

ESTUDIOS  
SOBRE  
LA INFLACIÓN  
EN VENEZUELA

COLECCIÓN  
ECONÓMICO  
FINANCIERA

JOSÉ GUERRA (Comp.)



COLECCIÓN  
**ECONOMICO**  
FINANCIERA



ESTUDIOS  
SOBRE  
LA INFLACIÓN  
EN VENEZUELA

---

JOSÉ GUERRA (Comp.)

---

BANCO CENTRAL DE VENEZUELA  
CARACAS, 2002

**Comité de Publicaciones**

Manuel Lago Rodríguez (Presidente)  
Mary Batista Lorenzo  
Rafael J. Crazut  
Carlos Hernández Delfino  
Armando León Rojas  
Ángelo Lucenti  
Domingo Maza Zavala  
Luisa F. Coronil Divo (Secretaría Técnica)

© José Guerra (Comp.)

© de esta edición: Banco Central de Venezuela, 2002

Hecho el depósito de ley

Depósito legal: If3522002330387

ISBN: 980-6479-39-4

**Concepción gráfica de carátula**

Luis Giraldo

**Diseño y diagramación de textos**

Elena Roosen

**Corrección**

María Enriqueta Gallegos

**Impresión**

Italgráfica, S.A.

**Producción editorial**

Gerencia de Comunicaciones Institucionales

Departamento de Publicaciones BCV

Torre Financiera, Avenida Urdaneta,

Esquina de Las Carmelitas, piso 14, ala sur

Caracas 1010.

Teléfonos: 801.55.14

801.83.80 / 801.52.35

Fax: 801.87.06

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

Las ideas y opiniones contenidas en la presente publicación son de la exclusiva responsabilidad de sus autores. Se prohíbe la reproducción total o parcial sin autorización previa del Banco Central de Venezuela

# Índice

9 Presentación

## Capítulo I

### Determinantes de la inflación

15 El proceso inflacionario en Venezuela:  
un estudio con vectores autorregresivos  
*José Guerra, Víctor Olivo, Gustavo Sánchez*

53 Credibilidad y persistencia de la inflación en Venezuela  
*Miguel Dorta, José Guerra, Gustavo Sánchez*

71 Persistencia inflacionaria en Venezuela:  
evolución, causas e implicaciones  
*Fernando Álvarez, Miguel Dorta, José Guerra*

## Capítulo II

### Aspectos metodológicos

99 Inflación subyacente  
*Enid Blanco, Belkys Reyes*

131 Determinación del núcleo inflacionista  
e inflación subyacente a través de una desagregación del IPC  
*Virginia Cartaya, Zany Fermín*

*Capítulo III*

---

**Efectos de la inflación**

163 Inflación, desempleo y pobreza en Venezuela

*Matías Riutort*

181 Efectos de la inflación sobre el crecimiento económico de Venezuela, 1950-1995

*José Guerra, Miguel Dorta*



## Presentación

El tema de la inflación ha adquirido especial importancia para el Banco Central de Venezuela (BCV) toda vez que el logro de tasas bajas y estables de variación de los precios se constituye en un requisito esencial para un crecimiento económico sostenido y equitativo.

La Ley del Banco Central de Venezuela vigente desde el 4 de diciembre de 1992, representó un avance fundamental en la definición de la función objetivo del BCV por cuanto hizo más específico el compromiso de las autoridades monetarias con la estabilidad de precios. Ya en la ley que creó el Banco Central de Venezuela el 8 de septiembre de 1939, se establecía en el artículo 2° ordinal 5° que una de las funciones del BCV era: "Vigilar el valor de la unidad monetaria, tanto en su poder adquisitivo interior como en su relación con las monedas extranjeras". Esta idea primigenia expresa la motivación que tuvieron los creadores del Banco Central de Venezuela de que esta institución debería procurar la estabilidad de precios.

Ese principio fundamental anteriormente esbozado adquirió una forma algo más elaborada con la Ley del Banco Central de Venezuela de 18 de enero de 1961, en la cual se establece en su artículo 2° que el BCV "tendrá como finalidad esencial crear y mantener las condiciones monetarias, crediticias y cambiarias favorables a la estabilidad de la moneda, al equilibrio económico del país y al desarrollo ordenado de la economía...". La exposición de este artículo sugiere que el legislador fue asignando cada vez mayor importancia a la estabilidad de la moneda, para lo cual valoró como prioritario el mantenimiento de determinadas condiciones monetarias, crediticias y cambiarias para que esa estabilidad pudiese ser lograda, es decir, mediante la instrumentación de una política monetaria de signo conservador.

Tanto las reformas que posteriormente se hicieron a esa ley como las leyes nuevas mantuvieron esa apreciación del rol que debía jugar el BCV en la economía venezolana. Sin embargo, un punto de inflexión importante lo representó la Ley del BCV de diciembre de 1992. En el artículo 2° de esa ley, aparte de agregar una oración referida a asegurar la continuidad de los pagos internacionales del país, se conserva el objetivo de alcanzar la estabilidad de precios como el más importante de la política monetaria. Pero tal vez el aspecto más novedoso es el relativo a la autonomía del BCV para llevar a cabo la política monetaria, el cual se inscribe dentro de la tendencia mundial que privilegia la necesidad de contar con una institución especializada que pueda actuar con plena independencia en la consecución de su objetivo.

Lo que era un principio circunscrito a una ley se transformó en mandato más estricto por cuanto la Constitución Nacional, vigente desde el 24 de marzo de 2000, en su artículo 318 consagra que: "El objeto fundamental del Banco Central de Venezuela es lograr la estabilidad de precios y preservar el valor interno y externo de la unidad monetaria". Para el cumplimiento de este precepto, la Constitución dio un paso adelante al especificar que el BCV es el ente encargado de formular y ejecutar la política monetaria y participar en el diseño de la política cambiaria.

El largo camino recorrido hacia la definición de la estabilidad de precios como el fin último de la política monetaria expresa los avances teóricos que han ocurrido en materia de política monetaria y desarrollo institucional, donde cada vez más se considera que los institutos emisores deben establecer de manera clara, precisa y transparente su objetivo como una forma de convencer a los agentes económicos del compromiso firme de cumplir con las metas propuestas.

Por tanto, dilucidar los determinantes de la inflación resulta muy importante para el BCV y especialmente para un adecuado diseño de la política monetaria. Ahora bien, esa comprensión se dificulta por la diversidad de variables que inciden en el comportamiento de los precios y por los frecuentes *shocks* externos e internos a los cuales está expuesta la economía venezolana.

Desafortunadamente, los artículos técnicos sobre la inflación en Venezuela no son abundantes; por ello, en el BCV se han acentuado los esfuerzos por indagar con más detalle aquellas regularidades empíricas que dan cuenta del crecimiento del nivel de precios y las investigaciones de naturaleza empírica que se han adelantado intentan aplicar técnicas de estimación avanzadas según el desarrollo de la econometría.

Este libro intenta sistematizar un conjunto de artículos sobre la inflación en Venezuela, elaborados principalmente en el BCV durante los últimos cinco años. Para fines exclusivamente de presentación, el texto se ha organizado en tres capítulos: en el primero de ellos se consideran los elementos que, según los estudios, afectan la tasa de inflación en Venezuela, al tiempo que se profundiza en el análisis de una

característica saliente del proceso inflacionario venezolano: la persistencia de la inflación y su tardanza en converger a los niveles internacionales. En el segundo capítulo se tratan aspectos metodológicos relacionados con mediciones de la tasa de inflación, como son los casos de la inflación subyacente y el núcleo inflacionista, donde se excluyen los factores volátiles de la misma. Finalmente, se aborda lo referente a los efectos de la inflación. En particular, se evalúa la incidencia de la inflación sobre el crecimiento económico, el desempleo y los índices de pobreza, destacándose el efecto deletéreo de altas y variables tasas de inflación sobre el crecimiento, el nivel de empleo y la pobreza.

Con este aporte que hace el BCV se intenta contribuir al estudio de uno de los problemas más severos que ha enfrentado la economía venezolana durante las décadas de los ochenta y noventa y, en cierta medida, saldar una deuda con la sociedad venezolana al poner a la disposición del público parte de la producción técnica del Instituto.

José Guerra

Caracas, agosto de 2001



---

## Capítulo I

### **Determinantes de la inflación**



José Guerra  
Víctor Olivo  
Gustavo Sánchez

## **El proceso inflacionario en Venezuela: un estudio con vectores autorregresivos**

### **INTRODUCCIÓN**

La historia inflacionaria de Venezuela es relativamente reciente. A partir de mediados de los setenta es cuando la tasa de inflación registra valores de dos dígitos, los cuales se domicilian en la estructura económica con singular persistencia después de 1984. Durante las décadas de los cincuenta y sesenta la inflación promedió 1,1 por ciento y 1,3 por ciento, respectivamente, tasas estas sustancialmente menores que las registradas por los principales países industrializados.

Con motivo del aumento de los precios del petróleo que tuvo lugar en 1974, la economía venezolana experimentó un pronunciado incremento del gasto público, particularmente el dirigido a los bienes no transables, lo que si bien se expresó en presiones inflacionarias en estos bienes, las mismas fueron contenidas mediante una política de precios administrados y un esquema de subsidios a los principales renglones de la canasta de bienes y servicios de los consumidores. En la década de los setenta la inflación se situó en 7,6 por ciento, observándose en 1974 y 1979 por primera vez tasas por encima de dos dígitos: 11,8 por ciento y 20,4 por ciento, respectivamente.

No obstante este comportamiento de los precios, la información reportada en el cuadro 1 permite concluir que desde la década de los ochenta el crecimiento de los precios comienza a manifestarse de forma sostenida en la economía venezolana. En esta década la inflación promedio fue 19,4 por ciento y se incrementó hasta 47,4 por ciento durante la década de los noventa.

Cuadro 1

**Comportamiento de la tasa de inflación**

	Promedio de la tasa de inflación (%)	Desviación típica del promedio de la tasa de inflación
1950-1959	1,3	1,9
1960-1969	1,4	1,1
1970-1979	6,0	3,2
1980-1989	19,4	16,2
1990-1999	47,4	22,0

Conjuntamente con el ascenso de la inflación en Venezuela se destaca su mayor volatilidad, fenómeno característico de los procesos inflacionarios catalogados como intermedios. Según la desviación típica, el proceso inflacionario se tornó más inestable durante las décadas de los ochenta y noventa, lo que se corresponde con una regularidad empírica según la cual el aumento de la inflación está acompañado de mayor variabilidad.

Conviene resaltar que la aceleración inflacionaria observada ha ocurrido en un contexto donde los controles de precios han sido utilizados intensivamente durante períodos prolongados, en particular en la segunda mitad de los setenta y durante la década de los ochenta.

Si bien la inflación en Venezuela registra tasas moderadas en comparación con los episodios inflacionarios que se han manifestado en América Latina, su tendencia a acelerarse constituye un hecho preocupante que merece ser estudiado para determinar sus posibles causas y, consecuentemente, sugerir medidas de política pertinentes para combatirla.

En este trabajo se analizan los determinantes de la inflación a partir de un modelo con vectores autorregresivos (VAR) irrestricto con mecanismo de corrección de errores (MCE), incorporando variables de demanda (fiscales y monetarias) y de costos (salarios, tipo de cambio e inflación internacional).

En la primera parte se describen los aspectos más resaltantes de algunos trabajos que han abordado el tema de la inflación en Venezuela. Se presentan estudios de naturaleza empírica y de índole descriptiva, no obstante ser los primeros los que permiten realizar una evaluación cuantitativa, tanto de sus resultados como de la técnica utilizada.

En la segunda parte se discute, sin entrar en un tratamiento sofisticado, la metodología de los vectores autorregresivos con corrección de errores aplicada en este estudio. En particular, se exponen las nociones fundamentales de estacionaridad, causalidad de Granger, cointegración, funciones de impulso-respuesta y descomposición de varianza. Asimismo se describen en esta parte las variables que integran el modelo.



La tercera parte trata los resultados y el análisis de estimar un conjunto de modelos VAR, en los cuales se incorporan variables de demanda y de costos. Finalmente, en la última parte se exponen las principales conclusiones del trabajo y se dejan abiertos algunos interrogantes para líneas futuras de investigación y de prescripción de políticas, que en virtud de los objetivos y concepción del trabajo no pueden ser respondidas en esta oportunidad. En el anexo metodológico se explican las principales técnicas utilizadas en este estudio.

### **ALGUNOS ESTUDIOS SOBRE LA INFLACIÓN EN VENEZUELA**

Diversos autores han tratado de explicar empíricamente el fenómeno inflacionario en Venezuela. No obstante, de estas investigaciones se desprende la falta de consenso sobre los determinantes de la inflación doméstica.

Hausmann et al. (1983) a partir de un modelo de *mark-up* (margen) sobre los costos totales unitarios, en los cuales se incluyen los costos laborales más los costos de los bienes importados, obtiene especificaciones para las ecuaciones de inflación que reflejan la importancia de estos elementos de costo, conjuntamente con la tasa de margen. Adicionalmente, subyace en las distintas especificaciones, aunque no mencionada ni comentada por el autor, la existencia de inercia inflacionaria, en vista de la significación del primer rezago de los precios o de la tasa de inflación.

Modelos monetarios de inflación, tanto para economías cerradas como abiertas, fueron estimados por Rodríguez (1986), para el período 1952-1981 con datos anuales, y para 1970-1981 con datos trimestrales. Los resultados con datos anuales indican que el modelo monetario de economía cerrada explica muy deficientemente la inflación en Venezuela, toda vez que las variables monetarias no fueron significativas en la determinación de la variación de los precios. Las estimaciones para el modelo de economías abiertas sugieren que para el lapso 1969-1981, la inflación en Venezuela estuvo afectada, principalmente, por la inflación externa y por su propio componente inercial.

En un trabajo que intenta explicar los episodios inflacionarios de Chile, México y Venezuela, Edwards (1993) utiliza un modelo que contiene bienes transables y no transables para deducir una ecuación reducida de inflación, cuya estimación para el período 1970-1990 revela que la economía venezolana carecía de inercia inflacionaria hasta 1983. Después de 1983, Edwards encuentra la gestación de un proceso inercial, el cual asocia con el abandono del régimen de cambio fijo en febrero de 1983. El modelo formulado por Edwards fue reestimado por Zambrano (1994) y las conclusiones son similares a las halladas en el trabajo original.

Mediante el uso de vectores autorregresivos, Montiel (1994) intentó identificar los factores que explican la inflación en Venezuela. Las estimaciones para el período 1974-1990 con datos trimestrales sugieren que en la dinámica inflacionaria interviene un componente inercial como elemento fundamental, además del efecto de los precios de los bienes importados sobre los precios domésticos.

Más recientemente, Niculescu y Puente (1994), utilizando esta misma metodología pero incorporando un término para captar la relación de largo plazo, analizan el período 1989-1993 con información mensual.

Los resultados de este estudio muestran que tanto la base monetaria como el tipo de cambio son los principales factores que influyen en el proceso inflacionario durante el lapso analizado. Dos aspectos resultan cuestionables de esta investigación. En primer lugar, la influencia del tipo de cambio es significativa pero con signo negativo, tal como se observa en la estimación del modelo y en la función de impulso-respuesta, por tanto la persistencia de su efecto en la descomposición de varianza no corresponde a la dirección correcta del efecto, desde el punto de vista teórico.

En segundo término, no parece apropiado descartar la inercia inflacionaria en vista de la alta significación del primer rezago de la inflación y la significativa contribución de la inflación pasada en la inflación corriente, según la descomposición de varianza.

Existe una diversidad de artículos que describen los rasgos esenciales del proceso inflacionario en Venezuela. La naturaleza de los planteamientos en ellos expuestos van desde los que consideran a la inflación como un fenómeno estrictamente monetario a los que identifican causas más complejas y diversas como, por ejemplo, las estructurales.

Antivero y Castellanos (1980) afirman que conjuntamente con los aspectos estructurales relacionados con las características del sector industrial y las imperfecciones del mercado, los factores de la dinámica monetaria y de la oferta y la demanda determinan el comportamiento de los precios en Venezuela. No obstante estos elementos, afirman que inmediatamente después del *boom* petrolero de mediados de los setenta, ha sido el acelerado crecimiento del gasto público, originado en la exportación petrolera, el único aspecto adicional relevante sobre el proceso inflacionario. Según estos autores, dos elementos esenciales que han influido en la evolución de los precios son la inflación importada y el elevado nivel de ganancias, dada la cartelización de la economía.

Lovera (1986) argumenta que en el fondo del proceso inflacionario venezolano subyace la potencial brecha de demanda agregada sobre la oferta agregada. Con anterioridad al primer *boom* petrolero de 1974, esa brecha no se manifestó en una alza de precios, debido a la alta capacidad para importar y la relativa estabilidad de precios internacionales.

Entre 1974 y 1977, años de importante aceleración inflacionaria, la economía registró un impresionante crecimiento de la demanda agregada real que excedió con creces la capacidad de respuesta de la oferta agregada. Durante el período señalado, la evolución de los precios estuvo determinada por la expansión de la demanda real, la inflación importada y los crecientes costos salariales.

Lovera aduce que el ingreso petrolero, al otorgar una alta capacidad para importar, le ha permitido a la economía venezolana contar con una eficiente herramienta antiinflacionaria. Esta afirmación merece un análisis más detallado, por cuanto la

aludida capacidad para importar está asociada, igualmente, a fuertes expansiones del gasto nominal y de la oferta monetaria, lo que parece sugerir que el régimen cambiario pudiese influir determinadamente en la configuración del proceso inflacionario.

Finalmente, Márquez (1991) expone que la inflación es un fenómeno monetario causado por la expansión de la cantidad de dinero más allá del crecimiento de la oferta real. Márquez argumenta que la baja inflación venezolana hasta 1973 fue resultado del régimen de tipo de cambio fijo y la estabilidad monetaria existente hasta entonces. En su trabajo sobresalen como causas de la inflación en Venezuela la inestabilidad de los precios internacionales y los efectos del primer *boom* petrolero que comprometió la gestión fiscal. Considera que desde mediados de 1986 la inflación se debe al exceso de demanda presente en la economía.

Como se infiere de los trabajos comentados, existe una gama muy variada de aparentes causas de la inflación. Cuando estos factores explicativos se someten a pruebas empíricas, los resultados suelen ser, en algunos casos, contrarios a los esperados, según una visión intuitiva del problema. De ahí la importancia de que sean las propias series temporales de las variables las que en definitiva expresen la información en ellas contenidas sobre los determinantes de la inflación.

## **METODOLOGÍA Y VARIABLES RELEVANTES**

### **Modelos VAR**

La utilización de modelos macroeconómicos de gran escala, basados en el enfoque tradicional, tiene como uno de sus fundamentos la interdependencia de las variables económicas con el propósito de plantear un sistema de ecuaciones que dentro del contexto de la teoría económica describa el comportamiento de la economía. En este sentido, las especificaciones de las funciones deben satisfacer un conjunto de requisitos, a fin de obtener resultados válidos de acuerdo con los principios de la inferencia estadística utilizados para la estimación y evaluación de modelos económicos.

En particular, en adición a los conocidos supuestos del modelo lineal general, los modelos simultáneos a gran escala requieren de la imposición de algunas restricciones a priori sobre algunas de las ecuaciones del sistema, basadas en la teoría económica. Estas restricciones hacen posible la obtención de los parámetros del sistema estructural mediante los estimados a través de la forma reducida (problema de identificación). De igual forma, el orden de causalidad entre las variables del sistema está basado en las restricciones impuestas por la teoría económica, lo que permite clasificar las variables en endógenas y exógenas.

Otro aspecto importante del enfoque tradicional es el referido a la constancia de los parámetros del modelo, los cuales, a su vez, se consideran estructuralmente invariantes, en el sentido de no estar afectados por posibles cambios que influyen sobre las variables exógenas.

Esta supuesta invariabilidad estructural de los parámetros dio lugar a la conocida crítica de Lucas (1976) a los modelos macroeconómicos como herramienta para simular los efectos de los cambios de políticas asociados a las variables exógenas sobre las variables endógenas.

Un cuestionamiento importante a los modelos estructurales surgió en 1980 con el trabajo clásico de Sims (1980), donde se planteó el problema de la «identificación increíble» que resulta de incorporar restricciones a priori en los modelos, basadas en la teoría económica, con el objeto de garantizar la solución matemática.

En este orden de ideas, Sims formuló una especificación «ateórica», en la cual se consideran endógenas todas las variables de un modelo econométrico. Esta formulación constituye una generalización y el paso de los modelos autorregresivos uniecuacionales a modelos autorregresivos multiecuacionales, en los cuales se especifica para cada una de las variables de un vector una ecuación en función de los rezagos de los propios componentes de ese vector.<sup>1</sup>

En un modelo especificado de esta forma se pueden utilizar los mínimos cuadrados ordinarios, ya que producen estimadores consistentes, debido a que en el modelo las variables explicativas para cada una de las ecuaciones son predeterminadas para el período  $t$ . De esta forma el modelo no requiere la imposición de restricciones a priori para alcanzar la identificación.

La preferencia por este enfoque radica en que:

1. Los modelos VAR, los cuales representan la forma reducida de un modelo estructural, permiten incorporar elementos dinámicos sin necesidad de especificar el modelo econométrico estructural subyacente. Esta característica resulta especialmente útil cuando las economías han estado expuestas a *shocks* que debilitan la capacidad explicativa y predictiva de los modelos estructurales.
2. Los modelos VAR, en general, han probado ser eficientes como herramientas de proyección e, inclusive, durante la década de los setenta y principios de los ochenta mostraron mejor capacidad predictiva que los modelos macroeconómicos (Charemza y Deadman, 1992).

No obstante sus reconocidas bondades, los modelos VAR están sujetos a ciertas limitaciones. Se ha señalado que su especificación ateórica constituye una debilidad en la medida en que no permite visualizar los mecanismos a través de los cuales se transmiten los efectos de una variable sobre las otras. Adicionalmente, con el propósito de analizar la sensibilidad de las variables ante *shocks* en el sistema mediante el empleo de las funciones de impulso-respuesta, se hace necesario determinar un ordenamiento basado en relaciones de causalidad, las cuales no son fácilmente identificables. Esto es importante por cuanto, como se explica en el apéndice metodológico, ordenamientos

1\_\_\_\_Ver apéndice metodológico.

diferentes de las variables pudieran dar lugar a resultados susceptibles de interpretaciones distintas en las funciones de impulso-respuesta.

Finalmente, los modelos VAR requieren de un número elevado de observaciones, ya que su naturaleza simultánea y su estructura de rezagos demandan la estimación de un gran número de parámetros. Igualmente, la estimación del sistema puede ser sensible al número de rezagos seleccionado.

En esta investigación se utilizará un modelo con vectores autorregresivos (VAR) que incluye la relación de largo plazo entre las variables relevantes a través del método de cointegración.

### **Estacionaridad**

Uno de los supuestos esenciales para la validez de la inferencia estadística en el análisis de regresión lo constituye la estacionaridad del término perturbación.

Una serie de tiempo es débilmente estacionaria cuando su media, varianza y covarianza son constantes en el tiempo.

Como ha sido ampliamente documentado (Nelson y Plosser, 1982; Guerra, 1995, para el caso venezolano), la mayoría de las series económicas presenta una tendencia estocástica en el tiempo. Debido a este comportamiento de las series, las regresiones realizadas en los niveles de las variables tienden a mostrar la existencia de relaciones entre ellas, cuando en realidad su vinculación obedece al componente tendencial común a las variables del modelo. Este fenómeno fue identificado empíricamente por Granger y Newbold (1974) con el nombre de regresiones espúreas. Posteriormente, Phillip (1986) formalizó una teoría asintótica que validó los hallazgos de Granger y Newbold.

En virtud de los argumentos expuestos, la metodología econométrica moderna demanda el estudio individual de cada serie de tiempo incluida en un modelo, con el objeto de determinar si las series son estacionarias o necesitan ser transformadas para alcanzar la estacionaridad. Normalmente, estas transformaciones consisten en tomar el logaritmo de la serie y posteriormente diferenciarlas hasta hacerlas estacionarias. El número de veces en que la serie es diferenciada establece su orden de integración, de tal manera que se define a una serie como integrada de orden  $n$  si requiere ser diferenciada  $n$  veces para convertirla en un proceso estacionario.

Para la detección de la estacionaridad de las series, en este trabajo se emplean la inspección visual de sus gráficos y los tests de Dickey-Fuller.

### **Cointegración**

Un concepto relativamente reciente en la econometría moderna es el de la cointegración (Engle y Granger, 1987), el cual consiste en la obtención de una relación estadística que, en promedio, asocia el comportamiento de las variables durante el período de estudio.

Dos o más series económicas están cointegradas, es decir, existe una relación de largo plazo entre ellas, cuando puede obtenerse una relación de equilibrio que, en promedio, se mantiene a lo largo de un lapso determinado.

Esta vinculación de largo plazo se alcanza mediante el uso de técnicas de regresión donde, a pesar de incorporar las variables en niveles, se obtiene una combinación lineal que origina una serie estacionaria.

Para la determinación de la relación de largo plazo, en este trabajo se emplea la técnica desarrollada por Johansen (1988), basada en la estimación de un modelo VAR por máxima verosimilitud con información completa, para obtener el número de posibles relaciones de equilibrio de largo plazo, así como su especificación.

### **Variables del modelo**

Para el estudio de la inflación en Venezuela con la técnica de los modelos VAR se utilizan datos trimestrales para el período 1984-1994. Esta escogencia se fundamentó en el hecho de que la inflación registra una significativa y persistente aceleración desde el comienzo de la década de los ochenta. Adicionalmente, en ese mismo período se observa mayor variabilidad del tipo de cambio nominal, lo cual hace necesario contrastar la posible influencia de esta variable sobre la inflación.

Es conveniente destacar que la disponibilidad de datos es otro elemento que apoya la selección del período anteriormente señalado. En particular, debe mencionarse las serias limitaciones que se presentan para obtener cifras consistentes y con la periodicidad requerida sobre el área fiscal y laboral con anterioridad a 1984.

Las variables que conforman el modelo han sido seleccionadas de acuerdo con la influencia que se supone tienen sobre la inflación los factores monetarios, fiscales y de costo, este último captado a través del tipo de cambio, la inflación internacional y los costos laborales.

**La inflación:** la tasa de inflación se obtiene a partir de la variación puntual del índice de precios al consumidor (IPCP) del área metropolitana de Caracas.

**Variables monetarias:** en el estudio se utilizaron distintos agregados partiendo de los más restringidos, como la base monetaria M1 y al más amplio M2.

**Variables fiscales:** en este caso se probaron diferentes variables que captan el impacto de la política fiscal sobre los precios. Específicamente, se efectuaron pruebas con el gasto agregado del sector público en términos nominales (gasto de consumo e inversión), el déficit financiero global del sector público, tanto en términos absolutos como en relación con el PIB, y con el déficit interno como fracción del PIB.

**Variables de costo:** como variables que reflejan el costo de los insumos y materias primas importadas se han seleccionado el tipo de cambio nominal promedio ponderado de los mercados libre y controlado para el período en que existieron tipos de cambio múltiples y el precio en moneda nacional de los bienes importados, obtenido como el producto del índice de tipo de cambio nominal multiplicado por el

índice de valor unitario de las importaciones de los cinco principales socios comerciales de Venezuela (Estados Unidos, Alemania, Japón, Italia y Colombia). Alternativamente, se utilizó una serie que considera el tipo de cambio del mercado libre para el lapso de vigencia del control cambiario entre 1983 y 1988.

En lo relativo a los costos laborales, en ausencia de datos confiables sobre salarios medios, se emplea el ingreso mensual usual (salario, jornales y comisiones) de los trabajadores, según cifras de la Oficina Central de Estadística e Informática (OCEI). Los costos laborales captan adecuadamente la dinámica de los costos variables de producción en el corto plazo.

## **ESTIMACIÓN Y ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS**

Antes de estimar el modelo, cada una de las series fue analizada con el objeto de determinar si las mismas son estacionarias. Asimismo se efectuaron pruebas con el objeto de precisar la causalidad de Granger entre las variables integrantes del modelo.

### **Estacionaridad de las series**

Para estudiar la estacionaridad (el grado de integración) de las series utilizadas en este trabajo, se analizaron los gráficos de las series y se emplearon los tests de Dickey-Fuller, cuyos resultados se aprecian en el cuadro 2.

En el gráfico 1 se advierte que, con excepción del déficit interno como porcentaje del PIB, el resto de las series exhibe una clara tendencia en los niveles de las variables. Por otra parte, en el gráfico 2 se observa un comportamiento que se asemeja a las series estacionarias con fluctuaciones en torno a la media. Esta apreciación fue corroborada con la aplicación de los tests de Dickey-Fuller, según lo reportado en el cuadro 2.

Un comentario especial merece el comportamiento de la inflación observada en el panel izquierdo superior del gráfico 2. En particular, los niveles de esta variable parecen oscilar alrededor de valores promedio diferentes cuando establecemos la comparación entre el período que antecede al *shock* del primer trimestre de 1989, con respecto al resto del período en estudio. Este cambio en el nivel promedio pareciera indicar la no estacionaridad de la tasa de variación de los precios; sin embargo, recientemente ha sido planteado en la literatura sobre raíces unitarias, la posible presencia en los procesos estocásticos de un componente determinístico que puede generar cambios en la tendencia central de series estacionarias para períodos distintos.

Gráfico 1  
Niveles de las variables

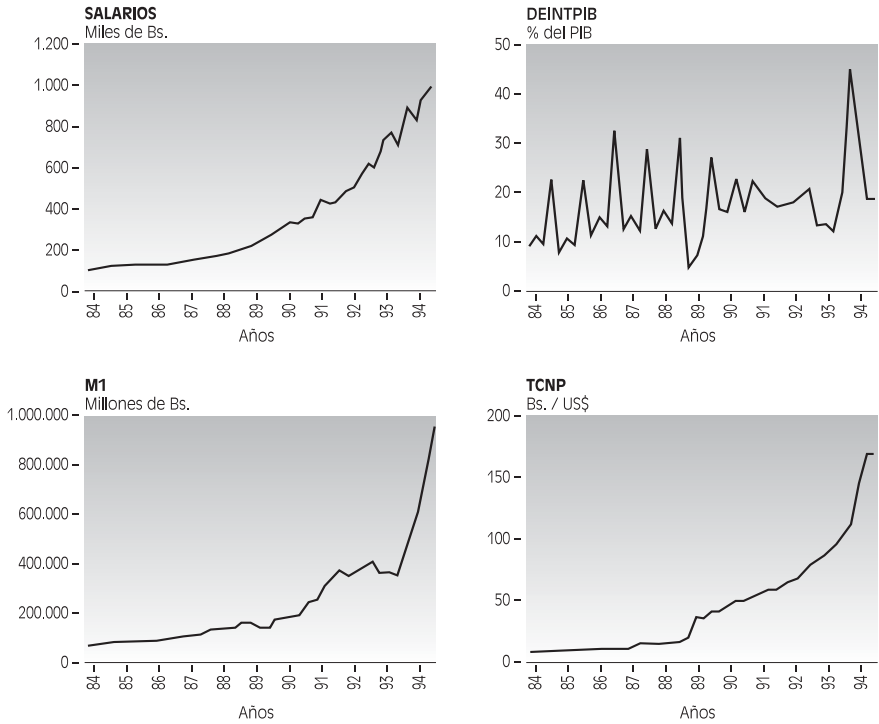
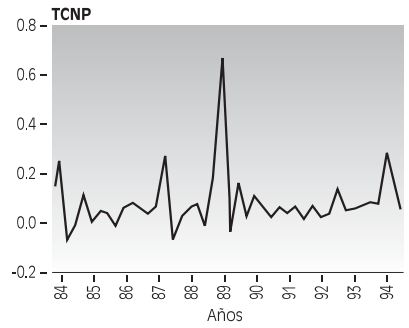
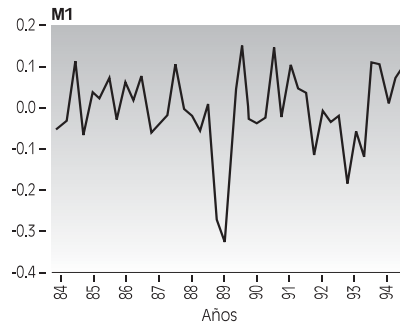
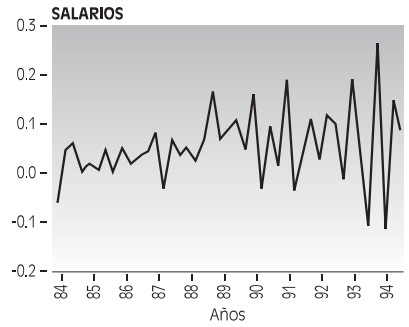
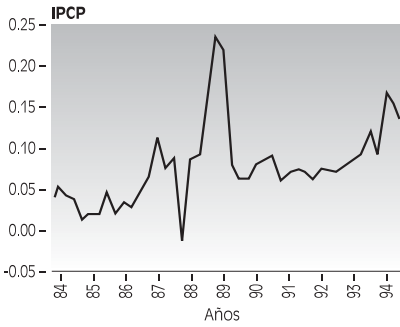




Gráfico 2

Tasas de variación de las variables



Cuadro 2

**Determinación del grado de integración mediante los tests de Dickey-Fuller (a)**

Variables (b)	Grado de integración
Índice de precios al consumidor (IPCP)	I (1)
<b>Variables monetarias</b>	
Base monetaria (BM)	I (1)
M1	I (1)
M2	I (1)
<b>Variables fiscales</b>	
Gasto agregado nominal (g)	I (1)
Déficit fiscal global (DEFFIS)	I (0)
DEFFIS/PIB (DEFPIB)	I (0)
Déficit interno/PIB (DEINTPIB) (c)	I (0)
<b>Variables de costo</b>	
Tipo de cambio nominal promedio (TCNP)	I (1)
Tipo de cambio nominal libre (TCL)	I (1)
Salarios (SALARIO)	I (1)
Precio en moneda nacional de bienes importados (PDIMP)	I (1)

(a) I (0): Indica que la variable es estacionaria en niveles

I (1): Indica que la variable es estacionaria en primera diferencia

(b) Con la excepción del déficit, el déficit como porcentaje del PIB y el déficit interno como porcentaje del PIB, todas las variables están expresadas en logaritmos

(c) El déficit interno está referido a la gestión fiscal interna, es decir, a la diferencia entre gasto interno, excluyendo petróleo y los ingresos internos, deducido el componente petrolero. Lo correcto hubiese sido separar el componente rentístico del productivo en la actividad petrolera, pero la disponibilidad de los datos dificultó tal cometido

## Causalidad de Granger

La causalidad de Granger permite una primera aproximación respecto al grado de exogeneidad de las series de tiempo dentro de un sistema simultáneo.

Existe causalidad en el sentido de Granger cuando la información contenida en los rezagos de una variable es relevante en la explicación de la variable dependiente. La variable X causa en el sentido de Granger a la variable Y, si la incorporación de los rezagos de X en una ecuación de regresión para Y mejora la capacidad predictiva del modelo.<sup>2</sup> En este sentido, la causalidad de Granger es solamente una proxy de una relación causa-efecto, ya que la prueba estadística realmente sugiere una relación de precedencia.

2. Maddala (1993).

Tomando en consideración que la prueba de causalidad de Granger implica la selección de una determinada estructura de rezagos, previamente se determinó, con base en criterios de información estadísticos, la estructura más apropiada de retardos. Además de los criterios de información de Akaike y Schwartz, que son los más comúnmente utilizados, se calcularon los propuestos por Amemiya, Mallow y Hocking. Los resultados obtenidos en la determinación de los retardos al aplicar los criterios de información para la causalidad de Granger se resumen en el cuadro 3.

Cuadro 3

**Números de rezagos apropiados para los tests de causalidad de Granger (a)**

Relación variable dependiente/independiente	No. de rezagos
DIIPCP/DITCN	2 y 8
DIITCN/DIIPCP	8
DIIPCP/DIG	2
DIG/DIIPCP	6
DIIPCP/DEFFIS	2
DEFFIS/DIIPCP	2 y 8
DIIPCP/DEFPIB	2 y 6
DEFPIB/DIIPCP	2
DIIPCP/DIM1	2
DIM1/DIIPCP	8
DIIPCP/DIM2	2
DIM2/DIIPCP	2 y 4
DIIPCP/DIBM	2
DIBM/DIIPCP	4
DIIPCP/DIPDIMP	2 y 6
DIPDIMP/DIIPCP	2

(a) La variable antecedida del prefijo DI, representa la primera diferencia del logaritmo de la serie

Con base en el número de rezagos anteriormente determinado se realizaron los correspondientes tests de causalidad de Granger, cuyos resultados se exponen en el cuadro 4.

Cuadro 4

**Pruebas de causalidad de Granger**

Hipótesis nula	Estadístico F	Probabilidad
TCNP no causa IPCP	1.007	0.458
IPCP no causa TCNP	0.226	0.9821
* G no causa IPCP	4.371	0.017
* IPCP no causa G	2.109	0.07
* DEFFIS no causa G	2.648	0.084
IPCP no causa DEFFIS	0.379	0.919
* DEINTPIB no causa IPCP	5.901	0.006
IPCP no causa DEINTPIB	0.63	0.538
* M1 no causa IPCP	4.71	0.013
IPCP no causa M1	0.935	0.501
* M2 no causa IPCP	2.909	0.064
* IPCP no causa M2	5.664	0.006
* BM no causa IPCP	2.328	0.108
* IPCP no causa BM	2.923	0.031
PDIMP no causa IPCP	0.0725	0.93
IPCP no causa PDIMP	0.592	0.557
* SALARIO no causa IPCP	6.30	0.004
IPCP no causa SALARIO	0.747	0.480

\* Se rechaza la hipótesis nula y, por tanto, existe causalidad en el sentido de Granger

De la información contenida en el cuadro 4 se desprenden los siguientes resultados:

- No se observa una relación de causalidad entre el tipo de cambio nominal y la inflación para el período completo. No obstante, pruebas realizadas (no reportadas) para el período de mayor flexibilidad cambiaria comprendido entre el segundo trimestre de 1989 y el tercer trimestre de 1994 sugieren la existencia de causalidad desde el tipo de cambio hacia la inflación.
- El gasto público y la inflación presentan una relación de causalidad bidireccional.
- En el caso del déficit fiscal, tanto en su magnitud absoluta como relativa (como fracción del PIB), la evidencia indica que estas variables pueden considerarse fuertemente exógenas<sup>3</sup> en la explicación del IPCP, debido a que la relación de causalidad está presente exclusivamente desde el déficit fiscal hacia el IPCP. Esto es importante por cuanto la estimación de un sistema de ecuaciones donde estén presentes estas variables no requiere la especificación simultánea entre déficit e IPCP.
- Similarmente, para el caso de M1, se concluye que esta variable es fuertemente exógena para el IPCP, toda vez que la causalidad se presenta en una sola dirección.

3. Si la variable Y es explicada por X, y tanto los valores corrientes como los rezagados de Y no explican a X, entonces X es fuertemente exógena para Y.

- e. Los agregados M2 y base monetaria mantienen relaciones de causalidad bidireccional con el IPCP.
- f. No hay evidencia de causalidad entre los precios de los bienes importados en moneda nacional y la inflación para el período completo. Sin embargo, al igual que para el tipo de cambio, se constató la presencia de causalidad de esta variable sobre el IPCP para el período donde el tipo de cambio fue más flexible.
- g. Finalmente, se verifica una relación de causalidad desde los salarios hacia los precios, lo cual sugiere que los salarios son fuertemente exógenos respecto al IPCP.

En vista del impacto monetario de las variables fiscales, se consideró apropiado evaluar la causalidad entre ellas, una vez seleccionado el número de rezagos pertinente para los tests de causalidad. Los resultados del cuadro 5 muestran que:

- a. Los agregados más restringidos (M1 y BM) presentan relaciones de causalidad con el gasto, aunque solamente en el caso de M1 la relación es bidireccional.
- b. El resto de las variables fiscales y monetarias no muestran relaciones de causalidad.

Las estimaciones anteriores sugieren que en el modelo VAR sería aconsejable combinar las variables fiscales y monetarias que no muestren relaciones de causalidad para evitar los problemas asociados con la multicolinealidad.

Cuadro 5

**Causalidad de Granger entre variables fiscales y monetarias**

Hipótesis nula	Estadístico F	Probabilidad
* G no causa M1	2.394	0.0364
* M1 no causa G	2.606	0.024
G no causa M2	1.773	0.117
M2 no causa G	1.625	0.154
G no causa BM	1.326	0.264
* BM no causa G	2.513	0.037
DEINTPIB no causa M1	0.74	0.657
M1 no causa DEINTPIB	1.108	0.40
DEINTPIB no causa M2	0.251	0.78
M2 no causa DEINTPIB	0.137	0.872
DEINTPIB no causa BM	0.594	0.578
BM no causa DEINTPIB	1.576	0.22
DEFFIS no causa M1	1.641	0.18
M1 no causa DEFFIS	1.469	0.233
DEFFIS no causa M2	1.235	0.333
M2 no causa DEFFIS	1.73	0.156
DEFFIS no causa BM	0.224	0.80
BM no causa DEFFIS	1.471	0.232

\* Se rechaza la hipótesis nula y, por tanto, existe causalidad en el sentido de Granger

Con el propósito de complementar el análisis de las series, se efectuaron tests de causalidad (no reportados) entre las variables fiscales y monetarias con el tipo de cambio. En términos generales, hay evidencia en favor de una relación de causalidad desde las variables fiscales, gasto, déficit total y déficit como porcentaje del PIB, hacia el tipo de cambio nominal. Para el caso de los agregados monetarios no se observó una evidente relación de causalidad con el tipo de cambio. No obstante, en el caso de la base monetaria se aprecia cierta causalidad, aunque la misma es débil.

### **Estimación de la relación de largo plazo (cointegración)**

Determinado el orden de integración de las variables y la causalidad de Granger, la fase siguiente consiste en derivar la relación de largo plazo entre las variables objeto del estudio, la cual será incorporada en el modelo VAR a través del mecanismo de corrección de errores (MCE).

La estimación de la relación de largo plazo para Venezuela produjo el siguiente resultado:

$$\text{LIPCP} = 1.2877 \text{ LM1}$$

donde:

LIPCP = Logaritmo del índice de precios

LM1 = Logaritmo de M1

Debe destacarse que debido a que el grado de integración de la variable déficit interno como fracción del PIB es I(0), no fue posible su inclusión en la relación de cointegración.

Adicionalmente, tanto la variable SALARIO como el tipo de cambio nominal promedio y el precio en moneda nacional de los bienes importados resultaron irrelevantes para la relación de equilibrio de largo plazo.

La inclusión solamente de una parte de las variables presentes en un modelo en la ecuación de cointegración ha sido utilizada en algunas investigaciones sobre la demanda de dinero (Ericsson y Hendry, 1991; Muscatelli y Hurn, 1992).

### **Resultados del modelo VAR**

Con el propósito de tomar en consideración los efectos de las variables fiscales, monetarias y de costo sobre la inflación, se intentó estimar un modelo completo que considerara explícitamente los impactos de esas variables. No obstante, con tal especificación no fue posible obtener un buen ajuste debido a la colinealidad entre DEINTPIB y DIM1, reflejada en el elevado coeficiente de correlación entre ellas (0,60)<sup>4</sup>. Por esta razón se estimó un conjunto de modelos que expresan la influencia de las variables de

4. Este coeficiente de correlación es alto, tomando en cuenta que DIM1 y DEINTPIB corresponden a transformaciones de las variables originales.

costo a través del tipo de cambio y los salarios, así como también las variables de demanda expresadas en un caso por DEINTPIB y en otro caso por M1. Al respecto, se consideró la estructuración y estimación de dos sistemas VAR con cada una de estas variables por separado, a su vez el modelo que incorpora DEINTPIB se estimó utilizando alternativamente el TCNP o el TCL, toda vez que la especificación que incluye DEINTPIB resultó ser más congruente desde el punto de vista econométrico que la que incorpora DIM1.

Se estimaron los sistemas VAR con las variables debidamente transformadas para alcanzar la estacionaridad. En ambos sistemas se incorporó el término de corrección de errores (MCE) resultante de la relación de largo plazo entre dinero e inflación.

El modelo que mostró los mejores resultados es el que incluye la inflación, el déficit fiscal interno como porcentaje del PIB, los salarios y el tipo de cambio nominal. Se utilizaron variables artificiales para captar la deflación del primer trimestre de 1988 (D88Q1), la modificación del régimen cambiario en 1989 (D89Q1) y la crisis financiera de 1994 (D94).

Con el objeto de determinar el orden apropiado de rezagos para los sistemas VAR se aplicaron los criterios de Akaike y Schwartz, los cuales dieron como resultado una estructura de retardo de orden 3.

### **Resultados del modelo VAR que incluye IPCP, SALARIO, DEINTPIB y TCNP**

No obstante que los coeficientes de un modelo VAR no pueden ser interpretados de la misma forma que los de un modelo estructural, debido a que ellos corresponden a una forma reducida, la dirección de los efectos respecto a cada una de las variables debe coincidir con lo esperado, según la teoría económica.

En el cuadro 6 se observa, en términos generales, que los signos de las variables explicativas concuerdan con lo sugerido por la teoría económica. En particular, el efecto global de los coeficientes asociados a los rezagos de la inflación, salarios y déficit son positivos y la variable que con mayor significación explica la inflación son sus propios rezagos. En lo que respecta al tipo de cambio, es notorio su pobre poder explicativo del proceso inflacionario para el período bajo estudio. Este resultado pudiera obedecer al hecho de que la variable utilizada correspondió al tipo de cambio promedio de los mercados libre y controlado, el cual estuvo muy influido por el elevado volumen de operaciones realizadas con tipo de cambio controlado hasta febrero de 1989, cuya cotización fue objeto de cambios esporádicos.

Tomando en cuenta la importancia que usualmente se le asigna a la inflación importada en la determinación de los precios domésticos, se construyó una serie que refleja el precio de los bienes importados en moneda nacional. Sin embargo, al igual que en el caso del tipo de cambio, su contribución fue estadísticamente no significativa.

### Funciones de impulso-respuesta:

El gráfico 3 ilustra la reacción de la inflación ante *shocks*, correspondientes a una desviación estándar, en las variables tipo de cambio, salario, déficit y los rezagos de la inflación.

