



UNIVERSIDAD CENTRAL DE VENEZUELA  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS Y SOCIALES  
ESCUELA DE ECONOMIA  
COMISION DE INVESTIGACION



**¿QUE EXPLICA LA INFLACION EN VENEZUELA? EL ROL DEL REGIMEN  
MONETARIO EGIMENES MONETARIOS ENTRE 1948 Y 2009.**

**José Guerra**

Documento de Trabajo Escuela de Economía  
DC – EE – 017 – Mayo 2011

La serie Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la siguiente dirección electrónica: <http://www.ucv.ve/estructura/facultades/faces/escuelas/economia.html>  
Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from:  
<http://www.ucv.ve/estructura/facultades/faces/escuelas/economia.html>

# ¿Qué explica la inflación en Venezuela? El rol del régimen monetario entre 1948 y 2009?

José Guerra\*  
Escuela de Economía. UCV

## Resumen

En este trabajo se investiga el comportamiento de la inflación en Venezuela entre 1948 y 2009 a partir de la naturaleza del régimen monetario. Se concluye que el sistema de tipo de cambio fijo fue creíble hasta 1979 cuando fungió como ancla de la inflación, en tanto que sus sucesivos ajustes con el objeto de financiar el déficit fiscal después de 1983, contribuyen a explicar de manera importante el alza sostenida de los precios.

Palabras claves: inflación, régimen monetario, tipo de cambio y modelos

Clasificación JEL C51, E42 y E31

---

\* Agradezco los comentarios y sugerencias de Fernando Álvarez, Gustavo Sánchez y Omar Mendoza sin que ellos sean responsables por el contenido del trabajo

## **Introducción**

Este documento forma aparte de mi trabajo *Regímenes monetarios e inflación en Venezuela* donde se investiga el proceso de formación de la institucionalidad monetaria con la creación del Banco Central de Venezuela y la trayectoria de la inflación entre 1948 y 2009. Así, ahora se realiza una indagación de naturaleza empírica para procurar dar cuenta de la inflación en Venezuela a partir del enfoque monetario de la balanza de pagos para luego estimar un conjunto de modelos que toman en consideración los efectos de los diferentes regímenes monetarios, según la definición que adelante se explica. El enfoque monetario de la balanza de pagos explica satisfactoriamente la inflación hasta 1982 y se evidencia que hasta 1979 las propiedades estabilizadoras del tipo de cambio fijo permitieron anclar la inflación. Se deduce del trabajo que la adopción de un esquema de tipo de cambio fijo con ajustes discretos en la tasa de cambio a partir de 1983, no solamente alteró la tasa media de inflación sino también la pendiente de la función de inflación estimada. Parte importante de esos ajustes obedecieron al uso de la devaluación como mecanismo de financiamiento del déficit fiscal.

### **I. El enfoque monetario de la balanza de pagos: evidencia empírica: 1948-1982**

Aunque de forma implícita, la teoría que ha estado subyacente en la mayoría de los regímenes monetarios de Venezuela basados en el tipo de cambio fijo con sus variantes del caso, formalmente a partir de la entrada en vigencia de la Ley del BCV, ha sido el enfoque monetario de la balanza de pagos (EMBP). Esta tesis formulada de forma más acabada por Mundell y Fleming<sup>1</sup>, tiene dos postulados centrales, a saber: primero, como resultado de una política monetaria expansiva, se produce una pérdida proporcional de reservas internacionales y segundo que el ingreso no cambia de forma permanente cuando aumenta la cantidad de dinero. A partir de estos postulados se derivan dos hipótesis a ser verificadas empíricamente, en primer lugar que los precios internos (de los bienes transables) varían proporcionalmente con los precios externos y en segundo término que una expansión del crédito interno no afecta la tasa de inflación interna.

---

1 Los artículos clásicos sobre el EMBP se encuentran en Frenkel y Johnson (1976)

Según el EMBP, una economía que fije el tipo de cambio, independientemente del grado de movilidad de capital, corrige sus desequilibrios entre oferta y demanda de dinero mediante una pérdida sostenida de reservas internacionales sin que ello se traduzca en un aumento de la inflación, al menos de los bienes transables. Adicionalmente, al estar el banco central comprometido con la defensa de un nivel del tipo de cambio, bajo este enfoque, el ente emisor controla exclusivamente el componente doméstico de la base monetaria, es decir el crédito interno, de forma tal que un incremento de la base monetaria por parte del ente emisor produce una recomposición del dinero primario: aumenta el crédito interno y disminuyen en la misma proporción los activos externos.<sup>2</sup>

Más formalmente, el sistema de ecuaciones que describe el comportamiento de la economía para el mercado de bienes (curva IS), mercado de activos (curva LM) y sector externo (curva FB), se puede expresar como sigue, donde, Y es el ingreso, C el consumo, I la inversión, XN las exportaciones netas, P los precios, L los saldos líquidos demandados, H las reservas internacionales, CD el crédito interno, K la cuenta capital del balanza de pagos, r la tasa de interés interna, r\* la tasa de interés externa y e el tipo de cambio nominal.

$$\text{IS: } C(Y,r) + I(r) + G + XN(Y,e) - Y = 0 \quad (1)$$

$$\text{LM: } PL(Y,r) - H - CD = 0 \quad (2)$$

$$\text{BP: } BP = XN(Y,e) + K(r,r^*) = 0 \quad (3)$$

Las pendientes de este sistema de ecuaciones se escriben como sigue para las curvas IS, LM y FB, respectivamente, al incorporar supuestos tradicionales respecto a las funciones de consumo, inversión, importaciones y la respuesta de los movimientos de capital a la tasa de interés.  $Kr$  expresa el grado de movilidad de capital.

$$\frac{\partial r}{\partial Y} = \frac{1 - C_y - NX_y}{Cr + I_i} < 0, \quad \frac{\partial r}{\partial Y} = \frac{-L_y}{Lr} > 0, \quad \frac{\partial r}{\partial Y} = \frac{-NX_y}{Kr} > 0 \quad (4)$$

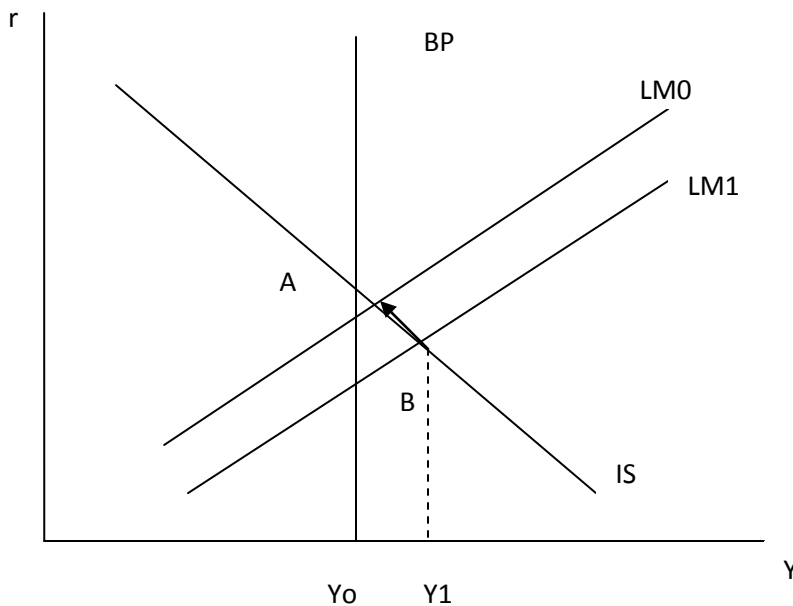
---

<sup>2</sup> Existe una amplia bibliografía sobre el tema. Puede consultarse para mayores detalles, Caves, Frenkel and Jones (1990) y Guitian (1970).

En forma gráfica, se observa que con absoluta inmovilidad de capital cuando se expande la cantidad de dinero baja la tasa de interés interna lo que induce a un aumento de la demanda agregada que hace que el nivel de ingreso se sitúe en  $Y_1$ , correspondiente al punto B. Sin embargo, ese punto implica un desequilibrio exterior aunque los mercados de bienes y activos estén balanceados. Por tanto, ese aumento de las importaciones resultado del paso de  $Y_0$  a  $Y_1$ , lleva a una pérdida de reservas internacionales que gradualmente provoca un alza de la tasa de interés que hace que la economía regrese a su nivel de ingreso original.

**Gráfico 1**

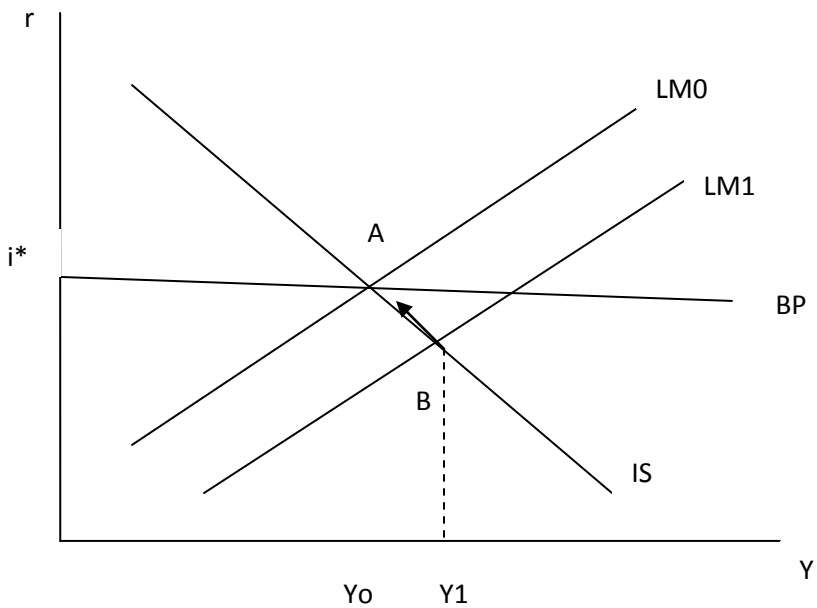
**Ajuste de la economía ante una expansión monetaria con tipo de cambio fijo e inmovilidad de capital**



Para el caso de perfecta movilidad de capital, el resultado es cualitativamente similar según se aprecia el gráfico siguiente:

## Gráfico 2

**Ajuste de la economía ante una expansión monetaria con tipo de cambio fijo y perfecta movilidad de capital**



Los resultados gráficos pueden corroborar formalmente. Al diferenciar totalmente el sistema (1-3) y definiendo la propensión marginal al ahorro como sigue:  $S = 1 - C_y$ , se obtiene las siguientes expresiones:

$$C_y d_y + I_r d_r + d_G + XN_y d_y + XN_e d_e - d_y = 0 \quad (5)$$

$$XN_y d_y + XN_e d_e + K_r d_r = 0 \quad (6)$$

$$PL_y d_y + PL_r d_r - d_H - d_{CD} + d_p L = 0 \quad (7)$$

Al ordenar matricialmente, el sistema de ecuaciones se llega esta representación del modelo IS-LM de economías abierta:

$$\begin{bmatrix} -(S - XN_y) & 0 & I_r \\ XN_y & 0 & K_r \\ PL_y & -1 & PL_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d_y \\ d_H \\ d_r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -d_G - XN_e d_e \\ XN_e d_e \\ d_{CD} - d_p L \end{bmatrix} \quad (8)$$

El cálculo del determinante del sistema, según la expresión (8) aseguraría su no singularidad y por tanto se pueden estimar dos multiplicadores que reflejan las proposiciones del EMBP anteriormente referidas:

$$|J| = -XN_y I_r - K_r (S - XN_y) < 0 \quad (9)$$

Con el objeto de estimar el impacto de un cambio en el crédito interno sobre el ingreso, se reordena el sistema matricial (8) de la siguiente forma y se computa su determinante J1 y se calcula el multiplicador como sigue:

$$J_1 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & I_r \\ 0 & 0 & K_r \\ 1 & -1 & PL_r \end{bmatrix} = 0 \quad (10)$$

Con base en J y J1 se deduce que:

$$\frac{\partial Y}{\partial CD} = \frac{J_1}{J} = 0 \quad (11)$$

De esta manera, un incremento del crédito interno, bajo tipo de cambio fijo, no genera un aumento sostenido del ingreso. La razón de este resultado estriba en el hecho de que al expandir el banco central el crédito, se produce una caída de la tasa de interés que motiva un aumento del transitorio del ingreso lo que propicia un déficit en la cuenta corriente y eventuales salidas se capital, lo que finalmente se expresa en una desmonetización de la economía, con una elevación

consiguiente de la tasa de interés, lo que se traduce en una contracción de la economía a su nivel inicial de ingreso y precios.

Similarmente, para obtener el efecto de una variación del crédito interno sobre el nivel de reservas internacionales, se recompone el sistema (8), con lo cual se obtiene el determinante  $J_2$  y se calcula el multiplicador, como sigue:

$$J_2 = \begin{bmatrix} -(S - XN_y) & 0 & I_r \\ XN_y & 0 & K_r \\ PL_y & 1 & PL_r \end{bmatrix} = XN_y I_r + (S - XN_y) K_r > 0 \quad (12)$$

Con base J y  $J_2$  se deduce que:

$$\frac{\partial H}{\partial CD} = \frac{J_2}{J} = -1 \quad (13)$$

Así, un incremento del crédito interno, bajo tipo de cambio fijo, causa una pérdida proporcional de reservas internacionales, debido a que al expandir el banco central el crédito interno, se produce una caída de la tasa de interés y por tanto la economía de encuentra con un exceso monetario que los agentes económicos procuran saldar mediante un aumento de las importaciones y con la adquisición de activos externos. Al hacerlo, la economía se desmonetiza rápidamente y por tanto no se afecta ni el nivel de ingreso ni los precios de los bienes transables.

Por tanto, es claro que bajo tipo de cambio fijo el impacto de una política monetaria expansionista se refleja en una pérdida proporcional de reservas internacionales. Como resultado de lo anteriormente expuesto, relativo a los dos postulados del EMBP<sup>3</sup>, los precios internos deberían moverse proporcionalmente con los precios externos toda vez que la economía se deshace de los saldos monetarios no deseados. De alguna manera si el régimen cambiario es creíble, la tasa de inflación doméstica debería replicar la trayectoria de inflación externa, dada la fijación del tipo de cambio. De esta manera, mediante la siguiente ecuación se puede validar a su vez la hipótesis de credibilidad del tipo de cambio, supuesto implícito en el EMBP, la cual será contrastada empíricamente:

---

<sup>3</sup> Para una aplicación empírica del EMBP al caso de Panamá, véase Borts y Hanson (1979)



$$\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi_t^* + u_t \quad (14)$$

Donde  $\Pi$  corresponde a la tasa de inflación interna de los bienes transables,  $\Pi^*$  es la tasa de inflación externa de los bienes transables y  $u_t$  corresponde al error de la estimación. De acuerdo con lo establecido,  $\alpha_1 = 1$ , con lo cual la inflación doméstica refleja el comportamiento de la inflación externa, para un tipo de cambio dado que permite la traslación de los precios externos a los precios internos. Es claro que si las expectativas de devaluación son bajas, las tasas de inflación tienden a coincidir.

La ecuación anterior se estimó por mínimos cuadrados ordinarios para el lapso 1948-1982 cuando estuvo en vigencia el régimen de tipo de cambio fijo con una tasa única y libertad cambiaria, salvo durante el período 1961-1963, donde prevaleció un control de cambio. Ello, sin embargo no invalida la estimación debido a que más del 90% de las transacciones se realizaban a la tasa oficial y el mercado paralelo no tuvo la importancia desde el punto de vista financiero y de la formación de precios, que si ha tenido en otros episodios de controles de cambio.

Al observar el comportamiento de las tasas de inflación de Venezuela y Estados Unidos resalta la elevada correlación entre ellas además que la tasa de inflación doméstica era estadísticamente similar a la de Estados Unidos y su volatilidad igualmente moderada, aunque no se puede aseverar que las varianzas sean en significativamente iguales, según se desprende del cuadro 1.

**Cuadro 1**  
**Estadísticas descriptivas y análisis de varianza**  
**Período 1948-1982**

|  | <b>Inflación Venezuela</b>   | <b>Inflación USA</b> |
|--|--|----------------------|
| Media  | 4,2  | 4,1                  |
| Desviación estándar                            | 4,8  | 3,5                  |
| Coeficiente de Correlación                     | 82,5   |                      |
| Test de igualdad de los promedios de inflación | Test Anova (Distribución F)<br>F: 0,014. Probabilidad: 0,903                       |                      |
| Tests de igualdad de las varianzas             | Test F: 1,924. Probabilidad: 0,06<br>Test Siegel-Tukey: 0,754. Probabilidad: 0,450 |                      |

Una forma de aproximarse con más detalle a la relación estadística entre esas tasas de inflación es apelando a la causalidad de Granger, la cual se reporta seguidamente. Ella muestra causación unidireccional desde los precios externos hacia los precios internos con lo cual se descarta la bidireccionalidad de la inflación externa ( $\Pi^*$ ) y la inflación interna ( $\Pi$ ) al tiempo que permite expresar la inflación interna en función de la externa.

**Cuadro 2**  
**Causalidad de Granger entre inflación interna ( $\Pi$ ) e inflación externa ( $\Pi^*$ )**  
**Período: 1948-1982.**

| <b>Hipótesis nula</b>  | <b>Estadístico</b> | <b>Probabilidad</b> |
|------------------------|--------------------|---------------------|
| $\Pi$ no causa $\Pi^*$ | 0,682              | 0,571               |
| $\Pi^*$ no causa $\Pi$ | 3,58               | 0,028               |

Con base en este resultado se estima la ecuación de la inflación, una vez que se tomó debidamente en cuenta la presencia de una raíz unitaria en las series originales de los logaritmos de los índices de precios de Venezuela (LIPCVZLA) y de Estados Unidos (LIPCUSA) pero no en las series diferenciadas, ( $\Pi$  y  $\Pi^*$ , respectivamente), según el

test de Dickey-Fuller aumentado, el cual se reporta en el cuadro 11. El empleo de series diferenciadas que no contengan raíces unitarias evita el problema de la regresión espuria, identificada por Granger y Newbold (1974).

### Cuadro 3

#### Test de Dickey-Fuller aumentado

| Variable | Estadístico | Valor crítico 5% |
|----------|-------------|------------------|
| LIPCVZLA | -2,69       | 2,95             |
| LIPCUSA  | -2,799      | -2,95            |
| $\Pi$    | -5,07       | .2,96            |
| $\Pi^*$  | -5,65       | -2,96            |

Por su parte, los resultados de la regresión de la ecuación (14) con las variables previamente diferenciadas, fueron los siguientes.

### Cuadro 4

#### Estimación del modelo más simple de inflación

| $\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi_t^* + u_t$ . Período 1948-1982                |           |               |              |
|--|-----------|---------------|--------------|
|  | Estimador | Estadístico t | Probabilidad |
| $\alpha_0$   | -0.005    | -0,63         | 0,53         |
| $\alpha_1$   | 1,144     | 8,26          | 0,00         |
| $R^2 = 0,681$  |           |               |              |
| Breusch-Godfrey test de autocorrelación. F: 1,88. Probabilidad: 0,153          |           |               |              |
| Test de Wald para $\alpha_1 = 1,00$ . Estadístico F: 1,09. Probabilidad: 0,304 |           |               |              |

Estos resultados sugieren que la inflación de Venezuela durante el período considerado estuvo estrechamente asociada a la inflación externa, en particular a la inflación de Estados Unidos, moneda con la cual el bolívar mantuvo una paridad fija. El estimador

de  $\alpha_1$  no solamente es significativo a cualquier nivel, sino también su valor es cercano a la unidad, con lo cual se podría inferir que el movimiento de los precios internos era proporcional a los Estados Unidos. Para verificar esta conjetura se realizó el Test de Wald para  $\alpha_1 = 1,00$  y según el contraste de la hipótesis nula, ésta no se pudo rechazar a un nivel de significación razonable. El test de autocorrelación serial sugiere que los residuos no están correlacionados.

De acuerdo con esta estimación, el hecho de que la inflación interna se explique en buena medida por la inflación externa bajo un régimen de tipo de cambio fijo, refleja el hecho de que ese régimen era creíble, porque de otro modo las expectativas de inflación y de devaluación se hubiesen trasladado a la formación de precios internos con sus efectos sobre la tasa de inflación.

