

**Colección
Banca Central y Sociedad**



BANCO CENTRAL DE VENEZUELA

Persistencia inflacionaria en Venezuela: Evolución, causas e implicaciones

**Fernando Alvarez
Miguel Dorta
José Guerra**

**Serie Documentos de Trabajo
Gerencia de Investigaciones Económicas**

Versión julio 2000

26

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

La evolución histórica de la inflación en Venezuela hace pensar que desde mediados de los años ochenta, la dinámica inflacionaria presenta problemas de persistencia. En este trabajo, a partir de diferentes técnicas de series de tiempo, se estima el coeficiente de persistencia inflacionaria y se destaca su evolución durante los últimos años. Una vez obtenida una serie para el coeficiente, se indaga, mediante una especificación no lineal, cómo los factores de credibilidad en la política económica, de indización y de volatilidad de la misma inflación contribuyen a explicar cambios en la evolución de este coeficiente. Finalmente, se presenta las implicaciones de política más importantes. Los resultados empíricos resaltan la importancia de la credibilidad para abatir la inflación y sugieren que el ancla cambiaria parece sufrir un desgaste como instrumento de política antiinflacionaria al introducir un sesgo apreciacionista del tipo de cambio real que podría ser percibido por los agentes como insostenible.

ABSTRACT

The historical evolution of the Venezuelan inflation suggests that from the middle eighties the dynamics of inflation exhibits persistence. Based on different time series techniques, this paper estimates the coefficient of inflationary persistence and presents its recent evolution. Once a series of the coefficient is obtained, by using a non linear specification, we model how credibility in economic policy, indexation, and volatility of inflation can affect the evolution of such a coefficient. Finally, the paper presents the most important policy implications. The empirical results highlight the importance of credibility to abate inflation and suggest that the effectiveness of the nominal exchange rate anchor as antinflationary policy instrument seems to erode when it is accompanied with a process of real exchange rate appreciation, which could be perceived as unsustainable by economic agents.

Persistencia inflacionaria en Venezuela: Evolución, causas e implicaciones

Fernando Alvarez
Miguel Dorta
José Guerra

AUTORIDADES BANCO CENTRAL DE VENEZUELA

DIRECTORIO

Diego Luis Castellanos E.

Presidente

Manuel Lago Rodríguez

Armando León Rojas

Domingo Maza Zavala

Jorge Giordani

(Representante
del Ejecutivo Nacional)

ADMINISTRACION

Diego Luis Castellanos E.

Presidente

Gastón Parra Luzardo

Primer Vicepresidente

Eddy Reyes Torres

Segundo Vicepresidente

COORDINACION Y PRODUCCION

**Gerencia de Investigaciones
Económicas**

Avenida Urdaneta, Esquina de Las Carmelitas.

Caracas 1010.

Teléfonos: 801.53.55-801.89.84

Fax: 58-2-801.83.78

PRODUCCION EDITORIAL

**Gerencia de Comunicaciones Institucionales
Departamento de Publicaciones**

Información:

Departamento de Publicaciones BCV

Torre Financiera, piso 14, ala sur.

Esquina de Las Carmelitas.

Dirección Postal: Apartado 2017. Carmelitas.

Caracas 1010.

Teléfonos: 801.80.75 / 83.80 / 52.35

Fax: 861.16.46

Internet: <http://www.bcv.org.ve>

Índice

INTRODUCCIÓN.....	7
I. Persistencia inflacionaria: Aspectos teóricos	9
II. Evolución de la persistencia inflacionaria: Metodología y resultados empíricos	15
II.1 Identificación del tipo de proceso estacionario de la tasa de inflación	16
II.2 Especificación del modelo de persistencia inflacionaria y estrategia de estimación	18
II.3 Estimación de la persistencia inflacionaria mediante técnicas secuenciales	19
II.4 Estimación de la persistencia inflacionaria mediante el filtro de Kalman	21
III. Causas de la persistencia inflacionaria	27
III.1 Variables explicativas de la persistencia inflacionaria	27
III.2 Un Modelo para explicar la persistencia inflacionaria (enero 1990-diciembre 1999)	31
III.3 Ejercicio de estática comparativa	36
IV. Conclusiones e implicaciones de política económica.....	39
Apéndice	43
Referencias bibliográficas	45

Introducción¹

Cuando se observa la evolución de la tasa de inflación en Venezuela, es notorio que desde mediados de los ochenta tanto su nivel como su variabilidad han mostrado una marcada tendencia a crecer. Estos factores son indicios de que la inflación puede estar reflejando problemas de persistencia, en el sentido de que es la misma inflación la que rige de manera fundamental su dinámica. Si esta hipótesis se corrobora, la política antiinflacionaria convencional, basada esencialmente en el manejo del gasto agregado, se torna insuficiente y altamente costosa en términos de actividad económica.

El propósito de este estudio es estimar el comportamiento reciente de la persistencia inflacionaria en Venezuela a partir de observaciones mensuales y determinar la influencia de factores de indización de costos de producción, de credibilidad en la política económica y de la volatilidad de la inflación. Intuitivamente se puede presumir que dichos factores afectan de manera diferente la persistencia de los bienes transables y de los no transables, por lo que en este trabajo se aborda no solamente la persistencia inflacionaria general sino también las persistencias de la inflación de bienes y de servicios como *proxys* de los bienes transables y no transables.

Debido a que la persistencia de la inflación es una variable no observable, se recurre a técnicas econométricas para estimar su magnitud y conducta en el tiempo. En este sentido, en esta investigación se utilizan dos métodos: las estimaciones secuenciales (*rolling regressions*) y el filtro de Kalman.

¹ Se agradecen los comentarios formulados durante el seminario de política económica realizado en el BCV. Las opiniones expresadas en este trabajo son de exclusiva responsabilidad de los autores.

El trabajo está organizado en cuatro partes: En la primera se presentan algunos aspectos teóricos de la persistencia inflacionaria. En la segunda se trata lo referente a la evolución de la persistencia inflacionaria durante los últimos años. A tal fin, se identifica el tipo de proceso estacionario para la tasa de inflación y posteriormente se estima la persistencia inflacionaria por las técnicas mencionadas anteriormente. Seguidamente se indaga sobre los determinantes de la persistencia, construyendo variables que aproximen los factores mencionados previamente y se explica el coeficiente de persistencia mediante una especificación no lineal, en virtud de la naturaleza acotada de la variable a explicar. A partir de esta estimación, se procede a realizar un ejercicio de estática comparativa para cuantificar el impacto que las variables explicativas pudieran tener sobre la medida de persistencia. Finalmente, se presentan las conclusiones y algunas implicaciones de política económica.

I. Persistencia inflacionaria: Aspectos teóricos

Se entiende por inercia o persistencia inflacionaria, el fenómeno según el cual la inflación corriente no sólo está determinada por los fundamentos de la economía sino también, de manera significativa, por la inflación pasada. Bajo estas circunstancias, el control de la inflación se torna un problema mucho más complejo que el simple manejo de los agregados monetarios o de la definición de un esquema de política cambiaria.

La persistencia puede manifestarse tanto en la tasa de inflación, como en los niveles de precios e inclusive en la aceleración inflacionaria. Este trabajo se concentra exclusivamente en el estudio de la persistencia en la tasa de inflación. La inercia en los niveles de precios, tratada por diferentes autores tales como Taylor (1979, 1980), no tiene efectos en lo que concierne a los costos de la política antiinflacionaria.

En la literatura sobre este tema, se reconocen dos fuentes fundamentales de la persistencia inflacionaria, a saber: los mecanismos de **indización** y los problemas de **credibilidad** de la política antiinflacionaria².

Se dice que un precio está indizado, cuando existen prácticas, formales o informales, que reajustan dicho precio de acuerdo a la evolución de otro índice agregado de precios, generalmente el Índice de Precios al Consumidor. Estos mecanismos de indización suelen emerger espontáneamente en economías que han experimentado pro-

² En este trabajo los términos *inercia* y *persistencia* son tratados indistintamente; no obstante, cuando se habla de inercia en general, se refiere a problemas vinculados con mecanismos de indización y no de credibilidad. Es por ello, que en el contexto de este trabajo, el término persistencia podría considerarse más adecuado.

cesos de inflación moderada por largos períodos de tiempo como una respuesta de los agentes para inmunizar la estructura de precios y salarios reales frente a choques monetarios.

Sin embargo, la presencia de estos mecanismos es considerada como perjudicial para el desempeño económico, ya que dificulta el proceso de ajuste del sistema de precios frente a choques reales e incrementa los costos colaterales asociados a la reducción de la inflación. Esta postura no es compartida por autores como Friedman, quien plantea que:

“....Estos efectos colaterales reflejan fundamentalmente distorsiones introducidas en los precios *relativos* por una inflación o deflación no *prevista*,.....La manera de reducir estos efectos es hacer contratos en términos *reales*...Esto puede hacerse con el uso generalizado de cláusulas de indexación” (Friedman, 1991, pág. 44-45).