Cuadro 6

#### Estimaciones del VAR

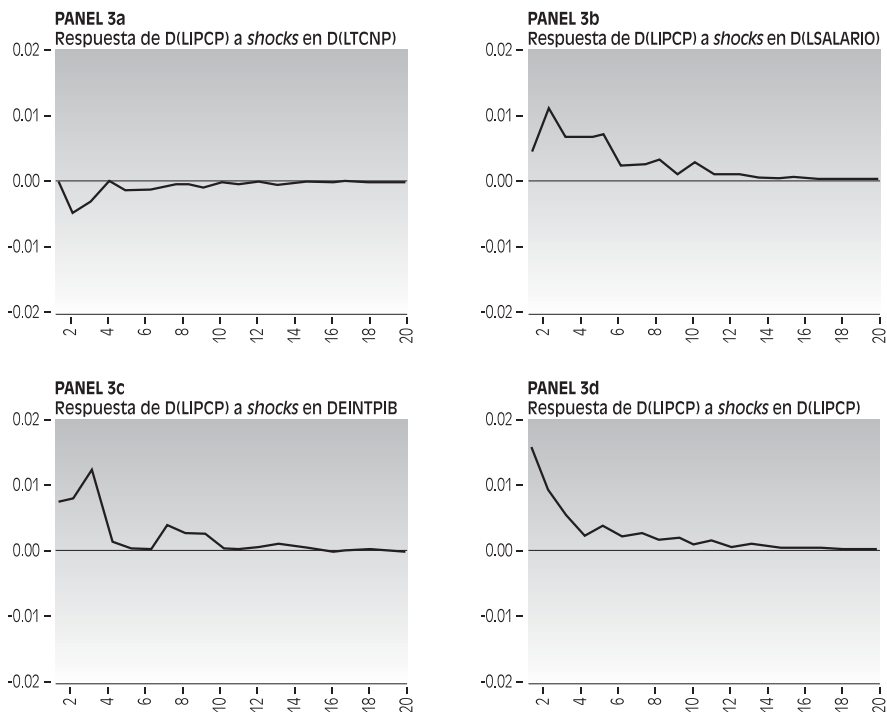
D(LIPCP)	DEINTPIB	D(SALARIO)	D(LTCNP)	
D(LIPCP(-1))	0.556513 (3.88236)	-0.279957 (-0.64041)	0.484089 (1.42672)	2.609781 (5.31074)
D(LIPCP(-2))	0.121641 (0.70504)	0.697532 (1.32570)	0.608779 (1.49069)	0.074722 (0.12633)
D(LIPCP(-3))	-0.198993 (-1,16144)	-0.414561 (-0,79340)	0.407144 (1.00393)	1.07642 (1.83262)
DEINTPIB(-1)	0.072517 (1.12660)	0.166809 (0.84976)	0.105153 (0.69015)	-0.258678 (-1,17225)
DEINTPIB(-2)	0.094972 (1.64377)	-0.180294 (-1,02323)	0.208469 (1.52434)	0.090234 (0.45556)
DEINTPIB(-3)	-0.132113 (-2,15562)	-0.3450113 (-1,84590)	0.013297 (0.09166)	-0.425444 (-2,02488)
D(SALARIO(-1))	0.20788 (2.60381)	-210477 (-0,86447)	-0.945434 (-5,0029)	0.224209 (0.81918)
D(SALARIO(-2))	0.209845 (1.88116)	0.141569 (0.41614)	-0.266076 (-1,00769)	-0.5199903 (-1,3595)
D(SALARIO(-3))	0.108976 (1.11208)	0.485053 (1.62308)	0.23069 (0.99456)	-0.651857 (-1,94039)
D(LTCNP(-1))	-0.077415 (-1,33548)	-0.041269 (-0,23344)	-0.164767 (-1,20082)	-0.724367 (-3,64505)
D(LTCNP(-2))	-0.009672 (-0,15521)	-0.075566 (-0,39764)	-0.130656 (-0,88581)	-0.274506 (-1,28499)
D(LTCNP(-3))	0.041294 (0.79650)	-0.003014 (-0,01906)	-0.055397 (-0,45142)	-0.184718 (-1,03931)
C	-0.811303 (-2,56495)	-0.102044 (-0,10579)	0.360052 (0.48090)	-0.515677 (-0,47556)
MCE (-2)	-0.085024 (-2,60630)	-0.033459 (-0,33631)	0.039777 (0.51512)	-0.058843 (-0,52615)
D89Q1	0.091778 (2.96759)	-0.147657 (-1,56554)	0.042262 (0.57731)	-0.116918 (-1,10275)
D89Q1	-0.10347 (-3,54871)	-0.055514 (-0,62431)	-0.063913 (-0,92605)	-0.21306 (-2,13151)
D94	0.042381 (2.52449)	0.102644 (2.00485)	-0.093532 (-2,35374)	-0.009586 (-0,16657)
R-Cuadrado	0.880411	0.534914	0.696342	0.744981
R-Cuadrado AJUSTADO	797218	0.211376	0.485102	0.567576
Criterio de Akaike	-7.238233	-5.00816	-5.514952	-4.774149
Criterio de Schwartz	-6.520459	-4.290387	-4.797178	-4.056376

Nota: Los valores en parentesis corresponden al estadístico t



Gráfico 3

## Funciones de impulso-respuesta de la inflación



En el panel 3a se observa la irrelevancia del tipo de cambio sobre la inflación, por cuanto el efecto de un *shock* sobre TCNP se sitúa en niveles muy cercanos a cero e, inclusive, toma valores negativos, contrariamente a lo esperado. El panel 3b refleja una influencia creciente durante los primeros dos trimestres de los salarios sobre la inflación, para luego comenzar a disminuir hasta virtualmente desaparecer a partir del noveno semestre. No obstante que la intensidad del efecto de innovaciones (*shocks*) en los salarios no es el de mayor magnitud, su influencia es la que más perdura en relación con perturbaciones ocurridas en las demás variables.

Como resultado de una innovación en el déficit interno, los precios se incrementan durante los primeros tres trimestres (panel 3c) para luego, a partir del cuarto trimestre, ubicar su efecto en niveles poco significativos. Nótese que a partir del cuarto trimestre el impacto del *shock* en DEINTPIB oscila por encima de cero, tomando valores positivos cada vez menores hasta desvanecerse. El efecto de la variación de precios respecto a un *shock* en la inflación es el de mayor intensidad y su incidencia permanece hasta el cuarto trimestre. Efectivamente, se observa (panel 3d) una declinación de cierta intensidad de este impacto que tiende a minimizarse sólo después

de cuatro trimestres de ocurrido el *shock*. Este resultado expresa alguna evidencia en favor de la presencia de un componente inercial en el proceso inflacionario venezolano. El grado de inercia hallado es menor al reportado para algunas economías con niveles más generalizados de indexación como los casos de México y Colombia, según Guerrero y Arias (1987), y Uribe (1994), respectivamente.

### *Descomposición de varianza*

La interpretación económica de la descomposición de varianza se corresponde con la magnitud de la importancia que, para el período bajo estudio, han ejercido las variables explicativas en la inflación, según el modelo estimado.

En el cuadro 7 se aprecia la descomposición de varianza de la inflación.

Cuadro 7

#### **Descomposición de varianza del pronóstico de inflación (ordenamiento utilizado: TCNP, SALARIO, DEINTPIB, IPC)**

Trimestre	Error estándar	Porcentaje de variación atribuible a			
		DIIPCP	DEINTPIB	DITCNP	DISALARIO
1	0.017	81,60	13,55	0,31	4,54
2	0.023	55,33	16,17	4,70	23,81
3	0.027	43,19	29,01	4,99	22,81
4	0.027	41,07	27,63	4,70	26,60
8	0.029	37,97	26,21	4,84	30,98
12	0.029	37,90	26,21	4,92	31,47

En términos generales, el error de pronóstico de la inflación está principalmente afectado por las propias innovaciones en la variación de precios. Este efecto refleja su mayor importancia en el primer trimestre cuando alcanza 81,60 por ciento del total y disminuye rápidamente para ubicarse en torno a 37 por ciento a partir del octavo trimestre de proyección.

En relación con el impacto del DEINTPIB, se aprecia una leve contribución durante los primeros dos trimestres. Este efecto se incrementa a partir del tercer trimestre, para finalmente estabilizarse alrededor de 26 por ciento.

La varianza del error de pronóstico de la inflación atribuido al tipo de cambio es insignificante para el período en estudio, alcanzando un máximo de 4,99 por ciento en el tercer trimestre.

Por último, el aporte de los salarios en la explicación del error de predicción de la inflación comienza con valores bajos, pero aumenta pronunciadamente a partir del segundo trimestre, para luego ubicarse aproximadamente en 31 por ciento del total de la variación del IPC.

## Resultados del modelo VAR que incluye IPCP, M1, SALARIO y TCNP

Para analizar en forma explícita la influencia del agregado monetario seleccionado (M1) se construyó un sistema VAR, incorporando los rezagos de esta variable, además de su influencia contemporánea captada por el MCE. Sus resultados se exponen seguidamente en el cuadro 8.

Cuadro 8

### Descomposición de varianza del pronóstico de inflación (ordenamiento: TCNP, SALARIO, M1 y IPC)

Trimestre	Error estándar	Porcentaje de varianza atribuible a			
		DIIPCP	DITCNP	DIM1	DISALARIO
1	0.019	79.09	0.31	14.99	5.64
2	0.025	62.93	6.95	9.86	20.26
3	0.026	59.08	6.94	12.61	21.37
4	0.026	57.71	6.86	12.29	23.14
8	0.027	54.21	6.82	13.51	25.46
12	0.027	53.93	7.07	13.66	25.34

De la información contenida en el cuadro 8 se desprende que son los propios retardos de la inflación y en menor medida el salario, los que en este modelo determinan la variación de los precios. La contribución del tipo de cambio en la explicación de la inflación no es importante, en tanto que la del agregado se centra en la relevancia del segundo rezago.

### Funciones de impulso-respuesta

Las funciones de impulso-respuesta correspondiente a este modelo (gráfico 4) apoyan los resultados anteriormente expuestos en relación con la notable influencia de la historia reciente de la inflación sobre sus valores corrientes, según se observa en el panel 4a. Asimismo el patrón observado respecto a las innovaciones en los salarios es parecida a la del modelo anterior, pero su efecto decae con mayor rapidez (panel 4b). Por otra parte, se advierte una leve influencia de un *shock* en el agregado monetario sobre la inflación con un patrón irregular que tiende a valores cercanos a cero después del cuarto trimestre, de acuerdo con el panel 4c. Finalmente, es evidente que las innovaciones en el tipo de cambio no son relevantes en el comportamiento de la inflación para el período de estudio, esto se aprecia en el panel 4d.

### Descomposición de varianza

El análisis de la descomposición de varianza del error de predicción de la inflación mostrados en el cuadro 9, enfatiza los resultados de las funciones de impulso-respuesta, toda vez que, después del cuarto trimestre, aproximadamente 54 por ciento del error de pronóstico de la inflación se explica por sus propias innovaciones. Las

innovaciones en los salarios representan alrededor de 25 por ciento, inmediatamente después del primer trimestre. Por último, los *shocks* correspondientes a M1 y TCNP representan niveles en torno a 13 por ciento y 7 por ciento, respectivamente, lo cual indica la menor contribución de estas variables en la explicación de los errores de pronóstico de la inflación.

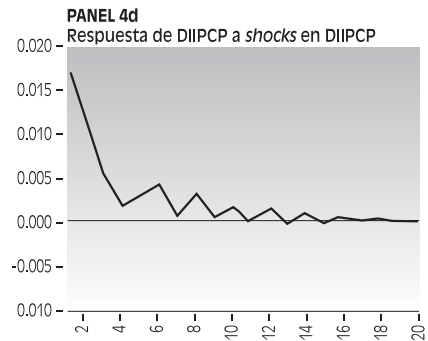
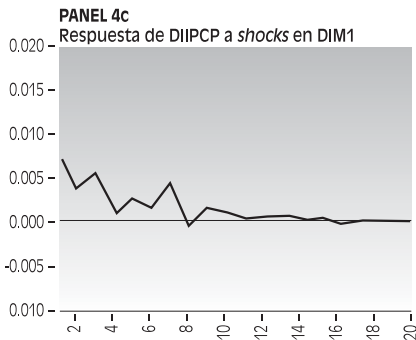
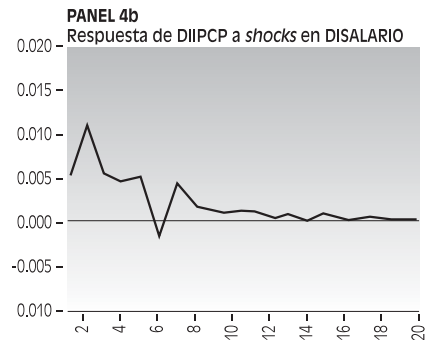
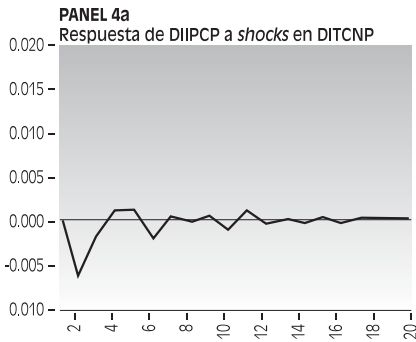
Cuadro 9

**Descomposición de varianza del pronóstico de inflación  
(ordenamiento: TCNP, SALARIO, M1, e IPC)**

Trimestre	Error estándar	Porcentaje de varianza atribuible a			
		DIIPCP	DITCNP	DIM1	DISALARIO
1	0.019	79,09	0,31	14,99	5,64
2	0.025	62,93	6,95	9,86	20,26
3	0.026	59,08	6,94	12,61	21,37
4	0.026	57,71	6,86	12,29	23,14
8	0.027	54,21	6,82	13,51	25,46
12	0.027	53,93	7,07	13,66	25,34

Gráfico 4

**Funciones de impulso-respuesta de la inflación**



### Resultados del modelo VAR que incluye IPCP, DEINTPIB, SALARIO y TCL

Se ha argumentado que no obstante que la mayoría de los bienes importados durante el período del control de cambio de 1983-1988 estaban cubiertos por el tipo de cambio del mercado controlado, la fijación de los precios internos tenía como referencia el costo marginal de la divisa, el cual correspondía a la tasa de cambio del mercado libre (Hausmann, 1987). Para tomar en consideración este efecto en el modelo VAR, el tipo de cambio promedio de los mercado libre y controlado (TCNP) fue sustituido por el tipo de cambio del mercado libre (TCL), sin alterar las otras variables explicativas.

Los resultados son esencialmente los mismos que los obtenidos en el modelo anterior. En esta especificación se observa que el efecto global de los coeficientes asociados a cada una de las variables corresponden a lo esperado, según la teoría económica, tal como se desprende del cuadro 10.

#### *Funciones de impulso-respuesta*

Las funciones de impulso-respuesta del gráfico 5 permiten observar en el panel 5a que la respuesta de la inflación ante una innovación en TCL es irrelevante, por cuanto el impacto de un *shock* en esta variable sobre la inflación se sitúa en niveles muy cercanos a cero, inmediatamente después de la perturbación inicial.

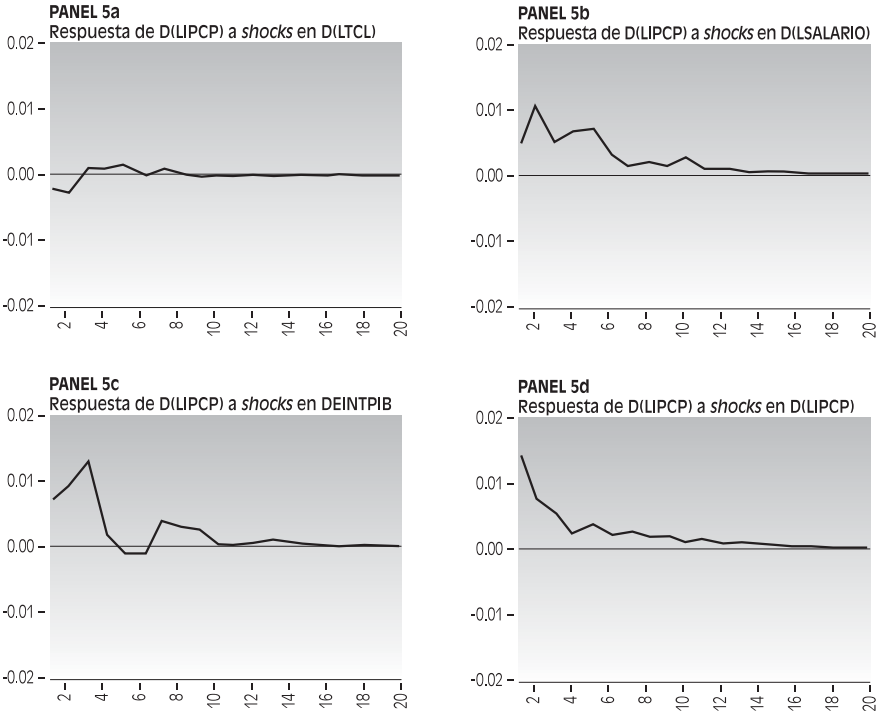
Cuadro 10

#### **Descomposición de varianza del pronóstico de inflación (ordenamiento: TCL, SALARIO, DEINTPIB y IPCP)**

Trimestre	Error estándar	Porcentaje de varianza atribuible a			
		DIIPCP	DITCNP	DIM1	DISALARIO
1	0.017	81.16	13.88	1.36	3.60
2	0.024	53.86	21.32	2.03	22.79
3	0.028	41.91	36.58	1.57	19.95
4	0.029	39.74	34.69	1.60	23.98
8	0.031	36.98	32.73	1.77	28.53
12	0.032	36.62	32.46	1.74	29.18

Gráfico 5

## Funciones de impulso-respuesta de la inflación



Con respecto a la innovación en los salarios sobre la inflación, no se observan diferencias importantes con lo reportado en el panel 3b.

La respuesta de la inflación ante shocks experimentados por DEINTPIB presenta un comportamiento similar a la del panel 3c, aunque la función toma valores negativos entre el cuarto y sexto trimestres de ocurrido el shock, pero tales valores no son significativos.

Las innovaciones en los rezagos de la inflación propician un impacto similar al del panel 3d, pero con un declive menos pronunciado.

### Descomposición de varianza

En el cuadro 11, el cual muestra la descomposición de la varianza de la inflación, se aprecia la importancia de la inflación en la explicación de su propio error de pronóstico. La participación de la inflación comienza con 81,16 por ciento y posteriormente se estabiliza en la vecindad de 37 por ciento. El DEINTPIB va adquiriendo importancia y logra situarse en el entorno de 30 por ciento después del octavo trimestre. Un sendero similar se observa en el caso de los salarios, mientras que el aporte del tipo de cambio es notoriamente insignificante.

Cuadro 11

**Descomposición de varianza del pronóstico de inflación  
(ordenamiento: TCL, SALARIO, DEINTPIB, IPCP)**

Trimestre	Error estándar	Porcentaje de varianza atribuible a			
		DIIPCP	DEINTPIB	DITCL	DISALARIO
1	0.017	81,16	13,88	1,36	3,60
2	0.024	53,86	21,32	2,03	22,79
3	0.028	41,91	36,58	1,57	19,95
4	0.029	39,74	34,69	1,60	23,98
8	0.031	36,98	32,73	1,77	28,53
12	0.032	36,62	32,46	1,74	29,18

**Comentarios generales de los resultados**

Si bien el planteamiento inicial del modelo pretendía incorporar todas las variables teóricamente relevantes en el comportamiento de la inflación, ello encontró dificultades debido a la fuerte asociación lineal entre las variables monetarias y fiscales, en particular DEINTPIB y M1. Al tomar en consideración ambas variables, conjuntamente con el tipo de cambio y los salarios, los problemas de colinealidad presentes no permitieron obtener una relación de largo plazo válida, así como tampoco un modelo VAR que representara un buen ajuste de los datos. Por esta razón se estimaron los dos modelos presentados en la sección anterior, que contienen alternativamente DEINTPIB o M1.

El modelo que incluye IPCP, TCNP o TCL, DEINTPIB y SALARIO, además de la relación de largo plazo entre inflación y el agregado monetario (MCE) expresa un mejor ajuste. En efecto, la significación de los coeficientes de las variables refleja su importante contribución en la explicación de la inflación, en contraste con los resultados del modelo que contiene M1, en el cual únicamente el segundo rezago de M1 resultó con el signo esperado y significativo, y su influencia es poco relevante, como lo atestigua la función de impulso-respuesta del panel 5c. Adicionalmente, el ajuste desmejora según los criterios de Akaike y Schwartz y el  $R^2$  ajustado.

Otro elemento que apoya la preferencia por el modelo seleccionado es que la variable DEINTPIB contiene información sobre los agregados, en vista del alto componente monetario de esta variable en el caso venezolano. Efectivamente, el déficit interno capta el impacto monetario, y por consiguiente, su efecto sobre la demanda agregada, de la gestión fiscal. En una economía petrolera como la venezolana, donde una porción importante de los ingresos fiscales ordinarios provienen de un producto vendido en el exterior, el gasto fiscal interno financiado con esos ingresos tiene un efecto inequívocamente expansivo sobre la oferta monetaria (Diz, 1988; Blejer y Cheasty, 1992).

Las medidas de déficit financiero global comúnmente utilizadas, al no distinguir el origen de los ingresos fiscales entre internos y externos, no constituyen un concepto relevante para cuantificar el impacto monetario de la política fiscal. De hecho, un *shock* petrolero favorable que genere un superávit financiero usualmente está asociado a déficits internos elevados y, en consecuencia, a expansiones de la cantidad de dinero en manos del público.

Debe destacarse que a pesar de no poder analizar los efectos de corto plazo del dinero sobre la inflación, su impacto de largo plazo está comprendido explícitamente en el término de corrección de errores (MCE), lo que corrobora la vinculación teórica del dinero y la inflación en el largo plazo.

Los resultados que se reportan se obtuvieron después de una serie de ensayos en los cuales se probaron distintos agregados monetarios, diferentes variables fiscales y medidas del impacto de la devaluación y la inflación importada.

La incorporación en el modelo de agregados monetarios más amplios (M2) o más restringidos (base monetaria), además de no mejorar el ajuste de la estimación, reflejaron comportamientos similares en lo que respecta a las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de varianza.

Para el caso de las variables fiscales se realizaron estimaciones con el déficit financiero global y el gasto agregado. En general, ninguna de estas variables aportó información relevante para dar cuenta de la inflación en Venezuela. Una posible explicación de la baja significación observada para TCNP o TCL, lo cual fue similar cuando el modelo se corrió con la inflación importada, tiene que ver con el hecho de que las fuertes devaluaciones del tipo de cambio nominal ocurridas en 1986 y 1989 se tradujeron en una corrección de los precios relativos, lo cual significó una elevación no proporcional de todos los precios que no propició una situación de crecimiento sostenido de los mismos, en magnitudes superiores a las observadas con anterioridad a los ajustes.

---

## CONCLUSIONES Y SUGERENCIAS

En este trabajo se especifica un modelo VAR irrestricto, que sin desprenderse de una formulación estructural, describe adecuadamente las características esenciales de la dinámica inflacionaria de Venezuela para el período 1984-1994, utilizando datos trimestrales.

Las principales conclusiones de esta investigación son las siguientes:

- a. Durante el lapso analizado el modelo estimado sugiere que la inflación en Venezuela se explica principalmente por la inercia inflacionaria, el déficit interno y las presiones salariales.
- b. El componente inercial de la inflación juega un rol importante en los valores corrientes de la variación de precios. Esto es evidente no sólo por la elevada significación del primer rezago de la inflación, sino también porque el efecto de un *shock* en la inflación permanece por un período de aproximadamente cuatro trimestres. Sin embargo, este grado de inercia no parece ser tan intenso como en los casos de México y Colombia. A este respecto sería útil estudiar las características del mercado de trabajo, los mecanismos de los contratos para determinar la extensión de las formas de indización, formales e informales, presentes en la economía venezolana y elementos de credibilidad en la política económica.



- c. Los salarios, que representan una variable de costo, ejercen una influencia sobre la inflación de magnitud ligeramente mayor a la de DEINTPIB, pero su impacto tiene mayor persistencia en el tiempo. Esto sugiere que la transmisión de los cambios en los salarios se propaga en la economía, dando lugar a una mayor duración del *shock* inicial.
- d. La incidencia del déficit interno como fracción del PIB es relevante en la explicación de la inflación en Venezuela. Esta variable tiene la virtud de contener información sobre la gestión fiscal, los agregados monetarios y las expectativas, referidas estas últimas al financiamiento en el tiempo de dicho déficit. Por estas razones, el DEINTPIB es una variable que capta las presiones de demanda agregada en la economía.
- e. La transmisión de los impactos monetarios sobre la inflación también son evidenciados en el modelo a través del mecanismo de corrección de errores, cuyo efecto significativo expresa la importancia de la relación de largo plazo entre inflación y M1. Es decir, en el largo plazo la inflación es un fenómeno monetario.
- f. Finalmente, el tipo de cambio resultó irrelevante para explicar el proceso inflacionario en Venezuela durante el período bajo estudio. Sería conveniente realizar un análisis con datos mensuales durante el período 1989-1994, con el propósito de tomar en consideración la mayor flexibilidad y fluctuación del tipo de cambio durante este lapso. Es muy probable que con una mayor cantidad de observaciones a partir del período de flotación se encuentre evidencia del impacto de la depreciación del tipo de cambio sobre la inflación.
- g. Los resultados presentados en este trabajo evidencian la necesidad de seguir una línea de investigación sobre políticas de estabilización en un contexto de cierto grado de inercia inflacionaria y presiones de demanda agregada.



## ANEXO METODOLÓGICO

En este anexo se describen y explican las técnicas más importantes utilizadas en este estudio. El elemento central de tales técnicas lo constituye la metodología de vectores autorregresivos (VAR) y sus dos componentes, las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de varianza.

Relacionado con el uso de los VAR, están los conceptos de estacionaridad y cointegración, los cuales son objeto, igualmente, de tratamiento en este anexo, así como los criterios de información para seleccionar la estructura de rezagos.

### Metodología VAR

Formalmente, los modelos de vectores autorregresivos (VAR) se escriben de la manera siguiente:

$$(1) \quad Y_t = \sum_{s=1}^k A_s Y_{t-s} + e_t$$

donde:

$Y_t$ : es un vector ( $n \times 1$ ) de todas las variables del modelo en el período  $t$ .

$A_s$ : son matrices de coeficientes de dimensión  $n \times n$ , cuyo elemento  $A_s(i,j)$ : representa el coeficiente asociado a la variable  $j$  rezagada  $s$  veces en la ecuación para la variable  $i$ .

$e_t$ : es un vector  $n \times 1$  de perturbaciones aleatorias, asumidos contemporáneamente correlacionados pero no correlacionados serialmente, con  $E[e_t]=0$  y  $E[ee'] = \Sigma e$ . El operador  $E[.]$  representa la esperanza matemática de una variable.

$k$ : es el orden del proceso autorregresivo del VAR.

Dos herramientas útiles que se derivan de la formulación de los modelos VAR corresponden a las funciones de impulso-respuesta y a la descomposición de varianza del error de predicción. Estas herramientas, las cuales proveen una mayor capacidad interpretativa de las interacciones entre las variables de un modelo, han sido ampliamente utilizadas para analizar procesos inflacionarios en diferentes países (Guerrero y Arias, 1987; Lizondo, 1992; Novaes, 1993).

Las funciones de impulso-respuesta permiten estudiar la reacción en el tiempo de *shocks* ocurridos en una variable sobre el resto de las variables del modelo. Formalmente, partiendo del modelo (1), se invierte el sistema para obtener una representación de promedios móviles:

$$(2) \quad Y_t = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} B_s (\epsilon_{t-s})$$

donde:

$B_s$ : es una matriz de orden  $k \times k$  cuyo elemento  $B_s(i,j)$  representa el coeficiente asociado al *shock* en la variable  $j$ .

$\mu : E[Y_t]$

de tal manera que es factible expresar las variables endógenas sólo en función de los *shocks* ocurridos en el sistema. No obstante, dada la correlación contemporánea entre las diferentes perturbaciones del sistema, no es posible a partir de (2) aislar el impacto que sobre cada una de las variables endógenas produce un *shock* sobre alguna de ellas.

Con el objeto de obtener un sistema donde puedan aislarse los efectos de los *shocks* individuales, la ecuación (2) se transforma en:

$$(3) \quad Y_t = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} B_s P^{-1} P e_{t-s}$$

donde P es una matriz que cumple con lo siguiente:

$$P \Sigma e P' = I$$

$\Sigma e$ : matriz de varianza y covarianza del término de perturbación e

lo cual es posible debido a que  $\Sigma e$  es una matriz definida positiva.

A su vez, si denotamos  $\delta_s = B_s P^{-1}$ , y  $v_t = P e_t$  podemos escribir (3) como:

$$(4) \quad Y_t = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \delta_s v_{t-s}$$

donde el vector  $v_t$  cumple con lo siguiente:

$$E[v_t] = E[P e_t] = P E[e_t] = 0 \quad y$$

$$V(v_t) = E[v_t v_t'] = E[P e_t e_t' P'] = P E[e_t e_t'] P' = P \Sigma e P' = I$$

por lo que el vector de perturbaciones  $v_t$  no estará contemporáneamente correlacionado.

De esta forma se aíslan los efectos individuales de los *shocks* sobre cada una de las variables del sistema, los cuales se transmiten con una intensidad representada por los elementos de la matriz  $\delta_s$ .

Un problema relacionado con esta derivación lo constituye la no unicidad de la matriz de transformación P. En este sentido se plantea la utilización de la descomposición de Choleski, la cual consiste en utilizar una matriz triangular inferior como matriz de transformación.<sup>5</sup>

A través de la descomposición de Choleski se garantiza la unicidad de P (en el conjunto de las matrices triangulares inferiores); sin embargo, los resultados generados mediante esta transformación dependerán de la secuencia en la cual las variables sean ordenadas.

Los residuos de la matriz de varianza y covarianza para un VAR ordenado de la siguiente forma: TCNP, SALARIO, DEINTPIB e IPCP produce una descomposición de Choleski que es algebraicamente equivalente a estimar las siguientes cuatro ecuaciones:

5\_\_\_\_\_ Para mayores detalles ver Lutkepohl (1993).

$$TCNP_t = u_t^{TCNP}$$

$$SALARIO_t = \gamma_1 TCNP_t + u_t^{SALARIO}$$

$$DEINTPIB_t = \gamma_2 TCNP_t + \gamma_3 SALARIO_t + u_t^{DEINTPIB}$$

$$IPCP_t = \gamma_4 TCNP_t + \gamma_5 SALARIO_t + \gamma_6 DEINTPIB_t + u_t^{IPCP}$$

donde:

$u_t^i$ : corresponde a la perturbación en el período t asociada a la variable i.

De acuerdo con esto, TCNP responde exclusivamente a los *shocks* que lo afectan directamente, los salarios responden a los *shocks* de la primera variable y a sus propios *shocks*, y un razonamiento similar aplica para DEINTPIB y IPCP. Cabe mencionar que por construcción las perturbaciones no están correlacionadas entre sí.

Ahora bien, dada la dependencia de los resultados de las funciones de impulso-respuesta con respecto al ordenamiento de las variables en el sistema, se hace necesario un estudio sobre el grado o intensidad de la endogeneidad de cada una de las variables del modelo. Para la determinación del posible ordenamiento, en este trabajo se utiliza el test de causalidad de Granger.

La descomposición de varianza está referida a la importancia relativa de los efectos de cada una de las variables en el lado derecho de las ecuaciones del sistema VAR sobre la varianza del error de pronóstico (EP) de la variable objeto de estudio. Esto es, aislar la influencia individual que sobre EP q períodos hacia adelante, tienen los *shocks* en cada una de las variables del modelo.

Partiendo del modelo VAR en (1):

$$Y_t = \sum_{s=1}^k A_s Y_{t-s} + e_t$$

se puede escribir, utilizando la representación de promedios móviles en (4):

$$(5) \quad Y_{(t+q)} = \mu + \delta_0 v_{(t+q)} + \delta_1 v_{(t+q-1)} + \dots + \delta_q v_{(t)} + \delta_{q+1} v_{(t-1)} + \dots$$

y tomando esperanza en (5)

$$(6) \quad E[Y_{t+q}] = \mu + \delta_{q+1} v_{(t-1)} + \delta_{q+2} v_{(t-2)} + \dots$$

ya que  $E[v_{t+s}] = 0 \forall s \geq 0$

Combinando las expresiones (5) y (6) se obtiene el error de pronóstico q períodos hacia adelante, definido como:

$$EP = Y_{t+q} - E[Y_{t+q}] = \sum_{s=0}^q \delta_s v_{(t+q-s)}$$

y, finalmente, la varianza de EP será:

$$V(EP) = V\left(\sum_{s=0}^q \delta_s v_{(t+q-s)}\right)$$

$$V(EP) = \sum_{s=0}^k \delta_s V(v_{(t+q-s)}) \delta'_s$$

$$V(EP) = \sum_{s=0}^k \delta_s \sum_v \delta'_s = \sum_{s=0}^k \delta_s \delta'_s$$

La última expresión se descompone para obtener la contribución individual relativa de cada una de las variables explicativas sobre la varianza del EP.

### Estacionaridad

Una serie de tiempo  $Y_t$  es débilmente estacionaria si:

$$\text{Media de } Y_t = E[Y_t] = \mu$$

$$\text{Varianza de } Y_t = \sigma_y^2 < \infty$$

$$\text{Covarianza } (Y_t - Y_{t-r}) = \lambda_r$$

La media y la varianza de la serie no están afectadas por el tiempo y la covarianza entre dos valores en el tiempo depende únicamente de la distancia entre ellos.

Una forma práctica de detectar la estacionaridad es mediante el test de Dickey-Fuller. La especificación de este test para un proceso estocástico es:

$$(7) \quad Y_t = \mu + \alpha T \beta Y_{t-1} + u_t$$

donde:

$\mu$  = es la media predecible del incremento de  $Y_t$

$T$  = es una variable de tendencia

$u_t$  = es el término de perturbación, ruido blanco.

el cual tendrá una raíz unitaria cuando  $\beta = 1$  y por lo tanto  $Y_t$  será no estacionario.

Restando  $Y_{t-1}$  de ambos lados de la expresión (7), se obtiene:

$$(8) \quad \Delta Y_t = (\beta - 1)X_{t-1} + \mu + \alpha T + u_t$$

Para determinar la presencia de una raíz unitaria para  $Y_t$  se contrasta la hipótesis  $H_0: \beta - 1 = 0$  utilizando el estadístico comúnmente usado para la significación individual de las variables, el cual en este caso tiene una distribución de probabilidad diferente a la  $t$  de student por lo que Dickey y Fuller (1981) dedujeron los valores críticos para el contraste de la hipótesis nula.

Ahora bien, esta última ecuación (8) violará el supuesto de estacionaridad del término de perturbación cuando  $Y_t$  (y por lo tanto  $Y_{t-1}$ ) tenga raíz unitaria, invalidando la inferencia sobre la estimación de (8). Esta situación, que normalmente se evidencia por la presencia de autocorrelación en el término de perturbación, condujo a los autores a la formulación de un test ampliado donde se incorporaron rezagos de  $\Delta Y_t$  para obtener:

$$(9) \quad \Delta Y_t = (\beta - 1)Y_{t-1} + \mu + \alpha T + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

con  $n$  suficientemente grande para eliminar la autocorrelación. De nuevo se contrasta  $H_0: \beta - 1 = 0$  y en caso de aceptar se obtendría que  $Y_t$  tiene raíz unitaria.

Usualmente, en los casos donde la variable no es estacionaria en niveles o en logaritmos, se procede a diferenciarla el número de veces necesaria,  $d$ , para obtener una serie estacionaria y la serie original se denota  $I(d)$ . En cada paso se analizan los resultados del test de Dickey-Fuller como criterio para detener el proceso de diferenciación.

### Cointegración

Aunque dos o más series de tiempo sean no estacionarias, si ellas están cointegradas, es decir, que hay una relación de largo plazo, entonces existe una combinación lineal que genera una serie estacionaria. En términos generales, se define cointegración como sigue: el vector  $Y_{n \times 1}$  de  $n$  variables es cointegrado de orden  $d$ , si cada una de sus variables es  $I(d)$  y además existe una combinación lineal  $\alpha Y_t$ , la cual es integrado de orden  $d-b$ ,  $I(d-b)$ , y que se denota como  $Y_t \sim CI(d-b)$ .

Un resultado derivado del concepto de cointegración lo constituye el teorema de representación de Engle y Granger (1987), el cual establece que si un conjunto de variables son cointegradas de orden  $1,1$   $CI(1,1)$ , entonces una representación válida de la relación entre tales series de tiempo se puede formular mediante un modelo de corrección de errores MCE.

El MCE es una especificación que capta la dinámica de corto plazo a través de las variables en diferencias (cuando las variables son integradas de orden  $1$ ,  $I(1)$ ) y la relación de equilibrio de largo plazo por medio del término o mecanismo de corrección de errores (MCE) que se obtiene de la relación de cointegración.

Análíticamente el MCE para el caso de dos variables se puede escribir como sigue:

$$(10) \quad \Delta Y_t = \sum_{i=0}^k \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \alpha(T_{t-1} - \delta X_{t-1})$$

donde el término  $Y_{t-1} - \alpha X_{t-1}$  representa el MCE, cuyo coeficiente  $\alpha$  debe ser negativo a fin de expresar el proceso de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo.

La estimación de la ecuación (10) no se puede realizar aplicando directamente mínimos cuadrados ordinarios ya que está sobreparametrizada, por lo tanto, se han propuesto métodos que permiten obtener la relación de largo plazo en forma separada.

Empíricamente, los procedimientos para la estimación de la cointegración que han sido utilizados con mayor frecuencia son el de Engle y Granger (1987) y el de Johansen (1988).

El método de Engle y Granger propone estimar una regresión estática de las series  $I(1)$ , la cual, de generar un término de perturbación estacionario, implica que las series están cointegradas y se procede entonces a estimar la ecuación (10) incorporando dicha relación de largo plazo, MCE.

La desventaja fundamental de este enfoque radica en que al trabajar con más de dos variables puede existir más de una relación de cointegración entre ellas, mientras que este método permite estimar solamente una relación, la cual no necesariamente es la relevante desde el punto de vista económico.

Un procedimiento más avanzado que se basa en la estimación de un sistema VAR a través del método de máxima verosimilitud con información completa es el de Johansen (1988), el cual permite no sólo determinar el número de posibles relaciones cointegradas, sino también lograr su estimación.

### **Criterios de información**

Estos criterios permiten seleccionar el orden apropiado de rezagos ( $p$ ) de los modelos VAR (Maddala, 1992) y, en general, posibilitan la escogencia de  $p$  tomando el modelo que reporta el menor valor para el estadístico utilizado en cada caso:

Criterio de Akaike:  $LN \sigma_p^2 + \frac{2p}{n}$

Criterio de Schwartz:  $Ln \sigma_p^2 + \frac{pLNn}{n}$

Criterio de Amemiya:  $RSS_j (n + k_j) / (n - k_j)$

Criterio de Mallow:  $RSS_j + 2k_j \sigma_m^2$



Criterio de Hocking:  $RSS_j / [(n - k_j)(n - k_j - 1)]$

donde:

$RSS_j$  : suma cuadrada de residuos del modelo j-ésimo

$\sigma_m^2$  : suma cuadrada de residuos  $/(n - k)$  del modelo que tiene mayor número de rezagos

$n$  : tamaño de la muestra

$k$ : número de variables explicativas

$\sigma_p^2$ : suma del cuadrado de los residuos dividida por el tamaño de la muestra del modelo con  $p$  rezagos.

**REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- \_\_\_\_ Antivero, S.I. y D.L. Castellanos (1980): "Aspectos del proceso inflacionario en Venezuela". *Revista de Economía Latinoamericana*, BCV, abril-junio.
- \_\_\_\_ Blejer, M. y A. Cheasty (1992): "Medición de los déficit fiscales. Cuestiones analíticas y metodológicas". *Boletín Cemla*, septiembre-octubre.
- \_\_\_\_ Charemza, W. y D. Deadman (1992): *New Directions in Econometric Practice*. Edward Elgar.
- \_\_\_\_ Dickey, D. y W. Fuller (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, vol 49.
- \_\_\_\_ Diz, A. (1988): "Venezuela: aspectos de la medición del impacto fiscal". *Revista BCV*, vol. 3, n° 1.
- \_\_\_\_ Edwards, S. (1993): "Inflation and Desinflation in the Open Economy: Some Latin American Lessons". Mimeo, UCLA-NBER.
- \_\_\_\_ Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, vol. 55.
- \_\_\_\_ Ericsson, D. y D. Hendry (1991): "Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and United States". *European Economic Review*, vol. 35.
- \_\_\_\_ Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974): "Spurious Regression in Econometrics". *Journal of Econometrics*, vol. 2.
- \_\_\_\_ Guerra, J. (1995): "Raíces unitarias en las series económicas de Venezuela". *Temas de Coyuntura*, n° 31, IIES, UCAB.
- \_\_\_\_ Guerrero y Arias (1987): "Análisis de la inflación en México de 1970 a 1987 mediante vectores autorregresivos". *El Trimestre Económico*, vol. LVII, n° 226.
- \_\_\_\_ Hausmann, R. et al. (1983): "Salarios, precios y curva de oferta: una interpretación macroeconómica de la inflación venezolana reciente", mimeo, Cendes.
- \_\_\_\_ (1987): "Sobre la crisis económica de Venezuela", mimeo, IESA.
- \_\_\_\_ Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12.
- \_\_\_\_ Judge, G. et al. (1988): *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. Second edition, John Wiley and Sons.
- \_\_\_\_ Lizondo, S. (1992): "The Dynamics of Inflation, 1988-1991", en Loser C. y Kalter Elliot, eds. "México: The Strategy to Achieve Sustained Economic Growth". Occasional Paper, n° 99, IMF.

- \_\_\_\_ Lovera, A. (1986): "La aceleración inflacionaria en Venezuela". *Pensamiento Iberoamericano*, n° 9.
- \_\_\_\_ Lucas, R. (1976): "Econometric Policy Evaluation: A Critique". *Carnegie-Roschester Conferences on Public Policy*, vol. 1.
- \_\_\_\_ Lutkepohl, H. (1993): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Second Edition. Springer-Verlag,
- \_\_\_\_ Maddala, G.S. (1993): *Introduction to Econometrics*. Second Edition, MacMillan.
- \_\_\_\_ Márquez, G. (1991): "La inflación en Venezuela", en Francés A. y Dávalos, L. eds., *Inflación: economía, empresa, sociedad*. Ediciones IESA.
- \_\_\_\_ Montiel, P. (1994): "The Inflation Process in Venezuela: An Empirical Investigation", mimeo.
- \_\_\_\_ Muscatelli, V. y S. Hurn (1992): "Econometric Modelling Using Cointegrated Time Series", University of Glasgow, Discussion Paper in Economics, n° 9.219.
- \_\_\_\_ Nelson, C. y C. Plosser (1982): "Trends and Random Walks in Macro-Economic Time Series". *Journal of Monetary Economics*, vol. 10.
- \_\_\_\_ Niculescu, I y A. Puente (1994): "Interpretación de la dinámica inflacionaria en Venezuela a partir de un modelo VAR de corrección de errores". PT 108, IU.
- \_\_\_\_ Novaes, A.D. (1993): "Revisiting the Inertial Inflation Hypothesis for Brazil". *Journal of Development Economics*, vol. 42.
- \_\_\_\_ Phillip, P.C. (1986): "Understanding Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, vol. 33.
- \_\_\_\_ Rodríguez, M. (1986): "Causas y efectos de la inflación y de las políticas antiinflacionarias en Venezuela". *Pensamiento Iberoamericano*, n° 9.
- \_\_\_\_ Sims, C.A. (1980): "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, vol. 48.
- \_\_\_\_ Uribe, J. (1994): "Inflación inercial, tasa de cambio y anclas". Banco de la República, Borradores Semanales de Economía, n° 10, Colombia.
- \_\_\_\_ Zambrano, L. (1994): "Tipo de cambio real e inercia inflacionaria en Venezuela", en *La política económica necesaria*, IEES, UCAB.



Miguel Dorta  
José Guerra  
Gustavo Sánchez

## **Credibilidad y persistencia de la inflación en Venezuela**

### **INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>**

El estudio de la persistencia de la inflación<sup>2</sup> en Venezuela se ha tornado de fundamental importancia para el Banco Central de Venezuela, dado que el esfuerzo estabilizador emprendido desde abril de 1996 ha implicado la definición de una política cambiaria que privilegia el anclaje del tipo de cambio con el propósito de abatir la inflación.

Se argumenta que la estabilidad del tipo de cambio, o en el caso extremo, su fijación, contribuye a bajar la inflación debido a la acción combinada de tres efectos. El primero se refiere al hecho de que la viabilidad de un régimen de tipo de cambio fijo obliga a las autoridades fiscales a consolidar el presupuesto, por cuanto en caso contrario, déficit fiscales permanentes se expresarán en una acumulación insostenible de deuda pública y/o en una desmejora del sector externo. En segundo término, la estabilidad del tipo de cambio tiende a abaratar los bienes importados con su consiguiente efecto desflacionario sobre los precios internos. Finalmente y relacionado con el aspecto anterior, la apreciación real que acompaña a la estabilización o fijación del tipo de cambio nominal causa una reorientación del gasto hacia los bienes importados, con lo cual se drena hacia el exterior parte de las presiones de demanda sobre el sector transable.

1\_\_\_\_\_ El presente documento forma parte del programa de trabajo "Determinantes de la inflación en Venezuela" que se adelanta en la Gerencia de Investigaciones Económicas.

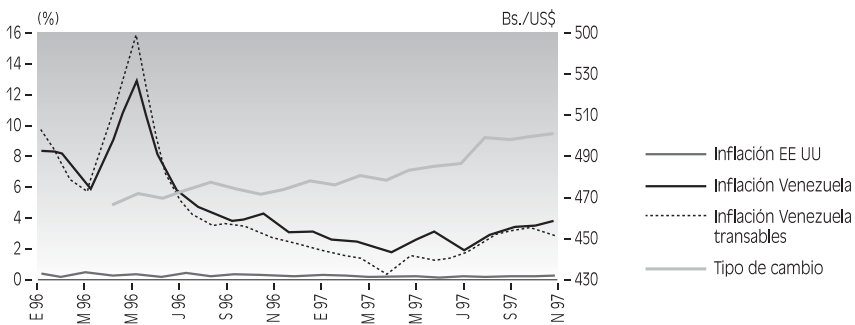
2\_\_\_\_\_ En muchos casos se habla de persistencia de la inflación e inercia inflacionaria indistintamente. Aquí se prefiere utilizar el término persistencia en vez de inercia, debido a la ausencia de mecanismos formales de indexación que son los que caracterizan a las economías con elevado componente inercial. Sobre este particular los autores se beneficiaron de un comentario de Guillermo Calvo, pero son ellos los únicos responsables del contenido del trabajo.

Sin embargo, conceptualmente no es obvio que la fijación del tipo de cambio *per se* induzca mayor disciplina fiscal que cualquier otro arreglo cambiario, y la evidencia empírica reportada por Tornell y Velasco (1994) no es concluyente al respecto. En realidad, un régimen de tipo de cambio fijo propende a una mayor disciplina financiera cuando las autoridades fiscales son suficientemente pacientes, de manera que la tasa de preferencia por el tiempo utilizada para descontar los costos inflacionarios futuros de la indisciplina fiscal hoy, es muy elevada. En otras palabras, la fijación del tipo de cambio encubre los costos inflacionarios del futuro y la falta de equilibrio de la gestión pública se expresaría más bien en una disminución de las reservas internacionales.

