



BANCO CENTRAL DE VENEZUELA

Relación de corto y largo plazo entre agregados monetarios e inflación en Venezuela: algunas consideraciones empíricas

Omar A. Zambrano R.

Oswaldo E. López M.

Las ideas y opiniones contenidas en el presente Documento de Trabajo son de la exclusiva responsabilidad de sus autores y se corresponden con un contexto de libertad de opinión en el cual resulta más productiva la discusión de los temas abordados en la serie.

Resumen

El documento expone algunos aspectos teórico-metodológicos referidos a la relación dinero-inflación. El documento propone un modelo para evaluar la existencia de una relación de largo plazo entre diversas medidas del dinero (M2, M1, base monetaria) y la tasa inflación, representada por el IPC y el núcleo inflacionario, utilizando para ello el análisis de cointegración. Asimismo, se intenta contrastar la relevancia de dicha relación de largo plazo en la dinámica inflacionaria de corto plazo, a través de una regresión con mecanismo de corrección de errores (MCE). Para el caso venezolano, con datos mensuales entre 1989:01 y 2002:12, se encontró una relación empírica de largo plazo para cada uno de los pares de variables conformados por las tres mediciones distintas de dinero y las dos de inflación. A su vez, se verifica, mediante regresiones con MCO y mecanismo de corrección de errores, que la dinámica de corto plazo de la inflación en Venezuela se encuentra influenciada, entre otras variables, por dicha relación de largo plazo.

Abstract

This document analyzes some relevant theoretical and methodological aspects regarding the relationship between money and inflation rate. The paper uses the cointegration approach as a tool for testing the possible long term relationship between three money measures (monetary base, M1 and M2) and two inflation indexes (core inflation and CPI). Afterwards, through Error Correction Mechanism regressions, the document sets the potential influence of these money-inflation long-term relationships over the short-term inflation dynamics. In particular, the document discusses the Venezuelan case during the period 1989:01 2002:12. Main findings verifies the existence of the long-term relationships named above, and also verifies that short-term inflation dynamics is highly influenced, among other variables, by these relationships.

Índice

	Página
Introducción.....	1
Relación entre Dinero e Inflación: Aspectos teóricos.....	3
La Inflación como fenómeno monetario.....	3
Definición del Índice de Inflación.....	4
Relación entre Dinero e Inflación: Aspectos Empíricos.....	6
Cointegración.....	6
Mecanismo de Corrección de Errores (MCE).....	7
Test de Johansen de cointegración multivariada.....	8
Análisis de los resultados.....	9
Especificación del modelo.....	9
Variables del Modelo.....	10
Estacionariedad.....	11
Análisis de Cointegración.....	13
Modelo con Corrección de Errores (MCE).....	14
Relación Agregados Monetarios y Núcleo Inflacionario.....	15
Relación Agregados Monetarios e IPC.....	21
Conclusiones.....	26
Referencias.....	28

Introducción

En el año de 1989, la economía venezolana experimentó un proceso de cambios asociado a la aplicación del Programa de Estabilización Macroeconómica y Ajuste Estructural que intentó, entre otras cosas, reordenar el sentido y la ejecución de la Política Económica interna. En este contexto, el Banco Central de Venezuela (BCV) redefine su rol y las condiciones de su actuación en el mercado de dinero, realizando una serie de ajustes tanto en sus instrumentos de política, como en el diseño del Programa Monetario llevado a cabo hasta ese momento, todo ello con la finalidad de mejorar la ejecución de la Política Monetaria.

Desde entonces, el Programa Financiero del Banco Central de Venezuela ha mantenido como variable final el objetivo inflacionario, sin embargo se han observado cambios sustanciales tanto en la construcción del programa, como en el establecimiento de las variables intermedias. A pesar de lo anterior, en líneas generales puede afirmarse que ha persistido el uso de un agregado monetario como variable intermedia, lo cual se fundamenta en el criterio teórico según el cual, en una economía pequeña con mercados financieros pocos desarrollados, los desequilibrios en el mercado monetario se transmiten directamente en la demanda agregada e indirectamente a los precios¹.

Por lo anterior, resulta un hecho notorio que el supuesto fundamental para el diseño e implementación de la política monetaria desde 1990, ha sido la existencia de una relación estable y significativa entre la cantidad de dinero y la tasa de crecimiento del nivel de precios. No obstante, los frecuentes cambios a los que ha sido sometido el mercado financiero doméstico en el período referido, dan relevancia a la verificación empírica

de este supuesto, como aporte al diseño y ejecución de la política monetaria en Venezuela.

El presente trabajo tiene como objetivo verificar la relación de corto y largo plazo entre la dinámica inflacionaria y el comportamiento de los agregados monetarios, a través del método de cointegración multivariada de Johanssen y regresiones con mecanismo de corrección de errores para el período de estudio correspondiente 1989:01-2002:12. El trabajo se encuentra estructurado en cuatro secciones, la primera sección expone algunos aspectos teóricos referidos a la relación dinero-inflación, así como los problemas relacionados a la definición de un índice adecuado para medir la inflación en Venezuela. La segunda sección, expone algunas consideraciones conceptuales acerca del análisis empírico utilizado en este informe. La tercera sección, se presentan los principales resultados del modelo propuesto para evaluar la existencia de una relación de largo y corto plazo entre diversas medidas del dinero y la tasa inflación. Por último, en la última sección, se presentan algunas consideraciones finales a manera de conclusión.

