIMA se reduce significativamente el carácter subjetivo, presente en la suavización exponencial, en lo que se refiere a la selección y/o estimación de los parámetros del modelo.

Para la obtención del modelo ARIMA se procedió, en primer término, a analizar la estacionaridad del IPC. Al respecto, cabe mencionar que el grado de integración de esta variable, medida para diferentes países, ha sido objeto de controversias debido a la ambigüedad que puede presentarse en los resultados cuando se observan tendencias temporales en su variación porcentual, motivadas por procesos de aceleración o desaceleración inflacionaria. Banerjee *et al.* (1993), sugieren que el grado de integración de una serie debe ser determinado en relación a su comportamiento durante el período en estudio. En este sentido, se tiene que para el caso venezolano el IPC ha sido considerado I (1) ó I (2), en diferentes estudios[2].

Por otro lado, se ha propuesto que una serie puede ser considerada estacionaria, aun cuando su media pueda sufrir un cambio de nivel que perdure durante un cierto período de tiempo. Al observar el comportamiento de la inflación en Venezuela (Gráfico 1), se aprecia que luego del impacto provocado por el programa de ajuste en el primer trimestre de 1989, la serie se ha mantenido alrededor de una media superior a la del período anterior a 1989, mostrando algunos shocks de magnitud y persistencia significativas.

Debido a esta conducta de la inflación, se realizan los test de raíces unitarias, no sólo para el período completo, sino también para cada uno de los subperíodos (antes y después del primer trimestre de 1989) por separado. En todos los casos los test de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron (Tabla 1) generaron evidencias favorables a la hipótesis de que el IPC es I (1), por lo que la inflación se considera como estacionaria.

2 Véase, por ejemplo Nicolescu y Puente (1993), Sánchez (1994), Guerra, Rodríguez y Sánchez (1996), Reyes (1995).

TABLA 1
TESTS DE RAÍCES UNITARIAS PARA LA INFLACIÓN

| | Test de Dickey-Fuller | | | Test de Phillips-Perron | |
|---|---|---|---|---|---|
| **Período** | Valor Calculado | Valor Crítico | Orden | Valor Calculado | Valor Crítico |
| **1968-97** | -6.72 | -3.42 | 2 | -9.50 | -3.42 |
| **1968-88** | -8.29 | -3.43 | 0 | -8.28 | -3.43 |
| **1989-97** | -4.49 | -3.46 | 0 | -4.59 | -3.46 |

Notas: La selección del orden para el test DF/ADF se basó en los criterios de Akaike y Schwarz. Los valores críticos son tomados al 5%.

Una vez establecido el orden de integración de la variable en estudio, se procedió a determinar el orden de la especificación ARIMA combinando la metodología tradicional de Box-Jenkins con algunas sugerencias metodológicas comentadas por algunos investigadores y las planteadas en Pesaran y Pesaran (1997).

Como es ampliamente conocido en la literatura sobre el tema, el enfoque de Box-Jenkins propone el estudio de las funciones de autocorrelación y de autocorrelación parcial para determinar los valores p y q asociados a los términos AR y MA; en contraste, actualmente muchos investigadores basan esta selección en la formulación de un modelo general con un elevado número de términos AR y MA, el cual es reducido a una especificación más eficiente por medio de los criterios de Akaike y Schwarz, los estadísticos t, y el control de las raíces invertidas.

La especificación final del modelo ARIMA quedó de la siguiente manera:

$$(1 - \varnothing_2 B^2)Y_t = \alpha + (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2)\, e_t$$

$$\underset{(8{,}03)}{(1-0{,}7167B^2)}\ \Delta IPC = \underset{(6{,}67)}{0{,}03431} + (1 + \underset{(6{,}14)}{0{,}712305B} - \underset{(-2{,}25)}{0{,}266979B^2})e_t$$

donde:

$\Delta$IPC: Primera diferencia del logaritmo del Índice de Precios al Consumidor para el Área Metropolitana de Caracas.

Estadísticos t, entre paréntesis.