Tal planteamiento presupone que la indización es sincronizada e instantánea, lo cual evidentemente representa un supuesto bastante restrictivo.

Con fines explicativos se puede diferenciar la indización de precios según el mercado donde ésta opere; así pues, se tiene indización en el mercado laboral (indización salarial) y en el mercado cambiario (indización del tipo de cambio)³. Aunque en cualquier caso estos mecanismos intentan defender algún precio frente al proceso inflacionario, las prácticas de indización responden a necesidades específicas en cada mercado. Por ejemplo, en el sector laboral, estas prácticas surgen como sustituto de la renegociación permanente de los contratos salariales y como mecanismo de defensa de los trabajadores frente al deterioro del salario real.

³ También se puede hablar de indización en el mercado financiero; no obstante, ésta no será tratada en este estudio, ya que probablemente no influye sobre la persistencia inflacionaria.

El impacto de la indización salarial sobre la persistencia inflacionaria resulta diferente según la modalidad que se imponga. Si la indización se implementa de acuerdo a la inflación pasada, contribuiría a la persistencia inflacionaria. Por el contrario, si el ajuste de salarios se hace de acuerdo a la inflación esperada, se podría afectar - más que perpetuar - el nivel actual de inflación, a menos que la inflación esperada se estime de acuerdo a la inflación pasada, en cuyo caso ambas modalidades de indización resultarán cualitativamente equivalentes.

La indización cambiaria, por su parte, ocurre o bien bajo un régimen de tipo de cambio flexible, como un mecanismo de mercado frente a variaciones en los precios relativos entre un país y el resto del mundo -cumplimiento de la PPP- o bien, como una estrategia de política cambiaria en regímenes de tipos de cambios administrados, a fin de evitar sobrevaluaciones recurrentes del tipo de cambio real que puedan propiciar futuras crisis cambiarias.

Con el objeto de ilustrar como los diferentes mecanismos de indización afectan tanto la persistencia inflacionaria como la variabilidad de la tasa de inflación, se emplea un modelo desarrollado por Landerreche, Lefort y Valdés (1997), donde se consideran dos tipos de bienes: transables y no transables.

El modelo se resume en el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$\Delta p_t = \mathbf{a} \Delta p_t^T + (1 - \mathbf{a}) \Delta p_t^{NT} \quad (1)$$

$$\Delta p_t^{NT} = \mathbf{f} \Delta p_{t-1} + \mathbf{m}_t \quad (2)$$

$$\Delta p_t^T = \Delta e_t + \Delta p_t^* + \mathbf{n}_t \quad (3)$$

$$\Delta e_t = \mathbf{d} (\Delta p_{t-1} - \Delta p_{t-1}^*) \quad (4)$$

donde $p_t, p_t^T, p_t^{NT}, p_t^*, e_t$ representan los logaritmos del nivel general de precios, de los precios de los bienes transables, de los precios de los bienes no transables, de los precios externos y del tipo de

cambio nominal respectivamente, mientras que m_t, n_t representan choques aleatorios a la inflación de no transables y transables, respectivamente. Estos choques se consideran ruidos blancos no correlacionados.

La ecuación (1) presenta la inflación doméstica como un promedio ponderado de la inflación de bienes transables y de no transables, siendo α el peso de la inflación de transables en la inflación total. Por su parte, según la ecuación (2), la inflación de bienes no transables, sector intensivo en el factor trabajo, presenta un comportamiento inercial dada la presencia de cláusulas de indización salarial. La magnitud de esta indización salarial es recogida por el parámetro f . La ecuación (3), implica el cumplimiento de la *ley de un solo precio* en los bienes transables y finalmente, la ecuación (4) representa la regla de indización cambiaria. En este caso, d expresa el grado de ajuste de la tasa de cambio nominal según los diferenciales de inflación.

Manipulando el sistema (1)-(4) y resolviendo para Δp_t , se obtiene la siguiente ecuación que describe la dinámica inflacionaria:

$$\Delta p_t = [(ad + (1-a)f)]\Delta p_{t-1} + a(\Delta p_t^* - d\Delta p_{t-1}^*) + an_t + (1-a)m_t \quad (5)$$

En la ecuación (5), la expresión que acompaña la inflación rezagada- $(ad + (1-a)f)$ - es conocida como el “coeficiente de persistencia inflacionaria”, el cual es una función creciente del grado de indización salarial f y cambiaria(δ). Este coeficiente toma el valor *cero*, sólo si el grado de indización salarial y de indización cambiaria son cero simultáneamente. Esto indica que una estrategia de ancla nominal del tipo de cambio, si bien reduce la inercia, no la elimina aún si esta política goza de plena credibilidad. Por otra parte, el coeficiente de persistencia será igual a uno, esto es, la inflación tendrá una *raíz unitaria*, sólo si existe total indización cambiaria y salarial⁴.

⁴ Que la tasa de inflación tenga una raíz unitaria implica que los efectos de los choques son permanentes.

Suponiendo que la inflación doméstica y externa siguen procesos estacionarios, la varianza de la inflación interna vendrá dada por la siguiente expresión:

$$Var(\Delta p_t) = \frac{\mathbf{a}^2(1+\mathbf{d}^2)\mathbf{s}_{\Delta p^*}^2 - 2\mathbf{a}^2\mathbf{d} \text{cov}(\Delta p_t^*, \Delta p_{t-1}^*) + \mathbf{a}^2\mathbf{s}_n^2 + (1-\mathbf{a})^2\mathbf{s}_m^2}{1-(\mathbf{a}\mathbf{d} + (1-\mathbf{a})\mathbf{f})^2} \quad (6)$$

La ecuación (6) sugiere que el coeficiente de inercia y la variabilidad de la tasa inflacionaria se mueven en el mismo sentido; más aún, si la inflación presenta una raíz unitaria, entonces la variabilidad de la inflación será infinita. Tal relación directa se explica intuitivamente por el hecho de que en presencia de inercia la volatilidad de la inflación actual también está afectada por la volatilidad de la inflación pasada.

Tal y como se comentó anteriormente, la persistencia inflacionaria puede igualmente ser originada por problemas de credibilidad en la política económica. Si bien es cierto que la relación teórica entre la persistencia y la credibilidad ha sido poco explorada en la literatura, en diversos estudios empíricos sobre la persistencia, se incorporan variables que tratan de cuantificar el grado de credibilidad en la política antiinflacionaria⁵.

Una aproximación teórica al problema de credibilidad y su impacto en la persistencia inflacionaria se presenta en Calvo y Vegh (1994). El trabajo estudia el tema de convergencia de la tasa de inflación bajo un programa de ajuste basado en el *ancla cambiaria*. En este caso, la lenta convergencia de la tasa de inflación a la *tasa de inflación objetivo*, esta última implícita en la tasa de depreciación, puede ser explicada por problemas de credibilidad. La dinámica sugerida es como sigue: Con la implementación del programa de ajuste, se reducen las tasas de interés como consecuencia de la menor expectativa de depreciación de corto plazo. Dado que la caída de la tasa de interés es considerada por los agentes como transitoria, existen incentivos para adelantar consumo futuro produciéndose un auge de

⁵ Ver Revenga (1993) y Dorta, Guerra y Sánchez (1997).

demanda que mantiene la inflación interna por encima de la tasa de depreciación.

La falta de credibilidad en la política económica tiene diversas explicaciones. La primera de ellas está vinculada al problema de la *inconsistencia dinámica*, según el cual una secuencia de políticas anunciada hoy, deja de ser óptima en algún momento futuro por lo que los agentes económicos consideran que la *autoridad* tiene incentivos para desviarse del plan anunciado. La segunda explicación tiene que ver con el problema de la viabilidad de alcanzar los objetivos propuestos por el gobierno dado el conjunto de instrumentos de política disponible. Esta explicación cobra más fuerza cuando estos objetivos son antagónicos y/o cuando el gobierno se propone un gran número de objetivos y dispone de pocos instrumentos para su consecución⁶. Finalmente, la robustez institucional de una economía, en un entorno donde los objetivos del *gobierno* no están en sintonía con el *bienestar social*, juega un papel preponderante en la credibilidad de la política económica. Bajo estas circunstancias algunos autores (Alessina y Perotti, 1995) se inclinan a favor del diseño de políticas basadas en reglas a fin de solventar los problemas de credibilidad.

⁶ Con lo cual se violaría el principio de suficiencia de instrumentos de Tinbergen.

II. Evolución de la persistencia inflacionaria: Metodología y resultados empíricos

Una forma de estudiar empíricamente la persistencia de una serie de tiempo es a través de la determinación del orden de integración de la serie. Un grado extremo de persistencia ocurre en una caminata aleatoria⁷ en la cual las perturbaciones del proceso afectan a la serie en forma permanente. Por otra parte, si el proceso generador de datos es estacionario, el grado de persistencia podría estudiarse identificando el modelo ARMA que mejor describe la serie. Para esta clase de procesos el grado de persistencia puede ser medido por la máxima raíz invertida del polinomio asociado al componente autorregresivo. En este sentido, a mayor magnitud de la raíz invertida, más lentamente se disiparán las perturbaciones de la serie, implicando esto una mayor persistencia.