¹ **Da Costa, M.** (1990)

Relación entre Dinero e Inflación: Aspectos teóricos

La Inflación como fenómeno monetario

El supuesto teórico que enuncia la existencia de una relación directa entre la cantidad de dinero en la economía, representada por algún agregado monetario, y la tasa de variación del nivel de precios, ha sido denominado por la literatura económica *Teoría Cuantitativa del Dinero*. Entre los principales exponentes de este principio destacan los trabajos realizados por Irving Fisher y, posteriormente, por Milton Friedman, que argumentan que "una variación en la cantidad de dinero en la economía generaría una variación similar en el nivel de precios"². Tal afirmación corresponde a la versión más estricta de la *Teoría Cuantitativa del Dinero*, en la cual los efectos de una expansión monetaria sobre las variables reales de la economía son neutrales, lo que implica que una variación de la cantidad de dinero no ocasiona incrementos en el nivel de producto, empleo y saldos reales.

Es destacar que la vigencia de este supuesto esta sujeto a la presencia de pleno empleo, libre competencia, información perfecta en los distintos mercados de la economía y flexibilidad total de los precios, condiciones poco frecuentes en el corto plazo, por lo que resultaría razonable pensar que la relación entre las cantidades de dinero y la tasa de variación de los precios no es unitaria.

Sin embargo, existe un criterio generalizado que asume a la variación de la cantidad de dinero como único factor determinante en la tasa de inflación. La existencia de otros factores con influencia sobre la inflación, tales como el grado de indexación salarial, la variación del tipo de cambio nominal o

las expectativas de los agentes, sólo tienen repercusiones en el nivel de precios específicos y no en el nivel general. Por tanto, la inflación sería un fenómeno asociado a movimientos permanentes en el nivel general de precios, mientras que los cambios en los precios específicos dan lugar a movimientos transitorios de precios oscilantes.

Sustentado en esta afirmación, el rol de banco central cuyo objetivo sea la estabilidad de precios, es el de procurar una tasa de crecimiento de los medios de pagos que garantice el equilibrio en el mercado de dinero, a fin de evitar fluctuaciones no deseadas en la tasa de inflación.

Definición del Índice de Inflación

Existen diversas metodologías para determinar la tasa de inflación de una economía, entre las cuales destacan el deflactor implícito del Producto Interno Bruto, el Índice de Precios al por Mayor (IPM) y el Índice de Precios al Consumidor (IPC). Aunque todos estos índices ofrecen información con respecto al comportamiento de los precios, no todos reflejan las consecuencias de las acciones de política económica.

En este contexto, el índice generalmente utilizado para medir la variación de precios en Venezuela es el IPC, no obstante, este índice presenta un inconveniente para el análisis, ya que su evolución muestra, tanto los cambios de los precios relativos, como los cambios en el nivel general de precios (inflación)³.

Un método para obtener una medida de variaciones persistentes de precios, consiste en extraer de la canasta de IPC, aquellos componentes

² Friedman, M. (1993)

³ Cartaya V. y Fermín Z. (1999)

proclives a movimientos erráticos o de precios relativos, de esta forma puede existir una asociación directa, entre la variación del índice a los efectos y las acciones de política ejecutadas por la autoridad monetaria en el mercado de dinero.

En este orden de ideas, el Índice de Núcleo Inflacionario (INI), concentra las características antes mencionadas, debido a que está construido con base en una muestra representativa de bienes y servicios transados en el área metropolitana de Caracas, que excluye del IPC aquellos bienes cuyos precios se determinan independientemente de las cantidades de dinero en la economía. Los rubros excluidos del IPC son los precios de bienes y servicios regulados administrativamente (tarifas eléctricas, transporte, etc.) y los bienes agrícolas, cuyos precios resultan muy volátiles debido a su alta dependencia de los shocks naturales y de factores estacionales.

Sobre la base de estos argumentos, se puede afirmar que el INI resulta una medición más conveniente de la variación del nivel de precios, a los fines de verificar los posibles efectos ocasionados por factores monetarios y no por perturbaciones exógenas fuera del alcance de la autoridad de política económica. Tales atribuciones, constituyen al INI, como un índice de mayor alcance para el análisis de la efectividad de la política monetaria.

Relación entre Dinero e Inflación: Aspectos Empíricos

Cointegración

Para analizar relaciones entre variables económicas es necesario determinar si el comportamiento de estas series presenta efectos de tendencia, debido a que la especificación de modelos econométricos con series estadísticas que presenten esta característica, podrían generar resultados erróneos. A este tipo de relaciones se les denomina regresiones espurias, en la cual la regresión está dominada por la tendencia fuerte que presentan ambas series y no por una verdadera relación entre las variables. Por tanto, el análisis econométrico de series de tiempo se torna relevante cuando se trabaja con series en su estado estacionario, es decir, libre de tendencia.

No obstante, es posible demostrar que dos series de tiempo no estacionarias pueden mantener una relación de largo plazo robusta y estadísticamente significativa. A esta relación se le conoce como el principio de cointegración de dos series de tiempo, el cual establece que si existe un vector estacionario $I(0)$, que sea la combinación lineal de dos series de tiempo no estacionarias (integradas de orden uno), las series de tiempo originales están cointegradas⁴. En tal sentido, resulta de suma importancia el análisis de cointegración para los estudios de economía aplicada, ya que representa una buena aproximación estadística a las relaciones de largo plazo entre variables económicas, a la vez que provee un marco referencial para observar el papel de dichas relaciones en las relaciones corto plazo.