## III. Modelo de función de transferencia

Debido a la significativa interrelación existente entre la inflación y una gran cantidad de variables económicas, se planteó la estimación de una o varias ecuaciones donde se combinen las técnicas de series de tiempo con la de modelos de regresión.

Las funciones de transferencias consisten en la estimación de una relación para la variable dependiente respecto a una o más variables explicativas, donde se genera un término de perturbación que no se comporta como un ruido blanco y, por lo tanto, se hace necesaria la determinación de una estructura ARMA que describa al proceso que sigue dicho término de perturbación.

Específicamente, se parte de un modelo general preliminar:

$$Y_t = \mu + \frac{CW_s(B)}{\delta_r(B)} B^b X_t + \eta_t$$

Donde

$W_s(B)$, $\delta_r(B)$: Polinomios en el operador de rezagos B.

b: Número de períodos que transcurren antes de que X afecte a Y.

s, r : Orden de los polinomios $W$ y $\delta$.

$\eta_t$ : Disturbios (término de perturbación que no se comporta como ruido blanco).

$\mu$ : término constante.

C : Constante de escala para el efecto directo de X sobre Y.

Este modelo requiere entonces la incorporación de una especificación ARMA para $\eta_t$, a fin de lograr un término de error que tenga las propiedades de ruido blanco. Adicionalmente, se complementa la ecuación con el análisis de intervención, que supone la inclusión de algunas variables artificiales para recoger el impacto de shocks o patrones sistemáticos particulares que no sean explicados por la formulación planteada.

Finalmente, se obtiene:

$$Y_t = \mu + \frac{CW_s(B)}{\delta_r(B)} B^b X_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \varepsilon_t$$

donde:

$\phi_p(B)\eta_t = \theta_q(B)\varepsilon_t$: Especificación ARMA para $\eta_t$

$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2 I)$

*Variables del Modelo (INPUTS)*

El tipo de variables explicativas apropiadas para los modelos de función de transferencia (MFT) corresponden a las conocidas como indicadores adelantados, ya que el comportamiento de estas últimas generan señales que anticipan, en cierta medida, el comportamiento de la variable dependiente. Por lo tanto, es de esperar que sean los rezagos de las variables explicativas seleccionadas los que resulten relevantes en la ecuación para la inflación. No obstante, se puede aceptar como válido el modelo cuando se incluye la variable explicativa en el período corriente, pero será necesario disponer de sus proyecciones para poder estimar la variable explicativa.

Un aspecto importante a ser considerado en relación a la escogencia de los *inputs* o variables explicativas, es el relativo a la elevada frecuencia (mensual) de los datos para la serie de inflación, lo que obliga a seleccionar esas variables según su disponibilidad.

La información disponible y la evidencia empírica permiten escoger las siguientes variables:

- *Agregado Monetario*: Se seleccionó M1 debido a la constatación empírica obtenida en estudios recientes, los cuales analizan el efecto de diversos agregados monetarios sobre la inflación[3].

- *Efecto Externo (EFEEXT)*: En este caso se consideró conveniente adoptar la variable estandarizada por Dorta, Guerra y Sánchez (1997), que combina la inflación de Estados Unidos durante el período anterior a febrero de 1983 (cuando estuvo vigente el régimen de tipo de cambio fijo), con la variación del tipo de cambio a partir de marzo de ese año.
- *Variable fiscal*: Se realizaron diversas pruebas con los datos mensuales sobre ingresos y egresos del gobierno central y con los movimientos de la cuenta de la Agencia de la Tesorería Nacional en el Banco Central de Venezuela.

*Metodología*

Siguiendo el procedimiento propuesto por Box y Jenkins, se identifican algunos pasos fundamentales en la estimación de un modelo de función de transferencia:

3 Véase, por ejemplo: Guerra y Sánchez (1997); Guerra, Rodríguez y Sánchez (1996).

- En primer término, se analiza el comportamiento de las series en estudio y se realizan las transformaciones apropiadas para alcanzar la estacionaridad.

- Se estima un modelo ARMA que describa las características esenciales del proceso estocástico correspondiente a la variable explicativa.