En este orden de ideas, es necesario determinar el orden de integración de la tasa de inflación mensual y, en caso de ser estacionaria, identificar el modelo ARMA correspondiente. En este estudio se utilizó la tasa de inflación mensual medida como la primera diferencia del logaritmo del IPC desde enero de 1984 hasta diciembre de 1999. En virtud de que los contrastes de Dickey-Fuller y Phillips-Perron rechazan la hipótesis sobre la existencia de una raíz unitaria en la tasa de inflación mensual, el estudio de la persistencia debe basarse entonces en el uso de modelos ARMA.

⁷ Si una serie de tiempo es integrada de segundo orden, decimos que la serie tiene un comportamiento explosivo en lugar de exhibir persistencia.

CUADRO 1
 CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS
 PARA LA TASA DE INFLACIÓN MENSUAL
 (PERÍODO ENERO 1984 A DICIEMBRE 1999)

Contraste	Valor del Estadístico	Valor Crítico al 5%
Dickey-Fuller	-3.32	-2.88
Phillips-Perron	-6.04	-2.88

Nota: El contraste de Dickey-Fuller se efectuó con 4 rezagos de la variable dependiente. En el contraste de Phillips-Perron se truncó el Bartlett kernel al cuarto rezago.

Para identificar el modelo ARMA no es conveniente comparar las diferentes opciones a partir de la estimación con la muestra total, ya que se intuye la existencia de cambios estructurales en el proceso generador de la inflación que podrían desvirtuar los resultados. En este sentido, para la selección del mejor modelo se emplean las técnicas secuenciales similares a las utilizadas por Edwards y Lefort (1998) y que se resumen a continuación.

Dada una serie de tiempo para la cual se dispone de T observaciones, la estimación secuencial de un modelo es simplemente una sucesión de estimaciones para el conjunto de muestras de tamaño n, tal que la primera muestra contiene las observaciones desde la 1 hasta la n, la siguiente desde la 2 hasta la n+1, y así sucesivamente hasta la última muestra desde la observación T-n+1 hasta la T (con n<T). Esto implica una secuencia de T-n+1 estimadores asociados al modelo en estudio. Lo anterior permite un análisis exploratorio de la evolución de cualquier estadístico asociado al modelo. Por ejemplo, si T=50 y n=20 se construirían un total 31 estimaciones secuenciales.

II.1 Identificación del tipo de proceso estacionario de la tasa de inflación

A partir de la técnica mencionada anteriormente, se procede a comparar diferentes órdenes de modelos ARMA(r,q) respecto del modelo base ARMA(1,0) que es el más simple para el análisis de

persistencia de una serie de tiempo. El término de perturbación de estos modelos se ajusta muy bien a un proceso GARCH(1,1); y por tal razón, los modelos fueron estimados con dicha especificación, permitiendo que los parámetros puedan ser estimados con mayor eficiencia. En términos estadísticos, el modelo se puede escribir de la manera siguiente:

$$\Delta p_t = \alpha + \sum_{i=1}^r \beta_i \Delta p_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad \sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (7)$$

Se compararon seis tipos de modelos ARMA combinando órdenes autorregresivos r entre 1 y 2 con órdenes de medias móviles q entre 0 y 2. Para ello se efectuaron estimaciones para muestras secuenciales de tamaño 36 y 48 meses. Los resultados del cuadro 2 indican que el modelo ARMA(1,0) presenta un mejor ajuste en comparación con el resto de modelos en la gran mayoría de las submuestras, según los criterios de información de Schwarz y Akaike.

CUADRO 2

PORCENTAJE DE MUESTRAS SECUENCIALES DONDE EL MODELO ARMA(1,0) SUPERA AL MODELO ALTERNATIVO SEGÚN LOS CRITERIOS DE SCHWARZ Y AKAIKE

Modelo Alternativo	Ventana de 36 meses		Ventana de 48 meses	
	Criterio Schwarz	Criterio Akaike	Criterio Schwarz	Criterio Akaike
ARMA(2,0)	70.1	58.6	64.1	55.9
ARMA(1,1)	64.3	57.6	57.9	46.2
ARMA(2,1)	75.2	64.3	62.8	53.8
ARMA(1,2)	65.6	54.8	65.2	50.3
ARMA(2,2)	79.0	58.0	66.2	46.6

El análisis previo permite afirmar que el modelo ARMA(1,0) es apropiado para modelar la persistencia inflacionaria considerando posibles cambios estructurales en los parámetros a estimar⁸.

⁸ Edwards y Lefort (1998) obtienen resultados similares para un número importante de países.

II.2 Especificación del modelo de persistencia inflacionaria y estrategia de estimación

Los resultados obtenidos hasta el momento, justifican la utilización de una especificación similar a la adoptada por Revenga (1993), donde se especifica un modelo que permite inferir la evolución de la persistencia inflacionaria mediante un proceso autorregresivo de primer orden con coeficientes variables en el tiempo⁹ y que puedan, a su vez, estar relacionados a otras variables:

$$\Delta p_t = \alpha_t + \beta_t \Delta p_{t-1} + \gamma_t' Z_t + v_t, \quad \beta_t \in (0,1) \quad (8)$$

$$\beta_t = f(x_1, \dots, x_k) + w_t \quad (9)$$

donde p_t es el logaritmo del Índice de Precios al Consumidor (IPC), α_t es el intercepto, β_t es un coeficiente no observable que mide la persistencia de la inflación. Valores altos del coeficiente indican que después de una perturbación, la inflación converge más lentamente hacia su nivel subyacente o de equilibrio de largo plazo. La persistencia se supone determinada por una función de k variables y el vector Z_t tiene por finalidad controlar por otros factores que también afectan la inflación. En este trabajo se emplea como variable de control la tasa de crecimiento de la liquidez monetaria.

La estrategia a utilizar consiste en estimar la ecuación (8) separadamente para la inflación de bienes, de servicios y la general, usando dos metodologías alternativas, a saber: técnicas secuenciales y el filtro de Kalman. Estas estimaciones se efectúan a partir de series mensuales para el período enero de 1984 a diciembre de 1999. Luego, en una segunda etapa -en base a los resultados de la primera- se estima para cada caso la ecuación (9) incluyendo como regresores aquéllos que mejor puedan reflejar factores de credibilidad, de indización cambiaria y de volatilidad de la inflación¹⁰.

⁹ En Dorta *et al* (1997) se efectuaron pruebas econométricas que evidencian cambios estructurales en el coeficiente de persistencia.

¹⁰ En este caso, se utiliza el período desde enero de 1990 a diciembre de 1999, con el objeto de evitar el alto grado de volatilidad que presenta el coeficiente de persistencia estimado mediante el filtro de Kalman durante el período previo, debido a la menor cantidad de observaciones que participan en la estimación.

Es de destacar que trabajos previos estiman recursivamente el coeficiente de persistencia para Venezuela (Dorta *et al*, 1997). Esta técnica, a diferencia de la estimación secuencial que mantiene constante el tamaño de muestra, parte de una muestra inicial y actualiza las estimaciones incorporando sucesivamente una nueva observación hasta cubrir la totalidad de los datos. En este caso, las estimaciones más recientes del coeficiente de persistencia están afectadas por la historia lejana de la serie, lo cual en presencia de cambios estructurales podría sesgarlas. Por su parte, las estimaciones secuenciales pueden corregir el sesgo, pero poseen mayor error estándar. Una alternativa intermedia es el filtro de Kalman, que como los métodos recursivos, utilizan toda la historia de la serie con la ventaja adicional de que intenta estimar una trayectoria **estocástica** del coeficiente en lugar de una **determinística**.

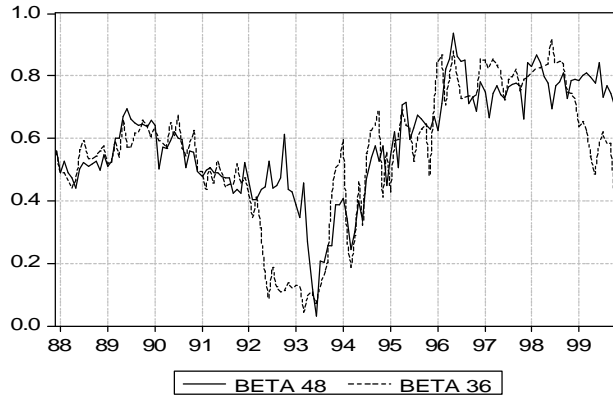
II.3 Estimación de la persistencia inflacionaria mediante técnicas secuenciales

Aplicando las técnicas secuenciales mencionadas anteriormente, se estimó la ecuación (8) para ventanas de tamaño 36 y 48. Para hacer compatible estas estimaciones con las obtenidas por el filtro de Kalman, la estimación del coeficiente de una ventana se asignó al último mes del período correspondiente, ya que el filtro de Kalman ubica el coeficiente estimado en el mes de la última observación incorporada en la muestra. Cabe destacar que en la estimación de los coeficientes se controló por la tasa de crecimiento de la liquidez monetaria. En el gráfico 1 se presenta el resultado de estas estimaciones para el coeficiente de persistencia inflacionaria, para ventanas de 48 y 36 observaciones, respectivamente.