La forma funcional del principio de cointegración estaría representada por:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \mu_t \quad (1)$$

A partir de esta forma funcional, el llamado vector de cointegración estaría representado por la siguiente expresión:

$$\mu_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t \quad (2)$$

Mecanismo de Corrección de Errores (MCE)

Sustentado en el principio de cointegración, es posible conciliar el ajuste de las variables en el corto plazo con la dinámica de largo plazo a través de una regresión que incluya el mecanismo de corrección de errores. Dos series económicas pueden mantener una relación de largo plazo estable y presentar desequilibrios en el corto plazo, el mecanismo de corrección de errores permite determinar la magnitud del ajuste de la variable hacia su tendencia de largo plazo⁵.

Partiendo de esta herramienta econométrica, el presente trabajo intenta determinar la relación entre la cantidad de dinero en la economía, medida a través de algún agregado monetario, y la inflación, incluyendo tanto su dinámica de corto plazo como la magnitud del ajuste hacia la tendencia de largo plazo.

La forma funcional de la regresión con MCE está dada por:

$$y_t = \psi_0 + \psi_1 x_t + \psi_2 (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + e_t \quad (3)$$

⁴ Gujarati D. (1986)

⁵ Engle R. y Granger C. (1998)

El término que acompaña al coeficiente Ψ_2 es conocido como Vector de Corrección de Errores (VCE), representando el mecanismo de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo de la ecuación. El coeficiente Ψ_2 representa el atractor hacia el equilibrio de largo plazo. El signo esperado de este coeficiente es negativo.

Test de Johansen de cointegración multivariada

El test de Johansen de cointegración multivariada permite la identificación simultánea, mediante contraste de hipótesis, del número de vectores de cointegración estadísticamente significativos para un set de variables.

Este test, utiliza como representación funcional un VAR en niveles de las variables de interés, basado en el teorema de representación de Engle-Granger⁶. El test de Johansen presenta como una de sus ventajas, el que permite incorporar información previa acerca de las características de los datos (tipo de tendencia e intercepto) utilizados para obtener los vectores cointegrantes.

⁶ Engle R. y Granger C. (1998)

Análisis de los resultados

Especificación del modelo

El contraste empírico desarrollado en este trabajo intenta, en primer lugar, verificar la existencia de una relación de cointegración entre las distintas medidas de dinero y la inflación en Venezuela. Posteriormente, se llevó a cabo una regresión con mínimos cuadrados ordinarios, de un modelo con corrección de errores (MCE), que incorpora determinantes de corto y elementos de largo plazo surgidos del análisis de cointegración.

El análisis de cointegración se realizó aplicando el método de cointegración multivariada de Johansen, el cual permite hallar los posibles vectores de cointegración con una probabilidad del 95%. Adicionalmente, para determinar el número de rezagos óptimos en la estimación del vector de cointegración, se utilizó el criterio de minimización del estadístico de Akaike.

En la estimación del MCE se construyó un modelo multivariado que presenta como variables independientes al índice de inflación autorrezagado, una medición de dinero seleccionada, el tipo de cambio nominal y un índice de actividad económica. La inclusión del índice que mide la inflación en valores rezagados y el tipo de cambio nominal, se sustenta en la evidencia que indica que la evolución de los precios internos muestra un importante grado de persistencia, a la vez que se observa una significativa influencia del tipo de cambio nominal, previamente estandarizado con la inflación externa, sobre la tasa de inflación⁷.

⁷ Dorta M., Guerra J. y Sánchez G. (1997)

Variables del Modelo

Índice de Precios al Consumidor (IPC): índice construido a partir del nivel de precios de una cesta representativa de bienes y servicios, medido en el área metropolitana de Caracas.

Núcleo Inflacionario: construido con base en el IPC excluyendo de la cesta los bienes agrícolas y los bienes y servicios administrados. Esta separación se realiza con la finalidad de obtener un índice depurado de factores estacionales y decisiones regulatorias.

Liquidez Monetaria (M2): agregado nominal de dinero obtenido a partir de la sumatoria del cuasidinero y el circulante.

Circulante (M1): agregado monetario que resulta de la sumatoria del Efectivo en poder del Público y los Depósitos a la Vista.

Base Monetaria (BM): medición del dinero que agrupa el total de pasivos monetario del Banco Central.

Tipo de cambio nominal: tasa de cambio promedio mensual Bs./\$.

Indicador Mensual de Actividad Económica (IGAEM)⁸: índice que integra distintas medidas proxy del nivel de actividad económica, entre otras, al número de cheques en cámara de compensación y al índice de volumen de producción de la industria manufacturera privada, resultando en una variable altamente correlacionada con el PIB mensual.

⁸ Banco Central de Venezuela GIE-DAC (1999)

En todos los casos, las variables del modelo han sido estimadas para el período 1990.01-2002.12. Este período fue seleccionado debido a que en el año 1990 comienza a aplicarse la programación financiera en la ejecución de la Política Monetaria por el BCV, en el cual se designa un agregado monetario como variable intermedia del programa, sustentado en el supuesto subyacente de una relación estable entre éste y la inflación (variable final).