- Se utiliza la especificación ARMA, obtenida en el paso anterior, para filtrar ambas series (lo que se conoce como preblanqueo). Por ejemplo, si el modelo ARMA sin constante correspondiente a M1 tiene orden p = 2 , q = 1, las series transformadas serán:

$$e_t^{(M1)} = M1_t - (\phi_{11} M1_{(t-1)} + \phi_{21} M1_{(t-2)} + \theta_1 e_{t-1}^{(M1)})$$

$$e_t^{(\pi)} = \pi_t - (\phi_{21} \pi_{(t-1)} + \phi_{22} \pi_{(t-2)} + \theta_2 e_{t-1}^{(\pi)})$$

Donde:

$\pi$: Inflación

$e^{(i)}$: Término de error de la especificación ARMA estimada para la variable i (constituye además la serie filtrada para i).

- Seguidamente se calcula la correlación cruzada entre $e^{(M1)}_t$ y $e^{(\Pi)}_t$, con el propósito de determinar los elementos que conforman una especificación preliminar para el modelo de función de transferencia (MFT).

- El MFT obtenido en el apartado anterior generará un término de perturbación, llamado disturbio, que normalmente no corresponderá a un ruido blanco, siendo entonces necesario modelar la estructura que rige el comportamiento de tales disturbios. Esto se realiza mediante una especificación ARMA que será añadida al MFT preliminar en la estimación definitiva.

Algunos de estos aspectos son tratados con mayor detalle en la evaluación empírica del modelo. No obstante, es importante resaltar:

- El MFT no pretende proporcionar la descripción de una relación estructural asociada al proceso inflacionario.

- Se considera, fundamentalmente, como un modelo predictivo, por lo que, en lugar de hallar una especificación que contenga a todas las variables explicativas propuestas, se evaluarán estimaciones con cada una de ellas por separado. De esta manera, se evita tener que formular escenarios congruentes que involucren resultados a nivel mensual para todas las variables explicativas. Por el contrario, se intenta emplear un modelo que contenga algún elemento vinculado con las determinantes de la inflación, pero que mantenga el bajo costo que, en relación a los requerimientos de información, tienen los modelos de series de tiempo.

- El aspecto anterior surge del hecho de que todos los resultados preliminares y los derivados de las estimaciones finales con el grupo de variables explicativas incorporadas de manera conjunta, sugieren la presentación de los valores de las tres series en el período corriente, lo cual implica una modelación simultánea o relajar algunos supuestos y realizar una estimación uniecuacional, pero disponer de escenarios consistentes para el grupo de variables explicativas.

## Resultados

### *1. Grado de integración de las variables:*

En la sección correspondiente a los modelos ARIMA se determinó que IPC es integrado de orden uno I (1). Ahora se analiza la estacionaridad de las variables explicativas propuestas. En este sentido, la tabla 2 muestra que el déficit obtenido como la diferencia entre los ingresos y egresos totales del gobierno central, es I (0). Por su parte, el efecto externo también resultó ser estacionario en niveles, mientras que M1 es I (1).

TABLA 2
TESTS DE RAÍCES UNITARIAS PARA
LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

| **Variable** | **Test de Dickey-Fuller** | | | **Test de Phillips-Perron** | |
|---|---|---|---|---|---|
| | Valor Calculado | Valor Crítico | Orden | Valor Calculado | Valor Crítico |
| Déficit | -3.44 | -2.89 | 8 | -9.00 | -2.88 |
| Efeext | -3.82 | -2.87 | 4 | -14.07 | -2.87 |
| $\Delta$ M1 | -3.02 | -2.87 | 11 | -17.67 | -3.42 |

Notas: La selección del orden para el test DF/ADF se basó en los criterios de Akaike y Schwarz.
Los valores críticos son tomados al 5%.
$\Delta$: indica primera diferencia del logaritmo de la variable.