En este gráfico se aprecia en la mayor parte del recorrido que las trayectorias descritas por las curvas son de gran similitud. Es notorio que desde 1989 hasta 1992 la persistencia inflacionaria, medida según esta técnica, venía disminuyendo. Sin embargo, luego de unos tres años de comportamiento errático, la tendencia se revierte a una evolución creciente hasta 1998, donde el nivel alcanza niveles tan altos como 0,8. Esto pudiera explicarse por problemas de credibilidad

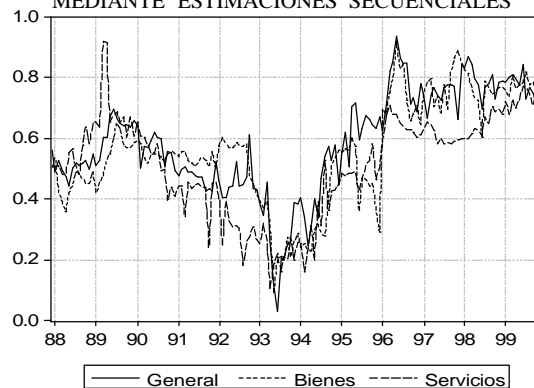
asociados a la insostenibilidad del régimen cambiario. Finalmente, puede observarse que a partir de 1998 la persistencia parece iniciar una tendencia decreciente, explicada por los efectos del anclaje cambiario que ha significado el sistema de bandas y por la presencia de elementos que contribuyen a su sostenibilidad como por ejemplo, las condiciones favorables del mercado petrolero.

GRÁFICO 1
ESTIMACIONES SECUENCIALES
DEL COEFICIENTE DE PERSISTENCIA



Asimismo, se estimó la ecuación (8) para la inflación de bienes y de servicios para una ventana de 48 observaciones, ya que con esta alternativa se logra un menor error estándar de los coeficientes estimados con respecto a la ventana de 36 observaciones, gracias al mayor tamaño de la muestra. En todo caso, es notorio que para la persistencia de la inflación general, ambas estimaciones -con ventanas de 36 y 48 observaciones- presentan tendencias similares. En el gráfico 2 se presenta las estimaciones secuenciales de la persistencia inflacionaria para bienes y servicios junto con el nivel general.

GRÁFICO 2
COEFICIENTES DE PERSISTENCIA OBTENIDOS
MEDIANTE ESTIMACIONES SECUENCIALES



En el gráfico se aprecia gran similitud en las tendencias de las estimaciones, destacando que el nivel general se ubica entre el de bienes y el de servicios en gran parte del recorrido.

II.4 Estimación de la persistencia inflacionaria mediante el filtro de Kalman

Un método que permite inferir la evolución de la persistencia inflacionaria es la estimación de un modelo dinámico de estado de transición, (*state-space*), empleando el filtro de Kalman. Entre otras ventajas, esta técnica permite incluir y estimar variables no observables en el modelo, así como suavizar y proyectar esas variables no observadas (Hamilton, 1994). La representación de estado de transición compatible con la ecuación (8), para bienes, servicios o general, toma la siguiente forma:

$$\Delta p_t = \mathbf{a}_t + \mathbf{b}_t \Delta p_{t-1} + \mathbf{d}_t \Delta m_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (10)$$

$$\begin{bmatrix} \mathbf{a}_{t+1} \\ \mathbf{b}_{t+1} \\ \mathbf{d}_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{a}_t \\ \mathbf{b}_t \\ \mathbf{d}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{t+1} \\ v_{t+1} \\ w_{t+1} \end{bmatrix}$$

donde, p es el logaritmo del IPC y, m es el logaritmo de la liquidez monetaria.

Como puede observarse, el proceso estocástico que describe a los coeficientes $(\mathbf{a}_t, \mathbf{b}_t, \delta_t)$ (vector de transición o *state-vector*) se ha restringido a un camino aleatorio, implicando que las perturbaciones a los coeficientes se mantienen indefinidamente. Pruebas de Dickey-Fuller sobre la existencia de raíces unitarias realizadas sobre las estimaciones secuenciales de dichos coeficientes soportan tal afirmación. La incorporación de la liquidez monetaria rezagada un período, permite controlar que la estimación del coeficiente variable que mide la persistencia inflacionaria no se vea afectada por la posible influencia que la liquidez pudiera tener sobre el comportamiento de la inflación. Los términos de perturbación u_{t+1} , v_{t+1} , w_{t+1} y \mathbf{e}_t se suponen no correlacionados serialmente ni contemporáneamente.

CUADRO 3
 CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS PARA LOS COEFICIENTES
 DE PERSISTENCIA ESTIMADOS SECUENCIALMENTE
 (Período desde diciembre 1987 hasta diciembre 1999)

	Contraste Dickey-Fuller		Contraste Phillips-Perron	
	Estadístico	Valor Crítico 5%	Estadístico	Valor Crítico 5%
General	-1.54	-2.88	-1.96	-2.88
Bienes	-1.96	-2.88	-2.01	-2.88
Servicios	-1.16	-2.88	-1.97	-2.88

Nota: Los contrastes de Dickey-Fuller se efectuaron con 4 rezagos de la variable dependiente. En los contrastes de Phillips-Perron se truncó el Bartlett kernel al cuarto rezago. Los contrastes para las primeras diferencias de las series descartan que sean I(2).

En un enfoque Bayesiano, el algoritmo del filtro de Kalman¹¹ requiere que se especifiquen a priori valores de los coeficientes iniciales (en enero de 1984) y de sus respectivas varianzas. En este caso, tal información fue obtenida mediante el ajuste de un modelo similar al (10) pero con coeficientes fijos correspondientes a un período muestral centrado en esa fecha (enero 1981 a diciembre de 1986). Por otra parte, es necesario especificar la varianza de u_{t+1} , v_{t+1} y w_{t+1} . Doan, Litterman, y Sims (1984) especifican varianzas muy pequeñas y proporcionales con relación a las obtenidas para los coeficientes iniciales. En nuestro caso, se utilizó $\tau = 0.001$ como constante de proporcionalidad. Es importante aclarar que el método de estimación de coeficientes variables mediante residuos recursivos coincide con el filtro de Kalman con varianza cero para las ecuaciones de transición (*state-equations*), en cuyo caso los coeficientes estiman una trayectoria determinística. Al especificar una varianza diferente de cero, el filtro de Kalman estima una trayectoria estocástica de los coeficientes.

La estimación de (10) se realizó individualmente para el nivel general, de bienes y de servicios, obteniéndose los resultados reportados en el cuadro 4 y el gráfico 3. Estos resultados son muy similares para los tres niveles, destacando la alta significación estadística del

¹¹ El algoritmo calcula recursivamente predicciones lineales mínimo cuadráticas del vector no observable $(\mathbf{a}_t, \mathbf{b}_t, \delta_t)$.

coeficiente de persistencia inflacionaria al final del período (diciembre 1999). También los interceptos al final del período resultaron altamente significativos. Sin embargo, el coeficiente final asociado a la liquidez monetaria no alcanza a ser significativo en ningún caso, produciéndose en servicios el estadístico t de mayor magnitud (0.96).

CUADRO 4

ESTIMACIÓN DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA MEDIANTE EL FILTRO DE KALMAN
 PARA LA INFLACIÓN GENERAL Y SUS COMPONENTES DE BIENES Y SERVICIOS
 (Enero de 1984 a diciembre de 1999)

$$\Delta p_t = \alpha_t + \beta_t \Delta p_{t-1} + \delta_t \Delta m_{t-1} + \varepsilon_t$$

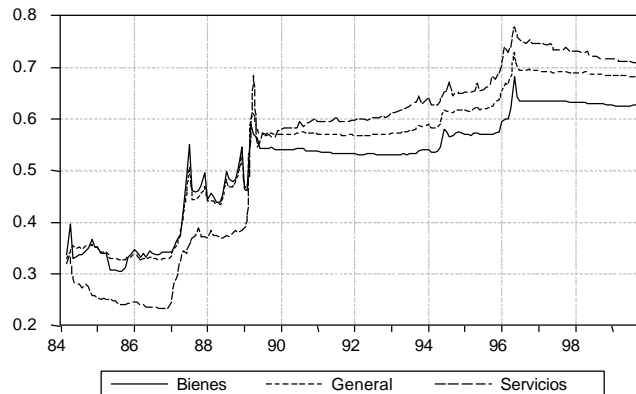
	α (*)	β (*)	δ (*)	R ² ajustado	DW
General	0.009 (5.37)	0.682 (10.98)	0.014 (0.62)	0.45	1.88
Bienes	0.010 (6.65)	0.630 (10.78)	0.005 (0.20)	0.34	1.88
Servicios	0.008 (6.07)	0.710 (13.77)	0.015 (0.97)	0.57	2.27

(*) Coeficientes al final del período (diciembre de 1999)
 Valores entre paréntesis corresponden al estadístico t.