La definición de una nueva política económica en abril de 1996 condujo a la instrumentación de un sistema de bandas cambiarias en julio de 1996, luego de aproximadamente dos meses de flotación administrada del tipo de cambio. Bajo el esquema de fluctuación entre bandas, el rol asignado al tipo de cambio fue el de fungir como ancla nominal de los precios. A juzgar por las cifras de inflación y de la variabilidad del tipo durante el lapso agosto 1996-octubre 1997, los resultados del anclaje no han sido enteramente satisfactorios. Efectivamente, en ese período la tasa de depreciación nominal fue 5,2 por ciento, en tanto que la tasa de inflación se situó en 49,6 por ciento. Más aún, a lo largo de 1997 se ha observado un ensanchamiento de la brecha entre la tasa de inflación internacional, medida por la inflación de Estados Unidos y la inflación doméstica. Un fenómeno similar se advierte al comparar la tasa de inflación internacional con la de los bienes transables en Venezuela, según el gráfico 1.

Gráfico 1

### Tasas de inflación de Venezuela-EE UU y comportamiento del tipo de cambio



La información contenida en el gráfico anterior revela que la inflación exhibe resistencia a bajar, independientemente de la estabilidad que muestra el tipo de cambio.

Identificar las causas generadoras de esa persistencia inflacionaria es importante para el diseño de la política económica, toda vez que permite seleccionar apropiadamente los instrumentos a ser aplicados. Así, cuando el componente inercial es debido a la existencia de cláusulas que contemplan la indexación salarial basada en la inflación pasada, la política debe orientarse a dismantelar tales mecanismos de indexación y basar las negociaciones salariales en la inflación esperada, con lo cual se rompe el vínculo que perpetúa la inflación. Esto constituyó el primer paso de los planes antiinflacionistas de algunos países con inflaciones crónicas que condujeron a esas economías a adoptar esquemas de indexación generalizados para evitar cambios abruptos en los precios relativos.

Cuando la inercia de la inflación se asocia al comportamiento del tipo de cambio, como suele suceder en un régimen de minidevaluaciones o cuando los precios domésticos están atados fuertemente a una moneda de reserva, la prescripción de política consiste en fijar el tipo de cambio para quebrar las expectativas devaluacionistas y devolverle a la economía el referente necesario para la fijación de los precios internos. Obviamente que ello es posible solamente en un contexto de consolidación fiscal.

Una fuente menos explorada y más compleja de persistencia inflacionaria está relacionada con la falta de credibilidad en la política económica. Al anunciarse una política de estabilización en un contexto de baja credibilidad, los agentes económicos actúan como si las autoridades fuesen a incumplir con la política acordada y, en consecuencia, anticiparán gastos para deshacerse de los saldos monetarios y de esa forma evitar el impuesto inflacionario. Como resultado, la inflación persistirá, no obstante el anuncio de estabilizar.

La ausencia de credibilidad y su efecto sobre la persistencia inflacionista ha tenido tres posibles interpretaciones (Fontes y Silva, 1994; Ágenor y Taylor, 1992). La primera considera la credibilidad en la política misma. Ello se refiere a la consistencia del anuncio y, básicamente, guarda relación con el necesario respeto a los equilibrios macroeconómicos. En segundo término está la credibilidad en los encargados de formular y ejecutar la política económica, lo cual está directamente asociado a la reputación antiinflacionaria de las autoridades económicas. Finalmente, la credibilidad en la capacidad política de supervivencia de los gobiernos para adelantar programas de ajuste basados en políticas fiscal y monetaria estrictas. Este aspecto ha merecido la atención en recientes investigaciones donde se estudia el vínculo entre déficit fiscal y fortaleza institucional (Alesina y Perotti, 1995).

Entre los elementos que influyen en la falta de credibilidad en la política económica resaltan dos: la inconsistencia temporal y la asimetría de la información. El primero se refiere a la práctica, sistemáticamente observada, de anunciar una política y después renegar de ella, lo que aumenta la incertidumbre de los agentes económicos. Esto tiende a ser más frecuente en aquellas situaciones donde las autoridades

tienen objetivos económicos que pueden resultar contradictorios. Por ejemplo, si el programa de ajuste crea recesión por períodos prolongados o si la preocupación de las autoridades es el crecimiento económico y la preservación del nivel de empleo, éstas estarán tentadas a producir una sorpresa inflacionaria para aumentar el nivel de actividad económica.

Lo segundo, la asimetría de la información, tiene que ver con la calidad de la información que poseen los responsables de la política y el resto de los agentes económicos. Esa asimetría se observa cuando los agentes privados no tienen certeza sobre el alcance y la determinación del esfuerzo estabilizador del gobierno.

Adicionalmente, existe el problema para los agentes económicos de creer o no creer en el anuncio hecho, particularmente, cuando se han intentado planes en el pasado que al final resultaron en disminuciones del salario real. La interrogante ¿por qué creer en esta oportunidad? expresa la información diferencial que pueden tener, por un lado, los diseñadores de la política y, por el otro, los agentes económicos.

Este estudio intenta precisar la relación entre credibilidad de la política económica y persistencia de la inflación en Venezuela, con el objeto de ayudar en el diseño de una política antiinflacionaria que disminuya los costos del ajuste. La hipótesis principal de este trabajo es que la persistencia de la inflación en Venezuela es atribuible a la baja credibilidad para sostener el arreglo cambiario.

Como parte de una investigación de mayor alcance sobre la inflación en Venezuela, en este documento se exponen algunos aspectos sobre la naturaleza del fenómeno de la persistencia de la inflación, así como su gestación en Venezuela y los resultados de las estimaciones econométricas.

---

## **PERSISTENCIA DE LA INFLACIÓN: DEFINICIONES Y CAUSAS**

Existen varias definiciones de inflación inercial o persistencia inflacionaria. Cada una de ellas enfatiza el hecho de que los precios son renuentes a la baja, independientemente de la situación macroeconómica.

Según Parot (1993), existe persistencia inflacionaria cuando la inflación de un período está fuertemente influida por la de períodos anteriores, lo cual implica que la inflación tiende a perpetuarse. Taylor (1990) argumenta que si la inflación inercial ocurre, el salario real se ajustará plenamente para permitir que los trabajadores mantengan un salario real objetivo, cuando la inflación se acelera.

Para Kiguel y Liviatan (1990), la persistencia está asociada a los casos donde la inflación parece tener vida propia. Novaes (1993) asocia la inflación inercial con aquellas situaciones en las cuales la variación de los precios no responde a la brecha del producto.

Tratando de identificar las razones del surgimiento del proceso de inflación inercial, Arida y Lara Resende (1995) argumentan que la inflación se hace inercial cuando hay contratos que contienen cláusulas de indexación que intentan mantener



su valor real de los contratos durante determinados períodos de tiempo. Dado que los acuerdos salariales usualmente se encaminan a proteger las remuneraciones reales, es frecuente asociar la persistencia de la inflación con la existencia de acuerdos que permiten reajustes salariales basados en la inflación de períodos anteriores.

Similarmente, para el caso de Brasil, Novaes (1993) discute que los arreglos salariales que institucionalmente establecían la indexación con base en la inflación desfasada (*backward looking indexation*), contribuyen a explicar la persistencia de la inflación en ese país.

Una forma sencilla de expresar lo anteriormente expuesto es acudiendo a una ecuación de *mark-up* sobre los costos domésticos y externos:

$$\dot{P}_t = \alpha \dot{W}_t + (1 - \alpha) \dot{e}_t \quad (1)$$

donde  $P$  son los precios,  $W$  los salarios nominales y  $e$  el tipo de cambio nominal. El punto sobre la variable denota la variación en el tiempo,  $dx/dt$ .

Asumiendo que los salarios se fijan con base en la inflación pasada, tenemos que:

$$\dot{W}_t = \psi \dot{P}_{t-1}, \psi \in (0, 1) \quad (2)$$

Sustituyendo (2) en (1) se obtiene una expresión que da cuenta de los componentes del proceso inflacionario:

$$\dot{P}_t = \alpha \psi \dot{P}_{t-1} + (1 - \alpha) \dot{e}_t \quad (3)$$

ó

$$\dot{P}_t = \beta \dot{P}_{t-1} + (1 - \alpha) \dot{e}_t, \beta = \alpha \psi \quad (3')$$

Así, los precios varían según su comportamiento en el pasado inmediato y de acuerdo con la evolución del tipo de cambio nominal. Aun si el tipo de cambio es fijo, el crecimiento de los precios persistirá, lo cual tiende a comprometer el equilibrio externo y la viabilidad del esquema cambiario mismo.

El parámetro  $\alpha\psi (= \beta)$  define el grado de persistencia de la inflación. En el caso extremo en que  $\beta > 1$ , la ecuación diferencial (3') divergirá en el tiempo, reflejando una permanente aceleración de la inflación.<sup>3</sup> En la medida en que la indexación salarial tiende a ser completa ( $\psi = 1$ ) rige la ecuación (3) y los precios crecerán conforme a las ponderaciones de los salarios y el tipo de cambio en los precios internos.

3 \_\_\_\_\_ La solución analítica de (3') presenta un grado de complejidad importante, debido a la presencia de  $P_{t-1}$ . Para que (3') converja debe cumplirse que  $-1 \leq \beta < 1$ .

Contrariamente, si no existe indexación basada en la inflación pasada ( $\psi = 0$ ), todo el crecimiento de los precios será atribuible a las fluctuaciones del tipo de cambio. De esta forma, el parámetro  $\beta$  será mayor en la medida en que la indexación sea más elevada. Es decir, la inflación es más persistente cuando los salarios están más indexados.

De acuerdo con (3'), si los salarios muestran un bajo nivel de indexación, la fijación del tipo de cambio es una política antiinflacionaria razonable. Sin embargo, la introducción en el modelo de un arreglo donde el tipo de cambio se ajusta conforme a una regla de diferencial de inflación, arroja resultados diferentes, una vez normalizados a la unidad los precios externos:

$$\dot{e}_t = \phi \dot{P}_{t-1}, \quad \phi \in (0, 1) \quad (4)$$

Luego, combinando (4), (2) y (1) se obtiene:

$$\dot{P}_t = [\alpha(\psi - \phi) + \phi] \dot{P}_{t-1} \quad (5)$$

Con base en este resultado puede afirmarse que si la política macroeconómica contempla una indexación completa de los salarios y el tipo de cambio en la misma magnitud que la inflación pasada ( $\psi = \phi = 1$ ), los precios crecerán conforme a la variación de los precios en el período anterior. Adicionalmente, cuando las tasas de ajuste de los salarios y el tipo de cambio son iguales, pero sin plena indexación, de acuerdo con (5) los precios variarán según la tasa de deslizamiento del tipo de cambio,  $\phi$ .

Una forma alternativa de modelar la persistencia de la inflación es suponiendo un proceso autorregresivo para la formación de los precios (Revenga, 1993).

$$\dot{P}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \dot{P}_{t-1} + U_t \quad (6)$$

donde  $\alpha_1$  mide el nivel de persistencia de la inflación y  $u_t$  es el término de perturbación que se supone es ruido blanco. Seguidamente se asume una función lineal que relaciona  $\alpha_1$  con la credibilidad en la política económica ( $C_t$ ):

$$\alpha_{1t} = \alpha_2 C_t, \quad \text{para } \alpha_2 < 0 \quad (7)$$

lo que implica que a mayor credibilidad menor persistencia. Modelos más sofisticados (Ágenor y Taylor, 1992) permiten deducir que el parámetro  $\alpha_t$  depende del grado de acomodación de la política monetaria. Nótese que  $\alpha_{1t}$  es variable en el tiempo, dependiendo de la credibilidad en la política económica. Como ésta es una variable no observable, se han sugerido distintas formas de estimarla. Una de ellas, relacionada con el compromiso cambiario, establece que la política será más creíble en la medida en que las autoridades puedan sostener un esquema cambiario fundamentado en una moneda fuerte; vale decir, importando la reputación antiinflacionaria de la moneda que sirve de ancla.

Utilizando la paridad no cubierta de intereses, las expectativas de devaluación se expresan como el diferencial entre la tasa de interés interna ( $r$ ) y la externa ( $r^*$ ),  $r - r^*$ . De este modo, un desalineamiento de la tasa de interés interna en relación con la tasa externa, sugiere un relajamiento de la política macroeconómica, lo cual acrecienta las expectativas de devaluación, disminuye la credibilidad y hace que la inflación persista.

Al combinar (6), (7) y la paridad de intereses, se obtiene:

$$\dot{P}_t = \alpha_0 + \alpha_2(r-r^*)\dot{P}_{t-1} + U_t \quad (8)$$

la cual puede ser estimada econométricamente, toda vez que todas las variables son observables. En (8) la persistencia se mide por el coeficiente  $\alpha_2$ . No obstante, subsiste el problema de estimación ya que el diferencial de tasas no es totalmente exógeno, por cuanto depende, tanto de las variables que afectan a la inflación como de la inflación misma. Este sesgo puede solventarse aislando aquel componente de  $r-r^*$  que no depende de los fundamentos económicos, es decir, separando el componente transitorio y permanente de esa variable.

Las estimaciones de modelos de persistencia inflacionaria basados en factores de credibilidad han cobrado importancia a raíz de la adopción del mecanismo cambiario del Sistema Monetario Europeo. Básicamente, la idea a ser contrastada es si el hecho de pertenecer a la unión monetaria ha creado un efecto disciplinante en los países miembros. En los casos específicos de España (Revenga, 1993) e Irlanda (Kremers, 1990) la vinculación al Sistema Monetario Europeo pareció haber propiciado la suficiente disciplina financiera, por cuanto el país que sirve de referencia, Alemania, mantiene una gran reputación antiinflacionaria, lo que ha obligado a los países miembros a ajustar sus economías para evitar crisis de balanza de pagos.

## **TÉCNICAS Y MÉTODOS**

Diversos estudios (Guerra y Sánchez, 1997; Guerra *et al.*, 1996; Edwards, 1992) sugieren que la inflación en Venezuela muestra una importante persistencia. Efectivamente, tanto los resultados de aplicar técnicas de estimación de modelos de series de tiempo como la observación del comportamiento reciente de los precios, expresan la lentitud con la cual disminuye la inflación.

Contrariamente a otros trabajos que evalúan la incidencia de la ganancia de credibilidad en la disminución de la persistencia inflacionaria, en este estudio se utiliza un indicador de credibilidad para evaluar la persistencia de la inflación, particularmente después del colapso del régimen de tipo de cambio fijo en febrero de 1983.

La hipótesis principal es que la persistencia inflacionaria se origina en la falta de credibilidad en la política económica, la cual está asociada a la insostenibilidad del esquema cambiario que causa el desajuste macroeconómico.

Aunque recientemente Venezuela ha visto proliferar una serie de contratos basados en la inflación pasada o en el comportamiento del tipo de cambio, todavía tales mecanismos no han permeado los principales precios de la economía. Específicamente, en el mercado laboral, no se aprecia que las negociaciones salariales contemplen cláusulas explícitas de indexación, ni tampoco en la fijación de las tasas de interés o en los alquileres. Por estas razones, los intentos de explicar la persistencia de la inflación se centran en el grado de credibilidad en la política económica antes que en una indexación todavía inexistente formalmente. Adicionalmente, la evidencia de algunos resultados empíricos en los cuales se observa que a partir de 1983 el coeficiente que refleja la persistencia de la inflación se hace mayor, llevó a explorar la posible relación entre la sustentabilidad del tipo de cambio y la credibilidad.

Para comprobar la hipótesis anteriormente expuesta, se formulan modelos inspirados en la ecuación (8), con la particularidad de que en lugar de solamente utilizar el diferencial de tasas de interés se construye un índice de credibilidad de la política económica, basado en los componentes cíclicos de dos variables que reflejan el compromiso de las autoridades con la política cambiaria: la fracción de la base monetaria respaldada con reservas internacionales y el diferencial de tasas de interés.

El método de cálculo del índice en referencia le asigna ponderaciones a ambas variables como parámetros a ser estimados dentro del modelo. La estrategia metodológica para el cálculo del índice de credibilidad se basa, por una parte, en la teoría de construcción de números índices y, por la otra, en un modelo de persistencia inflacionaria similar al constituido por las ecuaciones (6) y (7) con un término que representa la razón base monetaria a reservas y el diferencial de tasas de interés. Partiendo de los componentes cíclicos de la fracción de la base monetaria respecto a las reservas internacionales y del diferencial de tasas de interés, obtenidos a partir del filtro Hodrick-Prescott, se calculan los dos índices elementales de credibilidad. Esto se logra simplemente dividiendo cada valor de la serie entre un valor fijo para un período base previamente seleccionado. Esto es:

$$c_t^1 = \frac{BRF_t}{BRF_0} \quad y \quad c_t^2 = \frac{DTIF_t}{DTIF_0} \quad (8.1)$$

Donde,  $c_t^1$  y  $c_t^2$  son los índices elementales de credibilidad;  $BRF_t$  es el componente cíclico de la razón de la base monetaria a las reservas internacionales; y  $DTIF$  es el diferencial de tasas de interés interna a externa, también en su componente cíclico. Nótese que en este caso a menor credibilidad, mayor el valor del índice. El índice de credibilidad integrado será, entonces, un promedio ponderado de estos índices elementales.

$$C_t = \alpha c_t^1 + (1-\alpha)c_t^2, \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (8.2)$$

Ahora bien, se puede formar un sistema compuesto por esta ecuación y versiones menos restringidas de las ecuaciones (6) y (7), tales como:

$$\dot{P}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \dot{P}_{t-i} + U_t \quad (8.3)$$

$$\alpha_{it} = \alpha_i [c_{t-i,1}] \lambda \quad , \quad \alpha_i > 0, \lambda > 0 \quad (8.4)$$

Sustituyendo 8.2 en 8.4 y este resultado en 8.3, se obtiene una ecuación que se estimará por técnicas no lineales. En este último caso la forma no lineal queda expresada de la siguiente manera:

$$\dot{P}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i [\alpha C_{t-i,1}^{-1} + (1-\alpha) C_{t-i,1}] \lambda \dot{P}_{t-i} + u_t \quad (8.5)$$

El papel del parámetro  $\lambda$  en esta especificación es suavizar, si  $\lambda < 1$  o potenciar si  $\lambda > 1$ , el efecto del índice de credibilidad en los coeficiente variables  $\alpha_{it}$  que representan la persistencia de la inflación. Tiene sentido, entonces, que se someta a prueba la hipótesis de que  $\lambda = 1$  versus las alternativas anteriores. Los resultados de estimar 8.5 sugieren que  $\lambda = 0.72$  con un estadístico t de 8.4.

Según este índice, un menor respaldo de la base monetaria o un mayor diferencial de tasas es interpretable como indicio de que la política monetaria y, en consecuencia, la política cambiaria, es insostenible, lo que se reflejaría en menor credibilidad y en una acentuación de la persistencia de la inflación.

El uso de estimaciones recursivas de (7) y (8) permitirá determinar cuándo se gesta el proceso de persistencia y si el mismo tiende a profundizarse.

Una forma alternativa de estudiar la persistencia de la inflación es mediante el uso de modelos que permitan la variabilidad de su varianza. Concretamente, se especifican modelos GARCH (*generalized autorregresive conditional heteroskedasticity*) para determinar la medida de la variabilidad de la inflación.

Los modelos ARCH (*autorregresive conditional heteroskedasticity*) y GARCH han demostrado ser eficientes para estudiar series que exhiben volatilidad (*volatility clustering*), en particular, las de activos financieros. Sin embargo, su extensión a otras áreas del análisis económico no impone mayores restricciones conceptuales.

Siguiendo la exposición de Bollerslev et al. (1992), un proceso GARCH lineal se representa así:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha (L) \epsilon_t^2 + \beta (L) \sigma_t^2 \quad \text{para } \alpha, \beta > 0 \quad (9)$$

donde  $\sigma_t^2$  es la varianza de un proceso estocástico  $\{\epsilon_t\}$ , el cual se supone observable;  $\omega$  es la media de ese proceso y L el operador de rezago.

La expresión (9) evidencia la dependencia de la varianza actual de un término constante, que es la media, la volatilidad del pasado reciente  $L(\epsilon_t^2)$ , la cual se asocia al componente ARCH, y finalmente, del pronóstico de la varianza desfasada,  $(L)\sigma_t^2$ , correspondiente al término GARCH del proceso estocástico.

El parámetro del elemento ARCH,  $\alpha$ , si es significativo, expresa el efecto de la volatilidad del pasado sobre la varianza contemporánea. Por su parte,  $\beta$ , que se relaciona con el componente GARCH, pone de manifiesto la persistencia de esa volatilidad.

En síntesis, el empleo del índice de credibilidad basado en la separación de los términos permanente y cíclico de las series, y los modelos GARCH, permitirán determinar la importancia del efecto credibilidad sobre la persistencia de la inflación.

---

## ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS

### El modelo general

El primer intento de explicar la persistencia de la inflación parte de la consideración de un modelo lo más general posible en el cual se incluye una variable fiscal, una monetaria y otra que capta el efecto de los factores externos sobre la inflación doméstica.

El período bajo estudio corresponde a 1970-1996 con datos mensuales. Esto apunta a considerar cambios en los regímenes de política económica que ocurrieron durante ese lapso. En particular, la hipótesis de trabajo de este documento es que el abandono del sistema de cambio fijo en febrero de 1983 se asocia con un incremento de la persistencia de la inflación en Venezuela.

En este estudio se relaciona la persistencia de la inflación con su tendencia a perpetuarse en el tiempo y su medición se corresponde con el primer rezago de la variación de precios en cualquiera de los modelos especificados anteriormente.

Para efectos de la estimación del modelo general, la variable fiscal se representa mediante el déficit financiero global (DÉFICIT), en tanto que la variable monetaria se hace a través de M1. Para el caso de la variable que capta los efectos externos sobre los precios, se hicieron ciertos refinamientos para tomar en cuenta todo el período muestral. Dado que a partir de febrero de 1983 se instrumentaron una diversidad de arreglos cambiarios (ver Guerra y Sáez, 1997), una forma de reconocer el impacto de la inflación externa y de las variaciones del tipo de cambio sobre la inflación interna ( $\Delta P_t$ ) es construyendo una variable que toma el valor de la inflación de Estados Unidos (como proxy de la inflación internacional) desde 1970(1) hasta 1982(12) y el de las variaciones del tipo de cambio desde 1983(3) hasta 1996(12). La nueva variable se obtuvo transformando ambas series por medio de una estandarización (EFEXT), con el objeto de que observaciones tan disímiles como la inflación externa y el tipo de cambio sean susceptibles de ser tratadas como una variable compuesta única.

Para validar la hipótesis de trabajo establecida, el período de estimación fue dividido, a fin de dar cuenta del abandono del régimen de cambio fijo en febrero de 1983. Los resultados de esta estimación son los siguientes, según la información del cuadro 1.

Cuadro 1

**Variable dependiente:  $\Delta P_t$** 

Variables explicativas	1970(1)-1996(12)	1970(1)-1982(12)	1983(12)-1996(12)
Constante	0.003 (4.28)	0.003 (4.23)	0.007 (4.50)
$\Delta P_{t-1}$	0.620 (19.75)	0.268 (3.91)	0.603 (13.70)
$\Delta P_{t-3}$	0.117 (3.80)	0.223 (3.49)	0.075 (1.91)
$\Delta M1_t$	0.03 (2.66)		0.029 (1.59)
DEFICIT <sub>t-2</sub>		7.65E-07 (2.67)	
EFEXT <sub>t</sub>	0.0018 (3.02)	0.001 (1.74)	0.003 (2.59)
EFEXT <sub>t-2</sub>	-0.0016 (-2.92)		-0.001 (-2.04)
R <sup>2</sup>	0.804	0.484	0.809
DW	2.05	1.972	1.93

Nota: Los valores en paréntesis son los estadísticos t. Todas las series son estacionarias según los tests pertinentes. No se reportan otras pruebas de correlación serial ni de heterocedasticidad para no recargar el cuadro. No obstante, los resultados de esas pruebas no indican la violación de los supuestos convencionales

Se incluyeron variables dummies apropiadas para cada período de estimación. Para los modelos de las columnas (2) y (4) esas variables artificiales fueron tres, correspondientes a los shocks inflacionarios de marzo de 1989 con la adopción del programa de ajuste de ese año, junio de 1994, para reflejar la imposición del control de cambio y mayo de 1996 al instaurarse el esquema de flotación que precedió a las bandas de fluctuación

Para el modelo de la columna (3) las variables dummies corresponden a julio de 1974, enero de 1976 y marzo de 1982. En cada caso esas variables adquieren valor 1 en el mes en referencia y cero en los demás

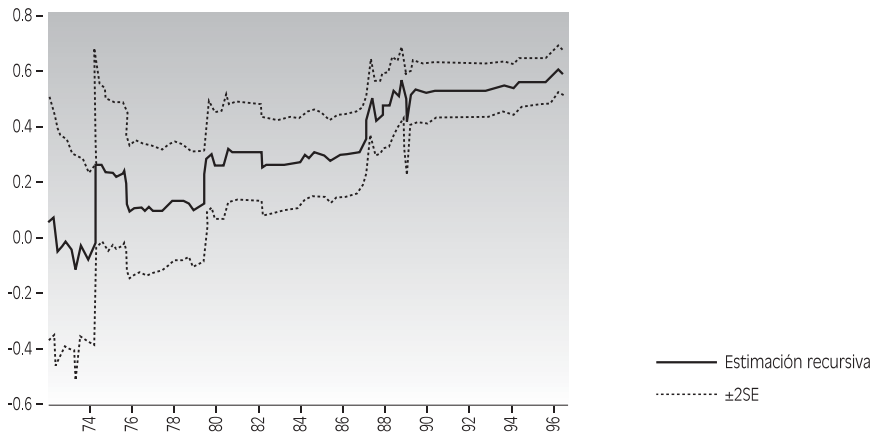
Para el período completo 1970-1996, se aprecia que la inflación se explica por su propio rezago, el cual se vincula con la persistencia, y por la acción combinada de un efecto monetario y otro proveniente de los efectos externos, sean éstos referidos a la inflación externa o a las fluctuaciones del tipo de cambio. Medida a través de la magnitud y significación del primer desfase de la inflación, los resultados del cuadro 1 permiten visualizar la importancia de la persistencia en la explicación de la inflación actual.

No obstante, al comparar los resultados de los modelos de las columnas (3) y (4) se observa una diferencia importante en el grado de persistencia de la inflación. No solamente es el coeficiente del modelo del período 1983(12)-1996(12) mayor, sino también su significación estadística. En efecto, las regresiones del lapso 1970(1)-1982(12) indican una moderada persistencia de la inflación que para todos los efectos prácticos se puede considerar muy baja, en comparación con estimaciones del período más reciente. Ese resultado podría atribuirse a dos factores. En primer lugar, la inexistencia de historia inflacionaria en Venezuela hasta comienzos de los ochenta. Entre

enero de 1970 y diciembre de 1982, Venezuela mantuvo tasas de inflación mensuales en el entorno de 0,7 por ciento, inferior en muchos casos a la de los países industrializados. En segundo término, la inflación era muy estable, salvo en julio de 1974, cuando experimentó un salto importante producto de la monetización de un *shock* petrolero favorable. Esa estabilidad de la inflación se transmitía a la estructura de precios sin que los agentes intentaran protegerse de las variaciones de precios.

Ello sugiere que a partir de 1983 ocurrió un cambio estructural en la economía venezolana que acentuó la persistencia de la inflación. Ese cambio se vincula con el colapso del sistema de cambio fijo en febrero de 1983. La estimación recursiva del modelo general para 1970-1996 permite apreciar el comportamiento del parámetro de persistencia inflacionaria. Como se postuló anteriormente, un incremento de ese parámetro equivale a mayor persistencia de la inflación. Ello justamente es lo que se infiere del gráfico 2.

Gráfico 2

**Estimación recursiva del coeficiente de persistencia inflacionaria**

Después de reflejar los impactos de los *shocks* inflacionarios, en julio de 1974, con motivo del aumento de los precios del petróleo y en marzo de 1979 al desmontarse la estructura de precios administrados, el parámetro se estabiliza en el entorno de 0.25, cifra alta en relación con los valores de la década de los sesenta, pero que distaba mucho de representar una pérdida del ancla de los precios. Un aspecto resaltante del gráfico es la clara tendencia hacia el alza que exhibe el coeficiente a partir de 1983. Con anterioridad, el mismo oscilaba dependiendo del *shock* que enfrentara la economía: subía en unos períodos para caer en otros.



Si bien no es observable un incremento sustancial del coeficiente de persistencia en 1983, después de 1986 es notorio la mayor inclinación que muestra el gráfico del coeficiente. Ello podría tener su explicación en el hecho de que luego de la adopción de las medidas cambiarias en febrero de 1983, el control de precios instrumentado le confirió cierta estabilidad a la inflación. Ella duró lo que tardó en precipitarse la crisis de balanza de pagos, la cual en 1986 implicó un *shock* desfavorable en cuenta corriente equivalente a 7 por ciento del PIB. A partir de ese año es claro que aumenta sostenidamente el coeficiente de persistencia hasta aproximarse a 0,60.

Debe mencionarse, sin embargo, que la puesta en marcha del programa de ajuste de febrero de 1989 pareciera haber significado una ganancia temporal en términos de credibilidad, toda vez que el coeficiente acusó una disminución importante a comienzos de ese año.

### Cambio estructural en la persistencia de la inflación

Una forma práctica de verificar el cambio que tomó lugar en 1983 es formulando un modelo que contenga una *dummy* multiplicativa del primer rezago de la inflación. Es decir, a partir de esa *dummy* se obtendría un coeficiente de desplazamiento, el cual se interpreta como el cambio de régimen a partir de febrero de 1983. Específicamente, la *dummy* (D8396) que toma valor 1 durante febrero 1983-diciembre 1996 y cero el resto de los meses, se multiplica por el primer rezago de la inflación para resaltar el cambio de pendiente de la regresión. Si el cambio ha ocurrido, se espera que el coeficiente sea significativo, y lo contrario si no lo es.

Adicionalmente, como se ha conjeturado acerca del incremento de la persistencia de la inflación, el coeficiente estimado debería ser positivo para respaldar la tesis de mayor persistencia. Los resultados de esta estimación se presentan en el cuadro 2.

Cuadro 2

**Modelo estimado:**  $\Delta P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{t-1} + \alpha_2 (\Delta P_{t-1} * D8396) + U_t$   
**Período de estimación:** Enero 1970-Diciembre 1996

	Coeficiente	Estadístico t
$\alpha_0$	0.003	4.36
$\alpha_1$	0.289	3.07
$\alpha_2$	0.342	3.75
$R^2$		0.789
DW		1.89

Nota: Se incluyeron dos dummies adicionales, una para enero de 1988 debido a la deflación habida ese mes y la otra en marzo de 1989. Se utilizaron los rezagos apropiados para eliminar la correlación serial

La estimación permite obtener un coeficiente de desplazamiento ( $\alpha_2$ ) positivo y altamente significativo, el cual sugiere que desde febrero de 1983 en la economía venezolana se ha acentuado el grado de persistencia de la inflación.

Hasta ahora se ha determinado el impacto del cambio de régimen ocurrido en febrero de 1983 sobre la persistencia de la inflación. La explicación que sigue intenta indagar en aquellos elementos que inciden sobre ese fenómeno. En particular se avanza en la tesis de que la persistencia inflacionaria está estrechamente relacionada con la falta de credibilidad en la política económica.

De acuerdo con la expresión (8.2) se construye un indicador de credibilidad en la política económica (CRED) que toma en consideración, tanto el diferencial de tasas de interés como el respaldo de la base monetaria con reservas internacionales. El primer elemento expresa la consistencia de la política macroeconómica. Así, cuando la tasa de interés doméstica excede a la tasa externa, mayores serán las expectativas de devaluación y menor la credibilidad. Contrariamente, en la medida en que la base monetaria tenga mayor respaldo en reservas internacionales, menor será la probabilidad de un ataque especulativo contra la moneda y más creíble la política económica. En consecuencia, al aumentar el indicador de credibilidad, como reflejo de una mejora en la gestión macroeconómica, mayor será la persistencia de la inflación. La comprobación de esta hipótesis exige estimar un modelo similar al conformado por las ecuaciones (6) y (7). En primera instancia se especifica un modelo autorregresivo para la inflación y, posteriormente, la estimación recursiva del coeficiente asociado al primer retardo de la inflación se utiliza como variable dependiente, en función del indicador de credibilidad. Los resultados se presentan en el cuadro 3.

Cuadro 3

**Modelo 1:**  $\Delta P_t = \alpha_0 + \alpha_{1t} \Delta P_{t-1} + U_t$   
**Período:** 1970(1)-1996(12)

	Coefficiente	Estadístico t
$\alpha_0$	0.004	4.53
$\alpha_1$	0.740	19.76

**Modelo 2:**  $\alpha_{1t} = \beta_0 \alpha_{1t-1} + \beta_1 \text{Cred}_t + U_t$   
**Período:** 1983(3)-1996(12)

$\beta_0$	-0.151	-1.941
$\beta_1$	0.0024	1.861

Como se había supuesto, el coeficiente  $\beta_1$  es positivo y significativo al 6 por ciento. Estos resultados indican que para el período que siguió al colapso del régimen de tipo de cambio fijo en febrero de 1983, ha sido el deterioro de la credibilidad en la política económica un elemento importante que explica el incremento de la persistencia de la inflación en Venezuela.

Si en lugar de utilizar el indicador de credibilidad anteriormente nombrado se usa exclusivamente el del diferencial de tasas de interés, los resultados son aún más concluyentes por cuanto el coeficiente asociado es 0.0034 y el estadístico t es 2.95. Este último resultado podría explicarse a partir del siguiente razonamiento. Durante

prácticamente todo el período de estimación, el diferencial de tasas fue favorable a Venezuela, lo que indicaría menor credibilidad en el sostenimiento del arreglo cambiario. Sin embargo, la emisión de dinero primario estaba ampliamente respaldada por reservas internacionales. Consecuentemente, es plausible asumir que el indicador global exhiba menor significación que aquel que incorpora exclusivamente el diferencial de tasas de interés.

La comparación de los dos subperíodos 1970(1)-1982(12) y 1983(3)-1996(12), utilizando, tanto el índice de credibilidad global como el parcial que incluye únicamente el diferencial de tasas, no fue posible debido al hecho de que para el primer subperíodo no existe información confiable sobre las tasas de interés.

### Volatilidad y persistencia de la inflación

Un enfoque complementario que contribuye a explicar la persistencia de la inflación es mediante el estudio de su volatilidad. El uso de modelos ARCH han resultado eficientes para el análisis de series económicas que experimentan cambios de varianza entre un período muestral y otro, como pareciera ser el caso de la inflación en Venezuela, según la información contenida en el cuadro 4.

Cuadro 4

#### Desviación estándar de la inflación en Venezuela

1970(1)-1996(12)	1970(1)-1982(12)	1983(3)-1996(12)
0.0207	0.007	0.0241

La hipótesis según la cual las varianzas son iguales es rechazada a niveles razonables de significación. Es obvio que la inflación se ha hecho más volátil después del abandono del esquema de tipo de cambio fijo. El ajuste de un modelo GARCH permite validar esta conjetura acerca de la varianza de la inflación.

Cuadro 5

**Modelo:**  $\sigma^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$

1970.1-1996.12	Coefficiente	Estadístico t
ARCH(1)	0.4940	3.83
GARCH(1)	0.5538	5.72
<b>1970.1-1982.12</b>		
ARCH(1)	0.6357	2.75
GARCH(1)	0.5337	0.46
<b>1983.3-1996.12</b>		
ARCH(1)	0.5917	7.30
GARCH(1)	0.5210	5.77

Estos resultados corroboran la suposición sobre la existencia de una importante heterocedasticidad condicional en la inflación en Venezuela, la cual se manifiesta en dos efectos importantes que ayudan a explicar su varianza contemporánea. El primer rezago al cuadrado de la inflación, el componente ARCH, y el primer rezago de la propia varianza, el término GARCH. El primer efecto se refiere a que la alta variabilidad de la inflación hoy se explica por las perturbaciones inflacionarias de ayer, en tanto que el efecto GARCH es interpretable como la duración de esa perturbación.

Tanto la magnitud como la significación de ambos coeficientes sugieren la existencia de persistencia, no solamente de la inflación, sino también de su variabilidad. No obstante, el cuadro 5 permite inferir que los resultados de los dos subperíodos son diferentes. Ciertamente, para 1970(1)-1982(12) el *shock* inflacionario más reciente afecta la varianza actual de la inflación, pero su efecto se diluye, no hay persistencia. Contrariamente, para 1983(3)-1996(12) el efecto del *shock* es de magnitud similar al primer caso, pero su incidencia permanece en el tiempo. Estos resultados tienden a soportar lo reportado en las estimaciones anteriores, según las cuales antes del abandono del régimen de tipo de cambio fijo la economía venezolana no registraba un grado importante de persistencia de la inflación.

## **CONCLUSIONES**

En este documento se presenta un conjunto de estimaciones que conducen a un resultado inequívoco: la inflación en Venezuela presenta un considerable grado de persistencia. La determinación de los factores que explican esa persistencia permitió explorar una gama de alternativas que incluyeron la indexación de los principales precios de la economía y la credibilidad para sostener el arreglo cambiario acordado. Dado que no hay evidencia concluyente sobre la existencia de mecanismos formales de indexación o de instrumentos informales pero generalizados, la estrategia metodológica se orientó a investigar los elementos que inciden sobre la credibilidad.

La construcción de los indicadores de credibilidad conocidos, en la mayoría de los casos, se basa en el financiamiento del déficit público con impuesto inflacionario, para lo cual previamente hay que estimar una función de demanda de dinero. La ausencia en Venezuela de un uso intensivo del impuesto inflacionario y la dificultad para obtener elasticidades ingreso y tasa de inflación de la demanda de dinero, encaminó la investigación hacia la construcción de un indicador de credibilidad más intuitivo que tomara en consideración aquellas variables que reflejan la capacidad de las autoridades económicas de sostener la política cambiaria.

Entre diversas alternativas para modelar la credibilidad en la política cambiaria, dos fueron finalmente consideradas: el diferencial de tasas de interés y la fracción de la emisión monetaria respaldada con reservas internacionales.

Los resultados empíricos permiten, en primer lugar, identificar que después del abandono del régimen de tipo de cambio fijo en febrero de 1983 se ha gestado un proceso sostenido de persistencia inflacionaria, ausente hasta el colapso de la política

cambiaría, y en segundo término, que esa mayor persistencia de la inflación es atribuible al deterioro de la credibilidad, a juzgar por el signo y significación del estimador del índice que mide la credibilidad.

En consecuencia, la prescripción de política apunta hacia el diseño de medidas que tiendan a fortalecer la capacidad de las autoridades para sostener el anuncio hecho. Ello requiere que la política cambiaria sea el resultado de la definición previa de un esquema viable de financiamiento de la gestión pública y no al revés. El resultado fiscal condiciona la trayectoria de los agregados monetarios y, en consecuencia, de las tasas de interés y del nivel de activos externos.

Una vez anunciada la política cambiaria consistente con las cuentas fiscales, las autoridades no deberían desviarse de la política anunciada, salvo en el evento de un *shock* permanente que descuadre las sendas de los agregados monetarios, las tasas de interés y los activos externos.

Para que ese anuncio sea creíble, debería considerarse la introducción de algunos cambios en la forma en que se conduce la política monetaria. Ellos están referidos básicamente a estudiar el uso de instrumentos y técnicas con una visión más allá de los criterios convencionales de la programación monetaria, y a la creación de reglas institucionales que mejoren cualitativamente la percepción de los agentes económicos sobre el compromiso de los encargados de diseñar y ejecutar la política económica.

Una alternativa podría ser que las autoridades enfoquen su accionar directamente hacia un objetivo explícito de inflación (*inflation targeting*) en vez de una meta intermedia de agregado monetario, cuya vinculación con la variable final es difusa, imprecisa y que, además, actúa con una estructura de rezago desconocida. La autoridad establecería un objetivo de inflación compatible con el equilibrio fiscal, monetario y cambiario y cuando observe desviaciones importantes entre la meta y la inflación corriente, usa todos los instrumentos a su disposición para hacer que la tasa de inflación regrese al canal previsto. Si este anuncio es asumido como alcanzable por los agentes económicos, pudiese actuar como un ancla poderosa, tanto para la formación de las expectativas como para guiar la fijación de precios.

La definición de reglas institucionales tiene que ver con el reforzamiento del objetivo de la autoridad monetaria contra la inflación. Ello está relacionado con la precisión legal de la misión del instituto emisor como ente encargado exclusivamente de velar por la estabilidad de precios y cautelar el equilibrio externo. Así se removerían varias lagunas de la actual Ley del BCV que cuestionan la ganancia de reputación antiinflacionaria de las autoridades monetarias.

**REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- \_\_\_\_ Ágenor, P.R. y M. Taylor (1992): "Testing for Credibility Effects". *IMF Staff Paper*, vol. 39, n° 3.
- \_\_\_\_ Alesina, A. y R. Perotti (1995): "The Political Economy of Budget Deficit". *IMF Staff Paper*, vol. 42, n° 1, march.
- \_\_\_\_ Arida, P. y A. Lara Resende (1995): "Inertial Inflation and Monetary Reform: Brazil", en John Williamson: *Inflation and Indexation*, march.
- \_\_\_\_ Bollerslev, T.; R. Chon y K. Kroner (1992): "Arch Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence". *Journal of Econometric*, vol. 52.
- \_\_\_\_ Edwards, S. (1992): "Venezuela: Oil and Exchange Rate, Historical Experience and Policy Options". Manuscrito no publicado.
- \_\_\_\_ Fontes, R. y G. Silva (1994): "A Comparative Analysis of High Inflation in Latin America". July, unpublished document.
- \_\_\_\_ Guerra, J. y G. Sánchez (1997): "Una década de inflación en Venezuela: un estudio con vectores autorregresivos", en Leonardo Vera, ed. *Contribuciones al análisis de la inflación: anotaciones para el caso venezolano*.
- \_\_\_\_ Guerra, J.; P. Rodríguez y G. Sánchez (1996): "The Transmission Mechanism of the Monetary Policy in Venezuela". Forthcoming, BIS, Policy Papers.
- \_\_\_\_ Guerra, J. y F. Sáez (1997): "Experiencia cambiaria reciente en Venezuela". A ser publicado por el Fondo Latinoamericano de Reservas, FLAR.
- \_\_\_\_ Kiguel, M. y N. Liviatan (1990): "Algunas implicaciones de los juegos de política para las economías de alta inflación". *El Trimestre Económico*, vol. LVII, oct.-dic., n° 228.
- \_\_\_\_ Kremers, J. (1990): "Gaining Policy Credibility for a Desinflation". *IMF Staff Paper*, vol. 37, n° 1.
- \_\_\_\_ Novaes, A. (1993): "Revisiting the Inertial Inflation Hypothesis for Brazil". *Journal of Development Economics*.
- \_\_\_\_ Parot, R. (1993): "Un modelo de formación de precios: inflación monetaria e inercial". *El Trimestre Económico*, vol. LX (2), n° 238, abril-junio.
- \_\_\_\_ Revenga, A. (1993): "Credibilidad y persistencia de la inflación en el sistema monetario europeo". Banco de España, Documento de Trabajo n° 9.321.
- \_\_\_\_ Taylor, L. (1990): *Income Distribution, Inflation and Growth*. Lectures on Structuralist Macroeconomic Theory. The MIT Press.
- \_\_\_\_ Tornell, A., y A. Velasco (1994): "Fiscal Discipline and the Choice of Exchange Rate Regime". IDB, Working Paper, series 303, sep.

Fernando Álvarez  
Miguel Dorta  
José Guerra

## **Persistencia inflacionaria en Venezuela: evolución, causas e implicaciones**

### **INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>**

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.

<sup>1</sup> 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.

### **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 antiinflacionaria.<sup>2</sup>

Se dice que un precio está indizado cuando existen prácticas, formales o informales, que reajustan dicho precio de acuerdo con 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 procesos 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.

<sup>2</sup> 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.



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, 1991:44-45).

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).<sup>3</sup> 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.

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 con la inflación pasada, contribuiría a la persistencia inflacionaria. Por el contrario, si el ajuste de salarios se hace de acuerdo con la inflación esperada, se podría afectar –más que perpetuar– el nivel actual de inflación, a menos que la inflación esperada se estime de acuerdo con 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 cómo 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 (1998), donde se consideran dos tipos de bienes: transables y no transables.

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 modelo se resume en el siguiente conjunto de ecuaciones:

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

$$\Delta p_t^{NT} = \phi \Delta p_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

$$\Delta p_t^T = \Delta e_t + \Delta p_t^* + \nu_t \quad (3)$$

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

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  $\mu_t$ ,  $\nu_t$  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  $\alpha$  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  $\phi$ . 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,  $\delta$  expresa el grado de ajuste de la tasa de cambio nominal, según los diferenciales de inflación.

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

$$\Delta p_t = [(\alpha\delta + (1 + \alpha)\phi)] \Delta p_{t-1} + \alpha (\Delta p_t^* - \delta \Delta p_{t-1}^*) + \alpha \nu_t + (1 - \alpha) \mu_t \quad (5)$$

En la ecuación (5), la expresión que acompaña la inflación rezagada  $-(\alpha\delta + (1 - \alpha)\phi)$ —es conocida como el “coeficiente de persistencia inflacionaria”, el cual es una función creciente del grado de indización salarial ( $\phi$ ) y cambiaria ( $\delta$ ). 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 aun 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 salarial.<sup>4</sup>

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:

$$\text{Var}(\Delta p_t) = \frac{\alpha^2 + (1 + \delta^2)\sigma_{\Delta p^*}^2 - 2\alpha^2\delta \text{cov}(\Delta p_t^* - \Delta p_{t-1}^*) + \alpha^2\sigma_v^2 + (1 - \alpha)^2\sigma_\mu^2}{1 - (\alpha\delta + (1 - \alpha)\phi)^2} \quad (6)$$

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 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 antiinflacionaria.<sup>5</sup>

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 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 consecución.<sup>6</sup> Finalmente, la robustez institucional de una economía, en un entorno donde los objetivos

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

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

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 (Alesina y Perotti, 1995) se inclinan a favor del diseño de políticas basadas en reglas, a fin de solventar los problemas de credibilidad.

### **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 aleatoria,<sup>7</sup> 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.

Cuadro 1

#### **Contrastes de raíces unitarias para la tasa de inflación mensual (enero 1984-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.

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

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 construiría un total de 31 estimaciones secuenciales.

### 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:

$$\Delta p_t = \alpha + \sum_{i=1}^r \beta_i \Delta p_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \epsilon_{t-j} + \epsilon_t \tag{7}$$

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

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 Schwartz y Akaike.

Cuadro 2

**Porcentaje de muestras secuenciales donde el modelo ARMA(1,0) supera al modelo alternativo según los criterios de Schwartz y Akaike**

Modelo alternativo	Ventana de 36 meses		Ventana de 48 meses	
	Criterio Schwartz	Criterio Akaike	Criterio Schwartz	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 estimar.<sup>8</sup>

### 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 tiempo<sup>9</sup> y que puedan, a su vez, estar relacionados con otras variables:

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

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

donde  $p_t$  es el logaritmo del índice de precios al consumidor (IPC),  $\alpha_t$  es el intercepto,  $\beta_t$  es un coeficiente no observable que mide la persistencia de la inflación. Valores altos del coeficiente  $\beta_t$  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 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 –con base en los resultados de la primera– se estima para cada caso la ecuación (9), incluyendo como regresores aquellos que mejor puedan reflejar factores de credibilidad, de indización cambiaria y de volatilidad de la inflación.<sup>10</sup>

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

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

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.