Estacionariedad

Para contrastar la existencia de raíz unitaria en las series económicas estudiadas, se procedió a aplicar el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF), contrastándose como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria, adicionalmente se incluyeron los rezagos pertinentes a fin de garantizar que el término de error de la regresión de la variable autorrezagada resultara serialmente independiente. Los resultados de esta prueba se muestran en el cuadro No. 1:

Cuadro No.1
Test de Dickey-Fuller para determinación de raíces unitarias

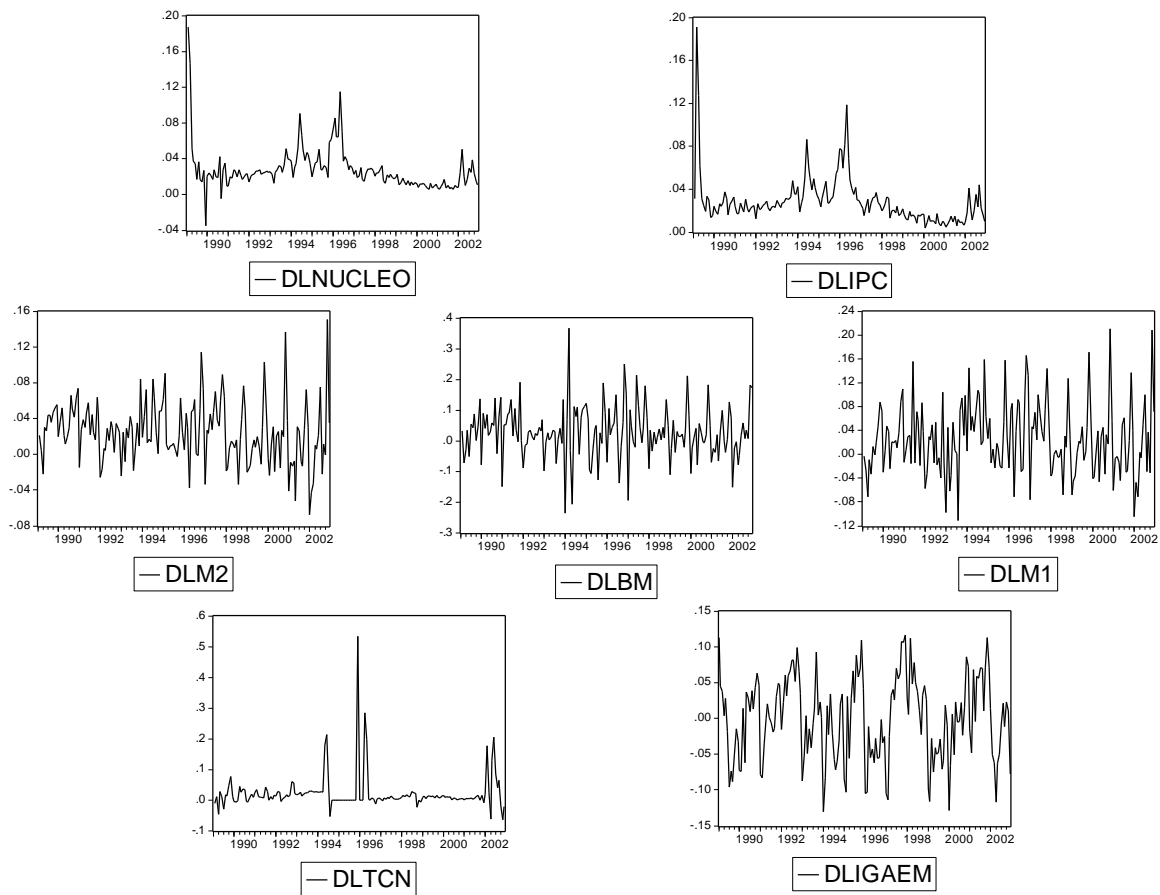
Variable	Nº de Rezagos	t observado	Valor crítico ^{1/}	Conclusiones basadas en las pruebas de raíz unitaria para variables en niveles
dltcn	0	-10.5605	-2.578	I(1)
dlipc	0	-5.5428	-3.4708	I(1)
dl nuc	0	-8.3317	-3.4708	I(1)
dlbm	0	-12.5788	-2.578	I(1)
dIM1	0	-10.9085	-2.578	I(1)
dIM2	0	-9.7983	-3.4708	I(1)
dligaem	0	-6.7032	-3.4706	I(0)

^{1/} Al 99% de significancia

Del cuadro No. 1 se desprende que en la mayoría de los casos las variables estudiadas no resultaron estacionarias en su forma original, lo que determinó que se aplicara la primera diferencia del logaritmo para poder

rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, significando que las series analizadas son integradas de orden uno $I(1)$. Este procedimiento, además de las ventajas estadísticas que tiene, posee el atractivo adicional, que la primera diferencia del logaritmo constituye una aproximación a la tasa de crecimiento. El gráfico No.1 ilustra el comportamiento de las series en la primera diferencia del logaritmo:

Gráfico No.1
Series en primera diferencia del logaritmo



Análisis de Cointegración

En el análisis de cointegración se utilizó como medida del stock de dinero los agregados monetarios más importantes de la economía venezolana. Se realizó la búsqueda de un vector de cointegración entre cada uno de los pares conformados por las medidas de inflación reseñadas (INI e IPC) y cada uno de los principales agregados monetarios, a saber, la base monetaria (BM), la liquidez monetaria (M2) y el circulante (M1). Cabe destacar, que si bien el Índice de Núcleo Inflacionario presenta ventajas teóricas y metodológicas frente al IPC, de igual forma se realizó el análisis de cointegración y la posterior estimación del modelo con corrección de errores para ambas medidas de inflación, todo ello con la finalidad de verificar tales ventajas.

Asimismo, se verificó la existencia de relaciones de cointegración para los pares conformados por un índice de inflación y el tipo de cambio nominal promedio. Cabe destacar que, luego de aplicada la metodología, no se logró comprobar la existencia de vectores cointegrantes entre inflación y tipo de cambio.