Una forma de validar esta tesis sobre la credibilidad del tipo de cambio fijo es incorporando en la ecuación anteriormente estimada las expectativas de devaluación, según la ecuación de arbitraje de la tasa de interés:

$$r = r^* + E(e) \quad (15)$$

donde  $r$  es la tasa de interés interna,  $r^*$  la tasa de interés externa para un instrumento financiero de similar plazo y riesgo que el interno y  $E(e)$  la tasa esperada de depreciación del tipo de cambio. Por tanto, el diferencial de tasas de interés es una medida de la expectativa de depreciación del tipo de cambio. :

$$E(e) = r - r^* \quad (16)$$

Los resultados arrojan algo que conviene destacar, según se aprecia en el cuadro 13. En primer lugar, en el modelo más simple durante el lapso 1948-1982, al incorporarse las expectativas de inflación (EI), su estimador no obstante que es bajo, es positivo y significativamente diferente de cero, lo que sugiere su influencia sobre la inflación doméstica y además que aunque el tipo de tipo era fijo, su credibilidad no estaba asegurada. El principal atributo del tipo de cambio fijo es que puede ser una poderosa herramienta antiinflacionaria siempre y cuando sea creíble. Sin embargo, cuando se acorta el período hasta 1979, con el propósito de obviar los años donde el tipo de cambio estuvo sometido a fuertes presiones, debido a las salidas de capital, el resultado muestra que el estimador de las expectativas de devaluación no es diferente de cero, con lo cual se inferiría que el régimen cambiario gozaba de credibilidad y por ello pudo

fungir como ancla de la inflación hasta que se exacerbaron las salidas de capital y de esa manera se cuestionó la sostenibilidad del régimen de tipo de cambio fijo.

En segundo término, en la ecuación donde se incorpora el primer rezago de la tasa de inflación interna, para el lapso 1948-1982, la influencia de las expectativas de inflación no es estadísticamente diferente de cero. Por tanto, hay más elementos a favor de que el esquema de tipo de cambio fijo fuera creíble que los que suponen su falta de credibilidad, razón por la cual esa fijación jugó a favor de la estabilidad de precios que mantuvo Venezuela. Está más allá del objeto de este trabajo indagar acerca de la política fiscal y monetaria que hizo posible esa credibilidad en el arreglo cambiario. Sin embargo, para un período de estimación que comprende 1970-1996, Dorta, Guerra y Sánchez (2002), documentan la incidencia del equilibrio fiscal y la disciplina monetaria como elementos determinantes de esa credibilidad.

## Cuadro 5

## Resultados de los modelos de inflación

| <b><math>\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi^*_t + \alpha_2 EI_t + u_t</math>. Periodo: 1948-1982</b>                               |                  |                      |                     |
|---|------------------|----------------------|---------------------|
|   | <b>Estimador</b> | <b>Estadístico t</b> | <b>Probabilidad</b> |
| $\alpha_0$  | -0.010           | -2,01                | 0,052               |
| $\alpha_1$  | 0,721            | 3,36                 | 0,002               |
| $\alpha_2$  | 0,297(E-06)      | 2,46                 | 0,019               |
| $R^2 = 0,733$   |                  |                      |                     |
| Breusch-Godfrey test de autocorrelación. F: 1,83. Probabilidad: 0,177   |                  |                      |                     |
| <b>Ecuación: <math>\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi^*_t + \alpha_2 EI_t + u_t</math>. Periodo: 1948-1979</b>                     |                  |                      |                     |
| $\alpha_0$  | -0.002           | - 0,227              | 0,82                |
| $\alpha_1$  | 0,763            | 3,602                | 0,001               |
| $\alpha_2$  | 8,18(E-07)       | 0,551                | 0,585               |
| $R^2 = 0,567$   |                  |                      |                     |
| Breusch-Godfrey test de autocorrelación. F: 1,289. Probabilidad: 0,292  |                  |                      |                     |
| <b>Ecuación: <math>\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi^*_t + \alpha_2 \Pi_{t-1} + \alpha_3 EI_t + u_t</math>. Periodo 1948-1982</b> |                  |                      |                     |
| $\alpha_0$  | -0.017           | - 2,139              | 0,040               |
| $\alpha_1$  | 0,703            | 3,824                | 0,000               |
| $\alpha_2$  | 0,287            | 2,334                | 0,026               |
| $\alpha_3$  | 1,70(E-06)       | 1,289                | 0,207               |
| $R^2 = 0,818$   |                  |                      |                     |
| Breusch-Godfrey test de autocorrelación. F: 0,524. Probabilidad: 0,597  |                  |                      |                     |

Con el propósito de tomar en consideración la evidencia empírica sobre la inercia que exhibe la inflación en Venezuela (Guerra y Sánchez 1997 y Dorta, Guerra y Sánchez 2002) a la ecuación contenida en el cuadro 5 se le adicionó la variable dependiente desfasada un período. Los resultados fueron cualitativamente similares, en el sentido de la influencia de la inflación externa sobre la inflación local, cuyo coeficiente no es estadísticamente diferente de uno, tal como se consigna en el cuadro siguiente.

### Cuadro 6

#### Resultados del modelo de inflación

| <b>Ecuación: <math>\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi^*_t + \alpha_2 \Pi_{t-1} + u_t</math> Período 1948-1982</b> |           |               |              |
|--|-----------|---------------|--------------|
|  | Estimador | Estadístico t | Probabilidad |
| $\alpha_0$   | -0.010    | -1,695        | 0,100        |
| $\alpha_1$   | 0,867     | 6,41          | 0,00         |
| $\alpha_2$   | 0,384     | 0,384         | 0,00         |
| $R^2 = 0,807$  |           |               |              |
| Breusch-Godfrey test de autocorrelación. F: 0,606. Probabilidad: 0,552   |           |               |              |
| Test de Wald para $\alpha_1 = 1,00$ . Estadístico F: 1,13. Probabilidad: 0,35                                  |           |               |              |

Seguidamente, se somete a consideración el postulado del EMBP según la cual en una economía basada en el régimen de tipo de cambio fijo, el crédito interno (Lcreint) no tiene incidencia sobre la tasa de inflación doméstica en virtud de la pérdida de reservas y la consiguiente desmonetización, que implica una expansión monetaria. Para tal propósito a las regresiones utilizadas hasta ahora se le añade esa variable monetaria y se estudia su significación estadística. Previamente a la serie de crédito interno se le aplicó el test de Dickey-Fuller aumentado y sus resultados se exponen en el cuadro siguiente, en el cual se observa que la variable en nivel tiene una raíz unitaria mientras que su primera diferencia (Dlcreint) es estacionaria.

**Cuadro 7****Test de Dickey-Fuller aumentado**

| <b>Variable</b> | <b>Estadístico</b> | <b>Valor crítico 5%</b> |
|-----------------|--------------------|-------------------------|
| Lcreint         | -0,188             | 2,951                   |
| Dlcreint        | -5,281             | -2,954                  |

Una primera aproximación sobre el efecto del crédito interno sobre la tasa de inflación la proporciona tanto la correlación como la causalidad de Granger. En efecto, la correlación entre ambas variables es positiva pero relativamente baja (0,189). Por su parte, no se encontró causación en ningún sentido entre las variables objeto de esta prueba, tal como se documenta en el cuadro que sigue.

**Cuadro 8****Causalidad de Granger entre inflación interna ( $\Pi$ ) e inflación externa ( $\Pi^*$ )****Período: 1948-1982.**

| <b>Hipótesis nula</b>   | <b>Estadístico</b> | <b>Probabilidad</b> |
|-------------------------|--------------------|---------------------|
| Dlcreint no causa $\Pi$ | 1,105              | 0,345               |
| $\Pi$ no causa Dlcreint | 0,790              | 0,464               |

Aunque la causalidad de Granger arroja una idea preliminar sobre la incidencia del crédito interno sobre la tasa de inflación, la estimación de la regresión sugiere que durante el lapso 1948-1982, la expansión monetaria, evidenciada en el crédito interno no tuvo impacto sobre la inflación en Venezuela, tal como se expone en el cuadro 9.



**Cuadro 9****Modelos de inflación con el crédito interno**

| <b>Ecuación: <math>\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi_t^* + \alpha_2 \text{Dlcreint}_t + u_t</math>. Período: 1948-1982</b>                      |           |               |              |
|---|-----------|---------------|--------------|
|   | Estimador | Estadístico t | Probabilidad |
| $\alpha_0$  | -0.009    | -1,138        | 0,264        |
| $\alpha_1$  | 1,132     | 8,267         | 0,000        |
| $\alpha_2$  | 0,031     | 1,375         | 0,180        |
| $R^2 = 0,699$   |           |               |              |
| Breusch-Godfrey test de autocorrelación. F: 2,677. Probabilidad: 0,085  |           |               |              |
| <b>Ecuación: <math>\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi_t^* + \alpha_2 \Pi_{t-1} + \alpha_3 \text{Dlcreint}_t + u_t</math>. Período: 1948-1982</b> |           |               |              |
|   |           |               |              |
| $\alpha_0$  | 0.014     | - 2,187       | 0,037        |
| $\alpha_1$  | 0,873     | 6,594         | 0,000        |
| $\alpha_2$  | 0,363     | 3,726         | 0,000        |
| $\alpha_3$  | 0,276     | 1,501         | 0,141        |
| $R^2 = 0,821$   |           |               |              |
| Breusch-Godfrey test de autocorrelación. F: 0,341. Probabilidad: 0,713  |           |               |              |

A pesar de que el signo del crédito interno en la ecuación de inflación es positivo, a niveles convencionales de significación no se puede rechazar la hipótesis de que su estimador es igual a cero, con lo cual se descarta su efecto en el proceso inflacionario de Venezuela durante el lapso bajo estudio.

Sobre la base de los resultados anteriormente expuestos, conviene estudiar el comportamiento de la varianza de la tasa de inflación en el lapso bajo escrutinio. Para tal propósito se emplea un modelo ARCH-GARCH (Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity y Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity), el cual es útil para estudiar casos donde se presentan cambios en la varianza durante un período muestral (Borleslev, Chon and Kramer 1992). Su especificación es como sigue:

$$\sigma_t^2 = \theta + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2 \quad (17)$$

donde  $\sigma$  es la varianza de un proceso estocástico  $\varepsilon$ ,  $\theta$  es la media, y  $L$  el operador de rezagos. El componente ARCH,  $(L)\varepsilon_t^2$  describe la volatilidad del pasado reciente, en tanto que  $(L)\sigma_t^2$  (GARCH) denota la duración o persistencia de la volatilidad. Los resultados de la estimación de ese modelo se exponen seguidamente en el cuadro 10 tanto para el modelo más simple de inflación como para aquel que incorpora el primer rezago o efecto inercial de la inflación.