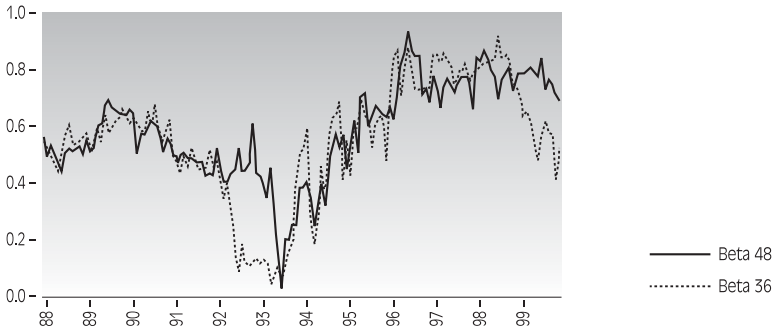
y actualiza las estimaciones, incorporando, sucesivamente, una nueva observación hasta cubrir la totalidad de los datos. En este caso, las estimaciones más recientes del coeficiente de persistencia están afectadas por la historia lejana de la serie, lo cual en presencia de cambios estructurales podría 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*.

### **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 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.

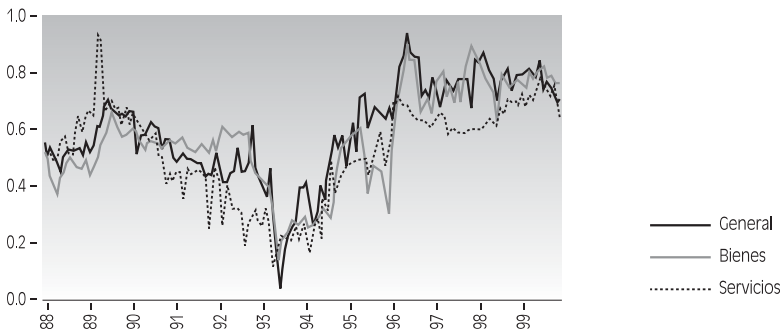
En este gráfico se aprecia en la mayor parte del recorrido que las trayectorias descritas por las curvas son de gran similitud. Es notorio que desde 1989 hasta 1992 la persistencia inflacionaria, medida según esta técnica, venía disminuyendo. Sin embargo, luego de unos tres años de comportamiento errático, 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 presentan las estimaciones secuenciales de la persistencia inflacionaria para bienes y servicios, junto con el nivel general.

Gráfico 2  
**Coefficientes 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.



### 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:

$$\Delta p_t = \alpha_t + \beta_t \Delta p_{t-1} + \delta_t \Delta m_{t-1} + \epsilon_t \tag{10}$$

$$\begin{bmatrix} \alpha_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{t+1} \\ v_{t+1} \\ w_{t+1} \end{bmatrix}$$

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 ( $\alpha_t, \beta_t, \delta_t$ ) (vector de transición o *state-vector*) se ha restringido a un camino aleatorio, implicando que las perturbaciones a los coeficientes se mantienen indefinidamente. Las 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  $\epsilon_t$  se suponen no correlacionados serial ni contemporáneamente.

Cuadro 3

#### Contrastes de raíces unitarias para los coeficientes de persistencia estimados secuencialmente

(diciembre 1987-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 Kalman<sup>11</sup> 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 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 1984-diciembre 1999)

	$\alpha$ (*)	$\beta$ (*)	$\delta$ (*)	R <sup>2</sup> 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

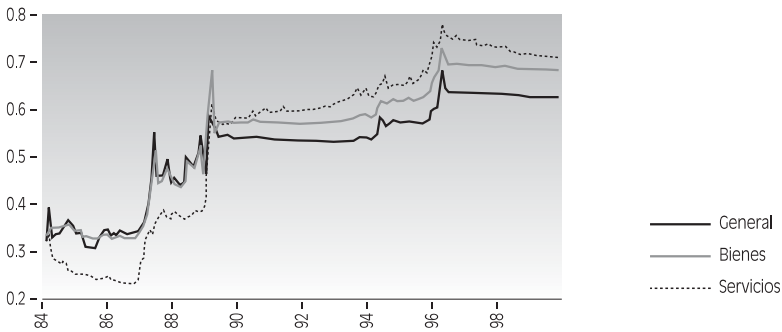
Debido a que la varianza de los coeficientes estimados decrece con el número de observaciones que el algoritmo del filtro de Kalman va incorporando, el análisis se enfoca a partir de 1990, donde las estimaciones involucran desde la observación 70 hasta la 190 y así trabajar con mayor confiabilidad. El 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

11 El algoritmo calcula recursivamente predicciones lineales mínimo-cuadráticas del vector no observable  $(\alpha_t, \beta_t, \delta_t)$ .

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 cambio 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 persistencia. En este sentido, pareciera que el régimen de bandas cambiarias, al exhibir cierto grado de sostenibilidad, dadas 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 con 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

**Coefficientes de persistencia inflacionaria estimados mediante filtro de Kalman**

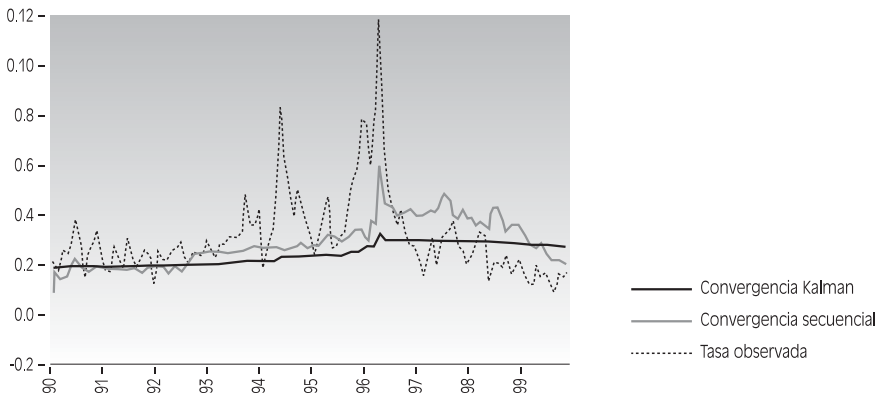


A partir de la especificación para la tasa de inflación presentada en (10), se puede hallar el nivel al que convergería la tasa de inflación en ausencia de perturbaciones en el sistema y manteniendo constante la liquidez monetaria. Esta “tasa de convergencia”, que debe ser entendida como una tasa referencial, vendría dada por la expresión  $(\delta_t / (1 - \beta_t))$ , la cual claramente sugiere una relación directa entre el coeficiente de persistencia inflacionaria y la tasa de convergencia.<sup>12</sup> 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 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.

12 — Aplicando sustituciones reiteradas en la ecuación (10) y haciendo  $\Delta m=0$ , se obtiene:  $\Delta p_t = \beta^n \Delta p_{t-n} + \alpha \sum_{i=0}^{n-1} \beta^i$ . Tomando el límite para n tendiendo a infinito, se obtiene el referido nivel de convergencia.

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****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.

**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 bolívars 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 con 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 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),<sup>13</sup> 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.

$$X_4 = \frac{\hat{u}_t}{\hat{\sigma}_t}, \quad z_t + \alpha_0 + \alpha_1 z_{t-1} + \theta_1 u_{t-2} + \theta_2 u_{t-1} + u_t, \quad z_t = TIP90 - TBR \quad (14)$$

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

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.

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

donde  $e_t$  es el logaritmo del tipo de cambio nominal y  $\delta_t$  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  $\delta_t$  generen aumentos en la persistencia de la inflación.

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

### 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).

### 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  $\beta_t$ , implicando la existencia de una relación altamente no lineal entre el coeficiente de persistencia y sus variables explicativas. Por ejemplo, si el coeficiente  $\beta_t$  se encuentra muy cerca de 1, 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 siguiente:<sup>14</sup>

$$\beta_t = \frac{1}{1 + e^{-w_t}}, \quad w_t = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i} \theta_{ij} z(x_{i,t-j}) + \xi_t \quad (16)$$

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  $\theta_{ij}$  asociados y, finalmente, el término  $\xi_t$  es la perturbación estocástica que se supone idéntica e independientemente distribuida con media cero y varianza  $\sigma^2$ .

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

$$\text{logit}(\beta_t) = \log \left( \frac{\beta_t}{1 - \beta_t} \right) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i} \theta_{ij} z(x_{i,t-j}) + \xi_t \quad (17)$$

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 10 por ciento 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 cambiaria.<sup>15</sup> 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

14 \_\_\_\_La ecuación 16 no incluye intercepto, ya que los regresores están estandarizados.

15 \_\_\_\_Los resultados de la aplicación del test de estacionaridad se presentan en el apéndice.

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.

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: $z(x_{5,t-1})$	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 <sup>2</sup> ajustado	0.988	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 cambio en junio de 1994 y para su posterior abandono en mayo de 1996. Debido a los subsecuentes 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 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	Coefficiente	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 <sup>2</sup> ajustado	0.924	—

Estos resultados son consistentes con aquellos 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.

### 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 sea igual al del 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 aquella 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.

### **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 de los 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 ( $\beta$ ) y del intercepto ( $\alpha$ ). 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 en el 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 anclaje cambiario 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 en 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 ( $\alpha$ ), el cual, junto con el coeficiente de persistencia ( $\beta$ ) 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: 1990(1)-1999(12)

Variables	Estadístico Dickey-Fuller	Conclusión
Logit ( $\beta$ ) (Kalman General)	-0.806	I(1)
Logit ( $\beta$ ) (Kalman Bienes)	-0.706	I(1)
Logit ( $\beta$ ) (Kalman Servicios)	-1.279	I(1)
Logit ( $\beta$ ) (Secuencial Bienes)	-1.657	I(1)
Logit ( $\beta$ ) (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: $x_2$		

Nota: Valores críticos (10%, -2.5776)

Cuadro A-2

### Estimación de los determinantes de la persistencia inflacionaria a partir del filtro de Kalman

Período: 1990(1)-1999(12)

Variables	Bienes	Servicios	General
Logit ( $\beta_{t-1}$ )	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 <sup>2</sup> ajustado	0.998	0.990	0.999

---

**REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- \_\_\_\_ Alesina, A. y R. Perotti (1995): "The Political Economy of Budget Deficit". *IMF Staff Papers*, vol. 42, n° 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, y 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". *Revista BCV*, vol. XII, n° 2.
- \_\_\_\_ Edwards, S. y F. Lefort (1998): "Stabilization, Persistence and Inflationary Convergence: A Comparative Analysis". Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile, n° 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. Rogoff (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, n° 30, abril.
- \_\_\_\_ Revenga, A. (1993): "Credibilidad y persistencia de la inflación en el sistema monetario europeo". Banco de España, Documento de Trabajo, n° 9.321.
- \_\_\_\_ Taylor, J.B. (1979): "Staggered Wage Setting in a Macro Model". *American Economic Review*, 69, n° 2, may.
- \_\_\_\_ (1980): "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, 88,1.



## Capítulo II

### **Aspectos metodológicos**



Enid Blanco  
Belkys Reyes

## **Inflación subyacente**

### **INTRODUCCIÓN**

La estabilidad de los precios es uno de los objetivos primordiales que persigue todo Banco Central a través de la política monetaria, refiriéndose dicho objetivo a la tasa de variación promedio de los precios o tasa de inflación.

A los fines de poder dar cumplimiento a este objetivo, el seguimiento y la correcta interpretación de la evolución temporal de la inflación se convierten en un punto crítico dentro del análisis económico, bien se encuentre circunscrito el análisis al ámbito coyuntural y/o en el mediano plazo.

El instrumento para medir y darle seguimiento a la inflación son los índices de precios, los cuales de no emplearse correctamente pueden hacer difícil distinguir entre cambios en los precios relativos y elevaciones generalizadas y sostenidas de los mismos, que son los que, en definitiva, caracterizan una situación de inflación.

La preocupación por el fenómeno de la inflación surge por las consecuencias que ésta produce en la redistribución de la renta, la riqueza entre distintos grupos sociales e individuos, en la tasa de crecimiento de la economía, y en la estabilidad política y económica del sistema.

En este sentido, se hace necesario contar con una medida de inflación que intente minimizar las distorsiones que producen las variaciones de los precios relativos, la cual puede obtenerse, bien sea mediante el correcto tratamiento estadístico de las series de índices de precios o a través de la exclusión de determinados componentes del índice, siendo aquellos los que presenten una mayor variabilidad.

Determinar dicha medida de inflación es el objetivo de este trabajo y que de ahora en adelante se denominará como inflación subyacente. Para estos fines, en el trabajo, en primera instancia, se procede a definir la inflación subyacente basándose

en los diferentes criterios que la teoría proporciona, describiendo las medidas estadísticas (tasas de crecimiento) apropiadas. En la segunda parte se describen los diferentes modelos utilizados para estimar los respectivos índices de precios, desarrollándose en la tercera parte los cálculos propios de la inflación subyacente para los índice de precios al consumidor (IPC), índice de precios de los bienes y servicios transables (IPCT) y el índice de precios de los bienes y servicios no transables (IPCNT), desde el año 1976, incluyendo una estimación para el año 1999. Finalmente, se expresan algunas conclusiones y recomendaciones.

## LA INFLACIÓN SUBYACENTE

### Definición

A pesar de que en los últimos tiempos este término ha sido ampliamente difundido, pareciera no tener una clara definición. En general, cuando se usa este término pareciera que se tiene en mente el componente persistente o de largo plazo del índice comúnmente utilizado para la medición del nivel de precios.

En la bibliografía revisada se detectan tres criterios sobre los que se fundamentan las mediciones de la inflación subyacente o núcleo inflacionario. Una es aquella mediante la cual se define la inflación subyacente como la tasa de crecimiento del dinero,<sup>1</sup> asumiendo que la tendencia del producto es normalizada a cero y la velocidad es constante.

$$\pi^s = \dot{m}$$

donde:

$\pi^s$ : Inflación subyacente

$\dot{m}$ : Crecimiento del dinero

La segunda considera que existen dos tipos de *shocks* exógenos que potencialmente influyen sobre el comportamiento de la inflación; el primero de ellos se distingue por no tener impactos sobre el producto y el segundo tipo por tener en el mediano y largo plazos, efectos sobre el mismo. Se define, entonces, la inflación subyacente como los componentes de la inflación que no tienen en el mediano y largo plazos impactos sobre el producto real,<sup>2</sup> pero su impacto en períodos más cortos no está especificado. Esta última corriente está acorde con la interpretación de una curva de largo plazo de Phillips, lo que es consistente con distintas tasas de inflación.

La última corriente está basada en la medición de los precios, aplicando un tratamiento estadístico a las series de índices de precios, para luego obtener una señal firme de la evolución de los mismos que se definirá como inflación subyacente.

1\_\_\_\_\_ Michael F. Bryan and Stephen Cecchetti: *Measuring Core Inflation*.

2\_\_\_\_\_ Quah y Valey (1995).

## Ventajas

1. A partir de la inflación subyacente y en función de sus últimos valores, se puede evaluar si el nivel de precios presenta un crecimiento acelerado, desacelerado o constante.
2. Puesto que los últimos datos de la inflación subyacente están sujetos a revisiones, esto permitirá evaluar los valores de la misma, obtenidos con distintos métodos de estimaciones y deducir si la situación ha mejorado, empeorado o se ha mantenido.
3. Un concepto importante en el análisis de coyuntura es la inercia,<sup>3</sup> definida como el valor al que tiende la tasa de crecimiento de la función de predicción. La comparación entre la inflación subyacente y la inercia resultante en cada momento del tiempo, permite inferir sobre el perfil inflacionario que se espera en el mediano plazo. De la confrontación de la inercia obtenida con distintas informaciones, se puede analizar si las expectativas de inflación en el mediano plazo aumentarán, se reducirán o se mantendrán.

## Enfoque

Dado que la tasa de variación del IPC puede estar contaminada por una serie de perturbaciones, tales como cambios transitorios en los precios relativos, cambios fiscales puntuales que afectan la actividad real y que inevitablemente distorsionan el auténtico estado de la inflación, surge la motivación por construir un conjunto de aproximaciones o medidas de inflación complementarias.

En este sentido se podrían mencionar tres grandes enfoques que se pudieran seguir para los fines de la construcción de la(s) medida(s) complementarias, a saber, el axiomático, el estadístico y/o el económico.

El *enfoque axiomático* sobre la base de algún criterio apriorístico construye la tasa de inflación subyacente, a partir de un índice de precios donde se eliminan los grupos de mayor variabilidad y aquellos productos cuyos precios están administrados.

A su vez, el *enfoque estadístico* determina la inflación subyacente a partir del análisis de la propia serie de precios. Con este criterio univariante se pretende construir una señal sólida sobre la que gire la serie original. Dentro de este enfoque hay quienes opinan que la serie que se debería utilizar es la ajustada por la estacionaridad y otros por la tendencia de la serie observada.<sup>4</sup>

Por último, el *enfoque económico* determina la existencia en el largo plazo de una tasa de inflación, independiente de las fluctuaciones reales. Esta metodología, además, emplea un análisis multivariante, utiliza información adicional, no excluye

3 \_\_\_\_\_ Véase diferentes definiciones de inercia inflacionaria en Dorta, Guerra y Sánchez (1997:5-6).

4 \_\_\_\_\_ Antoni Espasa y José R. Cancelo (1993). "Caracterización de los aspectos esenciales de un fenómeno económico mediante técnicas estadísticas de extracción de señales", en Espasa y Cancelo (1993).

ningún componente del índice general, la trayectoria de la inflación no necesariamente ha de tener un carácter suave y no sigue un proceso estocástico concreto.

En este trabajo, dado que el interés es realizar un análisis amplio del proceso inflacionario, se sigue el *enfoque estadístico* y se utilizan los precios finales en su clasificación: general, transable y no transable.

## MEDICIÓN DE LA EVOLUCIÓN SUBYACENTE DE LOS PRECIOS

### Tasas de crecimiento<sup>5</sup>

El seguimiento del IPC, dada su periodicidad, se realiza generalmente a través de los *crecimientos básicos* que no son más que las tasas intermensuales:

$$T_1^1 = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

Pero dada la gran oscilación que presentan, no es mucho el aporte de dichas tasas sobre la situación inflacionaria existente en cada momento, pudiendo, inclusive, conducir a inferencias erróneas. Basta, entonces, con aplicar una transformación adecuada para construir una señal firme de inflación. Sin embargo, aunque con gran ruido u oscilación, en ellas se encuentra la estructura temporal o perfil de crecimiento de los precios.

En términos generales, las tasas de crecimiento se obtienen comparando los niveles de la serie en dos momentos de tiempo distintos,  $t$  y  $t-h$ , de la forma:

$$T_h^t = \frac{Y_t - Y_{t-h}}{Y_{t-h}} = \frac{Y_t}{Y_{t-h}} - 1$$

Donde la elección de  $h$  puede estar sujeta a razones de tipo institucional y/o climatológicas.

Las propiedades que este tipo de señal deben tener son:

- a) El nivel de la señal en  $t$  no debe estar contaminado por las evoluciones erráticas de la serie original (crecimientos básicos).
- b) La unidad temporal " $h$ " ha de ser aceptable.
- c) La tasa de crecimiento debe estar en fase con los crecimientos básicos, es decir, que los máximos y mínimos relevantes de ambas tasas coincidan.

<sup>5</sup> Tomado, fundamentalmente, del capítulo 5 del libro de Espasa y Cancelo (1993).

Suponiendo que  $Y_t$  es una serie con periodicidad mensual, los crecimientos básicos calculados de esa serie deben tener las siguientes características:

- Adelantar todas las oscilaciones de la serie original, excepto las de periodicidad bimensual que las deja en fase. El adelanto depende de la periodicidad de la oscilación.
- Amplificar las oscilaciones de periodicidad inferior a seis meses.
- Atenuar las oscilaciones de mayor periodicidad.

Una vez determinado el valor de  $(h)$ , cualquier tasa de crecimiento es una media ponderada de los crecimientos básicos. Extrapolar el crecimiento de una serie a todo el año se denomina anualizar la tasa; las más empleadas son:

- Crecimiento acumulado en doce meses*  $T_{12}^1$ , tasa de crecimiento de un mes sobre el mismo mes del año anterior:

$$T_{12}^1 = \frac{Y_t - Y_{t-12}}{Y_{t-12}} = \frac{Y_t}{Y_{t-12}} - 1$$

Si se asigna dicha tasa al punto medio de las observaciones que intervinieron en su cálculo, se dice que la tasa está centrada.

$$T_{12}^1 = \frac{Y_{t+6} - Y_{t-6}}{Y_{t-6}} = \frac{Y_{t+6}}{Y_{t-6}} - 1$$

La  $T_{12}^1$  es una medida ponderada de los doce crecimientos intermensuales observados en el período considerado. La  $T_{12}^1$  tiene las siguientes características:

- Es una suma móvil de crecimientos básicos.
- La  $T_{12}^1$  asignada al final del período está desfasada respecto a la serie original, siendo el desfase función del período del componente cíclico de la serie original.
- Afecta la amplitud de las oscilaciones. La amplitud máxima se alcanza cuando el período es de 24 meses y las atenúa si el período es superior a 72 meses.

- Crecimiento de la media de doce meses*  $T_{12}^{12}$ , sobre la media de los doce meses inmediatamente anteriores  $T_{12}^{12}$ .

$$T_{12}^{12} = \frac{\sum_{j=0}^{11} Y_{t+j}}{\sum_{r=1}^{12} Y_{t-r}} - 1$$

A su vez, la  $T_{12}^{12}$  presenta las siguientes características:

- a) Es una media móvil de las tasas  $T_{12}^1$

$$T_{12}^{12(t)} = \frac{1}{12} \sum_{j=0}^{12} (\ln Y_{t+j} - \ln Y_{t+j-12})$$

Donde:  $\ln Y_{t+j} - \ln Y_{t+j-12}$  es la aproximación de la tasa de crecimiento de un mes sobre el mismo mes del año anterior.

- b) Se puede expresar como una media ponderada de los crecimientos básicos.  
 c) Afecta la amplitud de las oscilaciones.  
 d) Por ser una media móvil de los crecimientos básicos, la  $T_{12}^{12}$  asignada al final del período se desfaza en relación con éstos.

Evidentemente, existe una relación entre la  $T_{12}^1$  y la  $T_{12}^{12}$ . La  $T_{12}^{12}$  suaviza la evolución que muestra la  $T_{12}^1$ , lo que influye determinantemente en el análisis de coyuntura, ya que como se mencionó anteriormente, la  $T_{12}^1$ , amplifica las oscilaciones, por lo que su utilización en el análisis económico de corto plazo no parece ser muy apropiado.

La  $T_{12}^{12}$  tiene una interpretación intuitiva muy directa, que es el crecimiento del nivel medio de doce observaciones sobre el nivel medio de las doce observaciones precedentes, crecimiento utilizado comúnmente en las cifras de Contabilidad Nacional.

Ambas tasas tienen la propiedad de reducir el peso del componente estacional, y en este sentido ajustan la estacionaridad en la serie sobre la cual se aplican, pero no se recomienda su utilización para este fin específico, porque si la estacionaridad de una serie constituye un problema, es preferible eliminarla con otras técnicas más eficientes, como sería el uso de *software* especializado para tal fin (X11 ARIMA-88).

De lo descrito hasta ahora, se debe tener claro que, dependiendo de la evolución histórica de la serie en estudio, las medidas apropiadas de tasas de crecimiento vendrán dadas por la  $T_{12}^1$  y/o la  $T_{12}^{12}$ .

### **CÁLCULOS Y ANÁLISIS DE LA INFLACIÓN SUBYACENTE**

En todo análisis de coyuntura, incluso en todo análisis económico, un aspecto de interés es la medición del crecimiento de ciertas variables económicas. Para el caso particular del nivel de precios, esta medición es fundamental.

Del análisis gráfico de los diferentes índices de precios considerados, específicamente el general, el transable y el no transable, se desprende que son variables con un nivel que evoluciona exponencialmente y que no tienden a un valor estable en el tiempo. Surge, entonces, la necesidad de una medida del mismo orden de integración que la variable original, sobre la cual calcular las tasas de crecimiento.

Puesto que el crecimiento subyacente se ha de medir sobre una evolución firme de la variable, el cálculo sobre la serie original se descarta en, primera instancia, que-



dando la ajustada por estacionaridad y la tendencia. La serie desestacionarizada es el resultado de combinar los componentes de tendencia, ciclo y el componente irregular, teniendo en cuenta que una de las principales causas del componente irregular son los errores de medición. Pareciera obvia, entonces, la preferencia por la tendencia como la apropiada para el cálculo del nivel subyacente de la serie en estudio.

La estimación de la tendencia (gráficos 1, 2, y 3) se hizo a través del filtro de Hodrick-Prescott, utilizando un valor específico para cada una de las series, denominado parámetro de suavización " $\lambda$ ". Dicho filtro aplicado a la serie previamente desestacionarizada lo que pretende es minimizar las desviaciones de los ciclos sobre la evolución de la serie, sujeta a la restricción de una tasa de crecimiento de la variable.

Gráfico 1

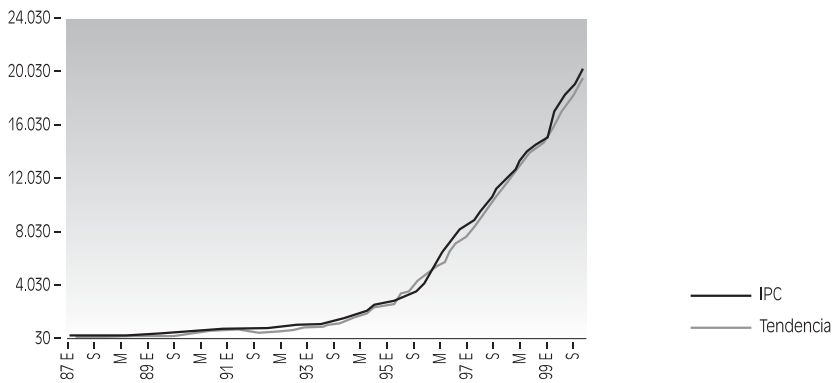
**Índice general de precios al consumidor y su tendencia**

Gráfico 2

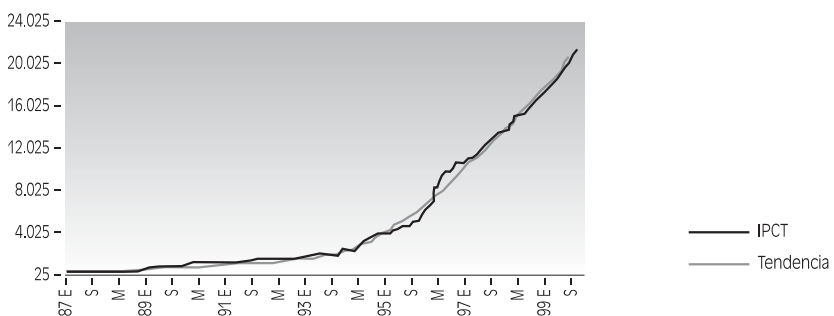
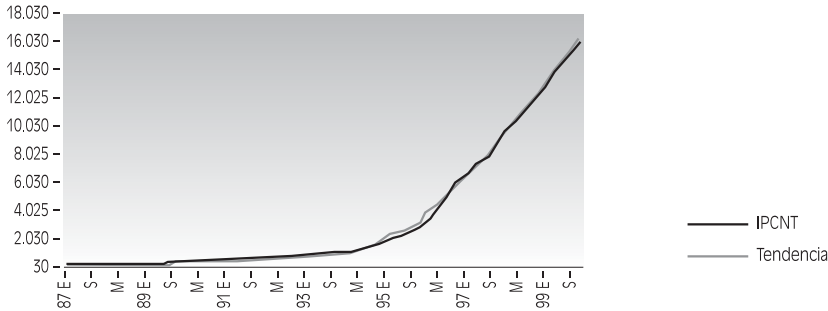
**IPC de bienes transables y su tendencia**

Gráfico 3  
**IPC de bienes no transables y su tendencia**



Este método sopesa el grado de suavización de la serie frente a cuán de cerca se quiere que la tendencia represente a la verdadera evolución de los precios. Esta disyuntiva viene representada por el parámetro  $\lambda$ , el cual puede fluctuar entre cero e infinito, dependiendo de la periodicidad de la serie.

De la serie de tendencia de los precios se procedió a calcular las tasas anualizadas de crecimiento, la  $T_{12}^1$  y la  $T_{12}^{12}$ , partiendo de los índices mensuales comprendidos entre enero 1973 y marzo 1998, validándose para los precios de la economía venezolana, lo que que la teoría señala. La  $T_{12}^1$  es mucho más errática y magnifica la amplitud de las oscilaciones, por lo que se decide trabajar únicamente con la  $T_{12}^{12}$  de los índices de precios como medida aceptable de la inflación subyacente. Ambas tasas tienen implícito un costo informativo o pérdida de actualidad, manifestada en las observaciones que se pierden al final de la serie y que es necesario sustituir con predicciones sujetas a revisión. Surge como consecuencia de esto una limitación, y es que no es sino después de once períodos después de  $t$  cuando el cálculo de la inflación subyacente se convierte en definitivo.

Dada la limitación de esta metodología, se consideraron diferentes proyecciones con la finalidad de contar con medidas alternativas. Para el índice de precios a nivel general se utilizó la estimación del modelo gasto,<sup>6</sup> la proveniente de un modelo ARIMA y la resultante de un modelo de función de transferencia,<sup>7</sup> con la finalidad de contar con medidas alternativas. Para los índices de precios transables y no transables se realizaron estimaciones con modelos ARIMA y se hizo el intento de ajustar un modelo de función de transferencia, llegándose a contar con resultado sólo para el

6\_\_\_\_\_Modelo econométrico, desarrollado en el Departamento de Apoyo Cuantitativo, para estimar el producto y sus componentes por el lado de la demanda y la inflación.

7\_\_\_\_\_Véase anexo I: Fundamentos de modelos de regresión dinámicos. Fundamentos conceptuales.

IPC de bienes transables, ya que para el IPC de bienes no transables fue imposible encontrar una variable adelantada que causara a la variable dependiente. Al respecto se hicieron pruebas con el tipo de cambio, con los gastos ordinarios y extraordinarios del gobierno central y con el índice de precios al mayor (IPM).

En este sentido, dado que el análisis de Box-Jenkins de series de tiempo sugiere que las variables sean estacionarias, se procedió en primer lugar a estudiar el comportamiento de las series en niveles, dando como resultado que ninguna de las tres variables en estudio eran estacionarias, es decir, hay ausencia de media y varianzas constantes a través del tiempo, por lo que seguidamente se les aplicaron transformaciones con el fin de cumplir con esta condición. Al aplicar el test de raíces unitarias de Dickey-Fuller a los datos ya transformados, se obtuvieron los siguientes resultados:

Cuadro 1

**Test de Dickey-Fuller**

Período: 1974(1)-1998(3)

Series	Transformaciones	Valor observado	Valor crítico*
IPC	Primera diferencia logarítmica	-3.5313	-2.8716
IPC bienes transables	Primera diferencia logarítmica	-4.4019	-2.8718
IPC bienes no transables	Primera diferencia logarítmica	-4.8112	-2.8718

\* Los valores críticos son tomados al 5% de significancia

De lo anterior se tiene que las variables examinadas son integradas de orden 1, I(1).

Una vez hecha la prueba de estacionaridad y establecido el orden de integración, se procedió a la estimación de los modelos ARIMA. En esta etapa se combinan la técnica de Box-Jenkins con las sugerencias metodológicas de algunos autores,<sup>8</sup> quienes aconsejan formular un modelo incluyendo un número adecuado de términos AR y MA, excluyendo aquellos no significativos, hasta llegar a algún modelo que se pudiera considerar adecuado.

Los modelos estimados, siguiendo este método se detallan a continuación:

— *Especificación final del modelo ARIMA para el IPC*

$$(1 - \phi_2 B^2) (1 - B) Y_t = \alpha + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) e_t$$

$$(1 - 0.8084 B^2) \Delta IPC = 0.2084 + (1 - 0.4801 B - 0.3901 B^2) e_t + 0.1309 D89M3$$

(-13,64)
(4,87)
(-8,56)
(4,99)
(11,23)

8 \_\_\_\_\_ Pesaran, M. y B. Pesaran (1997): *Working with Microfit 4.0. Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press.

— *Especificación final del modelo ARIMA para el IPC de bienes transables*

$$(1 - \phi_1 B) (1 - B) Y_t = \alpha + (1 - \theta_1 B) e_t$$

$$(1 - 0.5443 B) \Delta IPCT = 0.0209 + (1 + 0.1808 B) e_t + D89M3$$

(7,17)                      (7,86)                      (-2,03)                      (11,6)

— *Especificación final del modelo ARIMA para el IPC de bienes no transables*

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) (1 - B) Y_t = \alpha + e_t$$

$$(1 - 0.3997 B - 0.4784 B^2) \Delta IPCNT = 0.0206 + D89M3 + D89M4 + D96M5$$

(7,52)                      (9,09)                      (4,42)                      (10,5)                      (7,31)                      (4,08)

donde:

$\Delta IPC$ ,  $\Delta IPCT$ ,  $\Delta IPCNT$  representan la primera diferencia logarítmica del índice de precios al consumidor para el área metropolitana de Caracas, IPC de bienes transables e IPC de bienes no transables, respectivamente. Entre paréntesis el estadístico  $t$ .

### **MODELOS DE FUNCIÓN DE TRANSFERENCIA**

Los modelos de función de transferencia (MFT) permiten la incorporación de variables explicativas (*inputs*) que guarden una relación con una variable dependiente. Esta clase de modelos son muy útiles para pronosticar, ya que generalmente se incluyen como variables explicativas indicadores adelantados de la variable a explicar. El modelo de función de transferencia utilizado para la proyección del IPC es el mismo modelo formulado por Sánchez, Reyes y Guerra (1997),<sup>9</sup> centrándose, por consiguiente, el esfuerzo en construir un MFT para el índice de precios al consumidor de bienes transables, dado que no se pudo encontrar una variable adelantada de periodicidad mensual para explicar el comportamiento del IPC de bienes no transables. En primer término se procedió a la inspección de algunas variables *inputs* que pudieran tener relación y servir como adelantadas a estos índices. La información disponible y la bibliografía revisada permiten considerar las siguientes variables:

<sup>9</sup> Sánchez, G; B. Reyes y J. Guerra (1997): "Modelos de series de tiempo para predecir la inflación en Venezuela". Serie Documentos de Trabajo GIE, BCV, n°13.

Cuadro 2

**Variables de los modelos**

<b>Variables dependientes</b>	<b>Variables inputs</b>
IPC de bienes transables	Tipo de cambio promedio Índice de precios al mayor
IPC de bienes no transables	Gasto fiscal Salarios

El tipo de cambio promedio se seleccionó, puesto que se podría pensar que los precios de los bienes transables se ven afectados con cierto desfase en el tiempo ante variaciones en el tipo de cambio.

En el estudio realizado por Silva (1997) se plantea que existe una relación entre los precios al mayor y al detal; de allí que se quiso ahondar sobre este particular, por lo que se analizó la causalidad de Granger para ambas variables.<sup>10</sup>

En relación con el IPC de bienes no transables, se consideró la variable gasto fiscal como una variable *proxy* de la presión de demanda sobre los bienes no transables.

En el punto correspondiente a los modelos ARIMA se determinó el orden de integración de las variables dependientes IPCT e IPCNT. En este sentido, el cuadro 3 muestra los resultados de las variables evidenciando que el tipo de cambio promedio, el índice de precios al mayor y el gasto fiscal, este último medido en términos de los egresos ordinarios y extraordinarios del gobierno central, resultaron integradas de orden 1, I(1).

Cuadro 3

**Test de Dickey-Fuller para las variables explicativas**

Período: 1974(1)-1998(3)

<b>Series</b>	<b>Transformaciones</b>	<b>Valor observado</b>	<b>Valor crítico*</b>
Tipo de cambio promedio	Primera diferencia logarítmica	-14.2285	-2.8717
Índice de precios al mayor	Primera diferencia logarítmica	-8.2362	-2.8717
Gasto fiscal	Primera diferencia logarítmica	-13.1339	-2.8717

\* Los valores críticos son tomados al 5% de significancia

Para examinar cuál de las variables explicativas presenta un comportamiento adelantado respecto a la variable dependiente, fue necesario extraerles el componente cíclico, utilizando la técnica de filtrado desarrollada por Hodrick-Prescott (gráficos 4 y 5).

10 Silva, José Ignacio (1997): "Relación de precios al mayor y detal: su contribución a explicar la dinámica del proceso inflacionario en Venezuela". Serie Documentos de Trabajo. GIE, BCV, n° 5.

Gráfico 4

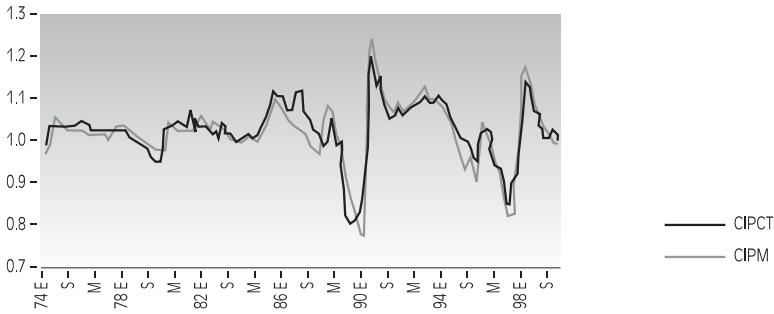
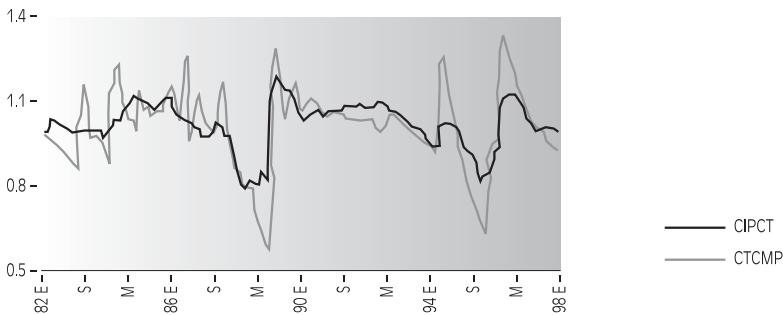
**Componente cíclico del IPC de bienes transables y del índice de precios al mayor**

Gráfico 5

**Componente cíclico del IPC de bienes transables y del tipo de cambio**

Del análisis gráfico se desprende que las variables índice de precios al mayor y tipo de cambio promedio no muestran un comportamiento adelantado en relación con el IPC de bienes transables, resultando coincidentes ambas series en otros períodos. Contrariamente, es esta última variable la que se anticipa en algunos períodos a las explicativas. Por tal motivo y en vista de que este análisis no es concluyente, se procedió en segunda instancia a verificar la condición de adelanto empleando para ello la función de correlación cruzada (FCC). El método FCC utiliza la técnica de filtrado, conocida como preblanqueado, de donde se obtiene el correlograma cruzado entre la variable explicativa y la dependiente, a través del cual se puede tener una idea de la forma del modelo de función de transferencia (MFT), puesto que sugiere los valores de los parámetros del modelo.

Específicamente el correlograma cruzado entre el IPC de bienes transables y el índice de precios al mayor muestra "picos" significativos en los rezagos negativos, lo que indica que es la variable dependiente la que afecta a la variable explicativa,

violando así el supuesto de que la relación entre ambas variables debe ser unidireccional, es decir, de IPM a IPCT. Igualmente, empleando el tipo de cambio promedio, con base en el correlograma cruzado, se deduce que los impactos ocurridos en el tipo de cambio promedio, aunque éste no se adelanta al IPC de bienes transables, lo afecta de manera inmediata. De esta manera el modelo se puede aceptar como válido, siempre y cuando se incluya el valor del tipo de cambio en el período corriente.

Gráfico 6

**Correlación cruzada entre el IPC de bienes transables y el tipo de cambio**  
(ambas series preblanqueadas)

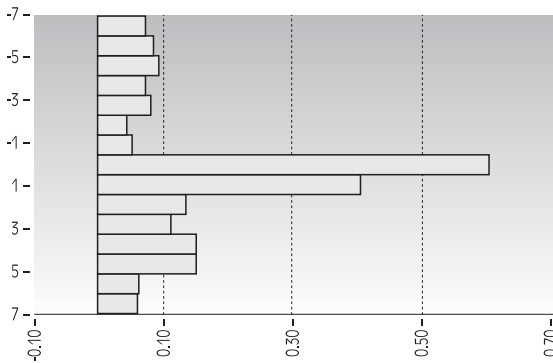
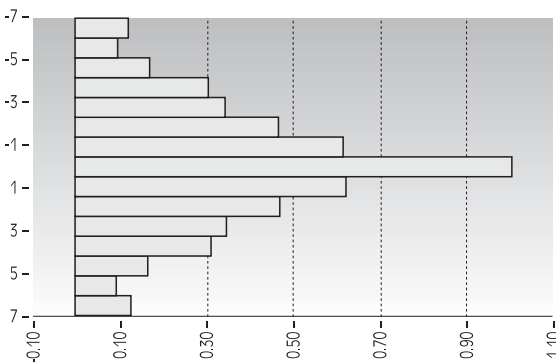


Gráfico 7

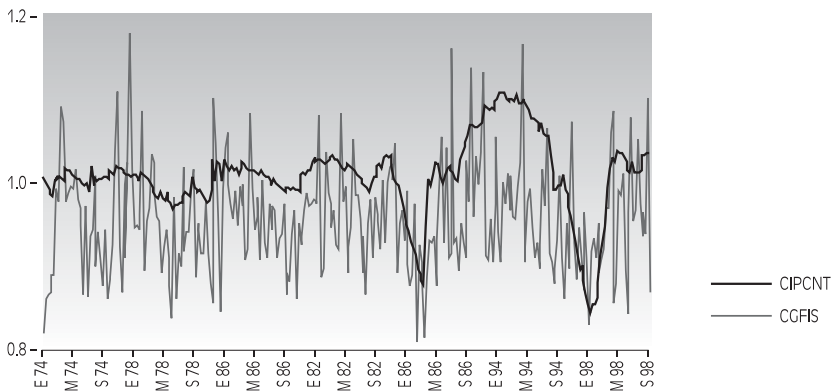
**Correlación cruzada entre el IPC de bienes transables y el IPM**  
(ambas series preblanqueadas)



Por otro lado, se hizo el análisis relacionando el IPC de bienes no transables con el gasto fiscal y al descomponer esta última variable aplicando el X11-ARIMA se observa que está dominada por un componente irregular muy fuerte, lo que no permite identificar si la misma se adelanta o no a la variable dependiente (gráfico 8).

Por su parte, el correlograma cruzado entre el gasto fiscal y el IPC de bienes no transables también muestra "picos" significativos en los rezagos negativos, lo que viola el supuesto de la relación unidireccional entre ambas variables. De allí que no se construyó un modelo que explicara el comportamiento de los precios de los bienes no transables en función del gasto.

Gráfico 8

**Componente cíclico del IPC de bienes no transables y del gasto fiscal**


Asimismo, se trató de relacionar el IPC de bienes no transables con los salarios asociados a dicho sector, pero esta serie sólo se tiene con periodicidad trimestral y no mensual, como lo requiere el estudio.

Por último se aplicó el test de causalidad de Granger, el cual permite contrastar la hipótesis de si una variable causa a la otra y ver si hay problemas de causalidad bidireccional. Los resultados obtenidos al respecto son:



Cuadro 4

**Test de Causalidad de Granger**

Período 1974(1)-1998(6)

Hipótesis nula (Ho)	Rezagos	Estadístico F	Probabilidad	Regla de decisión
IPC no causa IPM	1	28.6	1.8E-07	Rechaza Ho
IPM no causa IPC	1	16.6	5.9E-05	Rechaza Ho
IPCT no causa IPM	1	35.4	7.8E-09	Rechaza Ho
IPM no causa IPCT	3	9.3	0.02510	Rechaza Ho
IPCT no causa TCMP	3	2.1	0.10704	Acepta Ho
TCMP no causa IPCT	3	5.5	0.00150	Rechaza Ho
IPCNT no causa GFIS	12	1.1	0.3692	Acepta Ho
GFIS no causa IPCNT	12	3.0	0.00066	Rechaza Ho

Primera diferencia logarítmica del IPC: índice de precios al consumidor; IPCT: índice de precios de bienes transables; IPM: índice de precios al mayor; GFIS: gasto fiscal

En el cuadro 4 se observa que existe una relación bidireccional entre las variables IPC y el IPM. Este resultado indica que no es posible establecer claramente la relación de corto plazo de presencia entre ambos (IPCT e IPCM), por lo que fueron excluidas del estudio por violar el supuesto de que la relación debe estar orientada en un solo sentido, es decir, de la variable explicativa a la dependiente.

El modelo de la variable *input* seleccionada para explicar el IPC de bienes transables quedó estructurado de la siguiente manera:

$$(1 - \phi_2 B^2) (1 - B) Y_t = \alpha + (1 - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2) e_t$$

$$(1 - 0.4530 B^2) \Delta TCMP = 0.0165 + (1 + 0.2126 B - 0.5701 B^2) e_t$$

(3,45)    (3,66)    (3,87)    (-4,88)

La especificación del modelo de función de transferencia para el ICP de bienes transables quedó de la siguiente manera:

$$(1 - \phi_1 B) (1 - B) IPCT = \alpha + (1 - \Theta_1 B) X_t + D89M3 + D95M12$$

$$(1 - 0.5749 B) \Delta IPCT = 0.0179 + (1 + 0.8343 B) \Delta TCMP + 0.1378 D89M3 - 0.0326 D95M12$$

(-11,55)    (8,21)    (5,26)    (8,57)    (-2,24)

Nota: Entre paréntesis estadístico t.

Se hizo necesario la intervención de los modelos por medio de las variables D89M3, D95M12, D96M5, para corregir algunos valores atípicos en el ajuste, motivados por los shocks asociados al inicio de los programas económicos en marzo de 1989 y mayo de 1996, así como a la fuerte devaluación ocurrida en diciembre de 1995.

Una vez definido todo el proceso asociado a cada uno de los cálculos, se procede a analizar propiamente la evolución y el nivel de la inflación subyacente para cada uno de los índices de precios.

## ESTIMACIÓN DE LA INFLACIÓN SUBYACENTE

### Índice de precios al consumidor

De la evolución de la inflación subyacente calculada a partir del índice de precios al consumidor, se observan tres (3) brotes "inflacionarios o ciclos", definidos éstos de depresión a depresión.

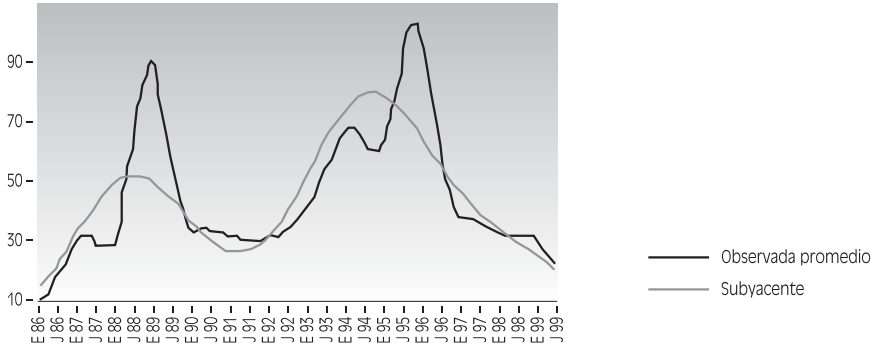
En el cuadro 5 y el gráfico 9 se presenta la evolución de la inflación subyacente junto a la inflación observada y la cronología de dichos ciclos se especifica en el cuadro 6.