Tal como se explicó en la sección anterior, para todos los casos se aplicó el Test de Cointegración multivariada de Johanssen, el cual contrasta la hipótesis nula de no-existencia de un vector de cointegración entre las variables seleccionadas, para un nivel de significancia 95%. Asimismo, para determinar el número de rezagos óptimo a ser incorporado en el Test de Johanssen se utilizó el criterio de minimización del estadístico de Akaike, es decir, aquel vector que presentara el menor valor asociado a este estadístico se constituiría en el vector de cointegración de las dos series de tiempo estudiadas. Los resultados de este procedimiento, utilizando están reseñados en cuadro No. 2:

Cuadro No.2
Resultados del test de cointegración multivariada de Johansen
Hipótesis Nula: No existencia de relaciones de cointegración

Vector de Cointegración	No. Rezagos	Criterio de Akaike	Estadístico de Traza	Valor Crítico 1/
$lbm_{(-1)} - 0.863316 * lipc_{(-1)} - 10.59711$	12	-8.554933	24.4351	20.04
$lm1_{(-1)} - 0.941727 * lipc_{(-1)} - 10.61201$	12	-9.355411	34.5942	20.04
$lm2_{(-1)} - 0.796299 * lipc_{(-1)} - 12.11773$	12	-10.53354	18.1512	15.41(*)
$lbm_{(-1)} - 0.887336 * lnucleo_{(-1)} - 8.091247$	12	-8.365823	23.3728	20.04
$lm1_{(-1)} - 0.974747 * lnucleo_{(-1)} - 7.833855$	12	-9.153736	32.1371	20.04
$lm2_{(-1)} - 0.813372 * lnucleo_{(-1)} - 9.839701$	12	-10.34798	21.4497	20.04

1/ Al 99% de significancia. Hipótesis nula: No existencia de vectores de cointegración

(*) Al 95% de significancia

Es de destacar, que considerando la periodicidad mensual de la data estudiada, la selección del número de rezagos óptimo se realizó para un máximo de 12 períodos. Este criterio supone que los efectos entre de una variación de la cantidad de dinero en la economía se diluyen en un máximo de 12 meses.

Los resultados evidencian la existencia de vectores de cointegración para cada una de las seis combinaciones entre agregados monetarios e índices de precios.

Modelo con Corrección de Errores (MCE)

En esta sección se presentan los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, de un modelo con corrección de errores (MCE) para explicar el ajuste de corto plazo de la relación entre la inflación, medida por el INI o el IPC, y cada uno de los agregados monetarios relevantes para la economía venezolana. Adicionalmente, se incluyen como regresores del modelo, los vectores de cointegración reseñados en la sección anterior, cuyo coeficiente estimado representaría la magnitud y signo del ajuste de la relación dinero-inflación, hacia su nivel de largo plazo. Igualmente, se evalúa el papel de otros determinantes de la variación del nivel de precios,

tales como, el tipo de cambio nominal, el nivel de actividad económica y el grado de persistencia inflacionaria.

En general la forma funcional buscada esta representada por la siguiente expresión:

$$\pi_t = \psi_0 + \sum_{i=0}^n \psi_{i+1} \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{i+1} M_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_{i+1} \text{TCN}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_{i+1} \text{IGAEM}_{t-i} + \delta \text{VEC}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Finalmente, fueron incluidas en el modelo dos variables dummies que representan los efectos atípicos que el período de fijación del tipo de cambio generó sobre los precios. La variable artificial D1 esta establecida para el período comprendido entre septiembre de 1994 y marzo de 1996, lapso de duración del esquema cambiario fijo. Asimismo, los efectos que produjeron las maxidevaluaciones de junio de 1994 y diciembre de 1995, son incorporados al modelo en una segunda variable artificial denominada D2. Adicionalmente, se incluyó en las regresiones con el núcleo inflacionario, una variable artificial (ddic89), que recoge una deflación mensual atípica ocurrida en ese mes.

Todas las regresiones fueron estimadas por el método de mínimos Cuadrado Ordinarios (MCO) y corregidas por heterocedasticidad, mediante el método de White de errores estándar y covarianzas consistentes.

Relación Agregados Monetarios y Núcleo Inflacionario

Los resultados obtenidos mediante al estimación por MCO de un modelo de con corrección de errores, muestran relaciones entre las variables con signos que resultan consistentes con lo que la teoría económica establece. El signo negativo asociado al vector de cointegración está en sintonía con

lo predicho en la teoría, toda vez que de encontrarse la variable por encima (debajo) de su valor de largo plazo debe esperarse un descenso (aumento) para que converja hacia dicho valor. En relación con el coeficiente del vector, se puede interpretar que mensualmente ocurre una corrección, de aproximadamente de entre 0,8% y 2,1%, de la relación corriente entre inflación por núcleo inflacionario y agregados monetarios hacia su valor de largo plazo.

Se observa una relación directa de corto plazo entre la variación intermensual del nivel de precios internos (DLNUCLEO) y las variaciones de los tres agregados monetarios utilizados (DLBM, DLM1 y DLM2), siendo esta relación estadísticamente significativa para el tercer rezago de la variación del agregado correspondiente. Este hallazgo podría validar, desde el punto de vista empírico, la determinación de un agregado monetario como variable intermedia para conseguir el objetivo de estabilidad de precios o como variable de seguimiento en un esquema de inflación objetivo.

Cabe destacar que el tipo de cambio (DLTCN) tiene una importante influencia sobre la tasa de inflación intermensual, los efectos de una variación del precio en bolívares de la moneda americana sobre la dinámica inflacionaria se diluyen hasta dos meses después de ocurrida. Esto podría presentarse como un dilema para los responsables de la política económica, en cuanto a la elección de la variable intermedia a utilizar en la lucha antinflacionaria, sin embargo, a pesar de la influencia de corto plazo, tal y como se reseñó anteriormente, no existe evidencia de una relación estable y significativa de largo plazo entre el núcleo inflacionario y el tipo de cambio.

