

DOCUMENTOS DE TRABAJO

ISSN 2409-1863
DT 003-Abril 2000
Banco Central de Nicaragua

Precios relativos, Inflación subyacente y Metas de Inflación: Un Análisis para Nicaragua

Luis A. Rivas

José de Jesús Rojas



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad



Banco Central de Nicaragua Documento de Trabajo

DT 003-Abril 2000

PRECIOS RELATIVOS, INFLACION SUBYACENTE Y METAS DE INFLACION: UN ANALISIS PARA NICARAGUA

Luis A. Rivas

José de Jesús Rojas

La serie de documentos de trabajo es una publicación del Banco Central de Nicaragua que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar a la discusión de temas de interés económico y de promover el intercambio de ideas. El contenido de los documentos de trabajo es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Nicaragua. Los documentos pueden obtenerse en versión PDF en la dirección <http://www.bcn.gob.ni/>

The working paper series is a publication of the Central Bank of Nicaragua that disseminates economic research conducted by its staff or third parties sponsored by the institution. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant economic issues and to promote the exchange of ideas. The views expressed in the working papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Nicaragua. PDF versions of the papers can be found at <http://www.bcn.gob.ni/>

PRECIOS RELATIVOS, INFLACION SUBYACENTE Y METAS DE INFLACION: UN ANALISIS PARA NICARAGUA

Luis A. Rivas José de Jesús Rojas¹

Resumen

Los datos para Nicaragua muestran que al menos en el corto plazo, el cambio porcentual en el IPC no es el mejor indicador de la inflación pertinente para la política monetaria. Los datos también muestran que el cambio en el IPC continúa siendo una medida apropiada del cambio en el nivel general de precios en el largo plazo. Este artículo estudia la estructura de los precios relativos en Nicaragua y evalúa la validez del uso de medidas alternativas de inflación, cuya elección se basa en criterios estadísticos definidos y cuyo desempeño se mide por su capacidad de proyectar la inflación.

Abstract

The Nicaraguan data shows that at least in the short run, the percentage change in the CPI is not the best indicator of inflation relevant for monetary policy. The data also shows that the rate of change in the CPI is a good measure of the overall price level in the long run. This paper studies the relative price structure in Nicaragua and evaluates the use of alternative measures of inflation, which are chosen based on sound statistical criteria and which are evaluated according to their ability to forecast inflation.

¹Los autores son Asesor de la Gerencia de Estudios Económicos y Sub-gerente de Investigaciones Económicas del BCN, respectivamente. El interés sobre el tema del presente trabajo surgió de discusiones realizadas en las reuniones de seguimiento del programa monetario. Los autores agradecen a sus participantes por motivar las ideas aquí expuestas, especialmente a Ovidio Reyes, José Félix Solís y al residente del Fondo Monetario Internacional, Joaquín Harnack. Para comentarios, favor contacte a los autores a la siguiente **dirección:** *Banco Central de Nicaragua; Km 7 Carretera Sur; Managua, Nicaragua; Apartado 2252*, o al **correo electrónico:** *lar@cm.bcn.gob.ni*

The authors are Advisor of Economic Studies and Deputy Manager of Economic Research, respectively. The interest on this topic is the result of discussions that took place in the monetary program review meetings. The authors thank the participants for motivating the ideas expressed herein, especially Ovidio Reyes, José Félix Solís, and the International Monetary Fund's resident, Joaquín Harnack. For comments, please contact the authors at the **postal address:** *Banco Central de Nicaragua; Km 7 Carretera Sur; Managua, Nicaragua; Apartado 2252*, or reach them through **e-mail** at: *lar@cm.bcn.gob.ni*

1. Introducción

La escuela monetarista reanudó el interés en el estudio de la inflación como un fenómeno puramente monetario, sin efectos en variables reales como el empleo y la producción (Friedman, 1969). El precepto de que los precios son completamente flexibles en el proceso de equilibrio de los diferentes mercados es fundamental para la noción de que la oferta monetaria eventualmente determina el nivel general de los precios.

Recientemente, sin embargo, ha surgido una extensa literatura que sugiere que al menos en el corto plazo existen ciertas rigideces en el mecanismo de ajuste de los precios. Si las empresas incurren en costos al ajustar los precios como consecuencia de ciertas perturbaciones, sólo aquellas que desean cambios nominales sustanciales ajustarían sus precios, sesgando así la distribución de precios relativos, al tiempo que se generan cambios en el nivel general de precios (Ball y Mankiw, 1995). Aún cuando el mecanismo de ajuste carece de rigideces, perturbaciones que sesgan la distribución de los precios relativos, y al mismo tiempo afectan la producción agregada de la economía, afectarían también el nivel general de precios.²

Es de esperarse que algunos economistas consideren que los precios que conforman la canasta del IPC no varíen necesariamente de forma simultánea con el nivel general de los precios, sino más bien que en ocasiones existan disparidades entre el IPC y el nivel general de precios, como consecuencia de variaciones en precios relativos, cuyo origen radique en consideraciones ajenas a la instrumentación de la política monetaria (Mateos y Gaytán, 1998).