Cuadro 5

#### IPC a nivel general Inflación observada y subyacente

Periodo	Observada	Subyacente
1976	7.6	6.4
1977	7.8	8.1
1978	7.1	10.1
1979	12.4	14.3
1980	21.5	16.8
1981	16.0	14.6
1982	9.7	10.7
1983	6.3	8.1
1984	11.6	7.6
1985	11.4	8.8
1986	11.5	15.5
1987	28.1	31.8
1988	29.5	48.9
1989	84.5	51.7
1990	40.7	39.5
1991	34.2	29.5
1992	31.4	30.5
1993	38.1	46.6
1994	60.3	69.7
1995	60.4	79.5
1996	99.9	70.7
1997	50.0	52.4
1998	35.8	38.8

Gráfico 9  
**Inflación**



Cuadro 6

**Cronología de referencia**  
**Índice de precios al consumidor**  
**Inflación subyacente**

Ciclo	Mínimo	Máximo	Mínimo
Primer	Agosto 76 7.4	Enero 80 16.8	Octubre 83 7.6
Segundo	Noviembre 83 7.6	Septiembre 88 53.0	Julio 91 28.3
Tercer	Agosto 91 28.4	Febrero 95 79.4	Marzo 98 37.1

Nota: Los valores numéricos se refieren a los puntos mínimos y máximos de la inflación anualizada para esos períodos

Cuadro 7

**Inflación observada y subyacente  
Índice general de precios al consumidor**

Período	Inflación observada		Inflación subyacente	
	Anualizada	Mensualizada	Anualizada	Mensualizada
<b>1997</b>				
Enero	50.0	2.6	52.4	3.6
Febrero	46.4	2.3	51.0	3.5
Marzo	43.4	1.6	49.6	3.4
Abril	41.1	2.4	48.3	3.3
Mayo	39.6	3.1	47.0	3.3
Junio	38.9	1.8	45.8	3.2
Julio	38.6	2.8	44.7	3.1
Agosto	38.4	3.3	43.6	3.1
Septiembre	38.1	3.4	42.5	3.0
Octubre	37.7	3.8	41.5	2.9
Noviembre	37.2	2.8	40.6	2.9
Diciembre	36.5	2.6	39.7	2.8
<b>1998</b>				
Enero	35.8	2.0	38.8	2.8
febrero	35.2	2.2	37.9	2.7
Marzo	34.6	2.7	37.1	2.7
Abril	34.2	3.4	36.4	2.6
Mayo	33.8	3.2	35.6	2.6
Junio	33.4	1.3	34.9	2.5
Julio	33.1	2.1	34.2	2.5
Agosto	32.9	2.1	33.6	2.4
Septiembre	32.8	1.8	32.9	2.4
Octubre	32.8	2.5	32.3	2.4
Noviembre	32.8	1.6	31.7	2.3
Diciembre	32.9	1.7	31.1	2.3

El gráfico 9 muestra evidencia de dos ciclos, tanto para la inflación subyacente como para la observada, uno comprendido entre 1986 y 1991 y otro que va desde 1982 hasta el último período en estudio. A lo largo del primer período, la variación promedio de la inflación subyacente anualizada es de aproximadamente 32,3 por ciento siendo ésta menor cuando se compara con la variación promedio de la inflación observada de 34,0 por ciento. Igual comportamiento se observa en el segundo ciclo bajo análisis, donde la variación media de la inflación subyacente (48,5 por ciento) continúa por debajo de la observada (57,0 por ciento). Sin embargo, es en este último ciclo donde se observa una mayor aceleración en ambos indicadores y luego al final del período tienden a aproximarse.

En 1986, simultáneamente al colapso del mercado petrolero, el gobierno decide entrar en una política fiscal expansiva. La inflación se acelera notablemente, alcanzando niveles nunca antes experimentados.

A finales de 1988, el déficit fiscal se torna inmanejable, dada la falta de acceso al mercado internacional de crédito, y las reservas se agotan producto del exceso de importaciones autorizadas durante 1988.

La inflación subyacente refleja en este período, específicamente en septiembre de 1988, el máximo correspondiente al ciclo, 53,0 por ciento. Según la cronología de referencia, la subyacente se adelanta a la observada en seis (6) meses.

En marzo de 1988 se adopta un programa de levantamiento de controles sobre los precios fundamentales de la economía. A principios de 1990 se dan los primeros pasos de un acuerdo de refinanciamiento de la deuda externa: unificación cambiaria, aumento de tasas de interés, actualización de precios y tarifas públicas. La inflación en 1990 se reduce, dada la combinación de una recesión sin precedentes y de una contracción del déficit fiscal. El costo pagado por absorber las presiones inflacionarias represadas desde 1986 fue la recesión de 1989.

El hecho de que en 1990 la inflación subyacente continúe en su fase depresiva se fundamenta en una mayor tasa de depreciación nominal, en una política monetaria restrictiva, ajustada al desenvolvimiento de la actividad real, factores que contrarrestaron la incidencia inflacionaria apuntada por la expansión de la demanda agregada interna, por ajustes en precios y tarifas de bienes y servicios.

Cuando la inflación subyacente alcanza el punto mínimo, específicamente en julio de 1991, estuvo asociado a las políticas monetaria y cambiaria, adoptadas racionalizando la primera de ellas las operaciones crediticias, con el fin de moderar las presiones de la demanda agregada interna y manteniendo la segunda de ellas una evolución moderada.

Para el último trimestre de 1993 se aceleran significativamente los precios, determinados por una mayor incidencia de los factores de costos, entre los que se puede destacar el ajuste nominal del tipo de cambio, los ajustes en las tarifas de algunos servicios básicos y las crecientes expectativas inflacionarias asociadas al desequilibrio fiscal. En este año se puso en vigencia el impuesto al valor agregado (IVA) al nivel de importador, productor y mayorista, aspecto este que no afectó de manera significativa la formación de precios, tal como lo evidencia la evolución de la inflación subyacente. En 1994 todo se acentuó aún más, obedeciendo a la interacción de presiones de demanda, restricciones de oferta y consolidación de expectativas inflacionarias. Las primeras originadas por desequilibrios monetarios y expansiones del gasto público; las segundas debido a incrementos de costos, restricciones sobre importaciones, reforzando las expectativas al componente inercial. En julio se implementan los controles de precios y de tipo de cambio, en un intento de frenar la evolución de los precios.

Es en 1995 cuando la inflación subyacente alcanza el último punto máximo con una variación anualizada de 79,9 por ciento, dada la persistencia de los mismos desequilibrios que años anteriores, el desfase en la aplicación de medidas de política económica para corregirlos, el agotamiento progresivo de los controles de cambio y de precios y una disminución progresiva de las reservas internacionales en el segundo

semestre, lo que limitó la asignación de divisas para importaciones y condujo a una devaluación del tipo de cambio oficial. A finales del año se dismantela la política de control de precios, iniciando la inflación subyacente su última fase decreciente.

En el primer semestre de 1995 se agudizaron los desequilibrios macroeconómicos y se instrumentan medidas de ajuste con alta repercusión sobre los precios. Aun así la inflación subyacente continuó en su fase descendente, en particular, a lo largo del segundo semestre del año 1997, motivado por el lento dinamismo de la demanda interna y la reorientación del gasto hacia el sector externo de la economía, inducida por la apreciación real del tipo de cambio.

En el segundo semestre se acelera el crecimiento de los precios observados, justificado por decisiones administrativas de ajuste de precios y tarifas, y por el repunte de la demanda agregada, dentro de un contexto de mayores ingresos externos atribuibles a situaciones favorables coyunturales en el mercado petrolero mundial y a una fuerte expansión del crédito bancario.

En el primer semestre de 1998 la inflación observada estuvo determinada, esencialmente, según su naturaleza y durabilidad, por la aplicación de ajustes programados en los servicios básicos y por el efecto directo que produjo la fijación del nuevo salario mínimo, cuya vigencia se hizo efectiva desde el mes de mayo. Por el contrario, en el segmento de los bienes no se produjo una mayor variación, observándose en los meses de marzo y abril los mayores impulsos, motivados por prolongados períodos de sequía y la consecuente restricción de oferta que ello conduce.

Por su parte, la inflación subyacente anualizada para este período ha estado siempre por encima de la observada, como se aprecia en el cuadro 7.

### Índice de precios de bienes transables

La inflación subyacente asociada a este indicador evidencia tres ciclos, tal como se muestra en el siguiente cuadro:

Cuadro 8

**Cronología de referencia  
IPC de bienes transables  
Inflación subyacente**

Ciclo	Mínimo	Máximo	Mínimo
Primer	Junio 76 8.9	Octubre 79 19.1	Mayo 83 9.1
Segundo	Junio 83 9.1	Abril 88 65.2	Mayo 91 26.1
Tercer	Junio 91 26.0	Octubre 94 74.1	Diciembre 98 28.5

Nota: Los valores numéricos se refieren a los puntos mínimos y máximos de la inflación anualizada para esos períodos

En la misma se destaca que en promedio las fases decrecientes son más largas que las ascendentes, a excepción de la fase ascendente ubicada entre junio 1983 y abril de 1988. La duración de los ciclos es similar (7 años), a diferencia del primer ciclo que es menor. La menor inflación subyacente se alcanza en el primer ciclo (8,9 por ciento) y la máxima en el tercer ciclo (74,1 por ciento).

Gráfico 10

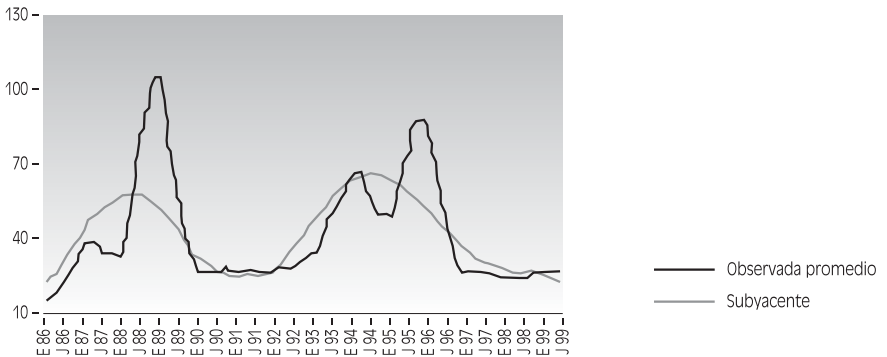
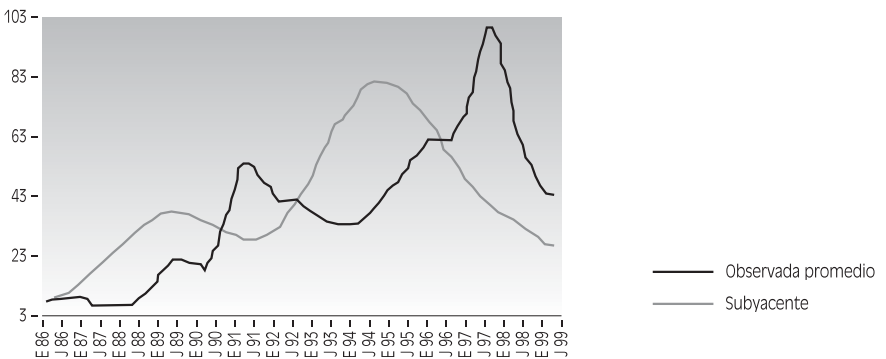
**Índice de precios al consumidor de bienes transables**

Gráfico 11

**Índice de precios al consumidor de bienes no transables**

Cuadro 9

**IPC de bienes transables  
Inflación observada y subyacente**

Período	Observada	Subyacente
1976	8.5	9.2
1977	9.5	10.2
1978	9.0	12.5
1979	14.1	17.1
1980	27.6	19.0
1981	15.2	15.3
1982	9.2	11.0
1983	7.3	9.1
1984	16.2	9.5
1985	15.5	11.8
1986	16.2	22.4
1987	36.5	45.3
1988	36.0	63.9
1989	115.3	59.4
1990	37.1	39.5
1991	30.0	27.2
1992	28.3	28.9
1993	34.1	46.3
1994	64.0	68.2
1995	55.8	73.6
1996	98.2	62.5
1997	39.3	44.2
1998	28.0	32.8



Cuadro 10

**Inflación observada y subyacente  
Bienes transables**

Período	Inflación observada		Inflación subyacente	
	Anualizada	Mensualizada	Anualizada	Mensualizada
<b>1997</b>				
Enero	39.3	1.6	44.2	3.1
Febrero	35.3	1.3	42.9	3.0
Marzo	31.9	0.3	41.7	2.9
Abril	29.5	1.5	40.5	2.9
Mayo	28.1	1.2	39.4	2.8
Junio	27.9	1.5	38.3	2.7
Julio	28.2	2.2	37.3	2.7
Agosto	28.6	3.6	36.4	2.6
Septiembre	28.6	3.2	35.6	2.6
Octubre	28.5	2.8	34.8	2.5
Noviembre	28.4	2.6	34.1	2.5
Diciembre	28.0	2.0	33.4	2.4
<b>1998</b>				
Enero	27.7	1.0	32.8	2.4
febrero	27.7	0.7	32.3	2.4
Marzo	27.9	3.1	31.8	2.3
Abril	27.8	3.8	31.3	2.3
Mayo	27.3	2.3	30.8	2.3
Junio	26.6	1.0	30.4	2.2
Julio	26.2	1.2	30.1	2.2
Agosto	26.0	1.1	29.7	2.2
Septiembre	26.1	2.0	29.4	2.2
Octubre	26.4	2.2	29.1	2.2
Noviembre	26.7	0.7	28.8	2.1
Diciembre	27.3	2.0	28.5	2.1

Del análisis de la inflación observada y subyacente para el índice de bienes transables, se destaca que en la década de los noventa la inflación subyacente está por encima de la observada en la mayoría de los años.

Para el primer semestre de 1998, si bien los precios de los bienes transables se iniciaron con una desaceleración, explicada en parte por la política de anclaje nominal cambiario, en el mes de marzo se revierte la tendencia, no pareciendo estar asociado a cambios en la productividad, sino más bien a fluctuaciones de corto plazo, donde los productos agrícolas han tenido un rol importante.

## Índice de precios de bienes no transables

Si bien se estimó un modelo ARIMA para la predicción del IPC de bienes no transables, el cálculo de la inflación subyacente e inercial para este grupo se obtuvo como la diferencia ponderada entre la proyección del IPC total y del IPC de bienes transables. La razón que justifica este procedimiento radica en el hecho que para el caso de estas dos últimas variables fue posible construir un modelo de función de transferencia, los cuales tienden a tener una capacidad predictiva mayor que los modelos ARIMA.

La inflación subyacente asociada a este grupo muestra tres ciclos referidos en el siguiente cuadro.

Cuadro 11

### Cronología de referencia IPC de bienes no transables Inflación subyacente

Ciclo	Mínimo	Máximo	Mínimo
Primer	Febrero 76 6.3	Abril 80 14.7	Julio 84 5.4
Segundo	Agosto 84 5.4	Mayo 89 38.6	Junio 91 30.5
Tercer	Junio 91 30.6	Febrero 95 85.1	Diciembre 98 33.9

*Nota: Los valores numéricos se refieren a los puntos mínimos y máximos de la inflación anualizada para esos periodos*

La menor inflación subyacente se observa en el primer ciclo y la mayor en el tercer ciclo. Con este indicador los ciclos no tienen una duración similar; por el contrario, destaca lo extenso del primero que abarca alrededor de ocho años y medio. La inflación subyacente muestra un adelanto significativo a la observada.

Cuadro 12

**IPC de bienes no transables  
Inflación observada y subyacente**

Período	Observada	Subyacente
1976	6.8	6.8
1977	6.7	7.0
1978	6.0	8.5
1979	10.6	11.9
1980	16.6	14.6
1981	16.8	13.8
1982	10.0	10.4
1983	5.5	7.2
1984	7.6	5.6
1985	6.9	5.6
1986	6.4	9.0
1987	18.2	18.1
1988	20.3	30.2
1989	47.3	38.3
1990	45.7	36.5
1991	39.5	31.2
1992	34.7	33.0
1993	42.2	49.2
1994	57.8	73.5
1995	64.0	85.1
1996	101.5	76.5
1997	59.9	58.0
1998	42.3	43.0

Cuadro 13

**Inflación observada y subyacente  
Bienes no transables**

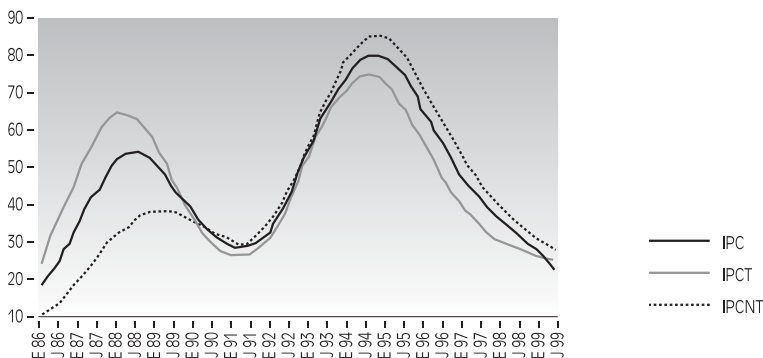
Período	Inflación observada		Inflación subyacente	
	Anualizada	Mensualizada	Anualizada	Mensualizada
<b>1997</b>				
Enero	59.9	3.5	58.0	3.9
Febrero	56.6	3.2	56.6	3.8
Marzo	53.9	2.6	55.1	3.7
Abril	51.7	3.1	53.7	3.6
Mayo	49.9	4.7	52.3	3.6
Junio	48.6	2.1	51.0	3.5
Julio	47.6	3.3	49.7	3.4
Agosto	46.8	3.0	48.5	3.4
Septiembre	46.2	3.5	47.3	3.3
Octubre	45.4	4.6	46.2	3.2
Noviembre	44.4	3.0	45.1	3.1
Diciembre	43.4	3.0	44.0	3.1
<b>1998</b>				
Enero	42.3	2.8	43.0	3.0
Febrero	41.3	3.3	42.0	3.0
Marzo	40.2	2.4	41.0	2.9
Abril	39.2	3.1	40.1	2.9
Mayo	38.1	3.9	39.2	2.8
Junio	36.8	1.5	38.4	2.7
Julio	35.8	2.7	37.6	2.7
Agosto	34.8	2.8	36.8	2.6
Septiembre	33.7	1.6	36.0	2.6
Octubre	32.9	2.6	35.3	2.6
Noviembre	32.3	2.1	34.6	2.5
Diciembre	31.7	1.5	33.9	2.5

De estos resultados puede inferirse que tanto para el primer ciclo como para el segundo la evolución de los precios transables, si bien cuentan con una ponderación menor en el total, son los que impulsaron la evolución de los precios a nivel global. En el segundo mínimo del primer ciclo, los precios de los bienes no transables determinaron el comportamiento del nivel general de los mismos, contrariamente a lo que se observa en el segundo ciclo, donde los que dominan los precios en su descenso es el desenvolvimiento de los bienes transables.<sup>11</sup>

11 Las ponderaciones que al respecto se manejan: IPC transables 48,81786 por ciento e IPC no transables 51,18214 por ciento en relación con el IPC general.

En el último ciclo, quien apunta la evolución de los precios a nivel general son los precios de los bienes no transables, los cuales cuentan con la mayor ponderación dentro de la canasta. Al iniciar la fase descendente, los precios de los bienes transables son los que presentan la desaceleración más rápida.

Gráfico 12

**Inflación subyacente****COMPARACIÓN ENTRE LA INFLACIÓN SUBYACENTE Y LA INERCIA**

En este trabajo se define la inercia como la expectativa de crecimiento en el mediano plazo del fenómeno que se estudia y matemáticamente es la pendiente de la función de predicción en el largo plazo. En el caso en referencia la inercia es calculada como la  $T_{12}^1$  de la serie original proyectada.

La inercia tiene la ventaja de que es un indicador de crecimiento futuro de la tendencia y no depende directamente de un valor pasado concreto.

En aquellos casos en los cuales la serie no presente un crecimiento tendencial, es decir, que las series bajo estudio sean integradas  $I(1)$ , se sustituirá el cálculo de la inercia por el valor esperado de la serie, o sea, la constante a la que tiende la función de predicción en el largo plazo.

En la comparación de la inflación subyacente con la inercia es de gran ayuda tomar en consideración el cuadro siguiente:

Cuadro 14

**Inflación subyacente e inercia**

Situación actual del crecimiento de la serie	El valor de la inercia es menor que el del crecimiento subyacente actual	El valor de la inercia es igual al del crecimiento subyacente actual	El valor de la inercia es mayor que el del crecimiento subyacente actual
Situación de crecimiento desacelerado	Existe margen para que la desaceleración continúe	La desaceleración tiende a estancarse	Posibilidad de que la evolución desacelerada de la serie se convierta en acelerada
Situación de crecimiento constante	Posibilidad de que el crecimiento constante se convierta en desacelerado	Se espera que continúe el crecimiento constante	Posibilidad de que el crecimiento constante se convierta en acelerado
Situación de crecimiento acelerado	Posibilidad de que el crecimiento acelerado se convierta en desacelerado	La aceleración tiende a estancarse	Margen para que continúe la aceleración

Nota: Esta información fue tomada de Espasa y Cancelo (1993)

En el cuadro 15 se muestran las proyecciones de las tasas anualizadas de la inflación subyacente y de la inercia; en el mismo se observa una tendencia a la desaceleración en los precios en el futuro próximo.

**PROYECCIONES 1999**

Las estimaciones correspondientes a la inercia muestran que ésta se encuentra por debajo de la inflación subyacente en el largo plazo. El análisis del comportamiento de esta última variable muestra que la inflación tiende a desacelerarse, como consecuencia de la menor variación en el tiempo de los precios de los bienes no transables, lo que contrarresta el efecto acelerador de los precios de los bienes transables.

Cuadro 15

**Proyección de la inflación subyacente e inercia 1/**

	IPC	IPCT	IPCNT	INERCIA
<b>1999</b>				
Enero	30.5	28.3	33.3	30.2
Febrero	29.7	28.0	32.6	29.9
Marzo	28.9	27.7	32.0	33.0
Abril	28.1	27.5	31.4	34.7
Mayo	27.4	27.2	30.9	33.5
Junio	26.6	27.0	30.3	34.6
Julio	25.8	26.7	29.8	34.5
Agosto	25.1	26.5	29.3	34.1
Septiembre	24.3	26.2	28.7	33.9
Octubre	23.5	25.9	28.2	32.9
Noviembre	22.8	25.6	27.7	32.9
Diciembre	22.0	25.3	27.3	32.7

1/ Tasas anualizadas

---

## **CONCLUSIONES**

La inflación subyacente de los bienes transables es mayor que la observada a finales de los ochenta y durante la década de los noventa, a excepción del año 1989, lo que pudiera indicar un resurgimiento en los precios de los bienes transables.

La inflación subyacente de los bienes no transables, en general, tiende a ser menor que la inflación observada.

De la evolución de las inflaciones subyacentes se desprende que hasta mediados del año 1991 el comportamiento de los bienes transables es el que ha impulsado la evolución ascendente de los precios a nivel general, si bien en la desaceleración no se puede inferir acerca de qué grupo es el que predomina, puesto que hasta mediados del año 1990 los transables frenaban la desaceleración y a partir de entonces son los no transables los que influyen en la aceleración de los precios, situación predominante hasta la fecha.

Al comparar la inflación subyacente con la inercia se observa que esta última es inferior a la subyacente, lo que indica que las expectativas de crecimiento en el largo plazo sobre los precios tienden a disminuir.

---

## **RECOMENDACIONES Y LIMITACIONES**

Es conveniente realizar una desagregación más detallada del índice de precios, con la finalidad de observar cuáles son los grupos que presentan la mayor variabilidad dentro del mismo y qué causa dicha fluctuación.

Se recomienda incluir variables monetarias en los modelos de función de transferencia para los índices de precios de transables y no transables que recojan el efecto de la política monetaria sobre los precios.

Para el cálculo de la inflación subyacente se requiere de la proyección de por lo menos once meses de los índices de precios a nivel general, transables y no transables, por lo que gran parte de los resultados obtenidos están sustentados en las proyecciones realizadas.

**BIBLIOGRAFÍA**

- \_\_\_\_ Álvarez, Luis y Miguel Sebastián (1995): "La inflación latente en España: una perspectiva macroeconómica". Servicios de Estudio. Documento de Trabajo n° 9521.
- \_\_\_\_ Dorta, M.; J. Guerra y G. Sánchez (1997): "Credibilidad y persistencia de la inflación en Venezuela". Mimeo, Banco Central de Venezuela, septiembre.
- \_\_\_\_ Espasa, A. y José R. Cancelo, eds. (1993): *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, caps. 4, 5 y 9. Alianza Editorial.
- \_\_\_\_ Fernández Macho, F. Javier (1991): "El crecimiento subyacente en variables económicas". *Estadística Española*, volumen 33, n° 126, enero-abril.
- \_\_\_\_ Hausmann, R. y G. Márquez (1988): "La crisis económica venezolana: origen, mecanismos y encadenamiento". *Investigación Económica*, n° 165.
- \_\_\_\_ L' Hotellerie-Fallo'is, Pilar (1996): Diagnóstico de la situación inflacionista y seguimiento de un objetivo decreto de inflación: el caso español. Trabajo presentado en la XXXIII Reunión de Técnicos de Bancos Centrales del Continente Americano, noviembre.
- \_\_\_\_ Melis, F. (1991): "La estimación del ritmo de variación en series económicas". *Estadística Española*, volumen 33, n° 126, enero-abril.
- \_\_\_\_ Michael F., Bryan y Stephen G. Cecchetti (1987): Measuring Core Inflation n.
- \_\_\_\_ Peña de Rivera, Daniel (1995): "Estadística, Modelos y Métodos". Modelos lineales y series temporales, capítulo 16.
- \_\_\_\_ Quah, Danny T. y Shaun P. Valey (1995): "Measuring Core Inflation". Working paper series n° 31, Bank of England, april.
- \_\_\_\_ Sánchez, Reyes y Guerra (1997): "Modelos de series de tiempo para predecir la inflación en Venezuela". Documento de trabajo n° 13, Banco Central de Venezuela, diciembre.
- \_\_\_\_ Silva (1997): "Relación de precios al mayor y detal: su contribución a explicar la dinámica del proceso inflacionario en Venezuela". Documento de trabajo n° 5, Banco Central de Venezuela, abril.



## ANEXO

### Fundamentos de modelos de regresión dinámicos<sup>12</sup>

#### Fundamentos conceptuales

Un modelo de regresión dinámica para una serie temporal puede interpretarse como una representación matemática que descompone la historia de la serie en dos componentes. El primero describe cómo una o más variables explicativas  $X_t$  afectan a la variable explicada  $Y_t$ .

El segundo recoge el efecto de todas las demás variables  $X$  excluidas del modelo.

Se puede representar por:

$$Y_t = Y_t^* + N_t$$

donde:

$Y_t^*$ : es la parte de  $Y_t$  explicada por  $X$

$N_t$ : es la parte de  $Y_t$  no explicada por  $X$

Los principios básicos para la construcción de un modelo de función de transferencia son:

1. La variable explicativa  $X_t$  influye sobre  $Y_{t+k}$  para  $k \geq 0$ , pero no al contrario. Esta condición exige una relación de causalidad unidireccional.
2. La relación entre la variable  $X_t$  y la dependiente  $Y_t$  es constante en el período muestral analizado.
3. La respuesta de  $Y_t$  a las variaciones de  $X_t$  puede aproximarse de forma lineal

$$Y_t^* = v_0 x_t + v_1 x_{t-1} + v_2 x_{t-2} + \dots$$

donde los coeficientes  $v_i$  son constantes desconocidas a determinar. La representación de estos coeficientes en función del retardo  $i$  es lo que se denomina función de respuesta a impulsos o función de transferencia.

Una función de transferencia es estable si un aumento finito en  $X_t$  produce un efecto finito en  $Y_t^*$ . Bajo esta condición podríamos pensar en aproximar  $v(B)$  mediante una representación finita del tipo

$$W_0 + W_1 B + \dots + W_m B^m = W_m(B)$$

utilizando  $w$  en representación de un número finito de coeficientes. O permitiendo un número infinito de ellos, pero con estructura simple de amortiguamiento; por ejemplo:

$$\frac{W_0}{(1 - \delta B)} = W_0 (1 + \delta B + \delta^2 B^2 + \dots)$$

donde  $W(B)$  representa una aproximación de media móvil a  $V(B)$ , mientras que  $W_0$   $(1 - \delta B)$  es del tipo autorregresivo. Siendo una representación general:

$$V(B) = \frac{W_m(B)}{\delta_a(B)}$$

se llamarán  $m$  y  $a$  los órdenes de los operadores de media móvil y autorregresivo, respectivamente.

Por último, si la variable responde a un impulso en  $t$ , después de cierto período que llamaremos  $b$ , la expresión anterior quedaría expresada como:

$$V(B) = \frac{W_m(B)}{\delta_a(B)} B^b$$

quedando el filtro lineal  $V(B)$  caracterizado por las órdenes  $(m, a, b)$  y la forma general de un modelo de función de transferencia como sigue:

$$Y_t = \frac{W(B)}{\delta(B)} X_t + \frac{\sigma(B)}{\phi(B)} a_t$$

*Función de transferencia de  $X_t$* 
*Disturbios de la función  $(N_t)$*

Virginia Cartaya  
Zany Fermín

## **Determinación del núcleo inflacionista e inflación subyacente a través de una desagregación del IPC**

### **INTRODUCCIÓN**

La preocupación por la inflación se justifica por los efectos que produce sobre la redistribución de la renta y de la riqueza, también por la repercusión que tiene sobre la tasa de crecimiento de la economía y en la estabilidad del sistema económico.

El objetivo principal de la política monetaria es la estabilidad de los precios. Por tal razón, la medición, evolución, determinantes y predicción de la inflación son parte primordial de la información que debe disponer las autoridades monetarias para la toma de decisiones. En los países cuya política monetaria está dirigida a la consecución de un objetivo directo de inflación, es preciso determinar cuál índice va a ser utilizado para medir la evolución de los precios y, además, evaluar el cumplimiento del objetivo. Para medir el nivel general de precios, los índices más utilizados son el índice de precios al consumidor (IPC) y el deflactor del producto.

Una vez decidido cuál índice de precios se va a usar, el análisis de la inflación requiere adicionalmente un conjunto de indicadores que puedan alertar sobre la evolución de los precios, entre ellos, variables que contribuyan a informar sobre los determinantes de los mismos, tales como los relacionados con los costes (salarios, tipo de cambio, precios de importación, impuestos indirectos), demanda (capacidad productiva utilizada, gasto público) y los indicadores de expectativas de inflación.

El objetivo general de este trabajo es el análisis y predicción de la inflación a través de la estimación de sus movimientos tendenciales o subyacentes, utilizando indicadores directos de precios. El primer problema que se presenta, dado este objetivo, es tener una buena medida de la inflación, ya que los índices de precios, en

general, y el IPC en particular, registran en su evolución, tanto cambios de los precios relativos como en el nivel general de precios, es decir, en la tasa de inflación. Esto nos lleva a estimar una señal estable o tendencial de evolución de la inflación. Para ello se realiza una desagregación y posterior reagrupación del IPC, para construir una medida de precios que excluya aquellos componentes que se consideran especialmente volátiles y aquellos cuyos movimientos dependen en menor cuantía de la evolución de las condiciones de costes internos de la economía.

En un trabajo realizado por Enid Blanco y Belkis Reyes (1998), donde se dividen los precios en bienes transables y no transables, se obtuvo una medida de la inflación subyacente. Aun cuando se obtienen resultados interesantes, se llega a la conclusión de que existe la limitación de la heterogeneidad existente en la estructura de costos de los productos involucrados en cada índice, por lo que se hace necesario un mayor nivel de detalle en la desagregación del índice de precios general.

En la primera parte del trabajo se da una breve explicación de la metodología empleada, iniciando con la escogencia de la variable, desagregación, selección del año base, determinación del núcleo inflacionista e inflación subyacente y algunas formas en que ésta se mide, así como las características que debe poseer dicho indicador. Asimismo se trata de manera sucinta el cálculo de las tasas de crecimiento más utilizadas y el centrado de las mismas. Esta primera parte concluye con la definición de la inercia en una variable y su diferencia con la tasa subyacente, así como la comparación de ambas medidas como instrumento para evaluar las perspectivas de crecimiento de una variable.

En la segunda parte se analiza el comportamiento de cada uno de los grupos de la desagregación propuesta, se calculan las tasas inercial y subyacente, y se comparan ambos resultados.

Por último, se expresan algunas conclusiones y recomendaciones.

---

## **METODOLOGÍA**

### **Selección de la variable**

#### **Características de la información disponible**

Dado el objetivo del trabajo, se requiere utilizar indicadores de precios finales de la economía. En Venezuela se dispone del índice de precios al consumidor (IPC) y de los deflatores del producto y del gasto agregado como indicadores de la evolución de los precios finales de la economía. Los deflatores son series trimestrales y anuales y se observan con cierto desfase, por lo que su utilización arrastraría esa desfase. Adicionalmente, si se le añade como desventaja su carácter implícito y el hecho de estar sujeto a sucesivas revisiones, su escogencia no parece ser adecuada.

Por su parte, el IPC<sup>1</sup>, con cobertura del área metropolitana de Caracas, tiene periodicidad mensual y no presenta desfase en su publicación, además es fuente básica para la elaboración del deflactor de consumo final privado y del deflactor del consumo público en lo concerniente a las compras de bienes y servicios. Este índice es el seleccionado para medir la inflación y para establecer los objetivos monetarios y es utilizado como referencia en la fijación de todo tipo de contrato (salariales, alquileres, contratos de obras y suministros, etc.), por lo tanto, resulta adecuada su selección para analizar la inflación.

### **Selección del año base**

El año 1991 fue tomado como año base para la construcción del índice utilizado en este trabajo. La razón principal es que antes de ese período se venían realizando cambios en lo concerniente a la canasta de bienes incluidos en el IPC del área metropolitana de Caracas, por lo que no es compatible la comparación de sus productos individualmente de un año a otro.

### **Determinación del núcleo inflacionista e inflación subyacente a través de un subagregado del IPC**

A fin de lograr el objetivo de este trabajo es necesario construir una medida que nos permita obtener una señal estable de la evolución de la tasa de inflación.

La utilización del IPC agregado presenta el inconveniente de que dicho índice registra en su evolución, tanto cambios de los precios relativos como cambios en el nivel general de precios, es decir, la tasa de inflación. La inflación se asocia con los movimientos permanentes o más persistentes de los índices de precios, que son los relevantes, mientras que los cambios en los precios relativos dan lugar a movimientos transitorios de precios particularmente oscilantes.

Un método para obtener una medida de esos movimientos de precios más persistentes, consiste en extraer de la canasta del IPC aquellos componentes proclives a movimientos erráticos o de precios relativos. El subagregado del IPC obtenido después de esta exclusión constituye el llamado *núcleo inflacionista*.

Otra vía para obtener una medida depurada de la inflación es a través de la utilización de técnicas estadísticas para estimar una medida tendencial del IPC, libre de elementos estacionales y erráticos, para obtener así la parte más estable y permanente de la evolución de los precios que permita calcular la tasa de inflación de la economía. Precisamente, utilizaremos como definición de *inflación subyacente* a la tasa de variación interanual, centrada, calculada sobre la tendencia de un índice de precios.

1\_\_\_\_\_ En Venezuela se produce el índice de precios al consumidor con cobertura nacional, regional y área metropolitana de Caracas (AMC). Los dos primeros presentan desfases en su publicación.

Los términos de inflación subyacente y núcleo inflacionista se han definido de formas muy diferentes, incluyendo las aquí especificadas y son las que se van a emplear aquí. Sin embargo, es necesario advertir que algunos autores han utilizado lo que en este trabajo se llama núcleo inflacionista como la inflación subyacente.

### **Desagregación de la canasta de bienes y servicios del IPC del AMC**

Con el objeto de identificar aquellos elementos de la canasta particularmente erráticos en los movimientos de sus precios, para extraerlos y así construir el núcleo inflacionista, se procedió a reagrupar la canasta en grupos que internamente sean lo más homogéneos posible. La siguiente desagregación<sup>2</sup> se realizó, según el grado de transformación de sus productos, de sus semejanzas en cuanto a la estructura de costos y evolución, y del grado de apertura a niveles de competencia entre los bienes y servicios.

La agrupación tradicional<sup>3</sup> de los cuatro grupos del IPC, a excepción del grupo Vestido y Calzado, son bastantes heterogéneos en sus componentes, ya que en cada grupo se incluyen bienes y servicios. Como ejemplo de esto se tiene al grupo de Alimentos, Bebidas y Tabaco que contiene productos agrícolas, manufacturados y servicios. La desagregación propuesta quedó constituida por los siguientes grupos:

1. Alimentos No Elaborados (ANELAB), constituido por aquellos productos que no han sufrido transformación alguna y que sólo han sido objeto a lo sumo de clasificación, y sus precios presentan una gran vulnerabilidad ante variaciones de su oferta, ya sea por condiciones climatológicas o por importaciones. Entre ellos se encuentran los bienes agrícolas, pescados y mariscos, y los huevos de gallina.
2. Alimentos Elaborados (AELAB), formado por aquellos rubros alimenticios que han sido objeto de alguna transformación y de los cuales el grupo anterior es insumo intermedio. Constituyen el sector agroindustrial. Entre sus productos se encuentran los derivados de cereales, arroz y semillas leguminosas, azúcares, aceites, bebidas y tabacos, carnes, leche y sus derivados, entre otros. Este grupo se puede ver afectado aunque con algo de desfase, por la evolución de la oferta de los alimentos no elaborados y por las importaciones.
3. Textiles y Prendas de Vestir (TEXT), constituido por productos generados en la industria de confección textil y por la industria del calzado y cuero. En la evolución de la oferta de este grupo las importaciones tienen una alta participación.
4. Bienes Industriales no Energéticos (BINDNE), constituido por equipos y aparatos eléctricos y electrónicos, automóvil, muebles para el hogar, artículos de recreación, productos médicos en general, artículos de limpieza del hogar y personal.

2\_\_\_\_ Para mayor detalle de la desagregación, el interesado puede dirigirse a los autores.

3\_\_\_\_ Grupos: Alimentos, Bebidas y Tabaco, Vestido y Calzado, Gastos del Hogar y Gastos Diversos.

5. Servicios (SERV), lo constituyen los servicios de asistencia médica y hospitalización, los servicios educativos, tales como el pago de matrícula e instrucción, actividades de esparcimiento y recreación, alimentos y bebidas tomados fuera del hogar, servicio de transporte y mantenimiento de automóviles, servicios básicos del hogar, servicios personales, servicios de mantenimiento de prendas y equipos, entre otros.
6. Bienes y Servicios Administrados, constituido por aquellos bienes y servicios, cuyos precios no responden al desenvolvimiento del mercado y que son concertados y/o autorizados por el gobierno central o municipal. Tal es el caso de las tarifas telefónicas, eléctricas, transporte público, combustibles y lubricantes.

### **Medidas del núcleo inflacionista**

Existen distintas formas de obtener una señal firme de la evolución de los precios, excluyendo aquellos movimientos del índice general, producto de reajustes en los precios relativos y que no reflejan cambios en el nivel general de precios, a fin de calcular la tasa de variación adecuada, para medir el crecimiento de la variable. No obstante existen controversias en cuanto al método a utilizar. A continuación se presenta un resumen general de los principales procedimientos:

#### *Eliminación a priori*

Se construye un subagregado de los precios de consumo que excluye los precios de aquellos artículos especialmente volátiles. Ésta es una práctica internacionalmente extendida. Como ejemplo podemos mencionar el índice de precios de servicios y bienes elaborados no energéticos (IPSEBENE) que utiliza el Banco de España, el IPC subyacente calculado en Canadá que excluye alimentos, energía y los efectos de los impuestos indirectos, el de Estados Unidos que elimina los precios correspondientes a alimentos y energía, y Nueva Zelanda que no incorpora los efectos de las tasas de interés.

#### *Eliminación a posteriori*

Una vez observada la inflación, se construye un subagregado que elimine aquellos movimientos que no respondan a cambios en el nivel general. Como procedimiento se tiene el cálculo de la media ajustada, que excluye de su cálculo las variaciones extremas de precios, partiendo del supuesto de que los efectos de los cambios en los precios relativos se concentran en las colas de la distribución.

Otro enfoque es calcular una mediana ponderada, que consiste en ordenar de mayor a menor las variaciones de los diferentes productos que componen la canasta de consumo. La inflación subyacente sería la variación del producto en el cual se alcanza el 50 por ciento de la canasta.

Otra metodología es el cálculo de una medida de la tendencia de la inflación. Para ello existen diferentes procedimientos para estimar el componente tendencial

de una serie. Entre los procedimientos más utilizados se encuentran los de descomposición de una serie en sus componentes: tendencia, ciclo, estacional e irregular.

La construcción del núcleo inflacionista utilizando el criterio a posteriori no presenta mayor complicación, ya sea calculando una media ajustada, la mediana ponderada o la tendencia. En el caso de la media ajustada, se calcula una vez observada la inflación, de la cual se extraen aquellas variaciones extremas según un criterio de dispersión, obteniéndose así la inflación subyacente del subagregado resultante.

La decisión sobre la medición de núcleo inflacionista a utilizar debe responder a las particularidades de cada economía y este indicador debe reunir las siguientes características:

- De fácil comprensión e interpretación.
- Estar sujeto a escasas y poco significativas revisiones.
- Su variabilidad debe ser menor a la correspondiente de la inflación.
- Oportunidad.
- En el largo plazo el indicador no se debe apartar de la inflación acumulada.

Todo lo tratado hasta ahora está referido al nivel de la variable; sin embargo, uno de los puntos de mayor interés en el análisis de una variable económica es la medición de su crecimiento. A continuación se definen las tasas de crecimiento y su centrado.

### Tasas de crecimiento

El cálculo del crecimiento de una variable es imprescindible para evaluar la situación que atraviesa el fenómeno. Las tasas de crecimiento se obtienen comparando valores del nivel de la serie en dos momentos de tiempo distintos,  $t$  y  $t-h$ , de la forma  $m_h = (Y_t - Y_{t-h}) / Y_{t-h}$ , donde el resultado está expresado en tanto por uno. Si  $h=1$ , se tiene que  $m_1 = (Y_t - Y_{t-1}) / Y_{t-1}$ , que se denomina *crecimiento básico* de una serie. Estos crecimientos básicos son muy oscilantes y en sí mismos son una medida confusa; sin embargo, en ellos se encuentra el perfil de crecimiento esencial del fenómeno.

En el caso de series con periodicidad intranual, una tasa de crecimiento que se mide es la del *crecimiento acumulado*. Si la serie es de periodicidad mensual, una de las tasas más usadas es el crecimiento acumulado en doce meses  $T(1,12)$  o tasa de crecimiento de un mes sobre el mismo mes del año anterior  $T(1,12) = (Y_t - Y_{t-12}) / Y_{t-12}$ .

La tasa anual  $T(1,12)$  es el acumulado de los crecimientos básicos ( $m_1$ ), contenidos en el intervalo de su cálculo. Al ser anual se elimina gran parte del componente estacional y también el irregular, por cuanto al agregar las observaciones de un año se compensarán valores positivos con valores negativos de esta última componente. Por lo tanto, si existen diferencias relativas entre los grupos, al comparar sus tasas mensuales con las anuales se podría inferir la eliminación de los componentes antes mencionados.



Otra tasa de crecimiento es la media de doce meses sobre la media de los doce meses inmediatamente anteriores, es decir:

$$T(12,12) = \frac{\sum_{j=0}^{11} Y_{t+j}}{\sum_{r=1}^{12} Y_{t-r}} - 1$$

Estas tres medidas del crecimiento relevante de un determinado fenómeno económico,  $T(12,12)$ ,  $T(1,12)$  y  $m_1$ , se complementan; sin embargo, los máximos y mínimos de la serie de crecimientos básicos no se corresponden con los auges y depresiones de las series  $T(1,12)$  y  $T(12,12)$ , es decir, no están en fase. Por lo tanto, para considerar su información conjunta se requiere ponerlas en fase, de lo contrario se estaría midiendo el ritmo del fenómeno en distintos momentos.

### Centrado de tasas

Cuando se calculan las tasas anuales con datos intranuales es preciso asignar su valor a un instante concreto. Se han de asignar las tasas anuales al punto medio del intervalo temporal comprendido entre el primer y último dato que entra en el cálculo. En el caso de una serie de periodicidad mensual, la tasa de crecimiento anual debe asignarse al mes intermedio de los meses incluidos en su cálculo. Esto se denomina *centrado de tasas*.

Para las tasas  $T(1,12)$  y  $T(12,12)$ , al centrarse, se pueden calcular las tasas correspondientes a seis y once meses antes, respectivamente. Como ejemplo, supóngase que tenemos el intervalo de tiempo enero 1992 - diciembre 1993. Si se calcula la tasa  $T(1,12)$  de diciembre 93 contra diciembre 92, la correspondiente tasa centrada debe ser asignada a junio 93. En el caso de la tasa  $T(12,12)$ , si se calcula el promedio del año 1993 contra el promedio del año 1992, al centrarse dicho valor éste debe asignarse al mes de enero de 1993. Como puede observarse, al centrarse la tasa si se desea tener valores para momentos más próximos al presente, se deben emplear predicciones.

El crecimiento subyacente de un fenómeno económico con periodicidad mensual, como la inflación, se puede medir a través de la tasa de crecimiento acumulado en doce meses  $T(1,12)$  o tasa de crecimiento de un mes sobre el mismo mes del año anterior, calculada sobre la tendencia. Sin embargo, en series que muestren oscilaciones importantes de corto plazo, la tasa  $T(1,12)$  mostrará oscilaciones que pueden conducir a conclusiones erradas. La propuesta en esos casos es utilizar la tasa de crecimiento de la media de los doce meses respecto a la media de los doce meses inmediatamente anteriores  $T(12,12)$ , es decir, tasa de crecimiento sobre las medias anuales, siempre calculada sobre la tendencia del índice.

### Inercia inflacionaria: definición y diferencia con la inflación subyacente

Se denomina inercia a la tasa de la tendencia de la función de pronóstico de un modelo ARIMA univariante. Matemáticamente, es la pendiente de la función de predicción en el largo plazo y ello proporciona la tasa de crecimiento estable de la variable si ésta no se ve sometida a nuevas perturbaciones en el futuro. En la práctica, se calcula mediante el valor al que converge la tasa de crecimiento anual de un período  $t$  frente al mismo período del año anterior, calculada sobre la secuencia de predicciones realizadas en determinado período base. En tanto que la inflación subyacente en  $t$ , tal como se definió anteriormente, se obtiene a partir de las perspectivas actuales, lo cual incluye toda la historia del fenómeno –pasado, presente y futuro–, donde el futuro es calculado a través de predicciones.