Debido a que la varianza de los coeficientes estimados decrece con el número de observaciones que el algoritmo del filtro de Kalman va incorporando, el análisis se enfoca a partir de 1990, donde las estimaciones involucran desde la observación 70 hasta la 190 y así trabajar con mayor confiabilidad. El gráfico 3 presenta los coeficientes variables de persistencia donde se destaca que el nivel general, como es de esperar, se encuentra entre el de bienes y el de servicios. La persistencia de servicios es claramente mayor que la de bienes a partir de 1990, lo cual pudiera obedecer a que las políticas de anclaje cambiario han sido más pronunciadas durante este período. No obstante, a partir de 1996 la tendencia de la persistencia de servicios cambia de creciente a decreciente más acentuadamente que en bienes. En lo anterior parece haber influido la transición del control de cambios al régimen de bandas cambiarias. A este respecto es importante mencionar que la sostenibilidad y credibilidad de ambos regímenes pudiera ser un factor relevante en el comportamiento de la persisten-

cia. En este sentido, pareciera que el régimen de bandas cambiarias, al exhibir cierto grado de sostenibilidad, dada las condiciones favorables en la industria petrolera nacional, permite tal cambio en las tendencias. Finalmente, se observa mucha lentitud en la tendencia reciente de la persistencia inflacionaria a disminuir, lo cual puede estar relacionado a dificultades para ganar credibilidad después de una prolongada historia de colapsos de regímenes cambiarios y posiblemente también al comportamiento indizado del tipo de cambio al interior de la banda.

GRÁFICO 3
COEFICIENTES DE PERSISTENCIA INFLACIONARIA ESTIMADOS
MEDIANTE FILTRO DE KALMAN



A partir de la especificación para la tasa de inflación presentada en (10), se puede hallar el nivel al que convergería la tasa de inflación en ausencia de perturbaciones en el sistema y manteniendo constante la liquidez monetaria. Esta “tasa de convergencia” que debe ser entendida como una tasa referencial, vendría dada por la expresión $(a_t / (1 - b_t))$ la cual claramente sugiere una relación directa entre el coeficiente de persistencia inflacionaria y la tasa de convergencia¹². Este hecho indica, que a mayor persistencia, reducir la inflación a niveles objetivos inferiores al de convergencia, inducirá a un mayor costo en términos recesivos. De igual manera, si se quiere reducir la inflación minimizando el impacto sobre el producto, sería necesario aplicar políticas dirigidas a reducir la persistencia, tales como el desmontaje

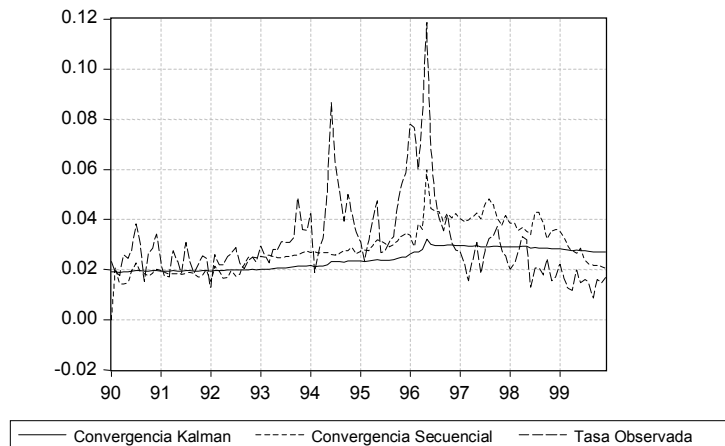
¹² Aplicando sustituciones reiteradas en la ecuación (10) y haciendo $\Delta m = 0$, se obtiene:

$$\Delta p_t = b^n \Delta p_{t-n} + a \sum_{i=0}^{n-1} b^i$$
 Tomando el límite para n tendiendo a infinito, se obtiene el referido nivel de convergencia.

de los mecanismos de indización y el mejoramiento de la credibilidad en las políticas antiinflacionarias, lo cual está vinculado en gran parte a la solvencia intertemporal del sector público.

El gráfico 4 presenta la tasa de inflación general acompañada de los niveles adonde convergería la inflación después de una perturbación, calculados con base en las estimaciones secuenciales y las resultantes de la aplicación del filtro de Kalman. Del gráfico resalta el hecho de que a partir de 1998 la inflación efectiva ha estado por debajo de la inflación de convergencia -con ambos métodos- lo cual podría de alguna manera, contribuir a explicar la marcada recesión que desde entonces aqueja la economía venezolana.

GRÁFICO 4
TASAS DE INFLACIÓN MENSUAL
Y NIVELES DE CONVERGENCIA



III. Causas de la persistencia inflacionaria

Una vez estimada la evolución de la persistencia inflacionaria, es inevitable preguntarse cuáles factores la determinan. Para tratar de responder a esta interrogante se procede a estimar una relación del tipo mencionado en la ecuación (9). La literatura sobre persistencia inflacionaria señala que ésta puede ser explicada, principalmente, por cambios en la credibilidad en la política económica, por el grado de indización de los costos de producción y por la volatilidad de la misma inflación. Seguidamente, se presentan las variables con las cuales se intenta recoger los mencionados factores explicativos de la persistencia inflacionaria.

III.1 Variables explicativas de la persistencia inflacionaria

Regresores vinculados con la credibilidad en la política económica

En esta investigación se utilizan como indicadores aproximados de credibilidad variables relacionadas con el sector externo y el sector monetario. Desafortunadamente no se dispone de ningún indicador de solvencia fiscal dado que se está trabajando con datos mensuales. Las variables empleadas en este trabajo son las siguientes:

■ Razón liquidez ampliada - Reservas internacionales

Este indicador ha sido muy utilizado en estudios empíricos sobre sostenibilidad del esquema cambiario dado que provee información del respaldo de los pasivos monetarios del sistema financiero con activos internacionales. A partir de este indicador se construye la variable siguiente:

$$x_1 = \frac{(M2 + TIT) / RIN}{hp((M2 + TIT) / RIN)} - 1 \quad (11)$$

donde M2 es la liquidez monetaria, TIT es el valor de los títulos en circulación emitidos por las autoridades monetarias, RIN son las reservas internacionales denominadas en bolívares y $hp(.)$ se define como una función que genera el filtro de Hodrick-Prescott. Esta variable mide en forma relativa los desvíos de la razón $(M2+TIT)/RIN$ respecto de su tendencia de largo plazo. Si bien la sola razón resulta un buen indicador de credibilidad, una medida relativa a la tendencia, tal como la expresión (11), resulta más favorable, sobre todo si se considera que el “valor de equilibrio” de la razón puede variar a lo largo del tiempo de acuerdo a los fundamentos de la economía. Se espera entonces que incrementos en x_1 generen pérdida de credibilidad en la política cambiaria, ya que los pasivos monetarios contarían con menor respaldo de reservas internacionales y por ese hecho, la persistencia de la inflación tendería a aumentar dada la mayor probabilidad de abandono del esquema cambiario.

■ Desalineamiento del tipo de cambio real

Otra variable que puede recoger la credibilidad en el esquema cambiario es la desviación del tipo de cambio real respecto de su valor de equilibrio. Es por ello que en este estudio se incorpora la variable siguiente:

$$x_2 = \frac{hp(IRCE)}{IRCE} - 1 \quad (12)$$

donde IRCE es el índice real de tipo de cambio efectivo. Nótese que la diferencia del IRCE con relación a su tendencia de largo plazo, estaría directamente relacionada con la sobrevaluación de la moneda y, en consecuencia, con las expectativas devaluacionistas e inflacionarias. En este sentido, incrementos en la variable x_2 -que implican crecimiento en la sobrevaluación- podrían asociarse con una

menor credibilidad del régimen cambiario y por tanto con una mayor persistencia inflacionaria.

■ Expectativas de depreciación y prima de riesgo país

Basado en la paridad no cubierta de intereses, el diferencial entre la tasa de interés interna y la externa resume las expectativas de depreciación más las primas de riesgo país y de riesgo cambiario. En este estudio se emplean los desvíos del diferencial de tasas internas-externas respecto de su tendencia, es decir:

$$x_3 = TIP90 - TBR - hp(TIP90 - TBR) \quad (13)$$

donde TIP90 es la tasa de interés pasiva promedio de los depósitos a 90 días y TBR es la tasa de interés de los bonos del Tesoro de los Estados Unidos. Incrementos de x_3 reflejan que las expectativas de devaluación más el riesgo país y el riesgo cambiario estarían creciendo más rápido que su tendencia, lo cual sugiere un deterioro transitorio en la credibilidad de la política económica y, por lo tanto, un aumento de la persistencia inflacionaria.