### Cuadro 10

#### Modelo ARCH-GARCH para la varianza condicional de la inflación

| <b><math>\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi_t^* + u_t</math>. Período: 1948-1982</b>                      |                     |                     |
|--|---------------------|---------------------|
|  | <b>Coefficiente</b> | <b>Probabilidad</b> |
| ARCH   | -0,329              | 0,101               |
| GARC   | 1, 159              | 0,017               |
| <b><math>\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi_t^* + \alpha_2 \Pi_{t-1} + u_t</math>. Período: 1948-1982</b> |                     |                     |
| ARCH   | -0,164              | 0,007               |
| GARCH  | 1, 118              | 0,000               |
| <b><math>\Pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Pi_t^* + \alpha_2 \Pi_{t-1} + u_t</math>. Período: 1948-1979</b> |                     |                     |
| ARCH   | 0,996               | 0,271               |
| GARCH  | -0, 146             | 0,814               |

El hecho de que en las dos primeras estimaciones el coeficiente ARCH sea negativo, aunque estadísticamente significativo, podría sugerir que la varianza del pasado reciente no afectaba la varianza contemporánea de la inflación aunque su efecto persistía o, equivalentemente, que había inmediata reversión del shock inflacionario de forma tal que ello no afectaba la varianza condicional de la inflación. Ello es un indicio de que inflación no exhibía una volatilidad importante a lo largo del período 1948-1982 o también que la varianza no tenía memoria. Ello se corrobora en el tercer modelo, donde se observa que tanto el componente ARCH como el GARCH no son estadísticamente significativos, de manera que la volatilidad del pasado inmediato no afectaba la actual y además que ese efecto no persistía, lo cual se corresponde con la evidencia empírica reseñada previamente según la cual, en el lapso 1948-1979, la inflación no solamente fue baja sino también estable.

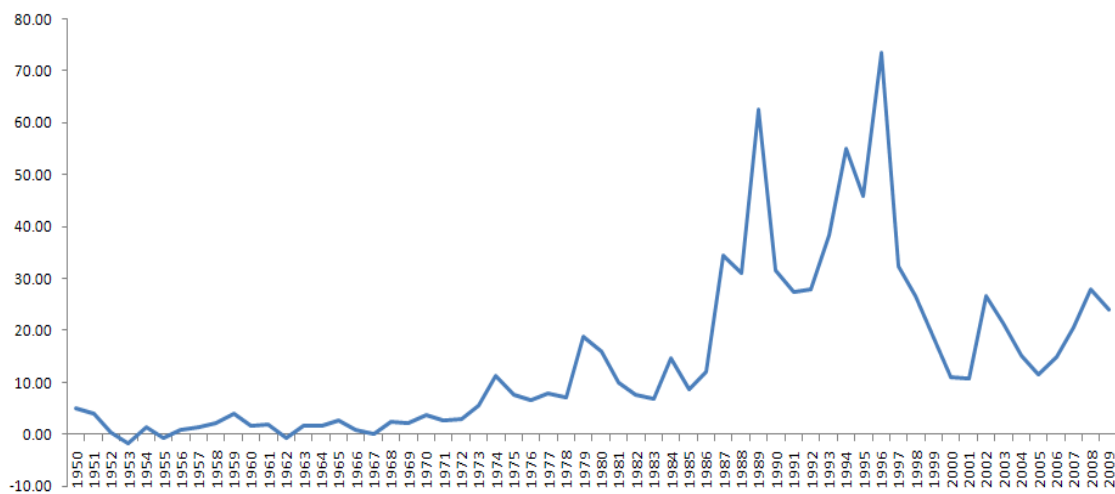
### **III . Regímenes monetarios e inflación después de 1983**

#### **III. 1 Antecedentes**

Aunque ciertamente fue en 1974 cuando la inflación dio su primera señal firme de aumento, no hay dudas que es a partir de 1983 cuando la variación de precios adquiere una senda claramente al alza, una vez que se produjo el levantamiento del control de precios en 1979 y la tasa de inflación experimentó un salto puntual. Al perder la economía el ancla nominal que representó el régimen de tipo de cambio fijo, en ausencia de una política fiscal consistente, la inflación no solamente aumentó significativamente sino también se tornó más volátil. Efectivamente, según el gráfico 5, son evidentes los mayores rangos que adquieren la variación de los precios y su volatilidad a partir de 1983.

### Gráfico 3

#### Inflación en Venezuela Área Metropolitana de Caracas



Fuente: BCV

Al comparar los niveles promedios de las tasa de inflación y su desviación estándar entre los lapsos 1948-1982 y 1983-2009, se evidencia marcadas diferencias, tal como se deduce del cuadro 11. Con ello se verifica una regularidad empírica según la cual cuando aumenta la tasa de inflación ello suele estar acompañado de mayor variabilidad.

**Cuadro 11****Tasas de inflación y volatilidad**

|                  | <b>Promedio de la tasa de inflación (%)</b> | <b>Desviación estándar de la tasa de inflación</b> |
|------------------|---|--|
| 1950-1959        | 1,3   | 1,9  |
| 1960-1969        | 1,4   | 1,1  |
| 1970-1979        | 6,0   | 3,2  |
| 1980-1989        | 19,4  | 16,2   |
| 1990-1999        | 47,4  | 22,0   |
| 2000-2009        | 18,8  | 6,9  |
| <b>1948-1982</b> | <b>4,2</b>                                  | <b>4,6</b>   |
| <b>1982-2009</b> | <b>27,2</b>                                 | <b>16,5</b>  |

Fuente: BCV

El paso siguiente consiste en estimar la trayectoria de la inflación tomando en consideración un conjunto de variables que usualmente afectan el aumento de los precios según la disponibilidad de la data, en el marco de los distintos regímenes monetarios que ha tenido Venezuela hasta 2009. Los regímenes monetarios hacen referencias a las distintas modalidades mediante las cuales el banco central puede regular la cantidad de dinero y la relación de intercambio con otras monedas, con el objeto de influir sobre la variación de los precios (Mishkin 2007). Así, cuando prevalece un régimen de tipo de cambio objetivo, es decir que hay una tasa de cambio fija, el ente emisor se limita a manejar el crédito interno de forma tal que la trayectoria de ese agregado no afecte el nivel de reservas internacionales que sirve de fundamento al tipo de cambio y por tanto a la inflación.

Contrariamente, en un régimen de objetivo monetario, el tipo de cambio es flexible y el banco central al tener teóricamente control sobre la cantidad de dinero puede acomodarla a un cierto nivel de la demanda para que no se generen excesos de dinero que se traduzcan en presiones sobre el gasto agregado y los precios. Los casos intermedios de flotación sucia, bandas cambiarias, control de cambio con tasas ajustables discretamente o minidevaluaciones, constituyen un verdadero reto a los fines

de la estimación que más adelante de realiza en este trabajo aunque ciertamente es claro que en Venezuela ha predominado el tipo de cambio fijo con sus diferentes particularidades.

Una síntesis cronológica de los esquemas cambiarios se expone en el cuadro 12.

## Cuadro 12

### Esquemas cambiarios

| Fecha                        | Esquemas cambiario                                      | Comentario   |
|------------------------------|---|--|
| Febrero 1983-febrero 1989    | Control de cambio con tasas múltiples fijas, ajustables | Al principio dos tasas oficiales Bs 4,30 y 6,0 por US\$ y una tasa flotante. 1984 se eliminó la tasa de Bs 6,00 por US\$ y se estableció otra a Bs 7,50 por US\$. En diciembre de 1986 se unifica a Bs 14,50 por US\$. |
| Febrero 1989-septiembre 1992 | Flotación administrada                                  | El BCV mantenía intervenciones en el mercado para evitar volatilidad excesiva  |
| Octubre 1992-junio 1994      | Minidevaluaciones                                       | El BCV administraba el mercado pero se apoyó en una restricción monetaria  |
| Julio 1994-Julio 1996        | Control de cambio con tasa única ajustable              | Se permitió un mercado paralelo, básicamente para transacciones financieras  |
| Julio 1996-febrero 2002      | Bandas cambiarias                                       | Flotación administrada mediante intervenciones del BCV para suavizar la volatilidad  |
| Febrero 2002-enero 2003      | Flotación administrada                                  | Intervenciones del BCV para acotar la volatilidad  |
| Febrero 2003-diciembre 2009  | Control de cambio con tasa ajustable                    | Se formó un mercado paralelo no oficial pero legal   |

Existe una amplia literatura sobre la inflación en Venezuela para este período, 1983-2009. En Vera (1997) se encuentra una exhaustiva revisión de los modelos de inflación que se estimaron en Venezuela entre 1983 y 1995 y se resalta el efecto de la inercia o persistencia de la inflación. Dorta, Guerra y Sánchez (2002) para el lapso 1970-1996 reportan que la inflación guarda relación la expansión monetaria, el efecto combinado de la depreciación del tipo de cambio y la inflación externa al tiempo que identifican un importante efecto inercial el cual asocian con la falta de credibilidad de la política económica, para lo cual diseñan un test para medir su importancia. Por su parte, López y Zambrano (2003) encuentran evidencia a favor del incremento de la cantidad de dinero, la inercia y las variaciones del tipo de cambio como determinantes de la inflación entre 1986 y 2002.

Con base en un modelo macroeconómico de pequeña escala, Arreaza et al (2003) tomando como referencia una curva de Phillips encuentran que la variación de precios está relacionada con la brecha del producto y las expectativas de inflación. Este es uno de los primeros trabajos en Venezuela donde se modela la inflación esperada en lugar de la inflación desfasada como argumento en una función de variación de precios. Similarmente, la brecha entre producto efectivo y potencial, como indicador del exceso de demanda resultó estadísticamente significativa. Un tema que ha concitado mucha atención en Venezuela ha sido el impacto de las devaluaciones sobre la formación de los precios de los bienes.

En ese sentido, Mendoza (2004) realiza un análisis detallado del efecto transferencia y encuentra que la devaluación no se transfiere proporcionalmente a los precios agregados, entre otras razones por la existencia de bienes no transables y además que la magnitud de ese traspaso guarda relación con el comportamiento de las reservas internacionales y la depreciación misma del tipo de cambio. En el caso que la depreciación cambiaria ocurra en un contexto de elevadas reservas, se mitiga el impacto del ajuste del tipo de cambio sobre los precios.

Empleando series anuales para un periodo considerable, 1950-2002, Olivo (2004) encuentra relación de cointegración entre la base monetaria y los precios con un quiebre estructural de esa relación en 1979 y además reporta que la causalidad entre esas variables es bidireccional, lo que estaría sugiriendo, de algún modo, cierto acomodo de la cantidad de dinero a la inflación una vez que ésta de gesta.

Desde una perspectiva monetaria, Faust y Zambrano (2006) aseveran que los excedentes monetarios, definidos como el exceso de oferta respecto a la demanda, tienen información relevante sobre el comportamiento de la inflación. Similarmente, encuentran una relación de largo plazo entre dinero y precios. Concluyen que la inflación en Venezuela sigue siendo un fenómeno monetario, al menos en el largo plazo. Sin embargo, en el corto plazo no encontraron apoyo a favor de una relación significativa, aunque sí positiva, entre los agregados monetarios y la inflación. La causalidad de Granger sugiere que la variación de los excedentes monetarios precede las variaciones de precios.