El signo asociado al coeficiente del índice de actividad económica (IGAEM), sugiere la existencia, al menos en el corto plazo, de una relación tipo

Curva de Phillips, lo cual implica que incrementos en el nivel de actividad económica, asociados a una reducción en la tasa de desempleo, se logran sólo a expensas de una mayor tasa de inflación. Tal resultado, implicaría una curva de Oferta Agregada de pendiente positiva en el corto plazo.

Es de destacar que los modelos estimados presentan evidencia de persistencia inflacionaria hasta máximo de tres rezagos. Sin embargo, además del grado de persistencia inflacionaria, la relevancia de esta variable podría estar reflejando la influencia de otras variables no incluidas en el modelo, como por ejemplo los salarios, las expectativas o el gasto público.

Los saltos discretos en la trayectoria del tipo de cambio nominal, expresados en las variables dummies incorporadas a los modelos, resultaron estadísticamente significativos en la explicación de la dinámica inflacionaria del lapso de estudio, aislando las distorsiones que generaban para el modelo el período de régimen de tipo de cambio fijo y las maxidevaluaciones asociadas a la aplicación de este esquema cambiario.

Finalmente, los modelos presentados poseen una buena bondad de ajuste global, tal como lo evidencia los niveles de los estadísticos R^2 y R^2 ajustado, así como el estadístico F y su probabilidad asociada. Cabe destacar que la aplicación de los tests Breusch-Godfrey y del estadístico Q de Ljung-Box, aceptan la hipótesis de no-existencia de correlación serial, en tanto que, todos los modelos fueron corregidos por heterocedasticidad mediante el método de White de términos no cruzados, que permite la obtención de desviaciones estándar y covarianzas consistentes.

A continuación se muestran las tablas de salida de las regresiones estimadas por MCO con MCE:

Tabla No.1
 Resultado de la regresión por MCO con MCE. Relación
 entre núcleo inflacionario y base monetaria

Dependent Variable: DLNUCLEO				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:05 2002:12				
Included observations: 164 after adjusting endpoints				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNUCLEO(-1)	0.2916	0.0873	3.3392	0.0011
DLNUCLEO(-3)	0.1327	0.0541	2.4534	0.0153
DLBM(-3)	0.0207	0.0095	2.1864	0.0303
DLTCN(-1)	0.0909	0.0222	4.0931	0.0001
DLTCN(-2)	0.0419	0.0185	2.2638	0.0250
DLIGAEM	0.0316	0.0125	2.5352	0.0122
VEC4(-1)	-0.0082	0.0038	-2.1269	0.0350
D1	0.0208	0.0065	3.2066	0.0016
D2	0.0096	0.0031	3.0884	0.0024
DDIC89	0.0685	0.0028	24.4758	0.0000
C	0.0089	0.0018	5.0675	0.0000
R-squared	0.7483			
Adjusted R-squared	0.7319			
Akaike info criterion	-6.4987			
Schwarz criterion	-6.2908			
F-statistic	45.4971			
Prob(F-statistic)	0.0000			

Tabla No.2
 Resultado de la regresión por MCO con MCE. Relación
 entre núcleo inflacionario y circulante M1

Dependent Variable: DLNUCLEO				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:05 2002:12				
Included observations: 164 after adjusting endpoints				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNUCLEO(-1)	0.2642	0.0904	2.9241	0.0040
DLNUCLEO(-3)	0.1339	0.0426	3.1413	0.0020
DLM1(-3)	0.0350	0.0137	2.5639	0.0113
DLTCN(-1)	0.0830	0.0237	3.5080	0.0006
DLTCN(-2)	0.0379	0.0197	1.9202	0.0567
DLIGAEM(-1)	0.0383	0.0190	2.0150	0.0457
VEC5(-1)	-0.0213	0.0073	-2.9235	0.0040
D1	0.0217	0.0065	3.3288	0.0011
D2	0.0106	0.0034	3.1091	0.0022
DDIC89	0.0643	0.0016	41.2880	0.0000
C	0.0095	0.0017	5.6290	0.0000
R-squared	0.7462			
Adjusted R-squared	0.7296			
Akaike info criterion	-6.4903			
Schwarz criterion	-6.2824			
F-statistic	44.9912			
Prob(F-statistic)	0.0000			

Tabla No.3
 Resultado de la regresión por MCO con MCE. Relación
 entre núcleo inflacionario y liquidez monetaria M2

Dependent Variable: DLNUCLEO

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1989:05 2002:12

Included observations: 164 after adjusting endpoints

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLNUCLEO(-1)	0.3929	0.0766	5.1296	0.0000
DLM2(-3)	0.0750	0.0238	3.1502	0.0020
DLTCN(-1)	0.0799	0.0215	3.7188	0.0003
DLTCN(-2)	0.0362	0.0204	1.7739	0.0781
DLIGAEM	0.0310	0.0128	2.4259	0.0164
VEC6(-1)	-0.0157	0.0059	-2.6722	0.0083
D1	0.0239	0.0064	3.7054	0.0003
D2	0.0114	0.0033	3.5022	0.0006
DDIC89	0.0699	0.0028	24.5374	0.0000
C	0.0086	0.0017	5.0230	0.0000

R-squared	0.7343
Adjusted R-squared	0.7188
Akaike info criterion	-6.4566
Schwarz criterion	-6.2676
F-statistic	47.2897
Prob(F-statistic)	0.0000

Relación Agregados Monetarios e IPC

Los resultados obtenidos mediante al estimación por MCO de un modelo de con corrección de errores, muestran relaciones entre las variables con signos que resultan consistentes con lo que la teoría económica establece. El signo negativo asociado al vector de cointegración está en sintonía con lo predicho en la teoría, toda vez que de encontrarse la variable por encima (debajo) de su valor de largo plazo debe esperarse un descenso (aumento) para que converja hacia dicho valor. En relación con el coeficiente del vector, se puede interpretar que mensualmente ocurre una corrección, de aproximadamente de entre 0,8% y 2,1%, de la relación corriente entre inflación por núcleo inflacionario y agregados monetarios hacia su valor de largo plazo.