■ Riesgo cambiario

Según Fountas y Papagapitos (1997)¹³, los cambios en la prima de riesgo cambiario, medidos por la construcción de variables como la dada por (14), pueden capturar la percepción de los inversionistas sobre la credibilidad de la política cambiaria.

$$x_4 = \frac{\hat{u}_t}{\hat{\sigma}_t}, \quad z_t = \alpha_0 + \alpha_1 z_{t-1} + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + u_t, \quad z_t = TIP90 - TBR \quad (14)$$

$$u_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad \sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 \sigma_{t-1}^2$$

¹³ Estos autores citan una recomendación similar propuesta por Froot y Rogoff (1991).

La variable x_4 es el residuo estandarizado de un modelo ARMA(1,2) con perturbaciones GARCH(1,1) del diferencial entre la tasa de interés interna y la externa. En consecuencia, incrementos en x_4 estarían asociados con un mayor riesgo cambiario y, por consiguiente, con el deterioro de la credibilidad y creciente persistencia inflacionaria.

Regresores vinculados con la indización

Para aproximar la indización de los costos de producción sólo fue posible tratar el caso de los insumos importados a través de la indización del tipo de cambio, ya que no se disponen de datos que permitan construir un indicador de la indización salarial para una serie mensual suficientemente larga. Para este estudio se aplicó el filtro de Kalman a la estimación de la ecuación (15) que representa la regla de indización del tipo de cambio con base en la inflación pasada y un coeficiente variable en el tiempo.

$$\Delta e_t = c + d_t \Delta p_{t-1} + v_t, \quad 0 < d_t < 1 \quad (15)$$

donde e_t es el logaritmo del tipo de cambio nominal y d_t es un coeficiente que mide el grado de indización en el período t y cuya estimación (variable x_5) se utiliza como regresor de la persistencia inflacionaria. Es de esperar que incrementos de d_t generen aumentos en la persistencia de la inflación.

Regresores vinculados con la volatilidad de la inflación

La última variable (x_6) considerada en esta investigación está asociada con la volatilidad de la inflación, dada su relación con la persistencia inflacionaria como lo supone la ecuación (6). Como medida de la volatilidad de la tasa de inflación se utilizó la desviación estándar condicional GARCH(1,1) del término de perturbación de un proceso ARMA(1,0) para la tasa de inflación, que es un caso particular de la ecuación (7).

III.2 Un modelo para explicar la persistencia inflacionaria: (enero 1990-diciembre 1999)

La forma funcional de la ecuación para la persistencia, cuya expresión general viene dada por (9), debe considerar la naturaleza acotada del coeficiente b_t , implicando la existencia de una relación altamente no lineal entre el coeficiente de persistencia y sus variables explicativas. Por ejemplo, si el coeficiente b_t se encuentra muy cerca de uno, movimientos de los regresores que tiendan a incrementarlo tendrán un efecto mucho menor que si el coeficiente estuviera en niveles relativamente pequeños. Una especificación acorde con estas características es la siguiente¹⁴:

$$b_t = \frac{1}{1 + e^{-W_t}}, \quad W_t = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i} q_{ij} z(x_{i,t-j}) + \mathbf{x}_t \quad (16)$$

Donde k es el número de variables explicativas, el número de rezagos de la i -ésima variable viene dado por q_i , la función $z(\cdot)$ estandariza las variables explicativas, lo cual tiene por objeto la comparación de las magnitudes de los coeficientes θ_{ij} asociados y, finalmente, el término ξ_t es la perturbación estocástica que se supone idéntica e independientemente distribuida con media cero y varianzas².

Afortunadamente, en la especificación (16) existe linealidad intrínseca al emplear la transformación logística sobre la variable b_t , esto es:

$$\text{logit}(b_t) = \log\left(\frac{b_t}{1-b_t}\right) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i} q_{ij} z(x_{i,t-j}) + \mathbf{x}_t \quad (17)$$

Antes de estimar la ecuación (17) se procedió a determinar el orden de integración de las variables que intervienen en el modelo. Los contrastes basados en el estadístico Dickey-Fuller rechazan, al

¹⁴ La ecuación 16 no incluye intercepto ya que los regresores están estandarizados.

10% de significación, la hipótesis de existencia de raíz unitaria en todas las variables excepto para la transformación logística de los coeficientes de persistencia y para la estandarización de la brecha cambiaria¹⁵. Esto requiere que el desequilibrio cambiario se introduzca en primera diferencia y que el primer rezago de la variable dependiente se incluya como regresor. Otra forma de tratar este problema, es utilizar como variable dependiente la primera diferencia de la transformación logística de los coeficientes de persistencia, siendo esta última variante la que se presenta a continuación. No obstante, es de destacar que las estimaciones correspondientes a la primera alternativa son reportadas en el apéndice, destacando que los resultados no difieren significativamente entre ambas especificaciones para el caso del filtro de Kalman.

El cuadro 5 reporta los resultados de la estimación del modelo (17) asociado a la primera diferencia de la transformación logit de la persistencia inflacionaria de bienes y de servicios, obtenidas tanto por las técnicas secuenciales, como por el filtro de Kalman.

¹⁵ Los resultados de la aplicación del Test de Estacionaridad se presentan en el apéndice.

CUADRO 5
ESTIMACIÓN DE LOS DETERMINANTES
DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA
Período: enero 1990 - diciembre 1999

Variable	Metodología de estimación del coeficiente de persistencia			
	Filtro de Kalman		Técnica Secuencial	
	Bienes	Servicios	Bienes	Servicios
Indización: $z(x_{5,t})$	0.080 (13.56)	0.061 (2.20)	-	0.461 (2.92)
Indización: $z(x_{5,t-1})$	-	0.175 (2.60)	-	-
Indización: $z(x_{5,t-2})$	-0.072 (-13.01)	-0.125 (-2.27)	-0.506 (-1.93)	-
Indización: $z(x_{5,t-3})$	-	-0.099 (-2.73)	1.117 (4.55)	-
Indización: $z(x_{5,t-4})$	-	-	-0.581 (2.07)	-0.394 (-2.85)
Volatilidad: $z(x_{6,t})$	-	-	0.289 (3.06)	-
Volatilidad: $z(x_{6,t-1})$	-	-	-0.253 (-2.32)	0.294 (2.34)
Volatilidad: $z(x_{6,t-2})$	-	-	-	-0.577 (-3.08)
Volatilidad: $z(x_{6,t-3})$	-	-	-	0.348 (3.16)
Volatilidad: $z(x_{6,t-4})$	0.003 (2.50)	-	-	-
M2/RIN: $z(x_{1,t})$	-	-	-	0.037 (1.76)
M2/RIN(-1): $z(x_{1,t-1})$	-	0.030 (2.95)	-	-
M2/RIN(-2): $z(x_{1,t-2})$	-	-0.025 (-2.51)	-	-
M2/RIN(-5): $z(x_{1,t-5})$	0.005 (7.33)	-	-	-
Brecha Cambiaria: $\Delta z(x_{2,t-4})$	0.013 (2.77)	-	0.335 (3.63)	0.251 (2.03)
R^2 ajustado	0.968	0.561	0.078	0.143

En las estimaciones anteriores, se aplicaron los contrastes para verificar la esfericidad de las perturbaciones. En los casos donde fue necesario se estimaron consistentemente las matrices de varianzas y covarianzas de los coeficientes utilizando las correcciones de Newey-West y/o White. Se incluyeron variables *dummies* apropiadas para el momento de la adopción del régimen de control de cambios en junio de 1994 y para su posterior abandono en mayo de 1996. Debido a los subsiguientes fuertes ajustes, se incluyeron adicionalmente *dummies* en julio y agosto de 1994, diciembre 1995 y en junio de 1996.

Conviene advertir que los coeficientes estimados no deben ser interpretados como derivadas parciales de β respecto al correspondiente regresor, debido a la especificación no lineal de la ecuación (16). No obstante, los resultados permiten inferir tanto el sentido como la importancia relativa en que cada variable explicativa afecta al coeficiente de persistencia.

Utilizando el filtro de Kalman, para el caso de la persistencia de bienes y servicios, se observa que los signos de la suma de coeficientes de cada variable y sus rezagos coinciden con los esperados. Una interpretación del orden de integración de la variable dependiente es que los cambios ocasionados por los regresores son de naturaleza permanente. Asimismo, este resultado sugiere que la persistencia parece retroalimentarse en la medida en que la economía adapta su funcionamiento a altos niveles de inflación que tienden a perpetuarse. De este resultado pueden extraerse importantes implicaciones de política, las cuales serán comentadas en la parte final del trabajo.

Un aspecto interesante es que la persistencia de la inflación está asociada con elementos de credibilidad, tal como ha sido reportado por Revenga (1993) para el caso de los países que pertenecían al Sistema Monetario Europeo y por Dorta *et al* (1997) para el caso venezolano. Como aporte de este trabajo destaca la incorporación de variables de diferente naturaleza, como los mecanismos de indización y la volatilidad de la inflación que, conjuntamente con las variables que miden la credibilidad, resultaron significativas en la explicación del coeficiente de persistencia.