Por su parte, Arreaza y Pedagua (2006) para una muestra de países de América Latina, entre los cuales está Venezuela, estiman los aspectos institucionales de la inflación y descartan como factores explicativos el grado de poder de mercado, la distribución del ingreso y en nivel de desarrollo financiero y encuentran evidencia a favor de los factores institucionales y los cambios estructurales como elementos que ayudan a explicar la disminución de la tasa de inflación.

No es tarea fácil explicar la inflación en Venezuela cuando a lo largo del período que arranca después del abandono del tipo de cambio fijo el 18 de febrero de 1983 han prevalecido un conjunto de arreglos monetarios que han propiciado una extraordinaria oscilación en las principales variables macroeconómicas, entre ellas, la inflación. Se trata pues de un período excepcionalmente heterogéneo a diferencia del lapso analizado anteriormente (entre 1948 y 1982) y durante el cual, además, se produjeron avances y retrocesos importantes en la arquitectura legal del BCV, que muy probablemente han jugado un papel no despreciable en los persistentes y volátiles niveles de la tasa de inflación.

Desde el punto de vista institucional la ley del BCV ha experimentado cambios significativos que en algunos casos han hecho más transparente el objetivo de la política monetaria y en otros han alterado la dinámica de la creación monetaria en Venezuela. En el período que va desde 1983 hasta 2010, las transformaciones fundamentales han sido las siguientes. En diciembre de 1992, cuando se aprobó una nueva Ley del BCV, en octubre de 2001 se consagra la autonomía con rango constitucional del BCV y se precisa su objetivo, en julio de 2005 cuando se crea el Fondo de Desarrollo Nacional



(Fonden) y se legaliza el concepto de reservas internacionales excedentarias y en noviembre de 2009 y abril de 2010 cuando se permite el financiamiento del gasto de forma directa con impresión de dinero.

En la Ley del BCV aprobada el 4 de diciembre de 1992, se incorporó el principio de la autonomía en la administración del BCV y se le confirió al Banco Central el carácter de persona jurídica pública de naturaleza única, en su artículo 1. En el artículo 2 se especifica el objetivo del BCV y aunque es evidente la dualidad de propósitos, ello representó un avance al poner por primera vez de forma explícita la estabilidad monetaria como centro de una legislación de la banca central en Venezuela. En efecto, dice ese artículo: “Corresponde al Banco Central de Venezuela crear y mantener condiciones monetarias, crediticias y cambiarias favorables a la estabilidad de la moneda, al equilibrio económico y al desarrollo ordenado de la economía, así como asegurar la continuidad de los pagos internacionales del país” .

Un aspecto fundamental en esa ley fue la clara prohibición del financiamiento monetario al gobierno. Ello se expresó en el artículo 10, numeral primero: “Queda prohibido al Banco Central de Venezuela: 1) Otorgar créditos directos al Gobierno Nacional, así como garantizar las obligaciones de la República, de las entidades federales, de las municipalidades, institutos autónomos, empresas del Estado o de cualquier otro ente de carácter público”. Adicionalmente, la ley eliminó el carácter corporativo en la conformación del Directorio del BCV y estableció una novedad: que el representante del Ejecutivo no podría ser el ministro de Hacienda, ello con el objeto de evitar la influencia de la autoridad fiscal sobre las decisiones de política monetaria.

Aunque la ley en si misma no asegura la estabilidad monetaria, es obvio que un instrumento legal bien diseñado constituye un incentivo para aplicar políticas monetarias estabilizadoras, en la medida en que hace potencialmente costoso infringir la ley. En ese sentido la Ley de 1992 representó el primer paso para posteriormente conseguir la autonomía legal del BCV, como efectivamente ocurrió en 2001, al aprobarse un nuevo texto legal en concordancia con la Constitución de 1999, en la cual se establece en su artículo 318 que “El Banco Central de Venezuela es persona jurídica de derecho público con autonomía para la formulación y el ejercicio de las políticas de su competencia”.

Con la entrada en vigencia de la Constitución de la República Bolivariana de Venezuela se produce un cambio importante en la arquitectura institucional del BCV, que ha debido implicar una nueva forma de gestionar la política monetaria. En primer lugar, se define más claramente el objetivo del BCV, de acuerdo con la tendencia mundial de focalizar al ente emisor en lograr la estabilidad de precios. Así, en el citado artículo 318 se establece que “Las competencias monetarias del Poder Nacional serán ejercidas de manera exclusiva y obligatoria por el Banco Central de Venezuela. El objeto fundamental del Banco Central de Venezuela es lograr la estabilidad de precios y preservar el valor interno y externo de la unidad monetaria”.

Para que este principio tenga sentido, el mismo fue acompañado de dos elementos claves, la disciplina fiscal y la coordinación macroeconómica. De esta manera el Artículo 312 contempla que “La ley fijará límites al endeudamiento público de acuerdo con un nivel prudente en relación con el tamaño de la economía, la inversión reproductiva y la capacidad de generar ingresos para cubrir el servicio de la deuda pública”, en tanto que el artículo 320 pauta que “En el ejercicio de sus funciones el Banco Central de Venezuela no estará subordinado a directivas del Poder Ejecutivo y no podrá convalidar o financiar políticas fiscales deficitarias”. En lo relativo a la coordinación macroeconómica, se convino en la celebración de un Acuerdo Anual de Políticas entre el BCV y el Ministerio de Finanzas, materializados en el establecimiento de metas cuantitativas de de inflación y crecimiento. Esto último guarda parecido o es interpretable como un régimen de política monetaria basado en metas de inflación flexible (*flexible inflation targeting*), tal como se reseña en la literatura (Truman 2003 y Mishkin 2007).

En tanto que la autoridad fiscal le fijaba al BCV la meta de inflación, éste gozaría de autonomía instrumental para su cumplimiento, tal como se previó en el artículo 90 de la Ley. Las normas de la Constitución fueron desarrolladas y ampliadas en la Ley del BCV a partir de octubre de 2001 donde con mayor claridad se define la coordinación macroeconómica y el principio de la estabilidad de precios a alcanzare mediante una meta de inflación. Un esquema de metas de inflación como el comentado debe contar como soporte con un régimen monetario basado en el tipo de cambio flexible con el objeto de permitirle al banco central mayor control sobre la cantidad de dinero y de esa manera procurar estabilizar los precios.

A partir de una discusión sobre el catalogado nivel óptimo de reservas internacionales, posteriormente denominado nivel adecuado de reservas, se gestó en 2004 lo que sería una reforma puntual pero de largo alcance de la Ley del BCV la cual se materializó en el 20 de julio de 2005. El artículo 1 de esa reforma modificó el artículo 7 haciendo obligatorio para el BCV la estimación del nivel adecuado de reservas internacionales, según una metodología única “cuyos parámetros reflejen las características estructurales de la economía venezolana”. El nivel en exceso sobre el monto adecuado sería traspasado mensualmente a un fondo desarrollo (Fonden) destinado al “financiamiento de proyectos de inversión en la economía real y en la educación y la salud; el mejoramiento del perfil y saldo de la deuda pública; así como la atención de situaciones especiales y estratégicas”.

Una disposición transitoria (décima) ordenó al BCV transferir por única vez al Ejecutivo Nacional la cantidad de US\$ 6.000 millones, para ser usados en divisas en las áreas anteriormente citadas. Debido a que la reforma en referencia también levantó la obligatoriedad de que PDVSA vendiera al BCV todas las divisas producto de sus exportaciones, la empresa petrolera pasaba a entregar parte del flujo de ingresos en divisas a Fonden. De esta manera, al consignarse a Fonden una porción del acervo de reservas internacionales, la doble monetización de las divisas petroleras se convertía en una posibilidad cierta en la medida en que Fonden ejecuta parte de sus gastos en moneda nacional. La realización de un volumen de erogaciones en moneda local por parte de Fonden acrecentó la preocupación por el empleo de un mecanismo de entrega, venta y nueva entrega de divisas y bolívares por parte del BCV en sus relaciones con Fonden.

La información fiscal disponible no permite aproximarse al gasto ejecutado efectivamente por Fonden por tipo de moneda. Lo cierto es que ello representó una ruptura con la dinámica de la creación monetaria por parte del BCV, que se había mantenido sin cambios fundamentales desde su creación. En realidad este cambio de la ley fue el preámbulo para una modificación adicional que ya de manera abierta permitiría el financiamiento monetario del déficit fiscal. Un cambio de este tipo tiene necesariamente que afectar la trayectoria de la inflación y las expectativas que los agentes económicos se forman sobre los precios.

En noviembre de 2009 y en abril de 2010 se aprobaron nuevas reformas de la ley del BCV<sup>4</sup> cuyos objetos fundamentales fueron abrir espacios de financiamiento al fisco. Así en la primera de ellas se reformó el artículo 37, el cual quedó redactado como sigue: Artículo 37: “Está prohibido al Banco Central de Venezuela: 14. Aceptar bienes o derechos propiedad de terceros en fideicomiso, administración o para la realización de cualquier otra operación de naturaleza similar; salvo el caso de fideicomisos requeridos por el Ejecutivo Nacional, en el marco de proyectos de interés para el desarrollo de la economía nacional”.

Similarmente, en el Artículo 49 se pautó que “El Directorio podrá establecer condiciones especiales de plazo y tasa de interés para las operaciones aquí previstas, incluyendo la modalidad de crédito directo, cuando deriven del financiamiento de programas determinados por el Ejecutivo Nacional”

En lo relativo a la reforma de abril de 2010, ella implica deshacer buena parte de los cambios institucionales que en materia de banca central había avanzado Venezuela a partir de 1992. En primer lugar, en los hechos se vacía de contenido el principio que permitía aislar las decisiones de política monetaria de la dominancia fiscal según el cual “el Banco Central de Venezuela no está subordinado a directrices del Poder Ejecutivo”. Al agregarse en la reforma que el BCV “sin embargo, contribuirá con éste en la realización de los fines superiores del Estado y de la Nación”, se sientan las bases para subordinar las decisiones monetarias a la coyuntura fiscal. Ello es más claro cuando en la reforma se plantea que “en la formulación del Plan Estratégico del Banco Central de Venezuela, deberá asegurarse la atención a los lineamientos generales del Plan de la Nación y que el presupuesto del Banco se corresponda con la expresión financiera del plan”.