Todas estas razones ilustran el contenido informativo presente en el crecimiento subyacente y en la inercia, por lo que es interesante proceder a su valoración conjunta.

Comparando el crecimiento subyacente actual con la inercia, se puede decir si se espera que cambie o no la situación de crecimiento presente de la serie. Las conclusiones de todos los casos que se pueden dar en la comparación de ambas medidas se resumen en el cuadro siguiente:<sup>4</sup>

Cuadro 1

#### Situación actual del crecimiento de la serie

Situación actual del crecimiento de la serie	Inercia menor al crecimiento subyacente actual	Inercia igual al crecimiento subyacente actual	Inercia mayor al crecimiento subyacente actual
Desacelerado	Existe margen para que la desaceleración continúe	La desaceleración tiende a estancarse	Posibilidad de que la evolución desacelerada de la serie se convierta en acelerada
Constante	Posibilidad de que el crecimiento constante se convierta en desacelerado	Se espera que continúe el crecimiento constante	Posibilidad de que el crecimiento constante se convierta en acelerado
Acelerado	Posibilidad de que el crecimiento acelerado se convierta en desacelerado	La aceleración tiende a estancarse	Margen para que continúe la aceleración

4 \_\_\_\_\_ Tomado de Espasa (1993:419-421).

## RESULTADOS

### Análisis descriptivo de la inflación.

Período: enero 1991-septiembre 1998

Base: 1991=100

Cuadro 2

#### Inflación acumulada, general y por grupos

Índice general	Alimentos no Elaborados	Alimentos Elaborados	Textiles y Prendas de Vestir	Bienes Industriales no Energéticos	Servicios	Bienes y Servicios Administrados
2.163,5	2.236,1	1.646,6	1.285,0	1.947,1	2.428,6	3.350,6

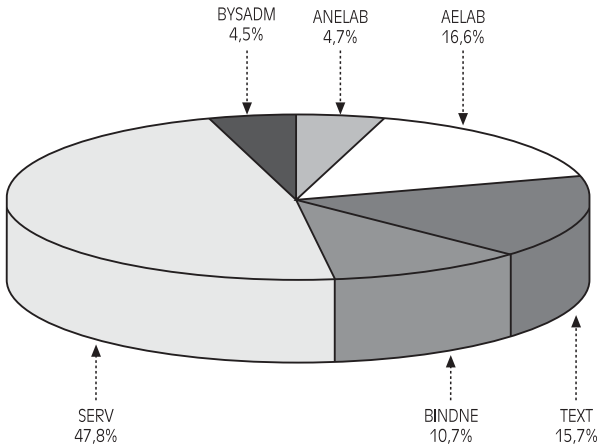
1. Los datos que se presentan en el cuadro 2 muestran a través de la variación del índice general de precios del AMC, que el cambio porcentual en el valor monetario de la canasta de consumo de una familia promedio fue de 2.163,5 por ciento para el período reseñado.
2. Las evoluciones de los distintos grupos respecto al índice general han sido diferentes. Ordenándolos de acuerdo con su magnitud acumulada de menor a mayor, entre el primero y último grupo hay una diferencia de 2.065,5 puntos porcentuales. El grupo con menor incremento "Textiles y Prendas de Vestir", con 1.285,0 por ciento; mientras que el de mayor incremento es "Bienes y Servicios Administrados", cuyo índice a septiembre acumula 3.350,6 por ciento. Le sigue el grupo de "Servicios" con un acumulado de 2.428,6 por ciento con una diferencia de 265 puntos porcentuales sobre el índice general.
3. En el grupo "Textiles y Prendas de Vestir" se encuentran bienes con fuerte competencia externa, tales como pantalones, ropa y calzado deportivo, telas para confección, ropa interior, etc. Esto parece justificar el hecho de que sus precios han tenido un crecimiento por debajo del IPC.
4. En cuanto al grupo "Bienes y Servicios Administrados", al registrar la mayor inflación acumulada, 3.350,6 por ciento, demuestra que la intervención en el mecanismo de determinación de los precios de la economía, en este caso condujo a resultados desfavorables al consumidor. Lo que parece indicar que los oferentes a fin de compensar los rezagos de precios que se producen debido a los controles, incurrir en sobreajustes en la concertación de los mismos.

En el gráfico 2 se muestran las variaciones intermensuales del IPC y de cada grupo.

En el comportamiento del grupo de Bienes y Servicios Administrados se observa mucha variabilidad debido a los cambios bruscos en algunos instantes en el tiempo que causan distorsiones en el índice. Adicionalmente, existen algunos puntos donde los índices coinciden en un fuerte crecimiento común, asociados a ajustes en el tipo de cambio (depreciación de junio de 1994 y devaluación en abril de 1996).

Es de destacar la semejanza de las variaciones ocurridas en el índice de servicios con aquellas correspondientes al IPC general; esto puede ser explicado por el 47,8 por ciento de ponderación que tiene este índice sobre el total.

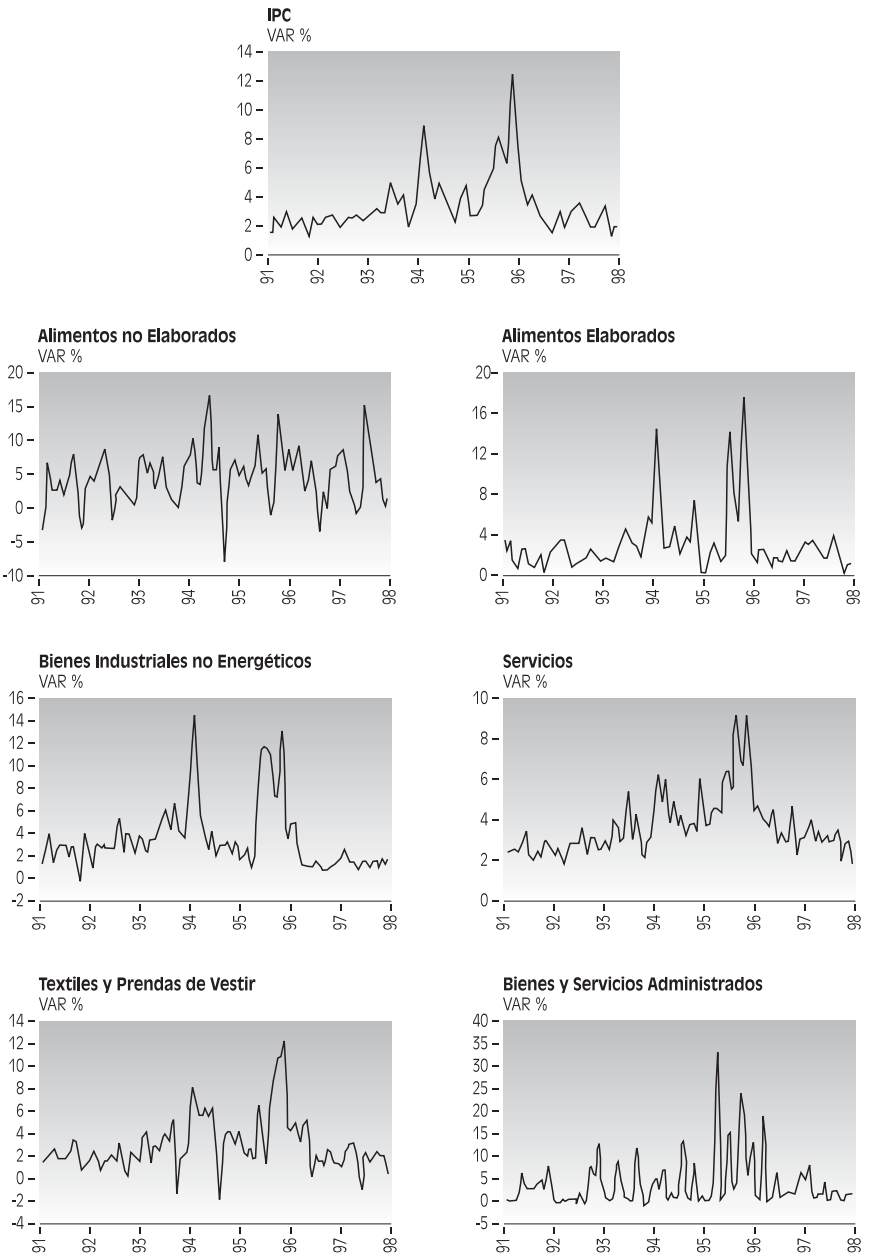
Gráfico 1

**Comportamiento del IPC**

En el gráfico se observa la significativa importancia que tiene el índice de servicios dentro del IPC general, en contraposición con la poca importancia relativa de los alimentos no elaborados y los bienes y servicios administrativos.

Gráfico 2

**Comportamiento de subagregados del IPC**



Cuadro 3

**Comparación de las tasas mensuales y anuales del índice de precios al consumidor general y por grupos**

	Índice general	Alimentos no Elaborados	Alimentos Elaborados	Textiles y Prendas de Vestir	Bienes Industriales no Energéticos	Servicios	Bienes y Servicios Administrados
<b>Tasa mensual, m(1,1)</b>							
Promedio	3,5	3,7	3,2	2,9	3,4	3,6	4,1
Desviación estándar	1,8	4,0	2,8	2,3	3,0	1,5	5,6
<b>Tasa anual, T(1,12)</b>							
Promedio	54,8	55,3	49,3	45,6	55,4	56,5	69,3
Desviación estándar	23,9	19,4	24,8	24,9	34,6	21,2	48,8

**Tasa mensual**

1. El cuadro 3 muestra que la tasa intermensual promedio del índice general en el período es de 3,5 por ciento mensual, lo cual indica la pérdida de valor monetario promedio mensual de la canasta de consumo de la familia promedio. El rango de variación de los grupos fue de 1,2 puntos porcentuales. Los grupos Bienes y Servicios Administrados, Servicios y Alimentos no Elaborados registraron una variación promedio por encima de la del índice general.
2. El mayor promedio mensual lo registró el grupo de Bienes y Servicios Administrados, 4,1 por ciento, el cual, a su vez, presenta la mayor dispersión, 5,6 por ciento debido a que los cambios de este grupo ocurren de manera escalonada y a diferentes intervalos de tiempo, donde el tamaño de los escalones (magnitud de la variación) es diferente.
3. En orden descendente sigue el grupo "Alimentos no Elaborados", con una tasa promedio mensual de 3,7 por ciento y la segunda mayor dispersión de 4,0 por ciento.
4. El tercer promedio mensual de 3,6 por ciento se observó en el grupo "Servicios". Sin embargo, tal como se registra en el cuadro 3, es el grupo que presenta la menor dispersión, 1,5 por ciento, lo cual indica que su evolución mensual promedio ocurre de manera más recurrente y sostenida en el tiempo.

**Tasa anual**

1. El cambio más notorio en su posición relativa lo presenta el grupo de Alimentos no Elaborados, dado que en términos de promedio (55,3 por ciento) se ubicó en cuarto lugar en orden descendente. Adicionalmente, pasó a tener la menor dispersión promedio, 19,4 por ciento. Esto parece indicar que al calcular la tasa anual se han atenuado las oscilaciones atribuibles a los componentes estacional y/o irregular.

- La variación promedio anual de los grupos Bienes y Servicios Administrados, Alimentos no Elaborados, Servicios y Bienes Industriales no Energéticos se ubicó por encima de la correspondiente al índice general. El grupo Bienes Industriales no Energéticos, a diferencia de su medición mensual, se ubica por encima de la variación promedio del índice general.

Cuadro 4

**Comparación de las tasas mensuales y anuales de los grupos del IPC**

Promedio		Desviación estándar	
Mensual	Anual	Mensual	Anual
BYSADM	BYSADM	BYSADM	BYSADM
<b>ANELAB</b>	SERV	<b>ANELAB</b>	BINDNE
SERV	BINDNE	BINDNE	TEXT
BINDNE	<b>ANELAB</b>	AELAB	AELAB
AELAB	AELAB	TEXT	SERV
TEXT	TEXT	SERV	<b>ANELAB</b>

En el cuadro 4 se colocaron, en orden descendente, la ubicación mensual y anual de los promedios de las tasas de variación (mensuales y anuales) y sus desviaciones estándar. Cabe destacar que el índice de Bienes y Servicios Administrados ocupa el primer lugar en la tasa promedio y en desviación estándar, tanto mensual como anual, es decir, mantiene su posición relativa al cambiar la periodicidad.

Contrariamente a lo ocurrido a Bienes y Servicios Administrados, el grupo Alimentos no Elaborados disminuye su posición relativa en el promedio y en desviación estándar al cambiar de periodicidad mensual a anual. Dado que la tasa anual elimina parte de los componentes estacional e irregular de la serie, podría inferirse que el índice de Alimentos no Elaborados, al disminuir su posición relativa, posee alguno de estos elementos. Sin embargo, fueron realizadas pruebas de estacionaridad, a través del X11-ARIMA, a todos los grupos y no presentaron evidencias de que la misma estuviera presente.

*Modelos cuantitativos para explicar la evolución de los precios:  
modelos univariantes*

Para calcular la tasa subyacente de cualquier fenómeno se requiere contar con proyecciones de la variable. En este sentido, a fin de obtener las medidas mencionadas, a cada grupo se le ajustó un modelo ARIMA para proyectar sus valores.

**Modelos ARIMA**

En la mayoría de las series de tiempo puede ser detectado cierto patrón de comportamiento o regularidad, con la cual es posible explicar los valores observados de la variable en términos de un componente regular y de desviaciones sobre ese componente y, además, existe la posibilidad de realizar predicciones de los valores futuros. El problema central se refiere a separar aquella parte sistemática o regular y verificar que la parte residual sea un ruido blanco.

Lo relevante de realizar este estudio es que se hace posible disminuir, con un modelo univariante, el porcentaje de incertidumbre acerca de las realizaciones de la variable, siendo capaz de predecir sus valores futuros.

En este trabajo se realizó la estimación de modelos ARIMA con análisis de intervención. Dicha intervención está orientada a corregir ciertos valores atípicos o distorsiones en los modelos, ocasionados por *shocks* o alguna injerencia externa en la variable. Estas correcciones son requeridas para realizar un mejor ajuste en la estimación de la serie, siendo equivalentes a las llamadas variables artificiales o *dummies*, generalmente utilizadas en los modelos econométricos. Existen varias etapas generales en la construcción de modelos de series de tiempo, a saber: 1) Identificación, 2) Estimación y 3) Verificación y pronóstico.

### *Identificación*

Lo que se pretende en esta primera etapa es restringir los posibles modelos que representarán las características principales de la serie. Es en la etapa de estimación donde se obtiene el modelo definitivo, junto con aquellas variables que caracterizarán las posibles intervenciones del modelo (*dummies*), dados los valores atípicos existentes en el modelo.

En primer lugar, se requiere determinar si las variables son estacionarias o si requieren de un proceso de transformación para corregir la posible existencia de raíz unitaria. En segundo lugar se determinan los posibles órdenes de los modelos AR, MA o ambos.

En nuestro caso particular (ver cuadro 5) observamos al analizar las variables en niveles (tomando logaritmos para suavizar la serie y atenuar variabilidad), la presencia de ambas tendencias para las series de Alimentos Elaborados, no Elaborados, Textiles, Bienes Industriales no Energéticos y Servicios.

La mayoría de las variables se hacen estacionarias en primera diferencia, a excepción de los servicios que se hacen estacionarios en segunda diferencia. Se puede notar que en este último caso, la primera diferencia aparece en el test de Dickey-Fuller sin raíz unitaria, pero con la presencia de una tendencia estocástica en la regresión. En éste, como en todos los casos, se aplicó el test de Breusch-Godfrey para determinar la presencia de correlación serial, detectando la posibilidad de eliminarla con dos rezagos. Al aplicar nuevamente la prueba de raíz unitaria, con estos rezagos, observamos que el estadístico calculado no es mayor, en valor absoluto, a los valores críticos; adicionalmente, se comprobó que se elimina la tendencia determinística. Todo esto condujo a concluir que el índice de precios de los servicios posee dos raíces unitarias, por lo cual se diferenció nuevamente.

El grupo Bienes y Servicios Administrados no requiere de un modelo. Esto debido a que sus variaciones de precios ocurren de manera esporádica y se conocen una vez decretado su aumento, por lo tanto, éstas pueden ser incorporadas al integrar el grupo, y así obtener el índice general.



Cuadro 5

**Pruebas de estacionaridad**

Variable	Estadístico ADF*	Tipo de tendencia presente	N° de rezagos para eliminar autocorrelación	Orden de integración
LAELAB	-1.685	TE Y TD		
DIALELAB	-4.736	ST	2	I(1)
LANELAB	-2.661	TE Y TD		
DIANELAB	-7.101	ST	0	I(1)
LTEXT	-1.773	TE Y TD		
DITEXT	-4.570	ST	0	I(1)
LBINDNE	-1.923	TE Y TD		
DIBINDNE	-3.721	ST	0	I(1)
LSERV	-2.254	TE Y TD		
DISERV	-4.425	TE	2	
DDISERV	-9.880	ST		I(2)

\* El valor crítico del estadístico al 5 por ciento se corresponde con -3.4666 para las variables en niveles y de -2.8986 para las variables en primeras diferencias

TE: Tendencia estocástica

TD: Tendencia determinística

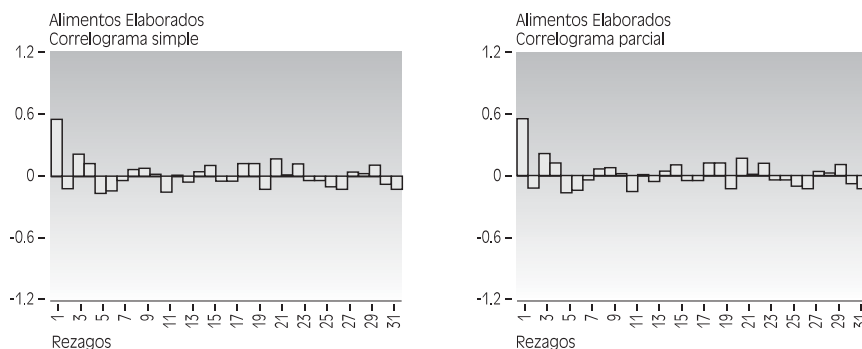
ST: Sin tendencia

Luego de tener las series estacionarias, los resultados obtenidos en los correlogramas, para cada grupo del IPC, son mostrados en los gráficos siguientes.

Como se puede observar en los gráficos, los Alimentos Elaborados no mostraban una estructura definida en los correlogramas, que nos indicara a ciencia cierta lo que pudiera estar ocurriendo con este índice. En la etapa de estimación se comprobó que su representación seguía un proceso autorregresivo de orden 1.

Gráfico 3

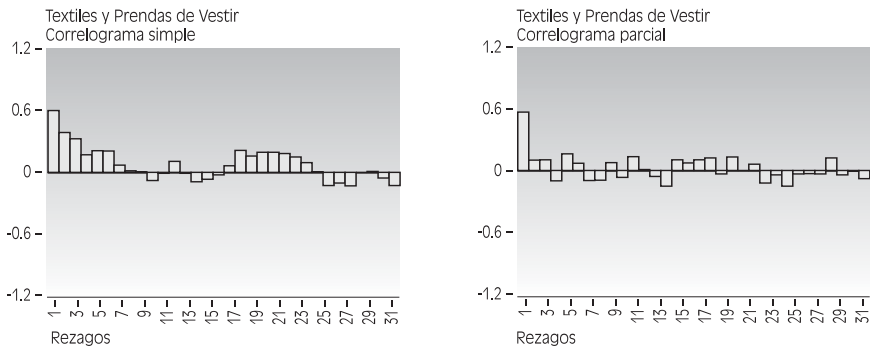
**Alimentos elaborados**



A continuación presentamos el índice de Textiles y Prendas de Vestir.

Gráfico 4

### Textiles y Prendas de Vestir

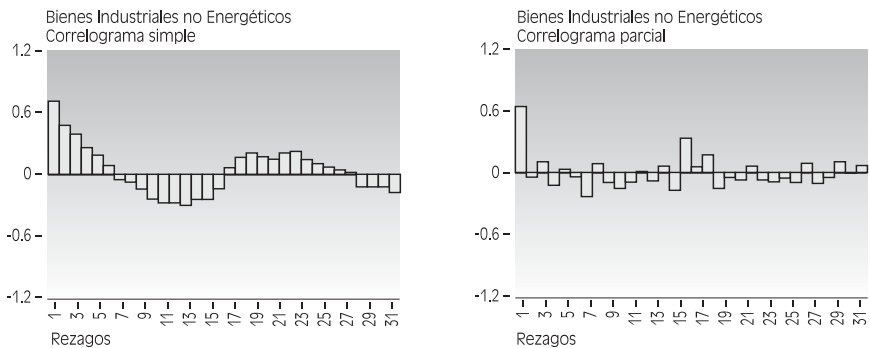


Como se observa, la interpretación de los correlogramas para este índice es más notoria que para el caso anterior, ofreciendo la idea de que éstos representan a un modelo AR(1), dado que la función de autocorrelación simple muestra una caída exponencial, mientras la función parcial muestra un decaimiento geométrico.

Las funciones de autocorrelación para los Bienes Industriales no Energéticos tienen el siguiente comportamiento:

Gráfico 5

### Bienes Industriales no Energéticos



En este caso en particular, además de poder decir que la serie sigue un proceso AR(1), muestra una estructura sinusoidal en su función de autocorrelación simple, lo que lleva a pensar que la serie, aun siendo estacionaria no es ergódica.<sup>5</sup>

Los Servicios también aparentan poseer una estructura autorregresiva con una estacionaridad presente en su estructura.

El único caso donde se presenta un proceso de media móvil es el de Alimentos no Elaborados.

Gráfico 6  
Servicios

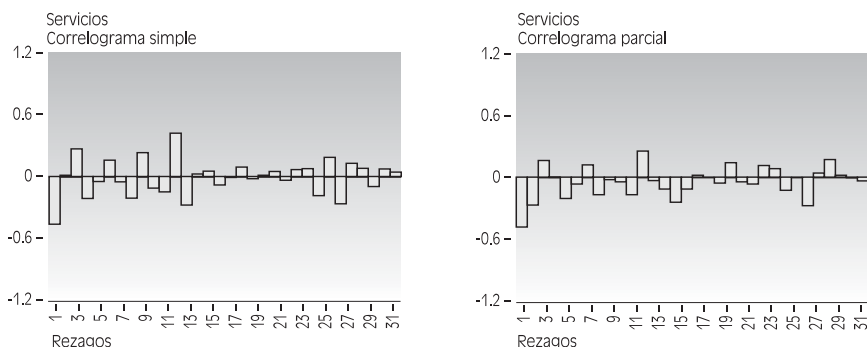
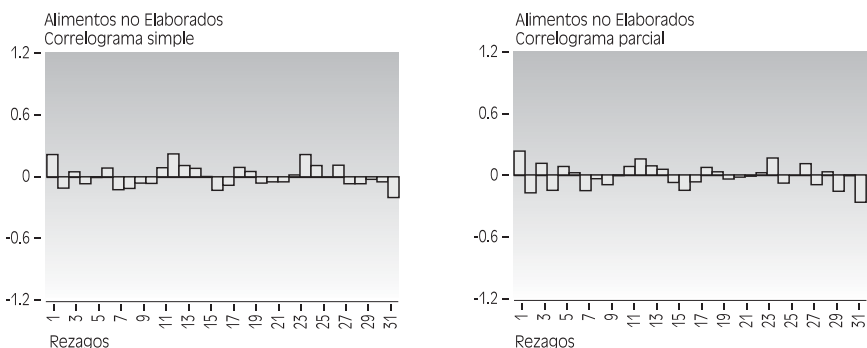


Gráfico 7  
Alimentos no elaborados



Los gráficos muestran que no es tan clara la clasificación de este índice, ya que no muestra una estructura definida en ninguno de los gráficos. Se verá en la etapa de estimación que sigue un proceso Ma(1).

5 Se dice que una serie es ergódica cuando todas las observaciones son independientes entre sí; esto se observa si al aumentar el retardo, la autocovarianza tiende a cero rápidamente.

En el cuadro 6 se muestran los resultados obtenidos para cada una de las estimaciones realizadas y algunos estadísticos importantes sobre la bondad del ajuste del modelo.

Se evidencia, en los casos de Alimentos Elaborados, Textiles y Bienes Industriales, el modelo adecuado es  $(1, 1, 0)$ , es decir, una diferencia regular en la variable con una estructura autorregresiva de primer orden sin ningún ajuste estacional. En el caso de los Alimentos no Elaborados, se encontró que éste sigue un proceso de media móvil en lo referente a la parte regular.

Por último, en el índice de Servicios se obtuvo un modelo autorregresivo de primer orden para la parte regular y un proceso de media móvil para la estacional, es decir, se tiene un proceso  $AR(1), MA(12)$ .

Todos los modelos fueron sometidos a las pruebas de Box-Pierce-Ljung de autocorrelación y de Breusch-Godfrey de correlación serial, las cuales indicaron la no existencia de ésta o la no violación del supuesto. Por otra parte, se realizó un análisis de intervención, en el cual se hizo necesaria la incorporación de variables artificiales cuya justificación aparece en el cuadro 7.

Adicionalmente, en el cuadro 6 aparece el valor del estadístico  $t$  de Student mostrando la significancia de cada coeficiente, en los cuales se rechazó la hipótesis de que son estadísticamente iguales a cero.

Al evaluar cada uno de los resultados de la estimación y comprobar la bondad del ajuste pueden llevarse a cabo predicciones acerca de cada componente del IPC.

A efectos de obtener la proyección del índice general, se procedió a integrar las proyecciones de cada grupo. Para esto se hizo necesario ajustar un modelo para el grupo de Bienes y Servicios Administrados. No obstante, lo ideal sería contar con una estimación exógena acerca del comportamiento de los componentes de este índice, dado el carácter como son fijados sus precios.

Cuadro 6

**Modelos univariantes** [Período 1991(1)-1998(9)]

**AELAB: Alimentos Elaborados**

Modelo:  $(1, 1, 0)_r (0, 0, 0)_s$

$$\Delta \ln AELAB_t = 0.027 + 0.066^* D946 + 0.080^* D961 + 0.085^* D965 + 0.549^* AR(1)$$

(8.09)            (5.40)            (6.41)            (6.66)            (5.84)

$\sigma = 0.0259$

$se = 0.0145$

Estadístico Box-Pierce-Ljung	12 retardos = 7.677	VC
	24 retardos = 17.317	19.7

Estadístico Breusch-Godfrey de correlación serial LM: F=0.1062 PV.=0.75		35.2
---	--	------

**ANELAB: Alimentos no Elaborados**

Modelo:  $(0, 1, 1)_r (0, 0, 1)_s$

$$\Delta \ln ANELAB_t = 0.035 - 0.123^* D952 + 0.66^* D983 + 0.566^* MA(1)$$

(6.96)            (-4.87)            (2.62)            (6.44)            (5.84)

$\sigma = 0.0379$

$se = 0.0306$

Estadístico Box-Pierce-Ljung	12 retardos = 8.116	VC
	24 retardos = 26.436	18.3

Estadístico Breusch-Godfrey de correlación serial LM: F=0.2403 PV.=0.79		33.9
---	--	------

**TEXT: Textiles y Prendas de Vestir**

Modelo:  $(1, 1, 0)_r (0, 0, 0)_s$

$$\Delta \ln TEXT_t = 0.029 + 0.047^* D942 - 0.56^* D951 + 0.033^* D946 + 0.035^* D9511 + 0.685^* AR(1)$$

(5.64)            (-3.70)            (-4.39)            (2.73)            (2.77)            (8.60)

$\sigma = 0.0227$

$se = 0.0153$

Estadístico Box-Pierce-Ljung	12 retardos = 19.173	VC
	24 retardos = 31.147	19.7

Estadístico Breusch-Godfrey de correlación serial LM: F=.5908 PV.=0.556		35.2
---	--	------

**BINDNE: Bienes Industriales no Energéticos**

Modelo:  $(1, 1, 0)_r (0, 0, 0)_s$

$$\Delta \ln BINDNE_t = 0.029 + 0.075^* D946 + 0.43^* D951112 + 0.071^* D965 + 0.029^* D945 + 0.717^* AR(1)$$

(5.46)            (5.75)            (3.71)            (26.01)            (2.20)            (9.30)

$\sigma = 0.0281$

$se = 0.0145$

Estadístico Box-Pierce-Ljung	12 retardos=18.066	VC
	24 retardos=28.899	19.7

Estadístico Breusch-Godfrey de correlación serial LM: F=2.0755 PV.=0.132		35.2
--	--	------

Continuación del cuadro 6

**SERV: Servicios**

Modelo:  $(1, 2, 0)_t(0, 0, 1)_s$

$$\Delta \ln \text{SERV}_t = 0.025^* D962 - 0.028^* D967 + 0.017^* D9310 - 0.014^* D942 - 0.497^* \text{AR}(1) + 0.527^* \text{MA}(12)$$

(5.46)                      (5.75)                      (3.71)                      (26.01)                      (2.20)                      (9.30)

$\sigma = 0.0117$

se=0.0080

VC

Estadístico Box-Pierce-Ljung

12 retardos=14.984

18.3

24 retardos=31.704

33.9

Estadístico Breusch-Godfrey de correlación serial LM: F=1.5867 PV=0.2108

**BYSADM: Bienes y Servicios Administrados**

Modelo:  $(1, 1, 0)_t(0, 0, 0)_s$

$$\Delta \ln \text{BYSADM}_t = 0.115^* D951 + 0.266^* D9510 + 0.121^* D961 + 0.186^* D964 + 0.127^* D965 + 0.175^* D9610 + 0.573^* \text{AR}(1)$$

(3.89)                      (8.95)                      (4.08)                      (5.67)                      (3.88)                      (5.90)                      (6.36)

$\sigma = 0.0511$

se=0.0341

VC

Estadístico Box-Pierce-Ljung

12 retardos=19.5

19.7

24 retardos=35.1

35.2

Estadístico Breusch-Godfrey de correlación serial LM: F=2.6907 PV=0.074

Cuadro 7

**Intervenciones en los modelos univariantes**

VARIABLE (1)	TIPO	CAUSA
D9310	Impulso	La puesta en vigencia del impuesto al valor agregado (IVA) tuvo incidencia, en un primer momento, en los precios, tendiendo a desvanecerse su impacto en los meses subsiguientes. La evolución del tipo de cambio generó indización en algunos bienes y servicios. Incremento en la tarifa de algunos servicios básicos (electricidad, agua, gas, transporte y teléfonos).
D9402	Impulso	La desaceleración de la inflación debido a los anuncios del gobierno de congelar los precios de diez artículos de primera necesidad. La suspensión de la aplicación del IVA a nivel de detallistas. Reducción de los precios de los bienes agrícolas y la contracción de la demanda en los calzados y productos textiles.
D9405	Impulso	El comportamiento de los precios estuvo determinado por factores de costos. La devaluación de la moneda que generó aumento en el costo de reposición de los inventarios. La entrada en vigencia, a partir del 01 de mayo, del nuevo salario mínimo. La aplicación del impuesto a los débitos bancarios.
D9406	Impulso	Los incrementos de costos, básicamente los asociados con la depreciación cambiaria, el aumento en los precios y tarifas de los bienes y servicios públicos, así como las alzas salariales, afectaron adversamente a la oferta agregada. Existencia de expectativas inflacionarias y desconfianza en la estabilidad del tipo de cambio.

Continúa en la página siguiente

## Continuación del cuadro 7

D9501	Impulso	El incremento de las tarifas de algunos servicios públicos (teléfono y electricidad) y el incremento de la tasa del impuesto a las ventas que pasó de 10 por ciento a 12,5 por ciento. Desaceleración de la demanda de textiles y prendas de vestir.
D9502	Impulso	Incremento de la oferta de bienes agrícolas, en especial las hortalizas, raíces feculentas y algunas frutas. Favorecidas por las condiciones climáticas. Finalización del decreto de congelación de alquileres, aumentos programados de servicios básicos, como electricidad y aseo urbano.
D9510	Impulso	Expectativas en la devaluación de la paridad cambiaria, que conduce a un proceso de ajuste de precios en función del mayor costo en la reposición de inventarios. Aumentos en los servicios básicos de teléfono residencial, agua y electricidad. Ajustes en las tarifas de los servicios médicos y odontológicos, repuestos y reparación de vehículos, mensualidad y transporte escolar y textos y útiles de enseñanza.
D9511	Impulso	El tipo de cambio controlado dificulta la obtención de divisas para realizar importaciones en general. La oferta de bienes industriales se ha reducido. El dólar Brady está siendo utilizado como referencia para valorar mercancías con la finalidad de garantizar su patrimonio.
D951112	Escalón	Tipo de cambio controlado. Incremento de precios en los automóviles (20 por ciento). Aumento en los insumos importados. Devaluación del tipo de cambio oficial, el 11 de diciembre de 1995 de Bs/US\$ 170 a Bs/US\$ 290. Incremento de tarifas de los servicios básicos.
D9601	Impulso	Desmontaje parcial del régimen de control de precios. Ajuste de costos y precios posterior a la devaluación del tipo de cambio oficial y corrección de los precios y tarifas de los servicios básicos.
D9602	Impulso	Entraron en vigencia los decretos de aumentos del bono de compensación salarial y de las tarifas de transporte urbano. Este último autorizado por las alcaldías del área metropolitana de Caracas.
D9604	Impulso	Eliminación del control de cambios (15 de abril). La evolución de los precios se asocia, tanto a la modificación del régimen cambiario como al alza en el precio de los combustibles.
D9605	Impulso	1era. etapa del sistema de bandas para el establecimiento de la paridad central, libre fluctuación del tipo de cambio. Ajuste de precios asociados a las medidas económicas adoptadas por el Ejecutivo Nacional, relacionadas con la modificación del tipo de cambio y el aumento del precio de los combustibles.
D9607	Impulso	8 de julio-inicio formal del sistema de bandas cambiarias.
D9610	Impulso	Incremento en las tarifas de los servicios públicos, principalmente teléfono y electricidad, agua y pasaje en metro.
D9803	Impulso	Aumento en los precios de los bienes agrícolas, principalmente hortalizas, frutas y raíces feculentas y derivados, ocasionados por una menor oferta, producto de la sequía y del aumento de costos de transporte, asociados al incremento en el número de las estaciones de peaje en la red vial nacional y al ajuste de las tarifas.

(1) Dwxyz tiene un uno en el mes yz del año wx y ceros en el resto

Cuadro 8

**Medida de la volatilidad**

Grupo	Medida de voluntad <sup>(1)</sup>
Bienes y Servicios Administrados	3.41
Alimentos no Elaborados	3.06
Bienes Industriales no Energéticos	2.81
Textiles	1.53
Alimentos Elaborados	1.45
Servicios	0.80

(1) Se corresponde a los errores estándar de los modelos univariantes multiplicados por cien

Una medida de la volatilidad son los errores estándar (se) obtenidos en la modelización univariante de una serie. El modelo eficientemente estimado recoge la estructura sistemática de la serie, quedando el componente aleatorio cuantificado en su error estándar.

Los resultados del cuadro 8 muestran que el índice de Bienes y Servicios Administrados tiene una mayor volatilidad, debido a los cambios significativos de nivel en el momento en que han ocurrido los ajustes de los precios de los productos controlados que se encuentran en este grupo. En segundo lugar, se encuentra el grupo de Alimentos no Elaborados, cuya variabilidad se encuentra en función de los factores que determinan la oferta, dada la vulnerabilidad de estos bienes a las condiciones climatológicas.

### Núcleo inflacionista

Entre las medidas de núcleo inflacionista calculadas están:

- a) *Según el criterio a priori*, partiendo de la desagregación propuesta, se construyó un subagregado que excluye a los grupos Alimentos no Elaborados, y a los Bienes y Servicios Administrados. Ambos se excluyen por la volatilidad de los precios de sus productos componentes y adicionalmente los Bienes y Servicios Administrados porque su evolución es determinada, en gran medida, por concertación entre oferentes y autoridades gubernamentales.
- b) *Según el criterio a posteriori*, una vez observada la inflación se excluyen los productos cuyas variaciones se encuentren en las colas de la distribución, bajo el supuesto de que éstas se corresponden a cambios en los relativos de precios. El criterio utilizado fue excluir aquellos productos cuyas variaciones se diferencien del promedio en  $\pm K\sigma$ . Como es sabido, según la desigualdad de Chebyshev entre la media y  $\pm K\sigma$  existe como mínimo el  $100(1-1/K^2)$  por ciento de las observaciones. Por ejemplo, si  $K=2$ , entonces por lo menos el  $100(1-1/2^2)= 75$  por ciento de los valores se encuentran entre la media y dos desviaciones típicas. Para nuestro cálculo utilizamos un valor de  $K=3$ , entonces



por lo menos el 88,88 por ciento de las variaciones se encuentran entre la media y tres desviaciones típicas y, por lo tanto, excluimos aquellas variaciones que caen fuera de ese intervalo.

El cuadro 9 presenta algunas medidas resumen de los núcleos inflacionistas construidos.

Cuadro 9

**Comparación del IPC con las medidas del núcleo inflacionista**

	IPC	EX ANTE	EX POST
<b>TASA MENSUAL% <math>m(1,1)</math></b>			
Promedio	3.46	3.40	3.23
Desviación estándar	1.85	1.76	2.20
<b>TASA ANUAL% <math>T(1,12)</math></b>			
Promedio	54.84	53.37	50.50
Desviación estándar	23.92	23.07	21.25
<b>VARIACIÓN ACUMULADA%</b>	2.163,49	2.032,01	1.732,91

Al aplicar las pruebas estadísticas para la diferencia de las medias y de las varianzas, en las tasas mensuales y anuales, éstas indican que la tasa promedio mensual del IPC y el núcleo inflacionista *ex ante* y *ex post* son estadísticamente iguales. En términos de varianza la tasa mensual *ex post* es diferente (mayor) a la tasa del IPC y a la del núcleo *ex ante*, siendo estas dos últimas estadísticamente iguales.

En relación con las tasas anuales, las tres medidas son estadísticamente iguales, tanto en términos de media como en varianza. Lo que nos indica que las medidas de los núcleos inflacionistas calculados no se diferencian en sus tasas anuales con relación al IPC.

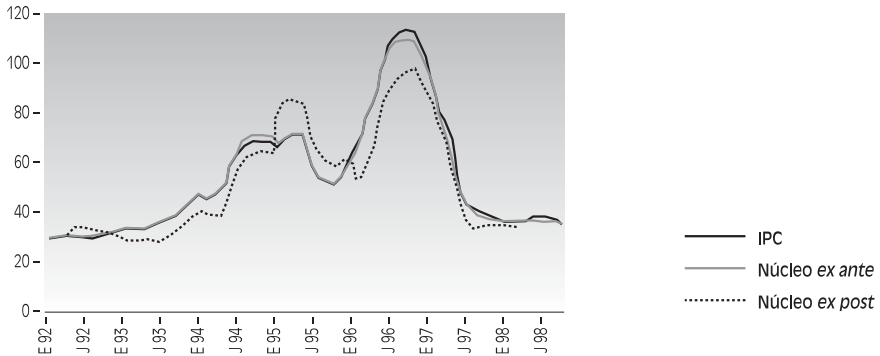
Sin embargo, al comparar la variación acumulada de los dos núcleos inflacionistas con la correspondiente al IPC, se observa que la del criterio *ex ante* es la que mejor se aproxima a la tasa acumulada del IPC, subestimándola en 131,48 puntos porcentuales, ya que la tasa *ex post* la subestima en 430,26 puntos porcentuales.

Dados estos resultados, se puede concluir:

Los núcleos inflacionistas *ex ante* y *ex post* al tener tasa mensual estadísticamente igual en media y varianza a la del IPC, no eliminan la volatilidad de corto plazo presente en el índice de precios, tal como puede apreciarse en el gráfico 8. Estos resultados conducen a concluir que para un análisis cuidadoso del proceso inflacionista no se puede derivar directamente del núcleo, sino que éste requiere de un tratamiento adicional, con el propósito de construir una medida firme (sin oscilaciones de corto plazo) de la inflación que muestre en cada momento cuál es el estado de la misma.

Gráfico 8

### IPC y núcleo inflacionista Tasa anualizada



### Tasa subyacente e inercia calculada sobre el núcleo inflacionista, IPC y grupos de la desagregación propuesta

La evolución subyacente de los precios se puede asimilar al concepto estadístico de tendencia de los precios. En ella se ha eliminado todo tipo de oscilaciones cuyos valores medios se anulan en períodos relativamente cortos, en general inferior a un año. Aquí se define la inflación subyacente como la tasa  $T(1,12)$  centrada, calculada sobre la tendencia de un índice de precios. Por lo tanto, puede ser calculada para cualquier índice. La propuesta de este trabajo es calcular la inflación subyacente sobre el núcleo inflacionista *ex ante*. Las razones de esta elección se apoyan en los resultados comparativos de los dos núcleos, el núcleo *ex ante* subestima en menor medida la inflación.

#### Tasa subyacente

##### Cálculo:

1. A la serie original,<sup>6</sup> la cual incluye las predicciones, se le eliminaron los componentes estacional e irregular, utilizando el X11ARIMA, quedando como resultado los componentes ciclo-tendencia.
2. La tendencia se obtiene al aplicar el filtro de Hodrick-Prescott a la serie obtenida en el punto anterior.
3. La subyacente se obtiene al calcular las tasas anuales centradas,  $T(1,12)$ , sobre la serie tendencia.

<sup>6</sup> Toda serie está integrada por cuatro componentes, a saber: tendencia (T), ciclo (C), estacional (S) e irregular (I).

**Inercia****Cálculo:**

Sobre las proyecciones de la serie, obtenidas a través del modelo univariante correspondiente, se calculó la tasa de crecimiento anual.

**Resultados:**

A partir de la información disponible a septiembre de 1998, se calculó la tasa subyacente e inercia de cada uno de los índices de la desagregación propuesta, su integrado (IPC) y del núcleo inflacionista.

Cuadro 10

**IPC TOTAL****Inercia: 28,3%**

Mes	Subyacente	T(1,12) sobre el índice	Tasa mensual
Septiembre	32.9	30.8	-
Octubre	32.4	29.9	2.3
Noviembre	31.9	29.0	2.1
Diciembre	31.4	29.6	2.2

**NÚCLEO****Inercia: 28,4%**

Mes	Subyacente	T(1,12) sobre el índice	Tasa mensual
Septiembre	33.0	31.0	-
Octubre	32.5	30.7	2.4
Noviembre	32.0	29.9	2.1
Diciembre	31.6	30.6	2.3

**ALIMENTOS NO ELABORADOS****Inercia: 51,9%**

Mes	Subyacente	T(1,12) sobre el índice	Tasa mensual
Septiembre	53.4	53.4	-
Octubre	52.8	43.2	3.4
Noviembre	52.2	42.3	3.5
Diciembre	51.5	43.2	3.5

**ALIMENTOS ELABORADOS****Inercia: 38,7%**

Mes	Subyacente	T(1,12) sobre el índice	Tasa mensual
Septiembre	35.8	30.8	-
Octubre	35.6	29.1	2.1
Noviembre	35.4	28.5	2.4
Diciembre	35.2	30.1	2.6

Continúa en la página siguiente

Continuación del cuadro 10

**BIENES INDUSTRIALES NO ENERGÉTICOS**

Inercia: 42,2%

Mes	Subyacente	T(1,12) sobre el índice	Tasa mensual
Septiembre	32.9	28.1	-
Octubre	32.4	31.0	2.6
Noviembre	32.6	32.7	2.7
Diciembre	32.8	35.4	2.8

**TEXTILES Y PRENDAS DE VESTIR**

Inercia: 41,2%

Mes	Subyacente	T(1,12) sobre el índice	Tasa mensual
Septiembre	32.9	25.6	-
Octubre	32.8	27.3	1.3
Noviembre	32.8	28.8	1.8
Diciembre	32.8	29.4	2.2

**SERVICIOS**

Inercia: 20,3%

Mes	Subyacente	T(1,12) sobre el índice	Tasa mensual
Septiembre	32.5	32.7	-
Octubre	31.7	31.6	2.6
Noviembre	30.9	30.0	1.9
Diciembre	30.2	30.1	2.2

Como puede observarse, para el IPC total la inercia es de 28,3 por ciento, es decir, es el valor al cual se estabilizará la inflación si ésta mantiene su estructura pasada. La tasa subyacente para el mes de septiembre es 32,9 por ciento, mayor que la inercia en 4,6 puntos porcentuales. Esto indica que existe la posibilidad de que el crecimiento se desacelere si no ocurre una perturbación que revierta esta tendencia.

El núcleo inflacionista en concordancia con el IPC total refleja igual tendencia.

Al analizar cada grupo de manera individual se observa que los grupos Alimentos no Elaborados y Servicios disminuyen sus expectativas de crecimiento, puesto que la tasa inercial se encuentra por debajo de la subyacente.

En el resto de los grupos (AELAB, BINDNE Y TEXT), a diferencia de los anteriores, existe la posibilidad de que el crecimiento se acelere, ya que en estas series la inercia se encuentra por encima de la tasa subyacente, lo que indica expectativas desfavorables a estos grupos.

El comportamiento esperado, tanto del IPC total como del núcleo inflacionista, se atribuye a lo observado en los grupos de Alimentos no Elaborados y Servicios. Básicamente, este último grupo, debido a la alta ponderación (48,0 por ciento) en el IPC total.

## Pronósticos:

Cuadro 11

**Índice de precios al consumidor**  
**Tasas de crecimiento mensuales**

Componente y ponderación	Acumulado			Observado							Predicción			D98 D97 (2)	P98 P97 (3)
	(1)	E	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D		
IPC total	22.8	2.0	2.2	2.7	3.4	3.2	1.3	2.1	2.1	1.8	2.3	2.1	2.2	31.0	35.9
Núcleo (91.0%)	22.0	2.2	2.2	2.4	2.7	3.0	1.7	2.3	2.1	1.5	2.4	2.1	2.3	30.5	34.5
Alimentos no Elaborados (4.7%)	39.2	-1.5	-0.2	132.7	10.9	4.2	2.9	3.7	-0.1	1.2	3.4	3.5	3.5	54.3	54.8
Alimentos Elaborados (16.6%)	20.0	2.3	2.0	2.0	4.1	3.2	1.5	0.5	1.3	1.5	2.1	2.4	2.6	28.6	33.6
Industriales no Energéticos (10.7%)	12.5	0.8	1.5	1.2	0.7	1.6	0.9	1.9	0.9	2.4	2.6	2.7	2.8	21.8	17.4
Textiles y Prendas de Vestir (15.7%)	12.6	1.1	-1.4	2.3	1.4	1.6	2.3	2.1	1.9	0.6	1.3	1.8	2.2	18.7	21.9
Servicios (48.0%)	26.4	2.8	3.1	2.7	3.0	3.4	1.8	2.8	2.6	1.5	2.6	1.9	2.2	35.1	41.3

(1) Acumulado sobre diciembre 1997

(2) Tasa de crecimiento de diciembre 1998 sobre diciembre 1997

(3) Tasa de crecimiento de la media de 1998 sobre la media de 1997

En el cuadro 11 se presentan las predicciones para cada grupo, el IPC total y su núcleo. Es de destacar que el grupo de Textiles y Prendas de Vestir es el que se espera tenga un menor proceso inflacionario con 18,5 por ciento acumulado, al predecirse este valor para el último trimestre del año 1998.