Se observa una relación directa de corto plazo entre la variación intermensual del nivel de precios internos (DLIPC) y las variaciones de los tres agregados monetarios utilizados (DLBM, DLM1 y DLM2), siendo esta relación estadísticamente significativa para los rezago entre el primero y el cuarto de la variación del agregado correspondiente. Este hallazgo podría validar, desde el punto de vista empírico, la determinación de un agregado monetario como variable intermedia para conseguir el objetivo de estabilidad de precios o como variable de seguimiento en un esquema de inflación objetivo.

Cabe destacar que el tipo de cambio (DLTCN) tiene una importante influencia sobre la tasa de inflación intermensual, los efectos de una variación del precio en bolívares de la moneda americana sobre la dinámica inflacionaria se diluyen hasta cuatro meses después de ocurrida. Esto podría presentarse como un dilema para los responsables de la política económica, en cuanto a la elección de la variable intermedia a utilizar en la lucha antinflacionaria, sin embargo, a pesar de la influencia

de corto plazo, tal y como se reseñó anteriormente, no existe evidencia de una relación estable y significativa de largo plazo entre el IPC y el tipo de cambio.

El signo asociado al coeficiente del índice de actividad económica (IGAEM), sugiere la existencia, al menos en el corto plazo, de una relación tipo Curva de Phillips, lo cual implica que incrementos en el nivel de actividad económica, asociados a una reducción en la tasa de desempleo, se logran sólo a expensas de una mayor tasa de inflación. Tal resultado, implicaría una curva de Oferta Agregada de pendiente positiva en el corto plazo.

Es de destacar que los modelos estimados presentan evidencia de persistencia inflacionaria hasta máximo de un mes de rezagos. Sin embargo, además del grado de persistencia inflacionaria, la relevancia de esta variable podría estar reflejando la influencia de otras variables no incluidas en el modelo, como por ejemplo los salarios, las expectativas o el gasto público.

Los saltos discretos en la trayectoria del tipo de cambio nominal, expresados en las variables dummies incorporadas a los modelos, resultaron estadísticamente significativos en la explicación de la dinámica inflacionaria del lapso de estudio, aislando las distorsiones que generaban para el modelo el período de régimen de tipo de cambio fijo y las maxidevaluaciones asociadas a la aplicación de este esquema cambiario.

Finalmente, los modelos presentados poseen una buena bondad de ajuste global, tal como lo evidencia los niveles de los estadísticos R^2 y R^2 ajustado, así como el estadístico F y su probabilidad asociada. Cabe destacar que la aplicación de los tests Breusch-Godfrey y del estadístico Q de Ljung-Box, aceptan la hipótesis de no-existencia de correlación serial, en tanto que, todos los modelos fueron corregidos por heterocedasticidad

mediante el método de White de términos no cruzados, que permite la obtención de desviaciones estándar y covarianzas consistentes.

A continuación se muestran las tablas de salida de las regresiones estimadas por MCO con MCE:

Tabla No.4
Resultado de la regresión por MCO con MCE.
Relación entre IPC y base monetaria

Dependent Variable: DLIPC				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:06 2002:12				
Included observations: 163 after adjusting endpoints				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLIPC(-1)	0.5203	0.0793	6.5633	0.0000
DLBM(-1)	0.0123	0.0072	1.7033	0.0905
DLBM(-3)	0.0202	0.0086	2.3618	0.0194
DLTCN(-1)	0.0706	0.0180	3.9303	0.0001
DLTCN(-4)	0.0278	0.0158	1.7569	0.0809
DLIGAEM(-1)	0.0325	0.0120	2.7131	0.0074
VEC1(-1)	-0.0091	0.0034	-2.6489	0.0089
D1	0.0182	0.0059	3.1078	0.0022
D2	0.0090	0.0024	3.7786	0.0002
C	0.0075	0.0018	4.1655	0.0001
R-squared	0.7907			
Adjusted R-squared	0.7784			
Akaike info criterion	-6.8114			
Schwarz criterion	-6.6216			
F-statistic	64.2405			
Prob(F-statistic)	0.0000			

Tabla No.5
 Resultado de la regresión por MCO con MCE.
 Relación entre IPC y circulante M1

Dependent Variable: DLIPC				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:06 2002:12				
Included observations: 163 after adjusting endpoints				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLIPC(-1)	0.4990	0.0786	6.3494	0.0000
DLM1(-3)	0.0232	0.0118	1.9650	0.0512
DLM1(-4)	0.0189	0.0105	1.8092	0.0724
DLTCN(-1)	0.0650	0.0161	4.0276	0.0001
DLIGAEM(-1)	0.0498	0.0134	3.7131	0.0003
VEC2(-1)	-0.0256	0.0052	-4.9309	0.0000
D1	0.0214	0.0060	3.5844	0.0005
D2	0.0100	0.0025	3.9287	0.0001
C	0.0086	0.0018	4.6321	0.0000
R-squared	0.7902			
Adjusted R-squared	0.7793			
Akaike info criterion	-6.8211			
Schwarz criterion	-6.6503			
F-statistic	72.5149			
Prob(F-statistic)	0.0000			