La citada contribución del BCV a los fines superiores del Estado no se expresa únicamente en la aceptación de “fideicomisos requeridos por el Ejecutivo Nacional, en el marco de proyectos de interés para el desarrollo de la economía nacional” sino también en el establecimiento de “condiciones especiales de plazo y tasa de interés, incluyendo la modalidad de crédito directo, cuando deriven del financiamiento de

---

4 Aunque este trabajo comprende hasta 2009, debido a la magnitud de este cambio en la ley del BCV se consideró pertinente mantenerla en el texto de este trabajo.

programas determinados por el Ejecutivo Nacional como prioritarios para el país”. Este tipo de financiamiento en condiciones concesionales abre espacio para que el BCV sea objeto de presiones para otorgar créditos y de esa manera puede el ente emisor verse imposibilitado de lograr un control más eficiente de la cantidad de dinero y con ello procurar la estabilidad de precios y de cambio

Otro aspecto de la reforma guarda relación con el crédito orientado hacia determinados sectores, catalogados como esenciales. Así, dice la reforma que ello vincula la política de fijación del rango de tasas de interés por parte del Instituto dentro de una “política integral de carteras dirigidas”, con el propósito de “orientar el crédito hacia aquellos sectores que más convengan a la economía y de contribuir a que la estimación de recursos a ser colocados se corresponda con las necesidades reales de cada sector productivo”. Esto amplía significativamente el campo para que dentro de los “sectores productivos” entren un conjunto de empresas deficitarias que al final terminan siendo financiadas con impresión de dinero.

Finalmente, en lo relativo al monopolio del BCV sobre la impresión de billetes y acuñación de monedas, éste puede verse seriamente afectado si se generalizan las monedas comunales. De hecho, la reforma en referencia deja abierta esa posibilidad cuando establece que se conserva la autoridad del BCV como emisor de la moneda de circulación “... salvo la regulación relacionada con la emisión de especies para el intercambio de bienes y servicios entre prosumidores, en el ámbito comunal”. Esta medida parece desconocer no sólo el mandato constitucional, sino la necesaria rectoría del Emisor sobre la regulación y supervisión del sistema monetario establecida en la misma reforma.

Como puede inferirse estas dos últimas reformas le confieren un sesgo claramente inflacionario a la política monetaria y a la actuación del BCV en la medida en que amplían en espectro de financiamiento del déficit fiscal con impresión de dinero. Como está ampliamente documentado, una expansión monetaria para cubrir gasto deficitario puede acelerar la inflación y si ello se conjuga con una caída de la demanda por dinero, la tasa de inflación puede tomar una senda hiperinflacionaria (Kiguel 1989).

### III.2 Datos, estimación y resultados

En esta parte del trabajo se estima el comportamiento de la tasa de inflación en Venezuela en el periodo 1983-2009, con información trimestral. Para tal propósito, el modelo estimado según la ecuación (14) cuyos resultados se exponen en los cuadros 12 y 13, se volvió a ajustar para el lapso donde privaron diferentes regímenes monetarios y los resultados obtenidos sugieren que la inflación internacional no explica adecuadamente el comportamiento de la inflación en Venezuela como si ocurrió durante 1948-1982. Su coeficiente es bajo (0,09) y el test de Wald no permite rechazar la hipótesis nula de que sea diferente de cero. Similarmente, la causalidad de Granger sugiere que no existe causalidad desde la inflación internacional hacia la inflación en Venezuela. Cuando se incorpora el efecto del primer rezago de la tasa de inflación interna con el objeto de tomar en cuenta la inercia, los resultados siguen indicando que la contribución de la inflación internacional es casi nula en el desempeño de la inflación doméstica. Ello puede obedecer al hecho de que las tasas de inflación externas comenzaron a descender y que más bien han privado en Venezuela modificaciones periódicas de los tipos de cambio que permite la expresión en moneda nacional de los precios externos y por tanto de la inflación.

Con base en los regímenes monetarios que se han aplicado en Venezuela y con el objeto de apreciar si ellos son significativos en el comportamiento de los precios, en esta parte del trabajo se toman en cuenta como variables explicativas de la inflación un indicador de presión cambiaria, la devaluación del tipo de cambio y un agregado monetario. Así, el primero de esos indicadores, se conforma con la estandarización de las variaciones del tipo de cambio y la inflación internacional, para captar la incidencia sobre los precios internos cuando alternan lapsos de tipo de cambio fijo con tipos de cambio flexibles.

De esta forma, durante el período en el cual el tipo de cambio estuvo fijo, la inflación proveniente del exterior adquiriría importancia y las fluctuaciones del tipo de cambio cuando se trata de un esquema cambiario flexible. La tasa de devaluación o depreciación del tipo de cambio se considera como una variable alternativa al anterior indicador compuesto, para registrar las presiones sobre los costos internos y consecuentemente sobre el alza de precios. Como variable aproximada a las expectativas de devaluación, se construyó una variable que capturara la diferencia entre

el tipo de cambio oficial y el paralelo, con todas las dificultades que ello implica debido al sesgo de cálculo dada la opacidad de los mercados paralelos de divisas en Venezuela. No obstante, los resultados no fueron de significación. Por su parte, se considera tanto el dinero (M1) como la liquidez (M2), en sus tasas de variación y mediante un indicador que recoge la diferencia entre el nivel de esa variable y su tendencia, aplicando el filtro de Hodrick-Prescott, el cual podría interpretarse como una aproximación a los saldos monetarios excedentes.

Aunque en el cuadro 20 se describe la cronología de los diferentes arreglos cambiarios que han estado vigentes en Venezuela, para los fines del análisis de regresión se han agrupado en dos grandes categorías de regímenes monetarios. La primera se denomina la flotación administrada y en ella se agregan la flotación que siguió el abandono del control de cambios en febrero de 1989 y que se extendió hasta septiembre de 1992, a la cual sucedió las minidevaluaciones entre octubre de ese año y junio de 1994. También se incluyen en esta agrupación el sistema de bandas aplicado entre julio de 1996 y enero de 2002 y la nueva flotación que abarcó febrero 2002-enero 2003. La segunda categoría comprende las distintas modalidades de tipo de cambios estrictamente fijos, denominada fijo ajustable, en la medida en que sus atributos de anclaje cambiario permiten considerarlo como un régimen diferenciado del primero donde la fluctuación continua de la tasa de cambio no permite valorar la tasa de cambio como un ancla visible de la inflación, como si ocurre cuando se fija el tipo de cambio. En el caso del sistema de bandas lo que fungía como ancla era el anuncio de la paridad central.

Con base en esos regímenes, se construye sendas variables *dummies* que toman valores dicotómicos de ceros y unos durante la vigencia de cada una de ellos. Estas variables se emplean en la estimación para ponderar su aportación individual en las regresiones y también para construir variables artificiales multiplicativas para así observar si se produce un cambio de pendiente en la inflación como resultado de la modificación del régimen monetario. Esa *dummy* multiplicativa se conforma con la tasa de inflación desfasada un período y la variable dicotómica que identifica cada régimen monetario. Así, con la *dummy* dicotómica o aditiva, que produce un cambio en el intercepto de la función de regresión, se puede apreciar la variación en la tasa de inflación promedio como resultado de la modificación del régimen monetario en tanto que con la *dummy*

multiplicativa se valoraría el cambio en la pendiente en la tasa de inflación, lo cual puede a su vez interpretarse como la intensificación de la persistencia de la inflación.

Debido a la frecuencia trimestral de los datos y el modelo de inflación a ser estimado, la evidencia y la práctica econométrica sugieren que se debe tomar en consideración la estructura de rezagos con el objeto de capturar la dinámica del proceso inflacionario. La metodología utilizada en la estimación consistió en correr varias regresiones con un número de rezagos a partir de variables contemporáneas hasta cinco y comparar los respectivos valores de criterio de Akaike (AIC)<sup>5</sup> y seleccionar el que tenga menor valor como sugieren Granger y Newbold (1986). En este sentido, la estructura de rezagos que arroja menor valor para el AIC fue cinco. Posteriormente, empleando un test para excluir variables redundantes u omitidas de la regresión se fueron eliminando aquellas con menor nivel de significación, hasta lograr la mejor especificación posible sin que se violen supuestos fundamentales del modelo de regresión.

En esta sección del trabajo se utiliza una notación ligeramente distinta para la tasa de inflación respecto a la empleada en la primera parte. En el cuadro 21 se describen las variables utilizadas en los diferentes modelos estimados.

---

5 Formalmente el AIC puede escribirse como  $\log \sigma_k^2 + K/2$ , donde K es el orden del proceso autorregresivo. El segundo término de la expresión es un factor de penalización por el uso de modelos excesivamente parametrizados.



**Cuadro 21****Variables utilizadas en los modelos estimados**

| <b>Variable</b> | <b>Descripción</b>  |
|-----------------|---|
| Inflavzla       | Primera diferencia logarítmica del IPC  |
| Dfijoajus       | <i>Dummy</i> dicotómica que adquiere valor uno en los trimestres de tipo de cambio fijo y cero en los restantes         |
| Efecext         | Estandarización de las variaciones del tipo de cambio y la tasa de inflación internacional según cada régimen monetario |
| Dinflavzla      | <i>Dummy</i> multiplicativa conformada por la tasa de inflación desfasada un período y la <i>dummy</i> dfijoajus        |
| Dm12filtro      | Diferencia entre la variación de M1 y su tendencia, obtenida del filtro Hodrick-Prescott                                |
| Dltprom         | Variación del tipo de cambio promedio   |
| Dumy89q1        | Dummy con valor uno en el primer trimestre de 1989  |

En los cuadros 13 y 14 se exponen los resultados de las estimaciones con las variables previamente descritas, una vez que se tomó en consideración los rezagos apropiados según el AIC y luego de excluir, paso a paso, las variables menos significativas.

**Cuadro 13****Resultados de la regresión: 1984-2009 (trimestral)****Variable dependiente: inflavzla**

|   | <b>Estimador</b> | <b>t de student</b> | <b>Probabilidad</b> |
|---|------------------|---------------------|---------------------|
| Constante   | -0,013           | -2,05               | 0,04                |
| Dfijoajus   | 0,022            | 2,21                | 0,03                |
| Inflavzla (-1)  | 0,445            | 5,15                | 0,00                |
| Inflavzla(-4)   | -0,556           | -7,31               | 0,00                |
| Inflavzla(-5)   | 0,257            | 2,83                | 0,00                |
| Efecext(-5)   | 0,001            | 0,15                | 0,87                |
| dm12filtro(-1)  | 0,052            | 1,29                | 0,20                |
| Dinflavzla  | 0,139            | 0,83                | 0,41                |
| dumy89q1  | 0,157            | 5,68                | 0,00                |
| R <sup>2</sup> : 0,686. Breusch-Godfrey test de autocorrelación: F: 3,17. Probabilidad: 0,047 |                  |                     |                     |

Como puede observarse, la variable *dfijoajus* es positiva y significativa como era de esperarse reflejando que el cambio de régimen monetario afectó la tasa de inflación promedio. La *dummy* multiplicativa, *dinflavzla*, aunque también resultó positiva su valor no es estadísticamente diferente de cero y por tanto no se puede aseverar que sucedió un cambio en la pendiente de la función de inflación. Como ya se ha reportado a lo largo de este trabajo existe un grado importancia de inercia inflacionaria, reflejado en el primer rezago de la variable dependiente desfasada un trimestre. También son notorios los rezagos cuarto y quinto de la tasa de inflación hecho que pone de manifiesto la dinámica del alza de precios. El indicador de efecto combinado del ajuste del tipo de cambio y la inflación externa (*efecext*) aunque resultó positivo, su estimador no es significativo. Algo similar ocurrió con el indicador de saldos monetarios (*dm12filtro*) que obtuvo un valor positivo pero estadísticamente igual a cero.