## 2. *Estimación del modelo*

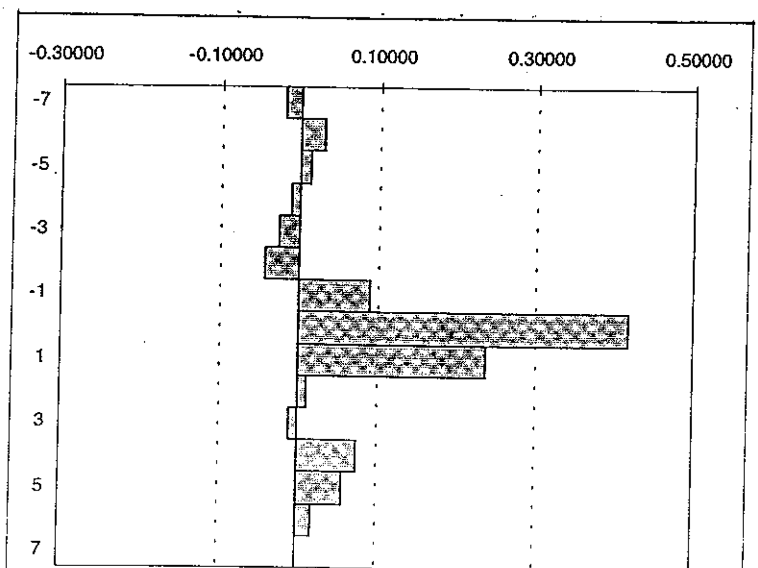
Luego de haber realizado pruebas con cada una de las variables explicativas se determinó que el mejor ajuste se logra con la variable correspondiente al efecto externo, por lo tanto, se estimó la especificación ARIMA para esta variable con el propósito de realizar el preblanqueo y posteriormente el análisis de correlación cruzada. El modelo para EFEEXT quedó estructurado de la siguiente manera:

$$\underset{(7,52)}{(1 - 0{,}65689\, B^2)}\ EFEEXT_t = -0{,}00858 + (1 - \underset{(-5,17)}{0{,}26727B} + \underset{(7,09)}{0{,}60395\, B^2})\, e_t$$

Estadístico t entre paréntesis

Entonces, una vez realizado el preblanqueo se obtuvo el gráfico para la correlación cruzada entre la inflación y EFEEXT (Gráfico 3).

GRÁFICO 3
CORRELACIÓN CRUZADA ENTRE LA INFLACIÓN
Y EL EFECTO EXTERNO
(AMBAS SERIES PREBLANQUEADAS)



Se observan dos valores significativamente superiores a la banda que corresponde a dos desviaciones stándar (aproximadamente, el intervalo entre -0,10 y 0,10), ellos sugieren que el modelo de función de transferencia inicial para la inflación incluya el valor corriente y el rezago de un período del efecto externo.

La estimación de la ecuación planteada presentó autocorrelación en los residuos, reflejando la existencia de un componente sistemático que se modeló a través de la inclusión de una especificación AR (1,4). Adicionalmente, fue necesario la intervención del modelo por medio de las variables D87M8, D89M3 y D96M4M5 para corregir algunos valores atípicos en el ajuste, motivados por los shocks asociados a una drástica caída de la inflación mensual en agosto de 1987 y por el inicio de los programas económicos en marzo de 1989 y abril-mayo de 1996.

La especificación definitiva quedó de la siguiente manera:

$$\underset{(15,11)}{(1- 0,633B} - \underset{(5,86)}{0,2466B^4)}\ \pi_t = \underset{(4,19)}{0,0175} + \underset{(4,96)}{0,0029}\ \underset{(4,82)}{(1 + 1,3393)}\ EFEEXT$$

$$\underset{(-3,53)}{-0,0279D87M8} + \underset{(13,34)}{0,1154D89M3} + \underset{(4,88)}{0,0365D96M4M5}$$

Estadísticos t entre paréntesis.

## Conclusiones

En este estudio se plantea la estimación de modelos de series de tiempo para la inflación,  con el  propósito fundamental de hacer proyecciones de corto plazo. Este tipo de ecuaciones requieren una cantidad de información mucho menor que la empleada en el análisis de regresión múltiple, y además no provienen de una representación estructural teórica del sistema económico, por lo que se utiliza como un enfoque alternativo para predecir.