Por el contrario, para el grupo Alimentos no Elaborados se predice la mayor inflación puntual, 54,3 por ciento. Sin embargo, el aporte de este grupo a la inflación total es de apenas 4,7 por ciento.

La inflación total acumulada esperada es de 31,0 por ciento y la promedio de 35,9 por ciento. No existen diferencias sustanciales entre la inflación total y el núcleo inflacionista, como es de esperarse según las características deseables para este último.

Una ampliación de este trabajo pudiera ser el empleo de modelos de función de transferencias, para realizar las proyecciones, debido a que el modelo univariante no siempre nos muestra el comportamiento de la actividad económica cuando existen cambios de tendencia (la información contenida es el pasado de la variable).

Los modelos de función de transferencia son modelos dinámicos en los que se incorpora la información de variables explicativas. Conceptualmente son semejantes a los modelos econométricos con diferencias en cuanto a los procedimientos de especificación y diagnóstico. Una condición necesaria para la formulación del modelo de función de transferencia, es que exista una causalidad unidireccional entre las variables explicativa y la dependiente.

Aunque no era el objeto de esta investigación, se analizó la relación estadística existente entre los índices de precios y posibles variables explicativas, como son el tipo de cambio, el gasto ordinario del gobierno y el índice de precios al productor. *Las correlaciones y las pruebas de causalidad de Granger apuntaron hacia una fuerte relación entre el tipo de cambio y los índices correspondientes a bienes industriales no energéticos y los alimentos elaborados; para el resto de los índices los resultados no fueron estadísticamente significativos.* Por otro lado, se recomienda realizar estas pruebas con variables que reflejen cambios en la política monetaria, como son los agregados monetarios o algunos instrumentos como las tasas de interés.

---

## CONCLUSIONES

1. Los grupos Alimentos no Elaborados y Bienes y Servicios Administrados muestran la mayor variabilidad, aun cuando al calcular la tasa anual  $T(1,12)$  disminuye la posición relativa del primero, lo que indica la posible existencia de componentes estacionales e irregulares que son eliminados anualmente. Ésta es la razón principal por la que se excluyen del núcleo inflacionista.
2. Entre las medidas del núcleo inflacionista se escogió aquella que se obtiene a partir de la eliminación a priori, puesto que su variación acumulada es la que mejor se aproxima a la tasa acumulada del IPC.
3. El núcleo por sí solo no es una buena medida del proceso inflacionista, puesto que, tanto la media como la varianza, son estadísticamente iguales a las del IPC general, por lo que requiere de la construcción de una medida firme que elimine la volatilidad de corto plazo. La propuesta es calcular la inflación subyacente sobre el índice *ex ante*, dado que éste subestima en menor medida a la inflación.
4. Al comparar la inercia con la tasa subyacente de la inflación se obtuvo que existe evidencia para pensar en la posibilidad de que el crecimiento de los precios en el futuro se desacelere, si no ocurre una nueva perturbación que cambie su trayectoria.
5. Podría ayudar a mejorar el análisis y predicción la construcción de modelos de función de transferencia, dado que ellos incorporan variables independientes que ayudan a la explicación del núcleo inflacionista.
6. Existe una alta relación estadística entre el tipo de cambio y los índices de precios correspondientes a Bienes Industriales no Energéticos y Alimentos Elaborados.
7. El crecimiento subyacente calculado en este trabajo resultó ser mayor al calculado por Blanco-Reyes (1998).

8. La tasa a la cual se estabilizará la inflación (inercia), según el comportamiento observado en el período de estudio, es de 28,3 por ciento.
9. Para el año 1998 se predice una inflación acumulada de 31,0 por ciento, para el mes de octubre de 2,3 por ciento. La mayor inflación, tanto la acumulada (54,3 por ciento) como la del mes (3,4 por ciento), se corresponde con Alimentos no Elaborados, y la menor, acumulada (18,7 por ciento) y el mes (1,3 por ciento) es del grupo de Textiles y Prendas de Vestir.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- \_\_\_\_ Álvarez, Luis y María De los Llanos Matea (1997): "Medidas del proceso inflacionista", en *La política monetaria y la inflación en España*. Alianza Editorial, S.A. Madrid, Banco de España, pp. 341-371.
- \_\_\_\_ Banco Central de la Reserva del Perú (1998): "Notas de estudios". *La inflación subyacente en el Perú*, abril, n° 5, Departamento de Análisis de Precios y del Sector Real.
- \_\_\_\_ Banco Central de Venezuela: *Informe económico*. Varios años.
- \_\_\_\_ Banco Central de Venezuela: *Análisis de la investigación cualitativa*. Departamento de Estadísticas de Precios. Varios años.
- \_\_\_\_ Blanco, Carlos (1997): "Aspectos conceptuales sobre series de tiempo". Material mimeo elaborado para el Curso de Análisis de Coyuntura dictado en el Banco Central de Venezuela, del 5 al 10 de mayo de 1997.
- \_\_\_\_ Blanco, Enid y Belkis Reyes (1999): "Inflación subyacente" Documento de trabajo n° 19, Banco Central de Venezuela, julio.
- \_\_\_\_ Espasa, Antoni (1993): *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*. Alianza Editorial, Madrid.
- \_\_\_\_ Hamilton, James (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- \_\_\_\_ Novales, Alfonso (1993): *Econometría*. McGraw-Hill/Interamericana de España.
- \_\_\_\_ Peña, Daniel (1995): *Estadística, modelos y métodos*, tomo 2: Modelos lineales y series temporales. Alianza Editorial, Madrid.





## Capítulo III

### **Efectos de la inflación**



## **Inflación, desempleo y pobreza en Venezuela**

### **INTRODUCCIÓN**

Los niveles de pobreza están determinados por los ingresos nominales, el comportamiento de los precios y la distribución del ingreso. La pobreza se aliviará siempre y cuando los ingresos nominales medios crezcan más rápidamente que los precios, y por lo general, si se produce una mejora en la distribución del ingreso. Por lo tanto, cualquier estrategia de combate a la pobreza debe basarse en políticas económicas y sociales que conduzcan a la modificación de dichas variables. Sin embargo, es posible reducir los niveles de pobreza aunque la distribución del ingreso no se altere.<sup>1</sup> El ataque a la pobreza, en el corto y mediano plazos, debería concentrar sus esfuerzos en el mejoramiento de los ingresos reales.

La redistribución del ingreso es un fenómeno que opera más lentamente y, por lo tanto, sus efectos sobre la pobreza son de mediano y largo plazos. En este sentido se ha demostrado que los factores más determinantes de la desigual distribución de los ingresos entre los hogares son las diferencias de escolaridad entre los jefes de hogar, las disparidades regionales, las diferencias en las condiciones laborales entre los diferentes sectores económicos en que se desempeña el jefe del hogar y las disparidades en el ámbito urbano-rural. Igualmente se ha demostrado que en el ámbito del mercado laboral hay factores que contribuyen a la desigualdad, como el crecimiento de la informalidad y la situación de la mujer trabajadora en el mercado laboral (ver Riutort, 1999a;b). Eliminar las disparidades de ingresos que todos estos factores ocasionan es un problema de más largo plazo.

<sup>1</sup> Éste es el caso de los países del sudeste asiático durante la década de los años ochenta, donde la pobreza se redujo en forma considerable aunque la distribución del ingreso siguió siendo bastante desigual. Esto fue posible, gracias al mejoramiento generalizado de los ingresos reales.

Se puede afirmar que las políticas económicas y sociales que estén orientadas a mejorar los salarios reales tienen efectos en el más corto plazo que aquellas que actúan sobre la distribución del ingreso.

El mejoramiento de los ingresos reales se logrará si se reduce el desempleo, se recupera la demanda para que las empresas vuelvan a utilizar su capacidad ociosa de producción, crece la inversión, tanto privada como pública, se mejora la productividad y se controla la inflación. Sólo así se logrará un crecimiento económico que permita mejorar las remuneraciones reales de los trabajadores. Además, este crecimiento debe ser sostenido para permitir que las remuneraciones no pierdan poder adquisitivo, puesto que cada vez que las remuneraciones pierden poder adquisitivo aumenta la pobreza.

En este trabajo nos concentraremos en determinar cómo la inflación y el desempleo afectan la pobreza. En una primera parte se establece la relación entre distribución del ingreso, ingreso medio y pobreza, con la finalidad de definir el indicador de pobreza que se utilizará. En una segunda parte se analiza, desde el punto de vista teórico y conceptual, la relación entre inflación, desempleo y pobreza. En la tercera parte se determina cómo ha evolucionado históricamente esta última relación, lo cual permitirá tener estimaciones de la sensibilidad de los indicadores de pobreza ante cambios en los precios y ante cambios en la tasa de desempleo. Utilizando estos indicadores de sensibilidad y los resultados en cuanto a inflación, ajuste salarial y desempleo, en la cuarta parte se hace una estimación de los niveles de pobreza para el segundo semestre de 1998 y de 1999.<sup>2</sup> La estimación se hará para los segundos semestres para tener una idea del nivel de pobreza que se alcanza a finales de año. Finalmente, la información histórica también se utilizará para predecir el comportamiento probable de la pobreza para el segundo semestre de 2000 bajo diferentes hipótesis sobre el comportamiento del ingreso medio nominal de los hogares.<sup>3</sup>

### **DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO, INGRESO MEDIO Y POBREZA**

Los niveles de pobreza de una determinada población (hogares, personas o trabajadores),<sup>4</sup> expresados como el porcentaje de pobres (P), están determinados

2\_\_\_\_\_ Fue necesario hacer esta estimación, puesto que no disponemos del reprocesamiento de las *Encuestas de Hogares* para dichos años. Nuestras estimaciones de pobreza para el período 1982-1997 (ver cuadro 1) fueron hechas con base en el reprocesamiento de las *Encuestas de Hogares* realizada por Cisor (1998).

3\_\_\_\_\_ Para la fecha de realización de este trabajo se tiene información sobre el comportamiento de la inflación y el desempleo para el segundo semestre de 2000, pero no se cuenta todavía con la información referente al comportamiento de los ingresos de los hogares, puesto que OCEI aún no ha publicado los resultados de la *Encuesta de Hogares por Muestreo* correspondiente al segundo semestre de 2000.

4\_\_\_\_\_ En este trabajo se utilizará a los hogares como unidad de análisis.

por la distribución del ingreso y por los ingresos de esa población en comparación con la línea de pobreza.<sup>5</sup> El porcentaje de pobres indica qué proporción de la población tiene ingresos que están por debajo de la línea de pobreza.<sup>6</sup>

De acuerdo con este planteamiento, el porcentaje de pobres se puede expresar como una función de la línea de pobreza, del ingreso medio de la población y de los parámetros de la curva de Lorenz<sup>7</sup>. Estos últimos determinan la magnitud del coeficiente de Gini, que es el indicador de desigualdad en la distribución de los ingresos. Por lo tanto, se puede escribir que:

$$P = f(Z, \mu, L)$$

donde

Z: representa la línea de pobreza

$\mu$ : es el ingreso medio de la población total y

L: representa los parámetros de la curva de Lorenz.

En esta función hay una relación positiva entre el nivel de pobreza y la línea de pobreza. Si el valor de la línea de pobreza aumenta, sin que se modifique el ingreso medio de la población y sin que se altere la distribución del ingreso, el porcentaje de pobres se incrementará.<sup>8</sup>

Por su parte, el nivel de pobreza disminuirá si el ingreso medio de la población aumenta, suponiendo que la línea de pobreza mantiene su valor y la distribución del ingreso no se altera.

Por lo general, y suponiendo que no hay cambio en el ingreso medio y que la línea de pobreza mantiene su valor, un mejoramiento en la distribución del ingreso puede tener como consecuencia una disminución en los niveles de pobreza.

5 \_\_\_\_\_ La línea de pobreza es el valor de una canasta normativa de consumo total, la cual incluye alimentos y otros bienes y servicios. La línea de pobreza crítica es el valor de una canasta normativa de consumo de alimentos. En el caso de Venezuela, el valor per cápita de la canasta normativa de alimentos es el que el Instituto Nacional de Nutrición ha venido calculando desde 1980 y la Oficina Central de Estadística e Informática desde 1997. La canasta normativa de consumo total, por lo general, tendrá un valor que es dos veces el valor de la canasta normativa de alimentos, de acuerdo con una norma de aceptación internacional y utilizada por Cepal, BID, PNUD y Banco Mundial, entre otros. El valor de la canasta normativa para el hogar se obtiene multiplicando el valor per cápita de la canasta por el número promedio de personas en el hogar.

6 \_\_\_\_\_ Para obtener mayores detalles sobre la definición y el cálculo de los indicadores de pobreza, consultar: Riutort (1999a), Psacharopoulos et al. (1997), Amadeo y Neri (1997), Fields (1994), Márquez y Mukherjee (1993), Datt y Ravallion (1992), Escobar Uribe (1990), Foster-Greer-Thorbecke (1984) y Kakwani (1980).

7 \_\_\_\_\_ La curva de Lorenz representa una distribución acumulativa de los ingresos de una población. Partes porcentuales acumuladas de la población reciben partes porcentuales acumuladas de los ingresos. De esta forma, a medida que aumenta el porcentaje de población, también aumenta el porcentaje de ingresos que recibe esa población.

8 \_\_\_\_\_ Para ver la función utilizada en los cálculos, consultar Riutort (1999a).

## **RELACIÓN ENTRE INFLACIÓN, DESEMPLEO Y POBREZA**

El valor de la línea de pobreza está directamente relacionado con el comportamiento de los precios. De esta forma el efecto de la inflación sobre los niveles de pobreza se puede medir a través del efecto que tiene sobre los mismos el aumento en el valor de la canasta normativa de consumo. Si dado un nivel de pobreza se elimina el efecto de la inflación, se obtendrá un nuevo nivel de pobreza. Comparando ambos niveles se puede determinar en cuántos puntos se reduce el porcentaje de pobres por cada punto porcentual que se redujo la inflación.

Por otro lado, la inflación puede ser compensada, total o parcialmente, por el grado de indexación salarial que se logre, el cual actúa mejorando los indicadores de pobreza a través del aumento del ingreso medio. Esto indica que el determinante último del comportamiento de los indicadores de pobreza es el ingreso medio real. Si el ingreso medio real mejora, disminuirá la pobreza, suponiendo que se mantiene inalterada la distribución del ingreso. Por esta razón, para la estimación de los niveles de pobreza de 1998 y 1999 y para las proyecciones de 2000, el efecto de la inflación estará ajustado por los incrementos de ingresos nominales de los hogares.

Obviamente, el mejoramiento del ingreso medio real está claramente relacionado con el crecimiento real de la economía y con la posibilidad de lograr mejoras en la productividad. En este sentido, casi todos los estudios sobre pobreza demuestran la fuerte asociación que existe entre crecimiento económico y pobreza, a pesar de que la pobreza depende de otros factores como la desigualdad.<sup>9</sup>

Los cambios en la tasa de desempleo afectan los niveles de pobreza a través de dos vías. Por un lado, se modifican los ingresos de los hogares, y por otro, se modifica la distribución de los ingresos entre hogares.<sup>10</sup> Por lo general, la tasa de desempleo es mayor en los estratos de más bajos ingresos y, además, la mayor cantidad de desempleados se concentra en dichos estratos (ver Riutort, 1999a). Por esta razón el aumento del desempleo deteriora en forma más pronunciada los ingresos de los hogares más pobres, ocasionando así una redistribución negativa de los ingresos que tiende a incrementar los niveles de pobreza. Si dado un nivel de pobreza se elimina el desempleo, tomando en cuenta los efectos ingreso y redistribución generados, se obtendrá un nuevo nivel de pobreza. Comparando ambos niveles se puede determinar en cuántos puntos porcentuales se reduce el porcentaje de pobres por cada punto porcentual que se redujo la tasa de desempleo.

Teniendo estimaciones de la sensibilidad de los indicadores de pobreza ante cambios en los precios y ante cambios en la tasa de desempleo, se puede, entonces, simular el comportamiento de la pobreza ante diferentes escenarios de inflación y tasas de desempleo. De acuerdo con esto, sobre los niveles de pobreza actúan dos efectos: el "efecto inflación" y el "efecto desempleo". Estos efectos modifican, tanto

9 \_\_\_\_ Ver, por ejemplo, Morley (1995), Székely (1998) y Wodon (2000).

10 \_\_\_\_ Ver, por ejemplo, Bulmer-Thomas (1996:300) y Stiglitz (1998:236).

el porcentaje de pobres como el número de pobres. Adicionalmente, es necesario tener presente que se produce un "efecto población" que modifica sólo el número de pobres, pero no el porcentaje de pobres. Bajo el supuesto de inflación cero, no ajuste salarial, no cambio en la distribución del ingreso y constancia en la tasa de desempleo, al aumentar la población de un período a otro aumentará también el número de pobres ("efecto población"); sin embargo, el porcentaje de pobres permanecerá constante. Esto quiere decir que el crecimiento vegetativo de la población de hogares hará que el número de hogares en situación de pobreza aumente, suponiendo constante todo lo demás.

### **RELACIÓN ENTRE INFLACIÓN, DESEMPLEO Y POBREZA EN VENEZUELA: 1982-1997**

La evolución de la pobreza, crítica y no crítica, al nivel de hogares para el período 1982-1997, se puede observar en el cuadro 1. En 1982, el 26,4 por ciento de los hogares tenía ingresos inferiores a la línea de pobreza, mientras que sólo 5,4 por ciento tenía ingresos por debajo de la línea de pobreza crítica. En 1997, el 62,5 por ciento de los hogares tenía ingresos inferiores a la línea de pobreza, mientras que el 27,3 por ciento tenía ingresos por debajo de la línea de pobreza crítica. En términos de número de hogares, en el lapso de dieciséis años, los hogares pobres prácticamente se cuadruplicaron, en tanto que los hogares en pobreza crítica aumentaron casi ocho veces. Éste fue el resultado de una caída permanente de las remuneraciones reales durante prácticamente todo el período.<sup>11</sup>

Cuadro 1

#### **Indicadores de pobreza total y crítica en hogares: 1982-1997**

Indicadores	Primer semestre					
	1982	1988	1990	1992	1995	1997
Pobreza total (%)	26,4	42,5	57,7	53,5	66,7	62,5
Pobreza no crítica (%)	20,9	31,7	39,8	37,4	41,4	35,2
Pobreza crítica (%)	5,4	10,8	17,8	16,1	25,3	27,3
N° de hogares						
<b>Pobres</b>	<b>714.998</b>	<b>1.380.768</b>	<b>1.961.721</b>	<b>1.948.161</b>	<b>2.650.067</b>	<b>2.600.990</b>
En pobreza no crítica	568.077	1.030.065	1.354.957	1.361.936	1.646.484	1.465.309
En pobreza crítica	146.921	350.703	606.764	586.225	1.003.583	1.135.681

\_\_\_\_Fuente: Cisor, Procesamiento Especial de la Encuesta de Hogares (OCEI) para IIES-UCAB, julio 1998. Cálculos propios.

Dado que se está interesado en conocer el efecto que el desempleo y la inflación tienen sobre el comportamiento de la pobreza, supongamos, por un lado, que se elimina el desempleo y, por el otro, que se elimina la inflación.

11\_\_\_\_Para información sobre la evolución de la pobreza en Venezuela se puede consultar a Riutort (1999a; b).

Si se elimina el desempleo, esto tendrá como consecuencia un incremento de los ingresos de los hogares en los distintos estratos con una tendencia a mejorar la distribución del ingreso.<sup>12</sup> El resultado final será una caída en los indicadores de pobreza (ver cuadro 2). Por ejemplo, en 1997, si no existiera desempleo, el porcentaje de pobres sería de 58,5 y el porcentaje de pobreza crítica sería de 23,6. Teniendo esta información se puede determinar cuál es la variación promedio de la pobreza por cada punto porcentual de desempleo (ver cuadro 3). De acuerdo con los resultados obtenidos en 1997, por cada punto porcentual de desempleo la pobreza aumenta en 0,51 puntos porcentuales, mientras que la pobreza crítica aumenta en 0,47 puntos. En términos de número de hogares, en ese mismo año por cada punto porcentual adicional de desempleo, el número de hogares pobres en promedio aumenta en 21.084 y el número de hogares en pobreza crítica aumenta en 19.687.

Cuadro 2

**Indicadores de pobreza total y crítica en hogares: 1982-1997**

Suponiendo que se elimina el desempleo

Indicadores	Primer semestre					
	1982	1988	1990	1992	1995	1997
Pobreza total (%)	23,4	38,3	52,4	49,2	62,9	58,5
Pobreza no crítica (%)	19,5	29,6	38,4	36,0	41,4	35,0
Pobreza crítica (%)	3,9	8,6	14,0	13,2	21,4	23,6
N° de hogares						
<b>Pobres</b>	<b>635.191</b>	<b>1.243.858</b>	<b>1.782.428</b>	<b>1.792.853</b>	<b>2.499.388</b>	<b>2.434.430</b>
En pobreza no crítica	568.077	1.030.065	1.354.957	1.361.936	1.646.484	1.465.309
En pobreza crítica	106.834	280.457	474.848	479.655	852.461	980.151

Fuente: Cisor, Procesamiento Especial de la Encuesta de Hogares (OCEI) para IIES-UCAB, julio 1998. Cálculos propios.

Si en cada año se elimina la inflación, el ingreso real de los hogares crece y el nivel de pobreza disminuye. Los resultados de esa simulación se pueden ver en el cuadro 4. En 1997, la eliminación de la inflación permite reducir el porcentaje de hogares pobres a 40,2 por ciento y el porcentaje de hogares en pobreza crítica a 14,9 por ciento. Sobre la base de los resultados del cuadro 4 se puede determinar cuál es la variación promedio de la pobreza por cada punto porcentual de inflación. Considerando el año 1997, se puede decir que por cada punto porcentual de inflación la variación promedio de la pobreza será de 0,45 puntos porcentuales, mientras que la variación promedio de la pobreza crítica será de 0,25 puntos porcentuales. Esto quiere decir que en términos de número de hogares, en ese mismo año por cada punto porcentual adicional de inflación el número de hogares pobres en promedio aumenta en 18.605 y el número de hogares en pobreza crítica aumenta en 10.329 (ver cuadro 5).

12 La eliminación del desempleo significa asignar a cada desempleado el ingreso medio del decil al cual pertenece.



Cuadro 3

**Indicadores de pobreza total y crítica en hogares: 1982-1997**

Aumento promedio de pobreza por cada punto porcentual de desempleo

Indicadores	Primer semestre					
	1982	1988	1990	1992	1995	1997
Puntos porcentuales						
Pobreza total (%)	0,56	0,77	0,72	0,71	0,53	0,51
Pobreza no crítica (%)	0,28	0,37	0,19	0,22	0,00	0,03
Pobreza crítica (%)	0,28	0,39	0,53	0,49	0,53	0,47
N° de hogares						
Pobres	15.058	24.893	24.561	25.885	20.928	21.084
En pobreza no crítica	7.494	12.121	6.490	8.123	-62	1.396
En pobreza crítica	7.564	12.772	18.071	17.762	20.989	19.687

Fuente: Cisor, Procesamiento Especial de la Encuesta de Hogares (OCEI) para IIES-UCAB, julio 1998. Cálculos propios.

De acuerdo con los resultados anteriores, y tomando el año 1997 como referencia, se puede decir que cada punto porcentual de desempleo ocasiona 13 por ciento más de hogares pobres que un punto porcentual de inflación. Este diferencial se hace más intenso cuando se consideran los efectos del desempleo y la inflación sobre la pobreza crítica, por razones ya expuestas anteriormente. En este caso, cada punto porcentual de desempleo ocasiona 90 por ciento más de hogares en pobreza crítica que un punto porcentual de inflación.

Cuadro 4

**Indicadores de pobreza total y crítica en hogares: 1982-1997**

Suponiendo que se elimina la inflación

Indicadores	Primer semestre					
	1982	1988	1990	1992	1995	1997
Pobreza total (%)	22,3	26,9	34,2	34,9	36,4	40,2
Pobreza no crítica (%)	18,4	21,5	25,5	25,6	25,5	25,3
Pobreza crítica (%)	3,9	5,4	8,7	9,3	10,9	14,9
N° de hogares						
Pobres	605.424	874.792	1.165.039	1.270.656	1.445.463	1.670.744
En pobreza no crítica	500.170	699.382	868.210	933.583	1.011.667	1.051.504
En pobreza crítica	105.254	175.410	296.829	337.074	433.797	619.240

Fuente: Cisor, Procesamiento Especial de la Encuesta de Hogares (OCEI) para IIES-UCAB, julio 1998. Cálculos propios.

Cuadro 5

**Indicadores de pobreza total y crítica en hogares: 1982-1997**

Aumento promedio de pobreza por cada punto porcentual de inflación

Indicadores	Primer semestre					
	1982	1988	1990	1992	1995	1997
Puntos porcentuales						
Pobreza total (%)	0,42	0,53	0,58	0,59	0,51	0,45
Pobreza no crítica (%)	0,26	0,34	0,35	0,37	0,27	0,20
Pobreza crítica (%)	0,16	0,18	0,22	0,22	0,24	0,25
N° de hogares						
Pobres	11.414	17.152	19.575	21.577	20.110	18.605
En pobreza no crítica	7.074	11.210	11.959	13.642	10.598	8.276
En pobreza crítica	4.340	5.942	7.615	7.935	9.512	10.329

Fuente: Cisor, Procesamiento Especial de la Encuesta de Hogares (OCEI) para IIES-UCAB, julio 1998. Cálculos propios.

### **ESTIMACIÓN DE LA POBREZA PARA EL SEGUNDO SEMESTRE DE 1998 Y DE 1999**

De acuerdo con los *Indicadores de la Fuerza de Trabajo* de la OCEI, en el segundo semestre de 1997 el ingreso medio de los hogares aumentó en 44,6 por ciento, en comparación con el valor que tuvo para el primer semestre de ese mismo año, mientras que el valor de la canasta normativa de consumo aumentó sólo 16,2 por ciento en ese mismo período de tiempo. Este crecimiento extraordinario de los ingresos nominales permitió que el poder adquisitivo del hogar medio aumentara en 24,5 por ciento (ver cuadro anexo). Este hecho, aunado a la disminución del desempleo, el cual pasó de 12,1 por ciento en el primer semestre de 1997 a 10,6 por ciento en el segundo semestre, condujo a una reducción importante en el nivel de pobreza. La pobreza total, que en el primer semestre de 1997 fue de 62,5 por ciento, se redujo a 54,1 por ciento en el segundo semestre de ese mismo año. Mientras que la pobreza crítica pasó de 27,3 por ciento a 22 por ciento en ese mismo período de tiempo. La magnitud del crecimiento de los ingresos de los hogares fue producto en gran parte de la reforma laboral que se llevó a cabo en 1997, la cual ocasionó el aumento más importante que el ingreso real ha tenido en las últimas décadas. Esta reforma incluyó el cambio en el régimen de prestaciones sociales y la salarización de bonos. A esto hay que agregar el crecimiento importante que tuvo el salario mínimo. El efecto de la reforma laboral repercutió también en el comportamiento de los ingresos de los hogares en el año 1998. Efectivamente, para el segundo semestre de dicho año el ingreso medio nominal de los hogares creció en 36,1 por ciento en comparación con el segundo semestre de 1997 (ver cuadro anexo).

Tomando en consideración la trayectoria de la inflación y el desempleo, y utilizando los indicadores de sensibilidad calculados para 1997, se puede tener estimaciones de los niveles de pobreza alcanzados en el segundo semestre de 1998 y de 1999 (ver cuadro 6).

Para el segundo semestre de 1998 se estima que el porcentaje de hogares pobres, tanto el total como el crítico, se redujo levemente en comparación con el nivel alcanzado en el segundo semestre de 1997. Aunque el ingreso nominal medio de los hogares aumentó en 36,1 por ciento, su efecto positivo sobre los niveles de pobreza fue prácticamente anulado por el aumento de 33,1 por ciento que experimentó el valor de la canasta normativa de consumo. Por esta razón el ingreso real aumentó en sólo 2,3 por ciento (ver cuadro anexo).<sup>13</sup> Como consecuencia de este comportamiento del valor de la canasta y de los ingresos nominales, el número de nuevos hogares pobres se redujo en 40.354, mientras que el número de hogares en pobreza crítica se redujo en 22.403.

Cuadro 6

**Pobreza estimada total y crítica en hogares: segundo semestre 1998 y 1999**

De acuerdo con el comportamiento de la inflación y el desempleo

Indicadores	Nivel de pobreza		Variación absoluta de pobreza con relación al segundo semestre del año anterior							
	Segundo semestre 1998	Segundo semestre 1999	Segundo semestre 1998				Segundo semestre 1999			
			Efecto inflación	Efecto desempleo	Efecto total	Efecto población	Efecto inflación	Efecto desempleo	Efecto total	Efecto población
Pobreza total (%)	53,3	55,5	-1,0	0,20	-0,8	n.a.	0,4	1,8	2,1	n.a.
Pobreza no crítica (%)	31,7	32,0	-0,4	0,01	-0,4	n.a.	0,2	0,1	0,3	n.a.
Pobreza crítica (%)	21,6	23,5	-0,5	0,19	-0,4	n.a.	0,2	1,7	1,9	n.a.
N° de hogares										
<b>Pobres</b>	2.182.424	2.395.985	-40.354	8.299	-32.056	64.700	15.613	76.648	92.261	121.300
En pobreza no crítica	1.296.550	1.380.634	-17.951	550	-17.401	36.450	6.945	5.076	12.021	72.063
En pobreza crítica	885.873	1.015.351	-22.403	7.749	-14.654	28.250	8.668	71.572	80.240	49.237
Tasa de inflación (%)	33,1	12,3								
Crec. ingreso nom. (%)	36,1	11,4								
Crec. ingreso real (%)	2,3	-0,8								
Tasa de desempleo	11,0	14,5								

**Notas explicativas:**

1. Tasa de inflación se refiere al aumento de valor de la canasta normativa de consumo de un semestre respecto al mismo semestre del año anterior
2. Crec. ingreso nom. se refiere al crecimiento del ingreso medio nominal de los hogares de un semestre respecto al mismo semestre del año anterior
3. n.a. = no aplica
4. El "efecto inflación" incluye en cada año el ajuste salarial nominal correspondiente. Es, entonces, un efecto de "salario real"
5. El efecto total se refiere al efecto conjunto de la inflación y el desempleo sobre los niveles de pobreza
6. El "efecto población" está determinado por el aumento en el número de pobres que es debido exclusivamente al crecimiento vegetativo de la población de hogares, independientemente de cual sea la magnitud de la inflación y/o la variación en la tasa de desempleo

Fuente: BCV, Anuario de Estadísticas, Precios y Mercado Laboral. OCEI, Anuario Estadístico de Venezuela. OCEI, Indicadores de la Fuerza de Trabajo. Cálculos propios.

13 De acuerdo con el Informe Económico 1998 del BCV, los ingresos nominales de empleados y obreros del sector formal, privado y público, se incrementaron, en promedio, en 43 por ciento. Este crecimiento de los ingresos, según el BCV, estuvo vinculado a factores como "actualización de los contratos colectivos y pago de pasivos laborales, como resultado de la reforma parcial de la Ley Orgánica del Trabajo en 1997, en la cual se estableció la cancelación de hasta el 75 por ciento de los pasivos laborales a partir de enero de 1998" y que operó especialmente en el sector privado. Por otro lado, según la Encuesta de Hogares de la OCEI del segundo semestre de 1998, los ingresos nominales del sector informal crecieron en 26 por ciento. Ponderando cada incremento por la importancia relativa de cada sector, se logra un ajuste salarial promedio de 34,5 por ciento.

Por su parte, el comportamiento del desempleo condujo a un leve aumento en el porcentaje de pobreza. La tasa de desempleo pasó de 10,6 por ciento en el segundo semestre de 1997 a 11 por ciento en el segundo semestre de 1998. Esto permitió que el número de hogares pobres aumentara en 8.299 y el número de hogares en pobreza crítica en 7.749. Este resultado muestra el efecto importante que sobre la pobreza crítica ejerce el aumento en la tasa de desempleo.

Aunque por el efecto conjunto de la inflación, el ajuste salarial y el desempleo el número de hogares pobres disminuyó en 32.056, el "efecto población" produjo 64.700 nuevos hogares pobres.

El comportamiento de la pobreza en 1999 es el reflejo del desempeño extremadamente desfavorable que experimentó la actividad económica en ese año. De acuerdo con la información suministrada por el Banco Central de Venezuela, el producto interno bruto cayó en 6,1 por ciento. Las actividades no petroleras cayeron en 5,4 por ciento, producto de la fuerte contracción de la demanda interna impulsada por los recortes de la producción petrolera, la disminución de la inversión pública y los efectos contractivos que sobre el consumo y la inversión privadas ejercieron los elevados intereses y el aumento de la presión tributaria interna. A esto hay que agregar la incertidumbre económica y política, la falta de confianza y credibilidad en las políticas gubernamentales y la falta de incentivos a la inversión privada interna. La demanda agregada interna se redujo en 5,9 por ciento, como consecuencia de una reducción del consumo y de la inversión, en 4,3 por ciento y 16,4 por ciento, respectivamente.<sup>14</sup>

Considerando el desempeño sectorial de las actividades económicas, la contracción fue especialmente importante en las actividades que más contribuyen al PIB no petrolero como son la Manufactura, la Construcción y el Comercio, y que además, en conjunto emplean cerca del 50 por ciento de la fuerza de trabajo. La contracción en estas actividades fue de 9,2 por ciento, 16,5 por ciento y 11,8 por ciento, respectivamente.

La contracción económica, si bien redujo las presiones inflacionarias, impidió al mismo tiempo que las remuneraciones crecieran en términos reales. El ingreso medio nominal de los hogares creció 11,4 por ciento para el segundo semestre de 1999 en comparación con el nivel alcanzado en el segundo semestre de 1998, mientras que el valor de la canasta normativa de consumo aumentó en 12,3 por ciento. Esto significa una caída del salario real cercana a 1 por ciento. Consecuencia también de la contracción económica, el desempleo en el segundo semestre de 1999 aumentó en 3,5 puntos porcentuales en comparación con el segundo semestre de 1998 (ver cuadro 6 y cuadro anexo).

Bajo estas circunstancias, se estima que para el segundo semestre de 1999 el 55,5 por ciento de los hogares tenía ingresos por debajo de la línea de pobreza y que 23,5 por ciento tenía ingresos por debajo de la línea de pobreza crítica. Esto significa que la pobreza total se incrementó en 2,2 puntos porcentuales y que la pobreza crítica lo hizo en casi 2 puntos con relación a 1998. El factor más determinante en el

14 \_\_\_\_ Ver BCV, *Informe Económico 1999*.

deterioro del indicador pobreza fue el aumento de 3,5 puntos en la tasa de desempleo. Este produjo un aumento de 1,8 puntos porcentuales en el nivel de pobreza total y de 1,7 puntos en el nivel de pobreza crítica, ratificando que el desempleo afecta con mayor intensidad a los hogares que pertenecen a estratos de ingresos más bajos. Es importante resaltar que el aumento de la tasa de desempleo significó la pérdida de más de 300.000 puestos de trabajo.

De acuerdo con nuestras estimaciones, estos resultados para 1999 indicarían que por "efecto inflación" el número de hogares pobres aumentó en 15.613 y que se agregaron 8.668 nuevos hogares a la pobreza crítica. Por "efecto desempleo" el número de hogares pobres se incrementó en 76.648 y 71.572 nuevos hogares pasaron a estar en pobreza crítica. En conjunto, los efectos inflación y desempleo produjeron 92.261 nuevos hogares pobres y 80.240 nuevos hogares en pobreza crítica. Si a estos resultados se agrega el aumento de hogares pobres por el "efecto población", entonces, en 1999 el número de hogares pobres aumentó en total en 213.561 y el número de nuevos hogares en pobreza crítica alcanzó a 129.477. Considerando que cada hogar, en promedio, está constituido por 5 personas, se puede decir que en 1999 hubo 1.067.805 personas que pasaron a formar parte de hogares pobres y 647.385 personas que pasaron a constituir hogares en pobreza crítica.

#### **COMPORTAMIENTO PROBABLE DE LA POBREZA PARA EL SEGUNDO SEMESTRE DEL AÑO 2000**

De acuerdo con el comportamiento registrado por la inflación y el desempleo y la evolución hipotética de los ingresos de los hogares, se puede tener estimaciones de los niveles en los cuales se pudieran ubicar los indicadores de pobreza para el segundo semestre del año 2000.<sup>15</sup> Para esto se ha establecido un conjunto de hipótesis de comportamiento para el ingreso medio nominal de los hogares (ver cuadro 7). El valor de la canasta normativa de consumo y el desempleo registrados en el segundo semestre de 2000 se pueden ver en el cuadro 8.

En cuanto a los ingresos nominales, se adoptó como hipótesis que el ingreso medio nominal de los hogares pudiese variar desde una disminución de 10 por ciento hasta un crecimiento de 30 por ciento. Dependiendo de la hipótesis que se cumpla, el poder adquisitivo del ingreso medio de los hogares puede fluctuar entre una caída de 20,4 por ciento y un aumento de 15 por ciento (ver cuadro 7).

15 \_\_\_\_ Para la fecha de realización de este trabajo aún no se tiene información sobre los resultados de la *Encuesta de Hogares por Muestreo* de OCEI para el segundo semestre de 2000. Por esta razón no se conoce cuál es la evolución de los ingresos de los hogares para dicho semestre y la estimación de pobreza se hace con base en hipótesis sobre su comportamiento.

Cuadro 7

**Ingreso medio nominal de los hogares según diferentes hipótesis de crecimiento**

Estimaciones para el segundo semestre del año 2000 (bolívares)

	Hipótesis de comportamiento del ingreso medio nominal de los hogares					
	1999 2° semestre	-10%	0%	10%	20%	30%
Ingreso medio nominal	322.536	290.282	322.536	354.789	387.043	419.296
Variación del poder adquisitivo		-20,4%	-11,5%	-2,7%	6,2%	15,0%

Fuente: OCEI. Cálculos propios.

Cuadro 8

**Valor de la canasta normativa de consumo y desempleo**

	1999 2° semestre	2000 2° semestre	Tasa de crecimiento
Canasta normativa (Bs.)	273.500	309.102	13,0%
Desempleo	14,5%	13,2%	

Fuente: OCEI, Indicadores de la Fuerza de Trabajo. Cálculos propios.

Si para el segundo semestre de 2000 el ingreso nominal medio de los hogares crece en 10 por ciento o menos, en relación con el valor alcanzado en el segundo semestre de 1999, el nivel de pobreza aumentará a pesar del efecto positivo de la reducción del desempleo. Se estima que la reducción del desempleo de 14,5 por ciento a 13,2 por ciento ocasiona una disminución de la pobreza crítica de 0,6 puntos porcentuales y una disminución de 0,7 puntos porcentuales en la pobreza total. Este efecto positivo de reducción del desempleo se ve contrarrestado por el aumento de pobreza ocasionado por la pérdida de poder adquisitivo de los ingresos de los hogares (ver cuadro 9). En el caso extremo de que el ingreso nominal medio de los hogares disminuyera en 10 por ciento, el número de hogares pobres pudiese aumentar en más de 460.000 y los hogares en pobreza crítica lo harían en cerca de 249.000. Esto significaría que el porcentaje de pobreza total se elevaría a 66,2 por ciento y la pobreza crítica a 29,2 por ciento. Si el ingreso nominal medio de los hogares creciera en 10 por ciento, entonces la pobreza total se ubicaría en 56 por ciento y la pobreza crítica en 23,6 por ciento (ver cuadros 10 y 11).

Si el ingreso nominal medio de los hogares aumentara más que la inflación de la canasta normativa de consumo, que fue de 13 por ciento para el segundo semestre de 2000, entonces se produciría un aumento del poder adquisitivo que permitiría una reducción en los niveles de pobreza. Por ejemplo, si el ingreso nominal medio de los hogares aumentara en 20 por ciento, el nivel de pobreza total se reduciría en 3,3 puntos porcentuales y la pobreza crítica lo haría en 2,1 puntos. Este aumento de los ingresos tendría como consecuencia una reducción en el número de hogares pobres cercana a 140.000 y en el número de hogares en pobreza crítica en algo más de 89.000 hogares. De esta forma, el nivel de pobreza total se pudiese reducir a 52,2 por ciento y la pobreza crítica a 21,4 por ciento (ver cuadros 10 y 11).

Teniendo en cuenta que cada hogar, en promedio, está constituido por 5 personas, se puede decir que para el segundo semestre del año 2000, considerando el cumplimiento de la hipótesis más baja de ingresos, habrá algo más de 2.000.000 de personas que pasarán a formar parte de hogares pobres y cerca de 1.200.000 pasarán a pertenecer a hogares en pobreza crítica. Mientras que si se considera la hipótesis más alta de ingresos, habrá cerca de 1.400.000 personas que dejarán de pertenecer a hogares pobres y algo más 800.000 personas que dejarán de pertenecer a hogares en pobreza crítica.

Cuadro 9

### Variación absoluta de la pobreza total y crítica en hogares por efecto conjunto de la inflación y el desempleo

Estimaciones para el segundo semestre del año 2000 (bolívares)

Indicadores	Hipótesis de comportamiento del ingreso medio nominal de los hogares				
	-10%	0%	10%	20%	30%
Pobreza total	10,8	5,2	0,6	-3,3	-6,5
Pobreza no crítica	5,0	2,5	0,5	-1,2	-2,6
Pobreza crítica	5,7	2,6	0,1	-2,1	-3,9

Datos para la estimación:

1. Inflación canasta normativa segundo semestre 2000 = 13,0% (cálculos propios)
2. Tasa de desempleo segundo semestre 2000 = 13,2% (OCEI)

Fuente: Cálculos propios.

Cuadro 10

### Aumento en el número de hogares pobres y en pobreza crítica por efecto conjunto de la inflación y el desempleo

Estimaciones para el segundo semestre del año 2000 (número de hogares)

Indicadores	Hipótesis de comportamiento del ingreso medio nominal de los hogares				
	-10%	0%	10%	20%	30%
Pobreza total	465.761	223.089	24.538	-140.920	-280.923
Pobreza no crítica	216.413	109.308	21.677	-51.349	-113.141
Pobreza crítica	249.349	113.781	2.862	-89.571	-167.783

Datos para la estimación:

1. Inflación canasta normativa segundo semestre 2000 = 13,0% (cálculos propios)
2. Tasa de desempleo segundo semestre 2000 = 13,2% (OCEI)

Fuente: Cálculos propios.

Cuadro 11

**Niveles de pobreza proyectada total y crítica en hogares de acuerdo con el comportamiento de la inflación y el desempleo**

Estimaciones para el segundo semestre del año 2000 (porcentajes)

	Hipótesis de comportamiento del ingreso medio nominal de los hogares					
	1999					
	2° semestre	-10%	0%	10%	20%	30%
Pobreza total	55,5	66,2	60,6	56,0	52,2	49,0
Pobreza no crítica	32,0	37,0	34,5	32,5	30,8	29,3
Pobreza crítica	23,5	29,2	26,1	23,6	21,4	19,6

Datos para la estimación:

1. Inflación canasta normativa segundo semestre 2000 = 13,0% (cálculos propios)

2. Tasa de desempleo segundo semestre 2000 = 13,2% (OCEI)

Fuente: Cálculos propios.

**ALGUNAS CONCLUSIONES**

Se determinó que cada punto porcentual de desempleo tiene un mayor costo social en términos de pobreza que un punto porcentual de inflación y que este costo se hace mucho mayor cuando se trata de pobreza crítica.

Durante 1999, el producto interno de las actividades no petroleras sufrió una fuerte caída como consecuencia de la contracción de la demanda interna. Esta contracción tuvo su origen en los recortes de la producción petrolera, la reducción de la inversión pública, el efecto contractivo de la mayor carga impositiva y de las altas tasas de interés que se aplicaron a la inversión y al gasto privado de consumo, y la salida de capitales. A su vez, el gobierno impuso una política de gasto público bastante austera y una política monetaria restrictiva. Aunque esto permitió el descenso de la tasa de inflación, la reducción de la actividad económica se tradujo en un aumento del desempleo, cuyo costo social fue cerca de 76.600 nuevos hogares pobres y cerca de 71.500 nuevos hogares en pobreza crítica. A pesar de la reducción de la inflación, el aparato productivo deprimido no tuvo la capacidad de recuperar la caída del poder adquisitivo de los ingresos y se estima que éstos sufrieron una leve pérdida real de 1 por ciento, cuyo costo social fue cercano a los 15.600 nuevos hogares pobres y más de 8.600 nuevos hogares en pobreza crítica. De esta forma, durante el primer año de gobierno, por efecto inflación y desempleo, más de 92.000 hogares pasaron a ser pobres y cerca de 80.000 pasaron a constituir hogares en pobreza crítica.

Tal vez si el gobierno hubiese iniciado, en el mismo año 1999, un programa de inversiones públicas en infraestructura, educación, salud y vivienda, por ejemplo, que contribuyeran a reactivar el aparato productivo, la inflación hubiese sido superior, pero, muy probablemente, el costo social en términos de pobreza hubiese sido bastante menor. Hay que recordar que en Venezuela el gasto público ha sido el que impulsa al resto de la economía y la inversión pública siempre ha precedido a la inversión privada.



Para finales del año 2000, si el ingreso nominal medio de los hogares crece más de 10 por ciento se puede producir un mejoramiento en los niveles de pobreza; de lo contrario, la pobreza seguirá aumentando y pudiera nuevamente alcanzar los niveles que tuvo en los primeros semestres de los años 1995 y 1997.

Para empezar a solucionar el problema de la pobreza e impedir que la situación regrese a esos niveles, el requisito indispensable es lograr un crecimiento económico importante, sostenido y estable, con una inflación controlada. Adicionalmente, este crecimiento requiere un mejoramiento de la productividad en todas las actividades económicas. Sólo con mejoramiento en la productividad se pueden sostener los mejoramientos en las remuneraciones.

Si la economía crece, el desempleo tiende a reducirse y, por lo tanto, se reduce la pobreza. Si este crecimiento está sustentado en productividad se pueden mejorar las remuneraciones y si la inflación está controlada, el salario real puede crecer y los niveles de pobreza tenderán a reducirse. Mientras la economía no esté en capacidad de generar remuneraciones que crezcan en términos reales no habrá reducción de la pobreza. Si los salarios reales continúan deteriorándose, la pobreza continuará aumentando.

Paralelamente, se debe ir actuando sobre los factores que ocasionan desigualdades en la distribución de los ingresos. En este sentido se debería reducir la informalidad, aumentar la tasa media de escolaridad, reducir las disparidades regionales y sectoriales en cuanto a las condiciones de trabajo y mejorar la situación de la mujer trabajadora en el mercado laboral.

Dado que uno de los factores que más explican la pobreza en Venezuela es la educación,<sup>16</sup> se requiere un esfuerzo bien importante para cerrar la brecha en los niveles de calificación y entrenamiento de la población que se encuentra en situación de pobreza.

Finalmente, en situaciones económicas adversas la incidencia de la pobreza aumenta, y en este sentido es imprescindible contar con mecanismos de protección social para los sectores pobres, con el fin de aminorar los impactos. Ya se cuenta con el Fondo de Inversión para la Estabilización Macroeconómica. Sería necesario contar con un seguro de desempleo eficiente que impida que el desempleado se quede sin ingresos.