Tabla No.6
 Resultado de la regresión por MCO con MCE.
 Relación entre IPC y liquidez monetaria M2

Dependent Variable: DLIPC				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1989:06 2002:12				
Included observations: 163 after adjusting endpoints				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLIPC(-1)	0.5470	0.0791	6.9113	0.0000
DLM2(-3)	0.0528	0.0221	2.3863	0.0182
DLTCN(-1)	0.0681	0.0170	4.0179	0.0001
DLTCN(-4)	0.0263	0.0157	1.6740	0.0962
DLIGAEM(-1)	0.0351	0.0121	2.8975	0.0043
VEC3(-1)	-0.0113	0.0059	-1.9258	0.0560
D1	0.0192	0.0060	3.1829	0.0018
D2	0.0098	0.0025	3.8493	0.0002
C	0.0064	0.0019	3.4364	0.0008
R-squared	0.7868			
Adjusted R-squared	0.7757			
Akaike info criterion	-6.8050			
Schwarz criterion	-6.6342			
F-statistic	71.0437			
Prob(F-statistic)	0.0000			

Conclusiones

Los resultados de la presente investigación encuentran una relación empírica de largo plazo, a través del análisis de cointegración, entre las tres mediciones distintas de dinero y los índices de precios.

En todos los casos, los coeficientes de los respectivos vectores de cointegración en los modelos con mecanismo de corrección de errores resultaron estadísticamente significativos y con los signos esperados. Esto sugiere que la dinámica de corto plazo de la inflación está influenciada por la relación de largo plazo entre el dinero y los precios.

La dinámica inflacionaria de corto plazo se encuentra influenciada por las variaciones de la cantidad de dinero en la economía, validando la determinación de un agregado monetario como variable intermedia para conseguir el objetivo de estabilidad de precios o como variable de seguimiento en un esquema de inflación objetivo.

Los resultados obtenidos sugieren la existencia de otros determinantes de la variación de los precios en el corto plazo, tales como el grado de persistencia inflacionaria, el nivel de actividad económica y el tipo de cambio nominal. En este sentido, el grado de persistencia inflacionaria puede estar reflejando la influencia de otras variables no incluidas en el modelo, como por ejemplo los salarios, las expectativas de los agentes y/o el gasto público.

El tipo de cambio resultó muy importante en la explicación de la dinámica de corto plazo de la inflación, coincidiendo con estudios anteriores. Esto podría presentarse como un dilema para los responsables de la política económica, en cuanto a la elección de la variable intermedia a utilizar en la lucha antinflacionaria, sin embargo, a pesar de la influencia de corto

plazo, tal y como se reseñó anteriormente, no existe evidencia de una relación estable y significativa de largo plazo entre los índices inflacionarios y el tipo de cambio, lo cual si ocurre en el caso de los agregados monetarios

Como posible extensión, podría considerarse la utilización de datos mensuales que incluyan las presiones salariales y el gasto público, como parte de las variables explicativas de la inflación en el corto plazo. Algunos de estas series no existen, sin embargo la construcción e inclusión de proxies adecuadas pudiera mejorar los resultados obtenidos. Adicionalmente, podría se podría estudiar la posibilidad de realizar estudios sobre las relaciones de largo plazo y la dinámica de corto plazo entre tasas de interés y precios.

Referencias

- BANCO CENTRAL DE VENEZUELA, GIE-DAC** (1999). "Un indicador mensual de actividad económica (IGAEM)". Documento Interno (MIMEO).
- BANCO CENTRAL DE VENEZUELA, GIE-DAE** (1998). "Notas sobre el carácter de la política monetaria en una economía petrolera". Documento Interno (MIMEO).
- CARSTENS, A. Y REYNOSO, A.** (1998). "Alcances de la política monetaria: marco teórico y regularidades empíricas en la experiencia mexicana". Banco de México. (MIMEO).
- CARTAYA, V. Y FERMÍN, Z.** (1999). "Determinación del núcleo inflacionista e inflación subyacente a través de una desagregación del IPC". Serie Documentos de Trabajo. BCV-GIE.
- CARTAYA, V. ROÓ, E. Y SÁNCHEZ G.** (1996). "Demanda de dinero mensual". Serie Documentos de Trabajo. GIE-BCV
- DA COSTA, M.** (1990). "Consideraciones en torno a un modelo de programación monetaria en Venezuela. En: Crecimiento Económico con Estabilidad Financiera. BCV.
- DORNBUSCH, R. Y FISCHER S.** (1993). "Macroeconomía. MacGraw-Hill.
- DORTA, M. GUERRA Y J. SÁNCHEZ G.** (1997). "Credibilidad y persistencia de la inflación en Venezuela". Serie Documentos de Trabajo. No. 11. GIE-BCV.
- ENGLE R. Y GRANGER C.** (1998). Long-run economic relationships. Readings on cointegration. Oxford University Press.
- GREENE, W.** (1998). "Análisis econométrico". Prentice Hall.
- GUJARATI, D.**(1997). "Econometría". McGraw-Hill.
- LEÓN, D.** (1999). "La información contenida en los agregados monetarios en Perú", En: Monetaria. CEMLA.
- RODRÍGUEZ, P. Y ROJAS, E.** (1996). "El Multiplicador Monetario en Venezuela: un estudio sobre su estabilidad y las implicaciones de Política Monetaria", en XXXIII Reunión de Técnicos de Bancos Centrales del Continente Americano. CEMLA.

ZAMBRANO, L. RIUTORT, M. Y PÁEZ, K. (1995). "Financiamiento del gasto fiscal, dinámica monetaria e inflación e Venezuela". En: Temas de Coyuntura. No. 33. Ediciones UCAB.