No obstante, al ser modelada la variable únicamente en función de su propia evolución pasada, se plantea como supuesto básico que el proceso generador de datos de la inflación se mantiene invariable durante el período de proyección, no tomando en cuenta posibles alteraciones atribuidas a variables relacionadas en el sistema económico, mientras que las ecuaciones de regresión permiten incorporar cambios previsibles en las variables explicativas que afectarán los niveles futuros de la inflación.

Esta ultima característica conduce a interpretar las proyecciones que se deriven de los modelos obtenidos en este trabajo, como un resultado esperado en ausencia de shocks o ajustes significativos en los determinantes de la inflación. En este sentido, tales predicciones pueden ser empleadas  como herramientas que producen señales asociadas a la necesidad de aplicar políticas correctivas e incluso, dada la capacidad que tienen estos modelos para «aprender» e incorporar rápidamente los cambios producidos en la variable bajo estudio, pueden servir como indicadores referidos a la eficacia de la política de ajuste en el corto plazo.

Los resultados empíricos nuevamente ratifican los hallazgos obtenidos en los últimos trabajos sobre la inflación que han sido desarrollados en la Gerencia de Investigaciones Económicas. Específicamente, se observa la significativa capacidad predictiva que tiene la propia evolución histórica de la inflación para explicar y pronosticar su comportamiento presente y futuro. Esta característica ha sido particularmente estudiada en Dorta *et al.* (1997), identificándose como la persistencia del proceso inflacionario, la cual está influida por la credibilidad en la política económica.

Como último comentario, resulta interesante observar que los modelos de función de transferencia sólo permitieron incorporar el efecto externo sobre la inflación, y su incidencia es realmente débil de acuerdo con simulaciones realizadas con la ecuación. Este resultado parece tener sustento en la estabilidad (con respecto a los cambios en los precios) que en el pasado reciente ha experimentado la serie del tipo de cambio, con saltos discretos en los períodos en que se ha devaluado de manera significativa el bolívar. Sin embargo, dada la comentada capacidad de aprendizaje de este tipo de modelos, se esperaría que la incidencia de esta variable tenga mayor peso en las proyecciones para la inflación.

## Referencias bibliográficas


BANERJEE, A., DOLADO, J.J. GALBRAITH J. & HENDRY D. (1993), *Co-Integration, Error, Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford University Press.

BROWN, R.G. *Smoothing, Forecasting, and Prediction of discrete time series*. Englewood Diffs., N.S.: Prentice-Hall.

DORTA, M., GUERRA, J., Y SÁNCHEZ G. (1997), *Credibilidad y Persistencia de la Inflación en Venezuela*, Documentos de Trabajo N° 11, BCV, 1997.

GUERRA, J., Y SÁNCHEZ, G. (1997), *Una Década de Inflación en Venezuela: Un Estudio con Vectores Autorregresivos* en Leonardo Vera, ED: *Contribuciones al Análisis de la Inflación: Anotaciones para el caso Venezolano*.

GUERRA, J., RODRÍGUEZ, P. Y SÁNCHEZ, G. (1998), *The Transmission Mechanism of the Monetary Policy in Venezuela*, BIS, Policy Papers, N° 3, January.

NICULESCU I. Y PUENTE A. (1997), *Interpretación de la Dinámica Inflacionaria en Venezuela a partir de un Modelo VAR de Corrección de Errores*, en Leonardo Vera, ED: *Contribuciones al Análisis de la Inflación: Anotaciones para el caso Venezolano*.

PESARAN M. Y PESARAN B. (1997), *Working with Microfit 4.0. Interactive Econometric Analisys*. Oxford University Press.

REYES B. (1995), *Paridad del Poder de Compra. Un Análisis a través de la Cointegración.* Manuscrito no publicado.

SÁNCHEZ G. (1995), *Un Modelo de Demanda de Dinero para Venezuela: 1982-1994*. Revista BCV, Vol. I.

Se terminó de editar electrónicamente
para la Página Web del BCV,
durante el mes de abril de 2000