Conforme a los resultados anteriores, se procedió de igual modo con la estructura de rezagos ya determinada pero sustituyendo el indicador de efecto externo por la variación del tipo de cambio promedio (*dltcprom*) y excluyendo los saldos monetarios debido a su baja significación. En tal sentido, se incorporó la variación del tipo de cambio

promedio, siguiendo la evidencia empírica reportada por Mendoza (2004). Aunque los resultados son mixtos acerca de la incidencia de los agregados monetarios sobre la tasa de inflación, lo que sí parece firme es el hecho de que los saldos monetarios en sí mismos tienen bajo poder explicativo en la inflación de Venezuela y ha resultado un mejor estimador los excesos monetarios en una regresión de la inflación. Sin embargo, ello supondría primero ajustar una función de demanda por dinero para luego computar el desequilibrio. Esto está más allá del propósito de esta investigación y por esa razón se utilizaron las series filtradas anteriormente descritas sin que se obtuviera información que permita aseverar su impacto sobre la tasa de inflación.

Al estimar el modelo según los cambios incorporados, se obtuvieron los siguientes resultados, consignados en el cuadro 15.

### Cuadro 15

#### Resultados de la regresión: 1984-2009 (trimestral)

##### Variable dependiente: inflavzla

|  | <b>Estimador</b> | <b>t de student</b> | <b>Probabilidad</b> |
|--|------------------|---------------------|---------------------|
| Constante  | -0,013           | -2,85               | 0,00                |
| Dfijoajus  | 0,022            | 3,04                | 0,00                |
| Inflavzla (-1)   | 0,361            | 4,90                | 0,00                |
| Inflavzla(-4)  | -0,444           | -6,59               | 0,00                |
| Inflavzla(-5)  | 0,214            | 2,77                | 0,00                |
| Dltprom  | 0,073            | 2,57                | 0,00                |
| Dltprom(-1)  | 0,072            | 2,41                | 0,01                |
| Dinflavzla(-5)   | 0,332            | 2,22                | 0,02                |
| dumy89q1   | 0,146            | 5,88                | 0,00                |
| R <sup>2</sup> : 0,768.  |                  |                     |                     |
| Breusch-Godfrey test de autocorrelación: F: 0,280. Probabilidad: 0,75          |                  |                     |                     |
| Breusch-Pagan -Godfrey test de heterocedasticidad: F: 1,65. Probabilidad: 0,12 |                  |                     |                     |

La información contenida en el cuadro anterior sugiere que efectivamente el cambio de régimen monetario de paridad fija (dfijoajus) aproximado por la *dummy* dicotómica

implicó un salto en la tasa promedio de inflación, tal como se desprende del hecho de que su coeficiente es positivo y estadísticamente significativo. Ello sugiere que el régimen monetario de tipo de cambio fijo ajustable propició un aumento de la tasa de inflación promedio durante el lapso bajo consideración. Puede avanzarse como explicación la hipótesis de que a lo largo del período bajo estudio, 1983-2009, el mantenimiento de la tasa de cambio fija durante cierto tiempo para luego ajustarla al alza y al cabo de un tiempo volverla a fijar y devaluarla de nuevo, minó la credibilidad en ese régimen y limitó su atributo como referente antiinflacionario, caso contrario al ocurrido entre 1948 y 1982, según los reportado en los cuadros 5, 6 y 9.

La principal ventaja del régimen de tipo de cambio fijo es que es un poderoso instrumento para abatir la inflación en la medida en que sea creíble. Lo que pareciera estar fuera de discusión es que esa credibilidad se erosiona en la medida en que se producen devaluaciones más o menos frecuentes del tipo de cambio o cuando se acumula artificialmente un período de fijación que en lugar de favorecer el anclaje de la inflación, genera expectativas de devaluación que acaban materializándose cuando disminuyen las reservas y no es admisible seguir sosteniendo una paridad fija. Similarmente, en el caso específico de Venezuela, el uso de ajustes discretos del tipo de cambio para financiar los déficits fiscales es un elemento que incide negativamente sobre la propiedad del régimen de tipo de cambio fijo como herramienta contra la inflación.

En lo relativo a la *dummy* multiplicativa,  $D_{inflavzla}$ , su signo es positivo y significativo, de allí que pueda afirmarse que no solamente ocurrió una modificación en la tasa promedio, al cambiar el intercepto de la regresión, sino también en la pendiente de la función de la inflación estimada para Venezuela. Vale decir, con los ajustes discretos del tipo de cambio que el régimen analizado propició, se produjo tanto una elevación de la tasa de inflación como también una exacerbación en la inercia o persistencia de la inflación debido a que se trata de un aumento en el efecto de los rezagos de la inflación sobre la tasa de inflación corriente. Conviene precisar que el valor y la significación de esa *dummy* multiplicativa conformada a partir del primer rezago de la variable dependiente y la *dummy* dicotómica,  $dfijoajus$ , ponen de manifiesto que el régimen de tipo de cambio fijo aumentó la persistencia de la inflación anteriormente referida, por cuanto bajo el régimen alternativo, es decir, flexible administrado, los valores de la

*dummy* son cero y de allí su impacto en la inflación estimada es menor que el régimen monetario fijo ajustable. Es decir, el régimen monetario de ajustes discretos del tipo de cambio, ha generado un proceso en la economía que retroalimenta el alza de los precios.

Destaca la dinámica de la inflación reflejada en sus rezagos de los trimestres primero, cuarto y quinto, lo que es compatible con resultados antes referidos, todo lo cual refleja la persistencia que exhibe la inflación en Venezuela. Similarmente, es importante mencionar el efecto de la depreciación del tipo de cambio promedio (*dltcprom2*), tanto contemporáneamente como en su primer rezago. Ello refleja el ajuste en los costos internos debido al encarecimiento del precio de la divisa.

Como sugieren los test de autocorrelación y heterocedasticidad, se aceptan las hipótesis nulas de no correlación serial y homocedasticidad de los residuos con lo cual los estimadores mínimos cuadráticos conservan sus propiedades de ser el mejor estimador lineal no sesgado.

Al tomar en consideración el hecho de que tasas de inflación más elevadas suelen estar asociadas a un aumento de la volatilidad, se estimó un modelo ARCH-GARCH con el objeto de valorar si se produjo un cambio en la varianza de la inflación durante el lapso bajo consideración. Como se refirió previamente, en estos modelos el componente ARCH describe la volatilidad del pasado reciente mientras que el GARCH da cuenta de la duración o persistencia de la volatilidad. Al ajustar el modelo, según la expresión (17) se obtuvieron los siguientes resultados, según el cuadro 24.

### Cuadro 16

#### Modelo ARCH-GARCH para la varianza condicional de la inflación

##### Período 1984-2009 (trimestral)

|       | Estimador | T de student | Probabilidad |
|-------|-----------|--------------|--------------|
| ARCH  | 1,437     | 3,19         | 0,00         |
| GARCH | 0,115     | 1,36         | 0,17         |

Estos resultados sugieren, según el término ARCH, que ciertamente la varianza del pasado reciente incide sobre la varianza contemporánea con lo cual se puede afirmar un

mayor nivel de volatilidad de la tasa de inflación. Por su parte, el efecto de la persistencia de esa volatilidad de la inflación, el componente GARCH, se acepta a un nivel de significación superior al 17%, hecho este que no permite concluir que la volatilidad tuviese un efecto más duradero.

Un paso adicional en este estudio consiste en identificar el régimen monetario y su incidencia en la inflación, a partir de la clasificación anteriormente explicada entre un régimen monetario fijo ajustable y otro flexible administrado durante el período estudiado. Para ese propósito se empleó una técnica de estimación denominada *endogenous switching regression model* (Lokshin and Sajaiak 2004). Este tipo de modelo ha sido utilizado para considerar el efecto sobre los salarios reales según el trabajador esté o no afiliado a un sindicato o si labora en el sector privado o público. También ha sido empleado para los casos de estimación de demanda de viviendas de acuerdo con los gastos asignados a ese sector se clasifiquen en viviendas propias o alquiladas.

El método de estimación se basa en optimizar la función de máxima verosimilitud con información completa para ajustar simultáneamente una ecuación para una variable dependiente que identifica el régimen monetario asociado a cada observación. En cierto modo, ello es equivalente a estimar la probabilidad de que en cada período prevalezca un régimen u otro. Igualmente, se estiman dos ecuaciones para la inflación que incorporan el efecto de la selección del régimen correspondiente a cada período. Siguiendo a Lokshin and Sajaiak se estiman las siguientes ecuaciones:

$$\text{Régimen 1 : } Y_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad \text{si } I_i = 1 \quad (18)$$

$$\text{Régimen 2: } Y_{2i} = \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad \text{si } I_i = 0 \quad (19)$$

$$I_i = 1 \quad \text{si } \gamma Z_i + u_i > 0$$

$$I_i = 0 \quad \text{si } \gamma Z_i + u_i \leq 0$$

Donde  $Y_{ji}$  corresponde a las variables dependientes,  $X_{ji}$  es el vector de variables explicativas,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\gamma$  son los parámetros y  $u_i$  y  $\varepsilon_i$  son los términos de error. Para los propósitos de este trabajo, el modelo a estimar sería el siguiente:

$$\text{Inflavzla}_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + e_{1i} \quad (20)$$

$$\text{Inflavzla}_i = \alpha_0 + \alpha_2 X_i + e_{2i} \quad (21)$$

$$I^*_i = \theta(\text{Inflavzla}_1 - \text{Inflavzla}_0) + \gamma Z_i + u_i \quad (22)$$

Las expresiones (20) y (21) se refieren a las ecuaciones de inflación bajo los regímenes fijo ajustable y flexible administrado en tanto que  $I^*_i$  es la variable latente que permite determinar el régimen monetario en esas expresiones. En particular,

$$I_i = 0 \quad \text{si} \quad I^*_i > 0 \quad (23)$$

$$I_i = 1 \quad \text{si} \quad I^*_i \leq 0 \quad (24)$$

En la estimación que se presenta seguidamente, la variable de elección que identifica el régimen monetario,  $I_i$ , toma valor 1 si prevalece el régimen monetario fijo ajustable y 0 en el caso de que sea flexible administrado. Mediante el comando *movestay* del paquete computacional Stata, se estiman conjuntamente las ecuaciones (20)-(22), una vez definidas el conjunto de variables del vector  $X_i$ . La hipótesis nula a ser contrastada es que las tres ecuaciones (20)-(22) son independientes y de aceptarse esa hipótesis, se concluiría que la selección del régimen monetario no afecta la relación entre la inflación y sus determinantes.