Dado que los regresores están estandarizados, es procedente una comparación de su importancia relativa, teniendo en cuenta que la incidencia de los regresores en el nivel del coeficiente de persistencia inflacionaria es de carácter permanente. En particular, para el caso de los bienes, la variable con mayor impacto es la primera diferencia del desequilibrio cambiario, seguida por la indización del tipo de cambio, por la razón M2/RIN y, finalmente, por la volatilidad de la misma inflación.

En lo relativo a la estimación de la persistencia de los servicios, las variables que resultaron estadísticamente significativas fueron la medida de indización y la razón M2/RIN, siendo la primera la que tiene mayor incidencia. Es de destacar que dadas las limitaciones en la disponibilidad de estadísticas, no se pudo considerar la indización salarial como variable explicativa de los coeficientes de la persistencia inflacionaria, lo cual pudo haber introducido algún sesgo al alza en los coeficientes estimados. Si bien, este comentario es válido tanto para la persistencia en bienes como en servicios, es en este último caso donde se espera que el sesgo resulte mayor, por ser este sector intensivo en trabajo.

Para las estimaciones basadas en las técnicas secuenciales, se pueden notar algunas diferencias en relación con las obtenidas mediante el filtro de Kalman. En primer lugar la razón M2/RIN no es estadísticamente significativa en el caso de los bienes. Por su parte, en la ecuación que explica la persistencia en servicios, tanto la brecha cambiaria como la volatilidad de la inflación se incorporan a la indización y a la razón M2/RIN como variables significativas. Finalmente, la estructura de rezagos y el orden de importancia en que los regresores inciden sobre la persistencia difieren ligeramente de las obtenidas por el filtro de Kalman. No obstante las diferencias mencionadas, ambas metodologías son cualitativamente consistentes en cuanto al conjunto de factores explicativos y a sus signos esperados.

Al comparar la bondad de ajuste de ambos casos, el filtro de Kalman supera ampliamente a las técnicas secuenciales. Por ello, de ahora en adelante, se reportan solamente los resultados de las estimaciones del filtro de Kalman.

No obstante la importancia de considerar separadamente la persistencia de la inflación según bienes y servicios, se analiza seguidamente la persistencia inflacionaria en términos generales por cuanto, para los efectos de la política económica, el BCV centra su acción en la inflación sin distinguir los elementos particulares que la constituyen. En este sentido, se estima la ecuación (17) para la primera diferencia

del coeficiente de persistencia de la inflación general obtenido por el filtro de Kalman. Los resultados de esta estimación se presentan en el cuadro 6.

CUADRO 6
ESTIMACIÓN DE LOS DETERMINANTES
DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA GENERAL
Período: enero 1990 - diciembre 1999

Variable	Coeficiente	Estadístico t
Indización: $z(x_{5,t})$	0.101	9.76
Indización: $z(x_{5,t-2})$	-0.063	-5.03
Indización: $z(x_{5,t-3})$	-0.026	-1.95
Volatilidad: $z(x_{6,t-4})$	0.004	2.41
M2/RIN(-1): $z(x_{1,t-1})$	0.008	3.68
M2/RIN(-2): $z(x_{1,t-2})$	-0.006	-2.05
M2/RIN(-5): $z(x_{1,t-5})$	0.005	2.97
Brecha Cambiaria: $\Delta z(x_{2,t-4})$	0.010	3.05
R^2 ajustado	0.924	-

Estos resultados son consistentes con aquéllos presentados en el cuadro 5 en cuanto a las variables que resultaron significativas para explicar el coeficiente de persistencia. Esto no sorprende dado que la inflación general es una combinación determinística de las inflaciones de bienes y de servicios. Finalmente, en la estimación presentada en el cuadro 6 destaca la importancia de los factores de credibilidad como determinantes de la persistencia inflacionaria.

III.3 Ejercicio de estática comparativa

Para cuantificar el impacto de las variables explicativas sobre la persistencia inflacionaria general se procedió a realizar un sencillo ejercicio de estática comparativa, a partir de los resultados presentados en el cuadro 6. Es importante destacar que los resultados obtenidos deben leerse sólo con fines comparativos, dado que las mediciones efectuadas involucran un conjunto restrictivo de supuestos. En primer lugar, la no linealidad de la especificación implica que el efecto de una variable explicativa sobre el coeficiente de persistencia depende

del nivel donde éste se encuentre. Es por ello que el ejercicio toma $\beta_0=0.5$ como valor inicial del coeficiente de persistencia, ya que partiendo de este nivel se espera que la sensibilidad sea mayor. En segundo lugar, se supone inicialmente que las variables explicativas se encuentran en su promedio. Esto, para el caso de la razón M2/RIN y el IRCE, es equivalente a que el valor observado igual al filtro de Hodrick-Prescott, es decir, que se encuentran en su equilibrio de largo plazo.

A partir de estos supuestos, se reduce transitoriamente en una desviación estándar, por períodos de 6, 12, 18 y 24 meses, cada una de las variables explicativas, manteniendo el resto en sus valores promedio. Obsérvese que el sostener un desequilibrio en una variable sin que las demás se afecten luce poco probable. No obstante, esta omisión generaría una sobrestimación del impacto, a menos que se posean los instrumentos de política necesarios. Por ejemplo, al reducir el coeficiente de indización cambiaria, es de esperar que se geste un desequilibrio cambiario creciente y que la razón M2/RIN comience a deteriorarse, con lo cual la reducción en el coeficiente de persistencia sería inferior a aquélla señalada por el ejercicio. Es por ello que estos resultados, presentados en el cuadro 7, deben ser entendidos como impactos máximos para cada caso.

CUADRO 7

IMPACTO DE UNA REDUCCIÓN TRANSITORIA EN UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR SOBRE EL COEFICIENTE DE PERSISTENCIA INFLACIONARIA GENERAL

Variables	6 meses	12 meses	18 meses	24 meses
Indización	-0.019	-0.038	-0.060	-0.075
Volatilidad	-0.006	-0.012	-0.018	-0.024
M2/RIN	-0.010	-0.020	-0.029	-0.039
Brecha Cambiaria	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002

El cuadro 7 sugiere que las diferentes variables independientes tienen un impacto bastante reducido sobre el coeficiente de persistencia. Por ejemplo, si se reduce el coeficiente de indización en una desviación estándar durante 24 meses consecutivos, en el mejor de los casos, se produciría una reducción en el coeficiente de persistencia

de solamente 0.075. Esta conclusión se puede anticipar al observar la magnitud de los coeficientes que se presentan en el cuadro 6. Finalmente, parece contradictorio que siendo el coeficiente de la primera diferencia de la brecha cambiaria el segundo más alto, sea el que impacta en menor magnitud. No obstante, esta aparente contradicción se debe a que se redujo el nivel de la brecha cambiaria y no su primera diferencia, con lo cual el efecto ocurre en un solo mes y no durante todo el período.

IV. Conclusiones e implicaciones de política económica

En este trabajo se trata lo referente a la evolución de la persistencia inflacionaria durante los últimos años. A tal fin, se identifica el tipo de proceso estacionario para la tasa de inflación y posteriormente se estima la persistencia inflacionaria por técnicas secuenciales y el filtro de Kalman. Seguidamente se indaga sobre los determinantes de la persistencia mediante una especificación no lineal en virtud de la naturaleza acotada de la variable a explicar. A partir de los resultados obtenidos se llega a las siguientes conclusiones.

Un análisis de identificación basado en técnicas secuenciales para el período enero 1984-diciembre 1999, determinó que el modelo más apropiado para modelar la inflación mensual, considerando la presencia de posibles cambios estructurales en los parámetros, es el modelo ARMA(1,0). Esto implica que la tasa de inflación mensual exhibe algún nivel de persistencia.

Esta persistencia en la inflación ha cambiado a lo largo del tiempo; en particular, los resultados empíricos (basados en el filtro de Kalman) sugieren que durante el período 1990-1993 el nivel de persistencia de la inflación general permaneció relativamente estable alrededor de 0.55. Sin embargo, a partir de 1994 el coeficiente de persistencia comienza a crecer aceleradamente hasta alcanzar un máximo de 0.75 a mediados de 1996, fecha en la cual se produce una caída discreta en el coeficiente para, posteriormente, exhibir una tendencia muy leve a la baja, alcanzando un valor de 0.68 en diciembre de 1999. En términos generales, el crecimiento de la persistencia durante la mayor parte de la década del noventa pareciera estar vinculado a problemas de credibilidad en la política económica y en particular a las modificaciones recurrentes de los esquemas cambiarios.

En lo referente a la persistencia de la inflación de bienes y servicios, ambas muestran un comportamiento bastante similar al de la inflación general; no obstante, se presenta una diferencia en cuanto al nivel se refiere, destacando en los servicios una persistencia más alta a lo largo de toda la década.