El propósito de este ensayo es estudiar la estructura de los precios relativos en Nicaragua y basándose en ello, evaluar la validez del uso de medidas alternativas de inflación en la instrumentación de la política monetaria. Si la estructura de la distribución de los precios relativos es tal que el uso de indicadores alternativos de inflación es apropiado, se procederá a evaluar estos indicadores, cuya elección se basará en criterios estadísticos definidos y cuyo desempeño se medirá por su capacidad de proyectar el cambio en el nivel general de precios.

Dos aspectos motivan este estudio. El primero es empírico: un número creciente de países utiliza medidas alternativas de inflación en el corto y mediano plazo para estipular metas de inflación, las cuales son utilizadas como guía principal de su política monetaria.³ La segunda motivación es estadística: varios estudios ponen en evidencia que la distribución de precios relativos no es normal, en el sentido que tal distribución es sesgada y con colas más anchas que las de una distribución normal.⁴

² Este argumento se sustenta en la teoría cuantitativa del dinero. Si se supone que la oferta monetaria es fija y que la velocidad de circulación es constante, una perturbación que afecta la producción total conlleva necesariamente a un ajuste en el nivel agregado de precios.

³ Los países cuya guía principal de política monetaria es alguna medida de inflación son Australia, Canadá, Finlandia, Nueva Zelanda, Suiza, España y el Reino Unido. Otros países utilizan metas de inflación y de tipo de cambio, como Chile e Israel. De estos nueve países, cinco, Australia, Canadá, Finlandia, Nueva Zelanda y el Reino Unido, utilizaron medidas de inflación subyacente para estipular sus metas de inflación en 1998, al menos en el corto plazo (Khan y Parrish, 1998).

⁴ Entre otros, véase Bryan y Cecchetti (1994), Bryan, Cecchetti y Wiggins (1997), Bryan y Cecchetti (1998) y Vining y Elwerowski (1976) para el caso de USA; Roger (1997) para el caso de Nueva Zelanda; Mio e Masahiro (1999) para el caso de Japón; Lach y Tsiddon (1992) para el caso de Israel; Rivas (2000) para el caso de Nicaragua.

De acuerdo a lo antes expuesto, el punto de partida de este análisis es la percepción de que el cambio de cada precio en la economía es la suma de dos componentes, un componente común y un componente específico. El componente común está generalmente asociado a expansiones o contracciones monetarias y/o a cambios en las expectativas de los agentes económicos. Mientras tanto, el componente específico está asociado a perturbaciones en el sector específico en el que se forman tales precios, ya sean dichas perturbaciones transitorias, como por ejemplo condiciones climatológicas que afectan los precios de productos agrícolas, o permanentes, como por ejemplo cambios tecnológicos.

Si bien es cierto que las anomalías en la distribución de precios relativos antes mencionadas hacen que, en el sentido estadístico, la inflación dada por la tasa de cambio en el IPC no sea la medida más eficiente del componente común de los precios, el IPC continúa siendo el indicador con el mejor fundamento teórico que provee información de una muestra importante de precios en la economía. Por estas razones, las diferentes medidas alternativas de inflación aquí estudiadas corrigen de alguna manera el sesgo causado por la asimetría de la distribución del componente específico, que en última instancia es lo que causa la asimetría en la distribución de los precios relativos.

El método utilizado más comúnmente para la identificación del componente generalizado de precios –el cual es también utilizado por el Banco Central de Nicaragua– es el de eliminar ciertas categorías de precios en la construcción del IPC. En general los precios que *a priori* se consideran excesivamente volátiles, como energía y alimentos perecederos, son eliminados, mientras que las ponderaciones de los grupos o categorías restantes se modifican para construir un indicador alternativo del componente común de los precios. Por supuesto que esta metodología da lugar a la interrogante de que si esta eliminación arbitraria de ciertos precios desecha información pertinente para la identificación de dicho elemento común.

Existen otras formas de identificar el componente común de los precios. Algunas consisten en ponderar los diferentes precios de acuerdo a la intensidad o calidad de su señal inflacionaria, en lugar de usar las ponderaciones utilizadas en el cálculo del IPC (Wynne, 1997). Otras consisten en utilizar estimadores “robustos” de inflación, también denominados indicadores de influencia limitada, los cuales eliminan ciertas categorías de precios, evitando eliminar bienes que en algunos períodos son muy volátiles y en otros períodos no. Estas medidas se promueven argumentando que al tener un criterio estadístico definido de cómo se eliminan los precios, se minimiza la pérdida de información (Bryan y Cecchetti, 1994). Finalmente, hay estimadores que se calculan a partir de la percepción de que el componente común de los precios es aquel que no afecta el producto real en el largo plazo (Quah y Vahey, 1995). El marco teórico en el que estos estimadores se sustentan es la curva Phillips de largo plazo, la cual prescribe que en el largo plazo la inflación es un fenómeno de crecimiento de las magnitudes nominales.