Los resultados de la estimación fueron los siguientes, una vez que las iteraciones de las corridas permitieron hallar concavidad en la función de máxima verosimilitud.

**Cuadro 18****Estimación de ecuación de cambio de régimen monetario**

|   | <b>Coefficiente</b> | <b>Error estándar</b> | <b>Estadístico z</b> | <b>Probabilidad</b> |
|---|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
| <b>Variable dependiente: inflavzla<sub>1</sub></b>                        |                     |                       |                      |                     |
| Constante   | -0.0118972          | 0.0103853             | -1.15                | 0.252               |
| Inflavzla(-1)   | 0.7681111           | 0.1384901             | 5.55                 | 0.000               |
| Inflavzla(-4)   | -0.7609275          | 0.1994966             | 3.81                 | 0.000               |
| Inflavzla(-5)   | 0.7727022           | 0.2250917             | 3.43                 | 0.001               |
| Efecext(-4)   | 0.0050148           | 0.0044072             | 1.14                 | 0.255               |
| <b>Variable dependiente: inflavzla<sub>0</sub></b>                        |                     |                       |                      |                     |
| Constante   | 0.0156562           | 0.0177582             | 0.88                 | 0.378               |
| Inflavzla(-1)   | 0.6045354           | 0.1313771             | 4.60                 | 0.000               |
| Inflavzla(-4)   | -0.5368662          | 0.1110353             | -4.84                | 0.000               |
| Inflavzla(-5)   | 0.4374817           | 0.140948              | 3.10                 | 0.002               |
| Efecext(-4)   | 0.0094269           | 0.0124834             | 0.76                 | 0.450               |
| <b>Variable dependiente dfijoajus</b>                                     |                     |                       |                      |                     |
| Constante   | 0.1900349           | 0.2337522             | 0.81                 | 0.416               |
| Inflavzla(-1)   | 12.27432            | 3.94461               | 4.60                 | 0.002               |
| Inflavzla(-4)   | 6.449081            | 4.039957              | 1.60                 | 0.110               |
| Inflavzla(-5)   | 15.7677             | 5.746396              | 2.74                 | 0.006               |
| Efecext(-4)   | 0.9767728           | 0.2519203             | 3.88                 | 0.000               |
| Dltcprom  | -2.050993           | 1.313989              | -1.56                | 0.119               |
| LR test de independencia de las ecuaciones. Chi2(1) = 3.66 Prob. = 0.0559 |                     |                       |                      |                     |

La distribución z es la apropiada para la realización del contraste de hipótesis sobre la significación individual de cada variable cuando se emplea la función de máxima verosimilitud. La simbología de las variables es la misma que las referidas en los cuadros 21 y 22. El LR test reportado sugiere que a un nivel de significación de aproximadamente 6%, se rechaza la hipótesis nula y por lo tanto se concluye que la



selección del régimen monetario si afecta la estructura económica que rige los determinantes de la inflación. Sin embargo, la evidencia muestral que se genera de los resultados para el período en estudio no parece ser completamente contundente debido al nivel de significación para el rechazo de la hipótesis nula, así como la cercanía de los coeficientes de las variables explicativas de las ecuaciones para cada uno de los regímenes. Adicionalmente, se realizaron pruebas con algunas modificaciones en la especificación del modelo y los resultados reflejaron que el nivel de significación para aceptar o rechazar  $H_0$  estuvo siempre localizado alrededor de valores que no permiten derivar una conclusión definitiva.

## **Conclusiones**

Como suele suceder con el tipo de cambio fijo, su viabilidad requiere de un requisito que no siempre es posible alcanzar: la disciplina fiscal. A partir del auge petrolero que comenzó a finales de 1973, los crecientes flujos de ingresos petroleros y su traducción en una expansión importante del gasto fiscal, comenzaron a erosionar la estabilidad de precios de la cual había disfrutado Venezuela, al gestarse pronunciados desbalances presupuestarios que cuestionaron la sostenibilidad de ese régimen monetario de tipo de cambio fijo hasta colapsar en febrero de 1983. A partir de ese año, como expresión de la inestabilidad macroeconómica, se comienza a aplicar una variedad de esquemas cambiarios que dan lugar a la clasificación de éstos en dos grandes regímenes monetarios: el fijo ajustable donde se usa la tasa de cambio como ancla de la inflación al tiempo que se producen variaciones discretas en el tipo de cambio y el flexible administrado en el cual la cotización del bolívar fluctúa acotadamente por la intervención del BCV, dejando con ello espacio para el accionar de la política monetaria.

Si algún criterio teórico ayuda a explicar el diseño y aplicación de la política monetaria en Venezuela es el enfoque monetario de la balanza de pagos (EMBP). De acuerdo con este enfoque, al fijarse el tipo de cambio, las tasas de inflación de las monedas involucradas en ese acuerdo cambiario, deberían tender a igualarse, en ausencia de desequilibrios fiscales recurrentes. La evidencia empírica reportada en este trabajo apoya esa hipótesis entre 1948 y 1982. Adicionalmente, tal como lo sugiere el EMBP, el crédito interno no afecta de manera permanente los niveles de inflación al desmonetizarse los excedentes monetarios, tesis ésta que también fue corroborada por

las pruebas estadísticas. Un resultado que se desprende del análisis de regresión presentado es que el régimen de tipo de cambio fijo fue creíble al menos hasta mediado de la década de los sesenta y ello permite explicar la evolución favorable de la tasa de inflación, en su nivel y variabilidad.

A partir de 1983, las estimaciones de la inflación con base en los regímenes monetarios anteriormente descritos sugieren que la fijación del tipo de cambio y sus ajustes de forma periódica produjeron tanto un salto en la tasa de inflación promedio como una exacerbación de la persistencia de la inflación según los modelos estimados basados en variables *dummys* aditivas y multiplicativas. Finalmente, el uso de modelos denominados *endogenous switching regression model* permitió verificar con un nivel de significación aceptable, que el régimen monetario de tipo de cambio fijo ajustable incidió en las variables explicativas de la inflación durante el período 1984-2009.

## Referencias

Arreaza A, E Blanco y M Dorta (2003): *Small scale macroeconomic model for Venezuela*. Serie Documentos de Trabajo, No 43, BCV.

Arreaza A y L Pedagua (2006): *Instituciones, estructura económica y política económica. ¿Qué hay detrás de la inflación en América latina*. Serie Documentos de Trabajo, No 76, BCV.

BCV: *Informes Económicos, Memorias y Mensajes de Fin de Año del Presidente del BCV*. Varios años

Borts G and J Hanson (1979): *The monetary approach to the balance of payments with empirical applications to the case of Panamá*. En *Short term macroeconomic policy in Latin America*, NBER, Other Conference Series No 14.

Caves R, Frenkel J and R Jones (1990): *World trade and payments: An introduction*. Scott, Foresman/Little Brown. Fifth Edition.

Dorta M, J Guerra y G Sánchez (2002): *Credibilidad y persistencia de la inflación en Venezuela*. En Guerra J: *Estudios sobre la inflación en Venezuela*. Colección Económica Financiera, BCV.

Dorta M y J Guerra (2003): *La relación entre las tasas de interés de los instrumentos de política monetaria y las tasas de interés del mercado financiero en Venezuela*. Serie Documentos de Trabajo, No 56, BCV.

Faust A y L Zambrano (2006): *Dinero e inflación en Venezuela*. Banco Mercantil.

Frenkel J and H.G Johnson (1976): *The Monetary Approach to the Balance of payments*. George Allen and Unwin.

Granger C W and P Newbold (1974): *Spurious regressions in econometrics*. Journal of Econometrics, Vol 2.

Granger C W y P Newbold (1986): *Forecasting economic time series*. Academic Press, Second Edition.

Guerra J (1997): *Síntesis de la política cambiaria en Venezuela*. Monetaria, Vol. 20, No 1. CEMLA.

Guerra J y F Sáez (1997): *Experiencias cambiarias recientes en Venezuela*. Fondo Latinoamericano Andino de Reserva (FLAR), en FLAR: *Política cambiaria en los países miembros del FLAR*.

Guerra J y G Sánchez (1997A), *Una década de inflación en Venezuela: Un estudio con Vectores Autorregresivos*. En Vera Leonardo: *Contribuciones al Análisis de la Inflación: Anotaciones para el Caso Venezolano*. Ediciones FACES-UCV

Guerra J y J Pineda (2004): *Temas de política cambiaria en Venezuela*. Colección Economía y Finanzas, BCV.

Guitian M (1973): *Credit versus money as instrument of control*. Staff Papers, Vol. 29, No 3, IMF.

International Monetary Fund, IMF (1994): *Approaches to Exchange rates policies*. IMF Institute

Kiguel M (1989): *Budget deficit, stability and the monetary dynamic of hyperinflation*. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 21

Lokshin M and Z Sajaia (2004): *Maximun likelihood estimation of endogenous switching regression model*. The Stata Journal, Vol. 4, No 3.

López O y O Zambrano (2003): *Relación de corto y largo plazo entre agregados monetarios e inflación en Venezuela: Algunas consideraciones empíricas*. Serie Documentos de Trabajo, No 49, BCV.

Mishkin F (2007): *Monetary policy strategy*. MIT Press.

Mendoza O (2004): *Las asimetrías del pass through en Venezuela*. Serie Documentos de Trabajo, No 62, BCV.

Obstfeld M y K Rogoff (1995): *The mirage of fixed Exchange rates*. The Journal of Economic Pererspective, Vol, 9, No 4.

Olivo (2004): *La relación de largo plazo entre la base monetaria y el nivel de precios en Venezuela: 1950-2002*. Serie Documentos de Trabajo, No 5, BCV.

Truman E.M (2003): *Inflation targeting in the world economy*. Institute for International Economics.

Vera L (1997): *Contribucioness al Análisis de la Inflación: Anotaciones para el Caso Venezolano*. Ediciones FACES-UCV.