16\_\_\_\_ Ver Riutort (1999c).

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amadeo, Edward y Marcelo Neri (1997): "Macroeconomic Policy and Poverty in Brazil". Trabajo preparado para el proyecto *Los determinantes de la pobreza en América Latina*, patrocinado por PNUD, BID y Cepal, mimeo.
- Bulmer-Thomas, Victor, ed. (1996): *The New Economic Model in Latin America and its Impact on Income Distribution and Poverty*. Institute of Latin American Studies Series, University of London, ILAS-St. Martin's Press.
- Datt, Gaurav y Martin Ravallion (1992): "Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s". *Journal of Development Economics*, 38: 275-295.
- Escobar Uribe, Diego (1990): "Índices de pobreza en el contexto de la curva generalizada de Lorenz: una aplicación al caso de Barranquilla". *Desarrollo y Sociedad*, n° 26.
- Fields, Gary S. (1994): "Poverty and Income Distribution. Data for Measuring Poverty and Inequality Changes in the Developing Countries". *Journal of Development Economics*, 44: 87-102.
- Foster, Janos; Joel Greer y Erik Thorbecke (1984): "A Class of Decomposable Poverty Measures". *Econometrica*, 52,3: 761-765.
- Gruson, Alberto (1998): *Procesamiento Especial de la Encuesta de Hogares (OCEI) para el Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales de la Universidad Católica Andrés Bello*. Centro de Investigaciones en Ciencias Sociales (Cisor). Caracas.
- Kakwani, Nanak (1980): "On a Class of Poverty Measures". *Econometrica*, 48,2: 437-446.
- Márquez, Gustavo y J. Mukherjee (1993): "Distribución del ingreso y pobreza en Venezuela", en Gustavo Márquez: *Gasto público y distribución del ingreso en Venezuela*, Caracas, Ediciones IESA.
- Morley, Samuel A. (1995): *Poverty and Inequality in Latin America: The Impact of Adjustment and Recovery in the 1980s*. The Johns Hopkins University Press.
- Psacharopoulos, George; Samuel Morley; Ariel Fiszbein; Haeduck Lee y Bill Wood (1997): "La pobreza y la distribución de los ingresos en América Latina. Historia del decenio de 1980". Documento Técnico del Banco Mundial, n° 351s.
- Riutort, Matías (1999a): "Pobreza, desigualdad y crecimiento económico en Venezuela", en *La pobreza en Venezuela. Causas y posibles soluciones*. Documentos del Proyecto Pobreza, n° 3. Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales de la Universidad Católica Andrés Bello y Asociación Civil para la Promoción de Estudios Sociales.

- \_\_\_\_ Riutort, Matías (1999b): "El costo de erradicar la pobreza", en *Pobreza: un mal posible de superar*. Resúmenes de los Documentos del Proyecto Pobreza, volumen 1. Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales de la Universidad Católica Andrés Bello y Asociación Civil para la Promoción de Estudios Sociales.
- \_\_\_\_ Riutort, Matías (1999c): "Las causas de la pobreza en Venezuela". *Temas de Coyuntura*, 40:27-46, diciembre. Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, UCAB.
- \_\_\_\_ Riutort, Matías y María Beatriz Orlando (2001): "Las cifras de pobreza en Venezuela". Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, UCAB, mimeo.
- \_\_\_\_ Stiglitz, Joseph (1998): "Economic Consequences of Rising Income Inequality", in *Income Inequality: Issues and Policy Options*. Simposio patrocinado por The Federal Reserve Bank of Kansas City.
- \_\_\_\_ Székely, Miguel (1998): *The Economics of Poverty, Inequality and Wealth Accumulation in Mexico*. St. Antony's Series.
- \_\_\_\_ Wodon, Quentin T., ed. (2000): "Poverty and Policy in Latin America and the Caribbean". World Bank, mimeo.

## ANEXOS

Cuadro anexo

**Ingreso nominal medio de los hogares,  
valor de la canasta normativa de consumo y desempleo**  
Segundo semestre de cada año

	Ingreso total hogares (Bs.)	Número de hogares que declaran ingresos	Ingreso medio por hogar (Bs.)	Crecimiento de ingreso por hogar (%)	Valor canasta normativa (Bs.)	Inflación de la canasta normativa (%)	Variación poder adquisitivo (%)	Tasa de desempleo (%)
1997(*)	571.174.888.915	3.883.676	147.071		157.504			12,1
1997(**)	848.723.642.704	3.989.831	212.722	44,6	182.985	16,2	24,5	10,6
1998	1.185.135.081.068	4.093.308	289.530	36,1	243.560	33,1	2,3	11,0
1999	1.393.617.681.773	4.320.816	322.536	11,4	273.500	12,3	-0,8	14,5

\_\_\_\_ Las variaciones porcentuales del segundo semestre de 1997 son en relación con el primer semestre de ese mismo año.

\_\_\_\_ (\*): Primer semestre de 1997

\_\_\_\_ (\*\*): Segundo semestre de 1997

\_\_\_\_ Fuente: OCEI, Indicadores de fuerza de trabajo. Cálculos propios.



José Guerra  
Miguel Dorta

## **Efectos de la inflación sobre el crecimiento económico de Venezuela, 1950-1995**

### **INTRODUCCIÓN**

Existe una amplia literatura que da cuenta de la relación entre crecimiento económico e inflación. Durante los años ochenta y posteriormente con mayor énfasis durante los noventa, siguiendo los trabajos de Kormendi y Meguire (1985), De Gregorio (1992), Fischer (1993) y Barro (1995), se consideró como válido que la inflación y su variabilidad impactaban negativamente la tasa de crecimiento de la economía, debido a los efectos distorsionantes sobre el sistema de precios y la asignación de los recursos. En particular, De Gregorio (1992) argumenta que cuando las empresas utilizan dinero para adquirir bienes de capital, la inflación actúa en forma similar a un impuesto, que afecta negativamente el desempeño económico. Sus resultados para una muestra de países de América Latina fueron concluyentes al respecto.

Evidencia similar relativa al impacto contractivo de la inflación se encontró en los casos específicos de Colombia y México. Uribe (1994) reporta que durante el lapso 1952-1992 niveles de inflación situados entre 15 por ciento y 30 por ciento han tenido efectos negativos sobre el crecimiento económico colombiano. Por su parte, Mendoza (1998) informa que en México existe una relación negativa unidireccional que hace que el crecimiento económico dependa del proceso inflacionario. Utilizando una muestra de cien países para 1960-1990, Barro (1995) reporta que, en promedio, un aumento de diez puntos porcentuales en la tasa de inflación reduce el crecimiento económico per cápita entre 0,2-0,3 por ciento.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Entre la literatura que considera el efecto de la inflación sobre el crecimiento se tiene, para Estados Unidos, Smyth (1994) y para los países de la OCDE, Cozier y Selody (1993). Un trabajo fundamental sobre el tratamiento empírico de los modelos de crecimiento es Mankiw et al. (1992).

Levin y Zervos (1993) han retado la conclusión general anteriormente expuesta, argumentando que solamente inflaciones altas y oscilantes inciden negativamente sobre el crecimiento de la economía, lo cual ha contribuido a restarle unanimidad a lo que se consideraba un criterio bien sustentado.

Lo señalado por Levin y Zervos se torna de fundamental importancia porque definitivamente no es obvia ni lineal la forma en que se relacionan el movimiento de los precios y la actividad económica. En efecto, Sarel (1996) y Ghosh y Phillip (1998), para una muestra de países, documentan la dificultad de encontrar una relación lineal simple entre esas variables. Sarel encuentra evidencia según la cual existe un punto de quiebre estructural en la función que relaciona el crecimiento y la inflación. Ese punto ocurre a niveles de inflación de 8 por ciento. Cuando la inflación está por debajo de ese nivel, el efecto es, más bien, ligeramente positivo y, lo contrario, cuando los precios crecen a una tasa que excede el 8 por ciento. Ghosh y Phillip documentan que tasas de inflación menores que las ubicadas en el rango 2-3 por ciento están positivamente correlacionadas con el crecimiento de la economía. Los resultados de estos autores (Ghosh y Phillip) son de importancia, toda vez que ponen de manifiesto lo complicado de la relación. Así, cuando la inflación salta, por ejemplo, de 40 por ciento a 50 por ciento, su efecto sobre el crecimiento es menor que cuando la variación de precios pasa de 10 por ciento a 20 por ciento. En todo caso, aun removiendo de la muestra a países de alta inflación, la conclusión es clara: la inflación daña al crecimiento.

El propósito de este trabajo es bien preciso: determinar el impacto de la inflación sobre el crecimiento económico de Venezuela durante el período 1950-1995, utilizando datos anuales, para lo cual se empleará una combinación de modelos lineales y no lineales. El caso de Venezuela luce interesante por cuanto prácticamente en tres décadas mantuvo tasas de inflación excepcionalmente bajas, como se aprecia en el cuadro 1, inclusive menores que las de los países industrializados, al tiempo que se observó una expansión económica considerable. Esa tendencia se revirtió dramáticamente durante los ochenta y en el subperíodo de los noventa que cubre este estudio.

Para ubicar el tema, en la primera parte se presenta el comportamiento de las variables bajo estudio, con el objeto de visualizar las magnitudes involucradas. En la segunda parte se formulan y estiman los modelos para, finalmente, avanzar algunas conclusiones del trabajo.

### **COMPORTAMIENTO DE LA INFLACIÓN Y EL CRECIMIENTO EN EL LARGO PLAZO**

A juzgar por la información contenida en el cuadro 1, la economía venezolana durante tres décadas mantuvo un desempeño macroeconómico favorable.

Cuadro 1

**Comportamiento de la inflación y el crecimiento económico en Venezuela**

	Inflación		Crecimiento	
	Promedio	Desviación típica	Promedio	Desviación típica
1950-1959	1.3	1.9	8.5	3.0
1960-1969	1.4	1.1	4.7	2.2
1970-1979	6.0	3.2	3.6	3.1
1980-1989	19.4	16.2	0.0	4.8
1990-1995	36.3	8.8	3.8	4.2
1950-1995	11.0	14.6	3.9	4.3
1950-1973	1.6	1.5	5.7	3.3
1973-1995	20.2	15.7	2.1	4.5

La explicación subyacente de este comportamiento reside en la disciplina financiera que hacía posible que el tipo de cambio nominal, sustentado en un régimen de paridad fija, fungiera como ancla de los precios. Al colapsar ese arreglo cambiario en febrero de 1983 por su incompatibilidad con políticas monetarias y fiscales expansionistas seguidas desde mediados de los setenta, la economía entra en un ciclo del cual no ha podido salir todavía, de alta o moderada inflación y menor crecimiento; con el agravante de que ambas variables exhiben una considerable volatilidad, la cual, a fin de cuentas, es expresión de la incertidumbre reinante en la economía y de un manejo macroeconómico inapropiado, en particular, del cambio recurrente en las reglas y condiciones en que se desenvuelve la actividad económica.

En gran medida la explicación de la expansión económica de Venezuela en el lapso considerado tiene que ver con dos hechos, una renta petrolera creciente y el sostenimiento de gestiones fiscales y monetarias equilibradas. El primero sin el complemento del segundo no se hubiese reflejado en un desempeño macroeconómico satisfactorio.

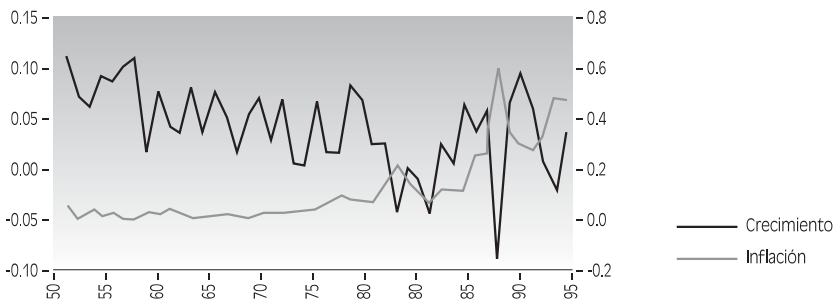
Fischer (1993) argumenta que una buena prescripción para apuntalar un crecimiento económico sostenido es la estabilidad macroeconómica. Ello es absolutamente cierto. No obstante, en el caso venezolano, la existencia de una renta internacional de la tierra originada en la producción petrolera (Mommer, 1988) le añade ingredientes particulares al tema. Hay que tener presente que Venezuela, después de ser una de las economías más atrasadas y paupérrimas de América del Sur, logró alcanzar niveles de desarrollo similares a los de las naciones líder. La modernización de la economía, con sus concomitantes efectos sobre el crecimiento, ocurrió sin que previamente hubiesen aumentado el ahorro interno o la productividad; la explicación de ese hecho reside, más bien, en el impulso proporcionado por la disponibilidad de recursos provenientes de la renta petrolera. En tales condiciones era posible sustentar, sin mayores sacrificios, los equilibrios macroeconómicos para que la economía desplegara sus posibilidades de crecimiento. Esta combinación virtuosa de renta petrolera elevada y de disciplina macroeconómica fueron ingredientes que hicieron posible alto crecimiento y baja inflación.

Paradójicamente, el derrumbe del acuerdo cambiario ocurrió a comienzos de 1983 después que la renta petrolera se había recuperado sustancialmente como consecuencia del aumento de los precios del petróleo, asociado al derrocamiento del Sha de Irán en 1979 y la subsecuente revolución islámica. Nótese, sin embargo, que los síntomas de indisciplina financiera comienzan a manifestarse desde mediados de la década de los setenta, en medio de niveles de renta petrolera sin precedentes. En 1978 la economía cierra con un déficit importante en la cuenta corriente (13,5 por ciento del PIB) que no cuestionó la vigencia del esquema de cambio fijo porque en los años siguientes los precios petroleros mejoraron significativamente hasta alcanzar US\$/b 29,7 en 1981. El colapso cambiario ocurrió en 1983, producto de una considerable apreciación del tipo de cambio real en un contexto de debilitamiento del mercado petrolero internacional (Guerra y Rodríguez, 1998).

Los mayores niveles de inflación que se comenzaron a observar en la economía venezolana están asociados al primer *boom* petrolero y su consecuente impacto expansionista sobre la demanda agregada. Hay que dejar sentado, sin embargo, que la tasa de inflación de 1973 (4,1 por ciento), todavía relativamente baja, fue significativamente superior a la del año precedente (2,8 por ciento), pero que en todo caso no pareció comprometer el crecimiento de la economía.

Es durante 1979-80 cuando por primera vez se aprecia la concurrencia de una inflación de dos dígitos y una contracción de la economía, como se evidencia del gráfico 1 y el punto donde se interceptan las dos curvas ocurre a una tasa de inflación en el entorno del 15 por ciento. Después de ese lapso es claro que, en promedio, los datos muestran una clara correlación negativa entre el crecimiento de los precios y la actividad económica.

Gráfico 1

**Inflación y crecimiento en Venezuela**



## MODELOS, ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

Existe una variedad de métodos para estimar los impactos de la inflación en el crecimiento. Las pretensiones de este documento no alcanzan a formular teóricamente un modelo de crecimiento para posteriormente derivar el rol de la inflación. Antes bien, basado en la experiencia conocida, se seleccionaron aquellas variables que de manera recurrente han explicado satisfactoriamente la dinámica del crecimiento en una variedad de países. Esto puede parecer demasiado simple, pero representa gran parte de la aplicación de los modelos más comúnmente utilizados, dadas las dificultades que entraña conocer el verdadero modelo estructural de la economía.

### Crecimiento e inflación en el modelo lineal

Siguiendo lo planteado por De Gregorio (1992), Fischer (1993) y Uribe (1994), se intenta verificar, en una primera aproximación, el hecho estilizado según el cual la inflación afecta negativamente el crecimiento económico. Para tal propósito se adopta una ecuación que describe el crecimiento del PIB según el comportamiento no solamente de variables reales, como el acervo de capital y las horas trabajadas, sino también de una variable nominal como es la variación de los precios. En realidad, la hipótesis a contrastar es si una variable nominal como la inflación, en adición a las reales, incide sobre el crecimiento económico.

La ecuación a estimar es la siguiente:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 k_t + \alpha_2 l_t + \alpha_3 \pi_t + u_t \quad (1)$$

Donde  $y$ ,  $k$ ,  $l$  y  $\pi$ , denotan las tasas de variación del PIB, del stock de capital, del número de trabajadores y de los precios, respectivamente.  $U_t$  es el término de perturbación.

Como etapa previa a la estimación se analizaron las propiedades estadísticas de las series involucradas en el estudio, con el objeto de evitar el problema de las regresiones espúreas que resulta de correr modelos con variables no estacionarias. Los resultados del test de Dickey-Fuller aumentado se reportan en el cuadro 2, donde destaca el carácter no estacionario de todas las series en niveles y su transformación en estacionarias, una vez que se toma la primera diferencia.

Cuadro 2

#### Test de Dickey-Fuller aumentado

Variante en log.	Valor estimado en nivel	Valor crítico (5%)	Valor estimado en primera diferencia
Y	-2.16	-2.93	-4.82
K	-1.30	-2.93	-3.78
L	0.668	2.93	-4.36
IPC	-0.319	-2.93	-5.00

No fue posible hallar un vector de cointegración que permitiera formular un modelo de corrección de errores para estudiar los impactos de la inflación sobre el crecimiento económico; por ello se optó por estimar el modelo correspondiente a la ecuación (1) en primeras diferencias, cuyos resultados se exponen en el cuadro 3.

Cuadro 3

**Estimación del efecto de la inflación sobre el crecimiento**

	$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$R^2$	DW
1950-1995	-0.15	0.74	0.73		0.47	1.79
(A)	(-0.87)	(3.46)	(2.43)			
(B)	-0.08	0.61	0.83	-0.09	0.48	2.02
	(-0.36)	(2.31)	(2.51)	(-2.17)		
(C)	-0.02	0.77	0.91	-0.33	0.49	1.89
	(-1.10)	(3.46)	(3.09)	(-2.81)		
(D)	-0.016	0.60	0.81	-0.29	0.51	1.72
	(-0.96)	(2.59)	(2.81)	(-4.26)		
1950-1973			0.89	0.66	0.45	1.50
(E)			(3.25)	(1.75)		
(F)	-0.01	0.83	0.87	-0.33	0.39	2.11
	(-0.45)	(3.19)	(1.97)	(-0.82)		

*Nota:* Los estadísticos  $t$  están en paréntesis. Se usaron variables dummies cuando hizo falta, para tomar en consideración efectos cualitativos sobre el crecimiento. En particular, ello fue necesario durante 1980 y 1989 para registrar las fuertes contracciones de esos años. Según los contrastes convencionales, no hay indicios de violación de los supuestos fundamentales del modelo de regresión lineal; esos contrastes no se incorporan para facilitar la presentación. En la ecuación C se substituyó la inflación por su varianza

Los resultados de la regresión A se presentan con el propósito de servir de base de comparación con otras ecuaciones en donde se considera la inflación. En la ecuación B, por ejemplo, al incorporar la inflación se observan aspectos interesantes. En primer lugar, su signo negativo y estadísticamente significativo, lo cual, en primera instancia, está en línea con los hallazgos de De Gregorio (1992), Fischer (1993), Uribe (1994) y Mendoza (1998), en el sentido de que la inflación incide negativamente sobre el crecimiento de la economía. En segundo lugar, merece destacar la disminución del coeficiente asociado al acervo de capital ( $\alpha_1$ ) y de su significación estadística cuando se incorpora la inflación en la regresión. En cambio,  $\alpha_2$  no solamente aumenta su valor, sino también su significación. Una interpretación plausible de este resultado es que la inflación distorsiona la asignación de los recursos, principalmente mediante la incertidumbre que causa sobre las decisiones de inversión. Adicionalmente, se observa que  $\alpha_1 + \alpha_2$  son estadísticamente iguales en las regresiones A y B, donde solamente se altera su composición, producto de la inflación.

La incorporación de la varianza de la inflación en la especificación (ecuación C), básicamente reproduce los resultados obtenidos cuando el modelo se estima con el nivel de inflación; sin embargo, la magnitud del coeficiente es mayor, al tiempo que aumenta ligeramente su significación, todo lo cual habla a favor de un efecto considerable de la volatilidad de la inflación sobre el crecimiento.

Cuando el período muestral (1950-1973) se divide para considerar un lapso en el cual la inflación era baja (1,6 por ciento anual), los resultados son sugestivos. En primer término, de acuerdo con la regresión E, hay mayor eficiencia de los insumos capital y trabajo para generar el producto, siendo más relevante el rol del capital. En segunda instancia, al considerar la inflación (ecuación F), su impacto en el crecimiento es no significativo en términos estadísticos. Esto podría sugerir que inflaciones muy bajas no afectan en modo importante el crecimiento, lo cual también se corresponde con la evidencia empírica internacional anteriormente reseñada.

Se ha argumentado que la incidencia negativa de la inflación sobre el crecimiento tiende a ocurrir cuando los agentes económicos no son capaces de anticipar la inflación y cuando existe asimetría de información. Cuando la inflación es anticipada, el incremento de precios no debería tener efecto sobre las variables reales; contrariamente, cuando los agentes son sorprendidos, las variables reales expresan el hecho de que la demanda de trabajo y el producto aumentan o disminuyen ante cambios en el salario real.

Una forma de comprobar empíricamente los efectos de inflaciones no anticipadas sobre el crecimiento, es suponer que el modelo que usan los agentes para formar sus expectativas de inflación proviene de un proceso autorregresivo en el cual el residuo de la regresión se interpreta como inflación no anticipada.<sup>2</sup>

$$e_t = \pi_t - \alpha_0 - \sum_{i=1}^k \alpha_i \pi_{t-i} \quad (2)$$

Luego, los valores que resultan de estimar  $e_t$  se utilizan en la ecuación (1), en vez de  $\pi$  y los resultados corresponden a la ecuación D del cuadro 3. Estos resultados son esencialmente los mismos que los reportados para la ecuación B, con la diferencia que el coeficiente y su significación son mayores que los de la inflación ( $\pi$ ). Esto parece indicar que las sorpresas inflacionarias tienen más relevancia que la propia inflación en la explicación de las contracciones del nivel de actividad económica.

Determinado el rol de la inflación en el crecimiento de la economía, con todas las advertencias del caso anteriormente expuestas, seguidamente se investiga la hipótesis según la cual el efecto distorsionante de la inflación se manifiesta fundamentalmente en la acumulación de capital, tal como se conjeturó anteriormente. En este trabajo se interpreta la inflación como un impuesto que incide sobre la demanda de bienes de capital, aunque la definición que se adopta para el costo de uso del capital admite una ambigüedad en el signo de esa relación. Adicionalmente, como la variación de los precios produce incertidumbre sobre la adquisición de esos bienes de capital, los inversionistas suelen esperar que se despeje la incertidumbre para emprender sus proyectos de inversión.

2\_\_\_\_Para un tratamiento exhaustivo del tema, ver Pérez (1998).

Para modelar la hipótesis en cuestión se parte de la función de beneficio de una firma representativa que demanda en el mercado bienes de capital (K) y unidades de trabajo (L) a sus respectivos precios,  $\rho$  y  $w$ . La tasa a la cual se renta el capital<sup>3</sup> se define como  $\rho = f(r, \pi, \delta, \tau)$ , donde  $r$  es la tasa nominal de interés,  $\pi$  la tasa de inflación,  $\delta$  la tasa de depreciación del capital y  $\tau$  la tasa de impuesto a la renta de las corporaciones, la cual, a su vez, depende positivamente de la inflación. Por su parte,  $w$  es la tasa de salario nominal ajustada por los precios.

Entonces, para la firma el problema consiste en maximizar el beneficio (B) sujeto a la función de producción.

$$\text{Max } B = PY - wL - \rho PK \quad (3)$$

sujeto a:

$$Y = AK^\alpha L^\beta$$

Las condiciones de primer orden permiten obtener la demanda óptima de bienes de capital como:

$$K^* = \frac{\alpha Y}{\rho} \quad (4)$$

Recordando la definición de  $r$ , se obtiene una expresión para la acumulación de capital privado ( $Kn$ ) que puede ser estimada estadísticamente, obviando la tasa de depreciación.

$$Kn_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 r_t + a_3 \pi_t + u_t \quad (5)$$

Los resultados se exponen en el cuadro 4.

El efecto de la inflación sobre el costo de capital y sobre la acumulación de capital es ambiguo y serán los datos los que digan la última palabra al respecto.

Cuadro 4

**Estimación del efecto de la inflación sobre la inversión**

$a_0$	$a_1$	$a_2$	$a_3$
-0.02 (-0.37)	1.61 (2.46)	0.52 (1.17)	-0.84 (-2.05)
$R^2 = 0.36$			
$DW = 1.97$			

Obsérvese que  $a_1$  es positivo y significativo, lo cual parece corroborar la presencia de un efecto acelerador en la inversión privada en Venezuela, en correspondencia con la evidencia de otros trabajos (BCV, 1998). Para los fines de este estudio, se destaca que

3 Se optó por una especificación general debido a la complejidad de la expresión que utiliza Ebrill Liam (1987). En todo caso, se espera que  $\rho_r > 0$ ,  $\rho_\pi < 0$ ,  $\rho_\delta > 0$  y  $\rho_\tau > 0$ .

$a_3$  es negativo y significativo, lo que sugiere que ciertamente la inflación tiende a afectar negativamente la inversión. El coeficiente  $a_2$  es estadísticamente no significativo, lo que se puede atribuir a los controles que regularmente son aplicados a las tasas de interés del mercado monetario o a la prevalencia de un efecto disponibilidad de crédito no incorporado en la ecuación estimada.

### **EFFECTOS NO LINEALES DE LA INFLACIÓN SOBRE EL CRECIMIENTO**

Existe la presunción de que la inflación tiene una incidencia no lineal sobre el crecimiento económico: dentro de un rango de tasas bajas, el aumento de precios suele tener un impacto menor sobre el desenvolvimiento de la economía que en el caso en el cual la inflación experimenta ascensos en un rango alto. Ello puede obedecer al hecho de que cuando la inflación se sitúa en niveles altos ya ha destruido parte fundamental de los atributos transaccionales del dinero.

Uno de los trabajos pioneros sobre este tópico es el de Sarel (1996), el cual posteriormente fue ampliado por Ghosh y Phillips (1998). Combinando datos de panel y especificaciones no lineales, estos autores encontraron evidencia empírica significativa sobre la existencia de un quiebre estructural en la función que relaciona la inflación y el crecimiento de la economía. Las preguntas que básicamente se necesitan responder para determinar la naturaleza de esa relación, son: ¿A qué nivel de inflación ocurre ese quiebre? ¿Es dicho quiebre estadísticamente significativo?, y finalmente, ¿Cuáles son los efectos estimados sobre el crecimiento de cada lado del quiebre estructural?

La técnica utilizada para responder esas preguntas consiste en estimar mediante mínimos cuadrados una regresión como la siguiente:

$$y_t = \lambda_0 + \lambda_1 Z_t + \lambda_2 \log(\pi_t) + \varphi' X_t + u_t \quad (6)$$

donde:

$y_t$  = tasa de crecimiento del producto interno bruto

$Z_t = DD(\log(\pi_t) - \log(\pi^*))$

$DD = 1$  si  $\pi_t > \pi^*$ ,  $DD = 0$  en cualquier otro caso

$\pi^*$  = tasa de inflación a la cual ocurre el quiebre estructural

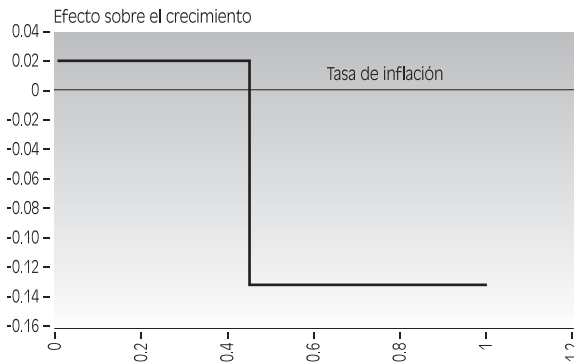
$X_t$  = vector con otras variables determinantes del crecimiento

De acuerdo con esta especificación, cuando  $\pi < \pi^*$  y consiguientemente  $DD = 0$ , el efecto de la inflación sobre el crecimiento viene dado por  $\lambda_2$ . Sin embargo, cuando  $\pi > \pi^*$  la incidencia estimada se computa como la suma de  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$ . Entonces,  $\lambda_1$  estima la diferencia en el efecto de la inflación sobre el crecimiento a los dos lados del punto  $\pi^*$  en el cual ha ocurrido el quiebre estructural. Sarel obtiene este valor iterando para diferentes valores de  $\pi^*$  y seleccionando aquel que minimice la suma de cuadrados de los residuos, o equivalentemente, aquella estimación que maximice el  $R^2$ .

Este procedimiento tiene la ventaja de facilitar los cálculos, pero presenta la desventaja de restringir la estimación de  $\lambda_2$  y  $\lambda_1 + \lambda_2$  a permanecer constantes no importa cuán cerca esté la inflación actual de  $\pi^*$ . La técnica empleada por Sarel supone que el efecto marginal del logaritmo de la inflación sobre el crecimiento, para diferentes valores de  $\pi$ , adopta la forma del gráfico 2, en la cual para tasas de inflación bajas el efecto marginal es ligeramente positivo y luego, cuando la inflación se acelera, tal efecto se torna negativo.<sup>4</sup> Una especificación más general pudiera admitir que el paso de  $\lambda_1 + \lambda_2$  a  $\lambda_2$  ocurra como una función continua en lugar del salto discreto que supone implícitamente la variable *dummy* DD.

Gráfico 2

### Simulación del efecto de la inflación sobre el crecimiento según Sarel



Nota: Las tasas de inflación que aparecen a partir del gráfico 2 son exclusivamente para fines ilustrativos y no deben asociarse a las de Venezuela

En este trabajo se modela el impacto como una función continua que permite calcular la senda de inflaciones y sus correspondientes efectos marginales sobre la actividad económica. Una especificación que se ajusta a este requerimiento, es la siguiente:

$$G(\log \pi) = \lambda_1 \left( \log \left( \frac{\pi}{\pi^*} \right) + \theta \log \left( 1 + \left( \frac{\pi}{\pi^*} \right)^{-\frac{1}{\theta}} \right) \right) + \lambda_2 \log \pi \quad (7)$$

4 Tanto Sarel como Ghosh encuentran evidencia de que empleando  $\log(\pi)$  se logra la mejor especificación entre distintas alternativas, tales como  $\pi$ ,  $\pi/(1+\pi)$  y  $(\pi^{1+\lambda})/(1+\lambda)$ . En el gráfico 2 la tasa de inflación donde ocurre el quiebre estructural se grafica con fines ilustrativos, no correspondiendo a la calculada por Sarel, la cual es 8 por ciento.

Esta función posee las siguientes propiedades:

$$G'(\log \pi) = \lambda_1 \left[ 1 + \left( \frac{\pi}{\pi^*} \right)^{-\frac{1}{\theta}} \right]^{-1} + \lambda_2 \quad (7.1)$$

$$\lim_{\log \pi \rightarrow +\infty} G'(\log \pi) = \lambda_1 + \lambda_2 \quad (7.2)$$

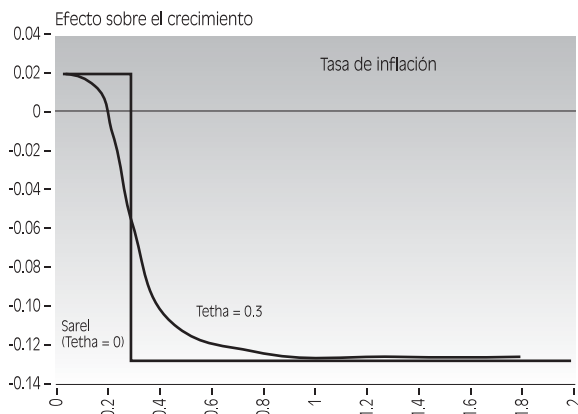
$$\lim_{\log \pi \rightarrow -\infty} G'(\log \pi) = \lambda_2 \quad (7.3)$$

$$\lim_{\theta \rightarrow 0} G(\log \pi) = \lambda_1 Z + \lambda_2 \log \pi \quad (7.4)$$

Esta última propiedad permite considerar el caso cuando los datos se ajustan mejor a una relación discontinua como la ecuación (6), en cuyo evento el parámetro  $\theta$ , en (7), debe ser suficientemente cercano a cero.<sup>5</sup> Por el contrario, mientras mayor sea  $\theta$ , más suave es la transición de  $\lambda_2$  a  $\lambda_1 + \lambda_2$  en la vecindad de  $\pi^*$ . Seguidamente se grafica la función  $G'(\log \pi)$  (ecuación 7.1) para  $\theta=0.3$  con  $\lambda_1 = -0.15$  y  $\lambda_2 = 0.02$ ; y para  $\theta=0$  (especificación de Sarel) con los mismos valores de  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$ .

Gráfico 3

### Simulación del efecto de la inflación sobre el crecimiento



5 Ver apéndice para una explicación matemática más detallada de esta propiedad.

Ahora se puede formular un modelo no lineal menos restringido que anida a la ecuación (6).

$$y_t = \lambda_0 + \lambda_1 \left( \log \left( \frac{\pi}{\pi^*} \right) + \theta \log \left( 1 + \left( \frac{\pi}{\pi^*} \right)^{-\frac{1}{\theta}} \right) \right) + \lambda_2 \log \pi + \varphi_1 \Delta X_{1,t} + \varphi_2 \Delta X_{2,t} + \varphi_3 \Delta^2 X_{3,t-1} + u_t \quad (8)$$

donde:

$X_{1,t}$  = consumo público como proporción del PIB

$X_{2,t}$  = logaritmo de la inversión privada

$X_{3,t}$  = logaritmo de la población

El orden de diferenciación de estas variables es el necesario para llegar a la estacionaridad, según los contrastes de Dickey-Fuller.

La estimación de la ecuación (8) mediante mínimos cuadrados no lineales produjo los resultados siguientes:

Cuadro 5

**Estimación del efecto no lineal de la inflación sobre el crecimiento**

	$\lambda_0$	$\lambda_1$	$\lambda_2$	$\varphi_1$	$\varphi_2$	$\varphi_3$	$\pi^*$	$\theta$
Parámetros estimados	0.026	-0.122	-0.006	-2.361	0.067	10.114	0.414	0.008
Estadísticos t	2.66	-1.65	-2.08	-2.68	3.78	3.54	2.11	0.00
	R <sup>2</sup> = 0.737			DW=2.049				

*Nota: No se encontraron evidencias de violación de los supuestos fundamentales del modelo de regresión lineal a través de los contrastes convencionales de autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad de los residuos. Similarmente, el test CUSUM no dio muestra de inestabilidad estructural de la ecuación para los parámetros lineales; sin embargo, no fue posible contrastar esta hipótesis en el caso de los parámetros no lineales  $\pi^*$  y  $\theta$ . Finalmente, es importante señalar que fue necesario el uso de dos variables dummies en 1980 y 1983, respectivamente*

Estos resultados revelan varios hechos interesantes, relativos a la forma en que la inflación afecta al crecimiento. En primer lugar, tanto  $\lambda_1$  como  $\lambda_2$  son negativos por lo que, en el caso de Venezuela, no se estima un efecto positivo sobre el crecimiento, independientemente de cuán baja sea la inflación. Este resultado es robusto, toda vez que en diferentes especificaciones donde se controló por variables, tales como los términos de intercambio, el grado de apertura de la economía y la calificación de la fuerza de trabajo, los coeficientes mantuvieron sus signos y su significación.

En segunda instancia, el efecto de un incremento marginal del logaritmo de la tasa de inflación sobre el crecimiento, para niveles de inflación cercanos a cero, es de muy poca magnitud ( $\lambda_2 = -0.006$ ) pero significativo. En la medida en que la inflación aumenta, el efecto marginal negativo sobre el crecimiento se va incrementando hasta un límite dado por  $\lambda_1 + \lambda_2 = -0.128$  y con alta significación estadística.

En tercer lugar, siendo  $\theta$  estadísticamente igual a cero, la senda de estos efectos y sus correspondientes niveles de inflación es la curva  $G'(\log \pi)$  (gráfico 4), similar a la obtenida por Sarel (gráfico 2).



## Comparación de la especificación lineal y no lineal

Gráfico 4a

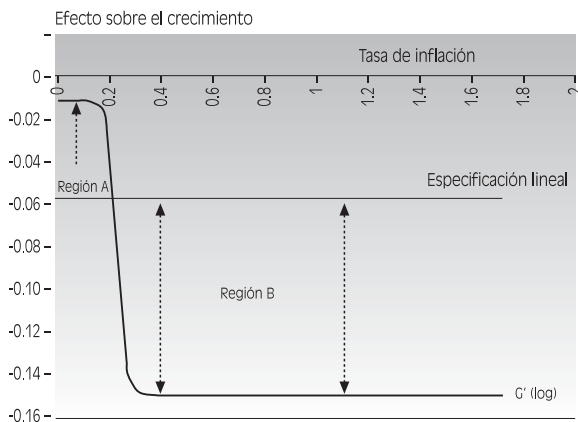
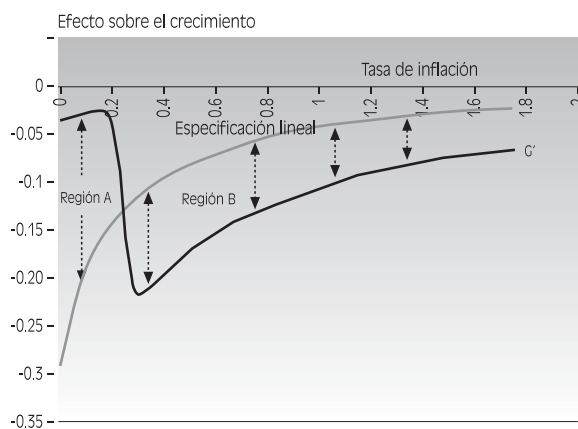
 $G'(\log \pi)$ 

Gráfico 4b

 $G'(\pi)$ 

Hasta ahora se han estudiado los efectos de incrementos marginales en el logaritmo de la tasa de inflación sobre el crecimiento usando la ecuación (7.1). También es interesante observar en mayor detalle el tipo de efecto que directamente ejercen pequeños incrementos de la tasa de inflación sobre el crecimiento. Esto se logra estudiando la función  $G'(\pi)$ , la cual es simplemente el cociente de la ecuación (7.1) entre  $\pi$ , lo que genera la ecuación (9).

$$G'(\pi) = \frac{1}{\pi} \left( \lambda_1 \left[ 1 + \left( \frac{\pi}{\pi^*} \right)^{\frac{1}{\theta}} \right]^{-1} + \lambda_2 \right) \quad (9)$$

Esta curva puede observarse en el gráfico 4b y la misma indica que inmediatamente después del quiebre estructural, el efecto marginal negativo sobre el crecimiento va disipándose en la medida en que la tasa de inflación es mayor.

Respecto al punto de quiebre estructural de la inflación, la estimación presentada en el cuadro 5 arrojó un valor de 0,414. La interpretación de este valor merece alguna explicación: no se trata del caso de que inflaciones menores a 41 por ciento tengan un efecto positivo sobre el crecimiento, como aparentemente podría deducirse, haciendo analogía con los modelos de Sarel y Ghosh. Los signos negativos de  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  evidencian que la inflación afecta negativamente el crecimiento. La estimación  $\pi^*=0,414$  sugiere que inflaciones mayores a 41 por ciento exacerban el impacto adverso de la inflación sobre el crecimiento.

Es importante destacar la incidencia del consumo público y la inversión privada sobre el crecimiento. Según la estimación presentada en el cuadro 5, se verifica un efecto desplazamiento de parte del gasto público sobre la actividad económica y, contrariamente, la inversión privada parece haber incidido favorablemente sobre el crecimiento.

Finalmente, debe observarse que el uso de especificaciones lineales puede subestimar significativamente el impacto de la inflación sobre el crecimiento cuando la tasa de inflación está acelerándose en niveles cercanos pero mayores que  $\pi^*$  (ver gráficos 4a y 4b, región B). Lo contrario ocurre para niveles de inflación menores que  $\pi^*$  (ver gráficos 4a y 4b, región A). Nótese que cuando  $\pi$  es suficientemente grande, el margen de subestimación tiende a reducirse.

## CONCLUSIONES

En la literatura pareciera existir una especie de consenso, según el cual niveles altos y variables de inflación afectan negativamente el crecimiento de la economía, mientras que niveles bajos tienen más bien un impacto ligeramente positivo. El problema surge cuando se trata de precisar las magnitudes de "alta" y "baja" inflación.

Tanto las estimaciones lineales como las no lineales permiten aseverar que en Venezuela durante el lapso 1950-1995, la incidencia de la inflación ha sido inequívocamente dañina para el crecimiento económico sin que se haya podido encontrar algún nivel de inflación que favorezca la expansión de la economía. Con base en un modelo de crecimiento sencillo, la inclusión en la regresión del nivel de inflación, su variabilidad o la inflación no anticipada, permiten encontrar signos negativos y significativos para las estimaciones con cada una de esas variables. El mecanismo de transmisión que explica este resultado guarda relación con el efecto distorsionante de la inflación en la asignación de los recursos, en particular sobre la acumulación de capital.

Con especificaciones un poco más sofisticadas los resultados apuntan hacia la presencia de efectos no lineales: cuando la inflación se acelera desde tasas relativamente bajas, el efecto negativo sobre el crecimiento es mayor que cuando lo hace desde tasas relativamente altas. Una vez que la inflación comienza a alcanzar niveles suficientemente "altos", el efecto marginal negativo sobre el crecimiento se disipa gradualmente.

Tal vez el principal aporte de este trabajo al tema de la relación entre inflación y crecimiento es el desarrollo de una expresión que, estimada por métodos no lineales, permite calcular directamente el punto a partir del cual cambia el efecto de la inflación de positivo a negativo o, alternativamente, el nivel en que se potencia la incidencia negativa, como parece ser el caso de Venezuela.

### APÉNDICE

Obsérvese que la función:

$$G(\log\pi) = \lambda_1 \left( \log \left( \frac{\pi}{\pi^*} \right) + \theta \log \left( 1 + \left( \frac{\pi}{\pi^*} \right)^\theta \right) \right)^{\frac{1}{\theta}} \lambda_2 \log\pi$$

puede escribirse como:

$$G(\log\pi) = \lambda_1 (\log\pi - \log\pi^* + \theta \log (1 + \exp(-\frac{1}{\theta}(\log\pi - \log\pi^*)))) \lambda_2 \log\pi$$

**Caso 1:** ( $\pi \leq \pi^*$ )

$$\lim_{\theta \rightarrow 0} = \theta \log (1 + \exp(-\frac{1}{\theta}(\log\pi - \log\pi^*))) = \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\log (1 + \exp(-\frac{1}{\theta}(\log\pi - \log\pi^*)))}{\frac{1}{\theta}}$$

aplicando la regla de l'Hopital dos veces se obtiene que este límite es igual a  $\log\pi^* - \log\pi$

**Caso 2:** ( $\pi > \pi^*$ )

En este evento es evidente que:

$$\lim_{\theta \rightarrow 0} = \theta \log (1 + \exp(-\frac{1}{\theta}(\log\pi - \log\pi^*))) = 0$$

De estos dos casos se deduce que:

$$\lim_{\theta \rightarrow 0} = G(\log\pi) = \begin{cases} \lambda_2 \log\pi & \text{si } \pi \leq \pi^* \\ (\lambda_1 + \lambda_2) \log\pi - \lambda_1 \log\pi^* & \text{si } \pi > \pi^* \end{cases}$$

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Barro, R. (1995): "Inflation and Economic Growth". *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol. 35, may.
- BCV (1998): "Modelo gasto: estructura y funcionamiento". Banco Central de Venezuela. Documento no publicado.
- Cozier B. y J. Selody (1993): "Inflación y desempeño económico: evidencia por países". *Monetaria*, octubre-diciembre.
- De Gregorio, José (1992): "El crecimiento económico en la América Latina". *El Trimestre Económico*, vol. LIX, diciembre.
- Ebrill Liam, P. (1987): "Income Taxes and Investment: Some Empirical Relationships for Developing Countries", en Gandhi, Ved, P., ed. *Supply Side Tax Policy*. IMF.
- Fischer, S. (1993): "The Role of Macroeconomic Factors in Growth". *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, n° 3, december.
- Ghosh A. and S. Phillips (1998): "Inflation, Desinflation and Growth". IMF. Working Paper/98/68.
- Guerra, J. y O. Rodríguez (1998): "Crisis cambiarias y flujos de capital en Venezuela". BCV, documento de trabajo, n° 15.
- Kormendi, R. and Phillip Meguire (1985): "Macroeconomic Determinants of Economic Growth: Cross Country Evidence". *Journal of Monetary Economics*, vol. 16, n° 2.
- Levin, R. and Sara J. Zervos (1993): "What We Have Learned About Policy and Growth From Cross-Country Regressions". *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 83, may.
- Mankiw, N.G. et al. (1992): "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, may.
- Mendoza, Ángel M. (1998): "Inflación y crecimiento económico en México". *Monetaria*, abril-junio.
- Mommer (1988): *La cuestión petrolera*, Caracas, Trópicos.
- Pérez, F. (1998): "Private Experience in Adaptive Learning Models". A ser publicado en *Review of Economic Dynamics*, vol. 3, n° 1.
- Sarel, M. (1996): "Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth". *IMF Staff Papers*, vol. 43, n° 1.
- Smyth, D. (1994): "Inflation and Growth". *Journal of Macroeconomics*, Spring, vol. 16, n° 2.
- Uribe, José D. (1994): *Inflación y crecimiento en Colombia: 1951-1992*. Banco de La República, Borradores Semanales de Economía, n° 1.

---

***Comité de Publicaciones***

Manuel Lago Rodríguez     *Presidente*  
Mary Batista  
Rafael J. Crazut  
Carlos Hernández Delfino  
Armando León  
Angelo Lucenti  
Domingo F. Maza Zavala  
Luisa F. Coronil D.             *Secretaría técnica*

---

***Producción 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 / 801.83.80 / 801.52.35

Fax  
801.87.06

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



---

Este libro se terminó de imprimir  
en los talleres de  
Itaigráfica, S.A.  
en Caracas,  
abril, 2002

---

---

En este libro se reúnen un conjunto de trabajos técnicos sobre la inflación en Venezuela, en los que se analizan sus principales determinantes haciendo uso de las herramientas que proporcionan la teoría económica y la econometría. Se documenta la importancia de los desequilibrios fiscales, las presiones salariales, las variaciones del tipo de cambio y la inercia en la conformación del proceso inflacionario en Venezuela.

Para medir la inflación, se emplean aquí conceptos adicionales como el núcleo inflacionario y la inflación subyacente. Igualmente, se presenta una cuantificación de los efectos deletéreos de la inflación sobre el crecimiento económico y se desarrollan argumentaciones sobre las relaciones entre desempleo, pobreza e inflación.

---

## JOSÉ GUERRA

José Guerra es economista egresado de la UCV. Realizó estudios de especialización en el Instituto de Economía de Boulder, Colorado y es Master en Economía de la Universidad de Illinois at Urbana-Champaign. Actualmente se desempeña como subgerente de Investigaciones Económicas del BCV y es profesor de la Escuela de Economía de la UCV.

---