El análisis econométrico permite establecer que la persistencia inflacionaria en Venezuela ha sido determinada, principalmente, por factores de credibilidad en la política económica así como por la indización del tipo de cambio. Otro elemento que parece retroalimentar la persistencia es la volatilidad propia de la inflación. Siendo la persistencia inflacionaria una caminata aleatoria, los factores antes mencionados la impactan de manera permanente. No obstante, la magnitud en que la persistencia responde a estos factores es relativamente pequeña, de modo que el alto nivel de persistencia que se observa en Venezuela ha sido producto de que los choques desfavorables han predominado por mucho tiempo. En consecuencia, hacer descender la persistencia hacia niveles razonablemente bajos, implica políticas que induzcan la predominancia de choques favorables por prolongados períodos de tiempo.

Este trabajo permitió estimar un nivel de convergencia para la inflación, el cual para un modelo AR(1) es una función directa del nivel de persistencia (β) y del intercepto (α). Esto implica que a mayor persistencia, la inflación no sólo converge más lentamente, sino también a un nivel más elevado lo cual dificulta y hace costosa la lucha contra la inflación.

Esta situación pone en evidencia la dificultad de abatir la inflación a corto plazo en presencia de persistencia inflacionaria, utilizando exclusivamente los instrumentos que dispone el Banco Central de Venezuela. En este sentido, de estar la credibilidad en la política económica condicionada a la gestión fiscal, esta última tendrá importante responsabilidad en la reducción de los niveles de convergencia y por ende en la reducción de la tasa de inflación.

Con base en las estimaciones y en el ejercicio comparativo, se verifica que una política antiinflacionaria basada, fundamentalmente, en el ancla cambiaria no pareciera ser suficiente para abatir la persistencia de la inflación. Más aún, tal anclaje pudiera agravar los problemas de persistencia en la medida en que ésta le introduzca un sesgo apreciacionista al tipo de cambio real que, en el evento de que sea percibido por los agentes como insostenible, minaría la credibilidad en el esquema cambiario, revirtiéndose los beneficios transitorios del anclaje del tipo de cambio. Un comentario similar puede hacerse para la razón $M2/RIN$, que se espera se incremente en la medida en que la sobrevaluación se acentúa.

Lo anteriormente expuesto es consistente con la evolución mostrada por el coeficiente de persistencia luego de la instrumentación del régimen de bandas a partir de julio de 1996 y con los resultados reportados por Edwards y Lefort (1998) para un conjunto de países, relativos a la efectividad del anclaje cambiario como instrumento antiinflacionario.

En consecuencia, de lo anteriormente expuesto podría colegirse que un programa antiinflacionario efectivo que a su vez minimice los costos en términos de actividad económica, debe sustentarse en acciones orientadas a mejorar la credibilidad en la política económica. Ésta, a su vez, se consolida en la medida que las cuentas fiscales muestren solvencia intertemporal y se corrija la prociclicidad asociada al gasto público. Por su parte, la política cambiaria debe evitar importantes desalineamientos del tipo de cambio real. En el ámbito institucional un ingrediente de política contra la inflación lo constituye la definición precisa de los objetivos del banco central, como forma de evitar la consecución de objetivos encontrados. Por el lado de la oferta se trata de promover una mayor competencia, eliminando las barreras de entrada al mercado, disminuyendo los costos transaccionales y otorgándole mayor flexibilidad al mercado laboral. Solamente mediante una política económica articulada en torno a estos lineamientos generales es posible introducir un cambio en la estructura que rige la dinámica de la inflación y, con ello, propiciar una reducción en los niveles de persistencia.

Finalmente, de este trabajo se pueden derivar futuras investigaciones. En primer lugar, sería recomendable estudiar con mayor profundidad los fundamentos económicos del intercepto (α), el cual junto con el coeficiente de persistencia (β) es determinante para el nivel de convergencia de la inflación. Esto ayudaría al diseño de políticas antiinflacionarias de largo plazo. En segunda instancia, parece pertinente analizar con mayor detalle la relación de corto plazo entre el nivel de convergencia de la inflación, la inflación observada y el nivel de actividad económica. De esta manera se puede obtener información que ayude a atenuar el costo de las políticas antiinflacionarias de corto plazo. Por último, se sugiere indagar empíricamente la relación entre la solvencia intertemporal del sector público y la credibilidad de la política económica para darle mayor soporte al importante papel que debe jugar la política fiscal, junto a las políticas monetaria y cambiaria, en el control de la inflación.

APÉNDICE

CUADRO A-1
CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS PARA LAS
VARIABLES INVOLUCRADAS EN LA ECUACIÓN (17)
(PERÍODO DESDE 1990:1 HASTA 1999:12)

Variables	Estadístico Dickey-Fuller	Conclusión
Logit(β) (Kalman General)	-0.806	I(1)
Logit(β) (Kalman Bienes)	-0.706	I(1)
Logit(β) (Kalman Servicios)	-1.279	I(1)
Logit(β) (Secuencial Bienes)	-1.657	I(1)
Logit(β) (Secuencial Servicios)	-1.115	I(1)
Indización: x_5	-3.162	I(0)
Volatilidad: x_6	-3.476	I(0)
M2/RIN: x_1	-2.650	I(0)
Brecha Cambiaria: x_2	-1.765	I(1)

Nota: Valores críticos: (10%, -2.5776)

CUADRO A-2

ESTIMACIÓN DE LOS DETERMINANTES DE LA PERSISTENCIA INFLACIONARIA
 A PARTIR DEL FILTRO DE KALMAN
 (PERÍODO: ENERO 1990 - DICIEMBRE 1999)

Variables	Bienes	Servicios	General
Logit(β_{t-1})	1.001 (266.96)	0.985 (154.73)	0.999 (402.51)
Indización: $z(x_{5,t})$	0.078 (13.37)	0.065 (2.28)	0.102 (9.69)
Indización: $z(x_{5,t-1})$	-	0.184 (2.59)	-
Indización: $z(x_{5,t-2})$	-0.072 (-12.96)	-0.126 (-2.20)	-0.063 (-4.98)
Indización: $z(x_{5,t-3})$	-	-0.093 (-2.49)	-0.026 (-1.87)
Volatilidad: $z(x_{6,t-4})$	0.003 (2.46)	-	0.004 (2.38)
M2/RIN(-1): $z(x_{1,t-1})$	-	0.032 (2.95)	0.007 (3.66)
M2/RIN(-2): $z(x_{1,t-2})$	-	-0.025 (-2.43)	-0.006 (-2.02)
M2/RIN(-5): $z(x_{1,t-5})$	0.005 (7.21)	-	0.005 (2.95)
Brecha Cambiaria: $\Delta z(x_{2,t-4})$	0.013 (2.73)	-	0.010 (2.98)
R^2 ajustado	0.998	0.990	0.999

Referencias bibliográficas

- Alesina A. y R. Perotti (1995): “*The Political Economy of Budget Deficit*”. IMF, Vol. 42, No. 1, March.
- Calvo G. A. y C. A. Vegh (1994): “*Inflation Stabilization and Nominal Anchors*”. Contemporary Economic Policy, Vol. XII, April.
- Doan T., R. B. Litterman, and C. A. Sims. (1984): “*Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions*”. Econometric Reviews, 3.
- Dorta M., J. Guerra y G. Sánchez (1997): “*Credibilidad y Persistencia de la Inflación en Venezuela*”. Colección Revista BCV, Vol. XII, No. 2.
- Edwards S. y F. Lefort (1998): “*Stabilization, Persistence and Inflationary Convergence: A comparative Analysis*”. Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile, No. 37, Diciembre.
- Fountas S. y A. Papagapitos (1997): “*Policy Credibility in the ERM: evidence from six countries using an ARCH approach*”. Applied Economics, 29.
- Friedman, M. (1991): “*La Economía Monetarista*”. Editorial Gedisa.
- Froot, K. y K. Roggoff. (1991): “*The EMS, the EMU, and the Transition to a Common Currency*”. In O. Blanchard and S. Fisher (eds), NBER Macroeconomics Annual 1991 (MIT Press, Cambridge, MA).
- Hamilton, J.D. (1994): “*Time Series Analysis*”. Princeton University Press.

Landerrechete O. F. Lefort y R. Valdés (1998): “*Causas y Consecuencias de la Indización: Una Revisión de la literatura*”. Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile, No. 30, Abril.

Revenga, A. (1993): “*Credibilidad y Persistencia de la Inflación en el Sistema Monetario Europeo*”. Banco de España, Documento de Trabajo No. 9.321.

Taylor, J. B. (1979): “*Staggered Wage Setting in a Macro Model*”. American Economic Review, 69, No. 2, May.

Taylor, J. B. (1980): “*Aggregate Dynamics and Staggered Contracts*”. Journal of Political Economy, 88 (1).

SE TERMINÓ DE EDITAR ELECTRÓNICAMENTE
PARA LA PÁGINA WEB DEL BCV,
DURANTE EL MES DE DICIEMBRE DE 2001