Antes de explicar la organización de las secciones subsecuentes y de presentar el análisis econométrico de los datos es muy importante hacer énfasis en el principal argumento. Hay cambios transitorios en el IPC debido, entre otros factores, al exceso de volatilidad en alguno de los precios que conforman su canasta, cambios estacionales o cambios en precios administrados y problemas de suministro que eventualmente no afectan la inflación pertinente desde el punto de

Las consecuencias de esta estructura de la distribución de precios relativos para el caso de Nicaragua, se explican en detalle en las secciones subsecuentes.

vista de la política monetaria. Este tipo de perturbaciones puede dar lugar a una interpretación errónea del proceso inflacionario, especialmente si la política monetaria convalida estos cambios en la inflación, lo cual podría crear aún más volatilidad en lugar de lograr la estabilidad deseada en el nivel general de precios, el principal objetivo de las autoridades monetarias.

Este documento está organizado de la siguiente manera. La siguiente sección describe los datos e introduce la notación básica. La tercera sección incorpora el marco analítico y estudia las características estadísticas de los precios relativos en Nicaragua. En la cuarta sección se construyen varios estimadores del componente común o generalizado de los precios y se estipulan los criterios utilizados para su selección. La capacidad de proyectar la inflación de las diferentes medidas se estudia en la quinta sección. Finalmente, la sexta sección concluye con algunas recomendaciones de política.

3. Datos y notación

3.1. Los datos

Los datos utilizados consisten en un panel de 27 subíndices de precios durante el período enero 1988 a diciembre 1998, los cuales son utilizados en el cálculo del IPC por el BCN. Cada subíndice resume la información de precios de un grupo de bienes y servicios que comparten ciertas características en común. Las Gráficas 1 y 2 muestran respectivamente la inflación mensual y la inflación interanual, según el IPC, el cual es, a su vez, un índice que resume la información de los varios subíndices de precios mencionados. Se puede notar que el período 1988-1991 se caracteriza por una inflación excesivamente alta y volátil. De acuerdo a la Gráfica 2 la inflación en enero de 1989 respecto a enero de 1988 fue de aproximadamente 400% y con tendencia a la baja después de un intento, si bien infructuoso, de estabilizar la economía a raíz de la hiperinflación entonces prevaleciente. En febrero de 1990 la inflación se había reducido a 200% respecto a febrero de 1989, solo para incrementar luego a 500% un año más tarde. Sin embargo, la tasa de inflación experimentó una caída abrupta con el programa de estabilización de marzo de 1991, ubicándose en menos del 20% después de 1992, techo por debajo del cual se ha mantenido durante el resto de la década de los noventa.

La Gráfica 1 pone en evidencia que el proceso de generación de datos (PGD) de la inflación antes de la estabilización de marzo de 1991 difiere sustancialmente con respecto al período posterior, por lo que el presente trabajo se enfoca en el período post-estabilización (1991:06–1998:12). Además, hasta antes de 1991 el sistema de precios sufría de marcados controles fiscales y los precios, por ende, no respondían a perturbaciones agregadas y sectoriales como era de esperarse.⁵

3.2. Notación

⁵ Algunos precios están aún regulados como la gasolina, energía eléctrica, agua potable, transporte colectivo urbano e interurbano y comunicaciones.

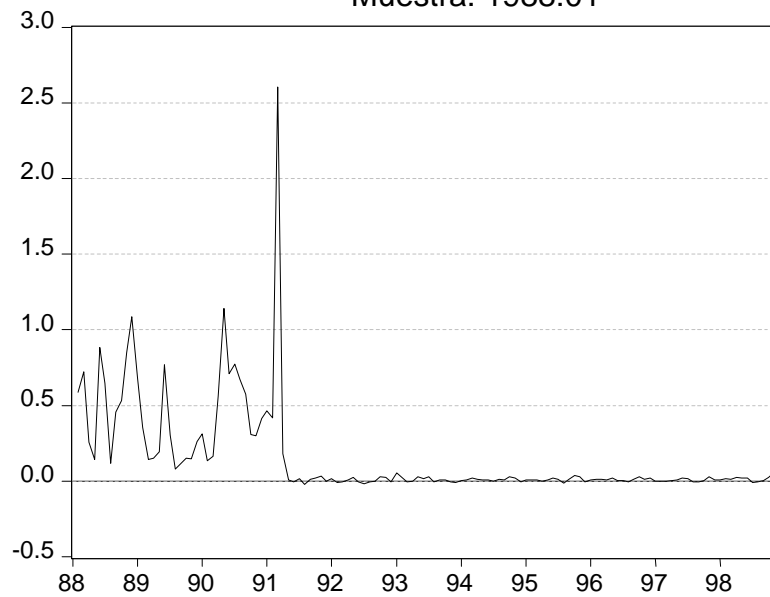
En adelante, el índice i en el período t se denota como p_{it} , mientras que P_t denota el nivel de precios o IPC. Debe notarse, como será explicado en detalle luego, que P_t es la media ponderada de los p_{it} . La tasa de inflación promedio dada por el índice i en un horizonte de tiempo t se denota:

$$(1) \quad \mathbf{p}_{it}^t = \frac{1}{t} \left(\frac{p_{it} - p_{i-t}}{p_{i-t}} \right),$$

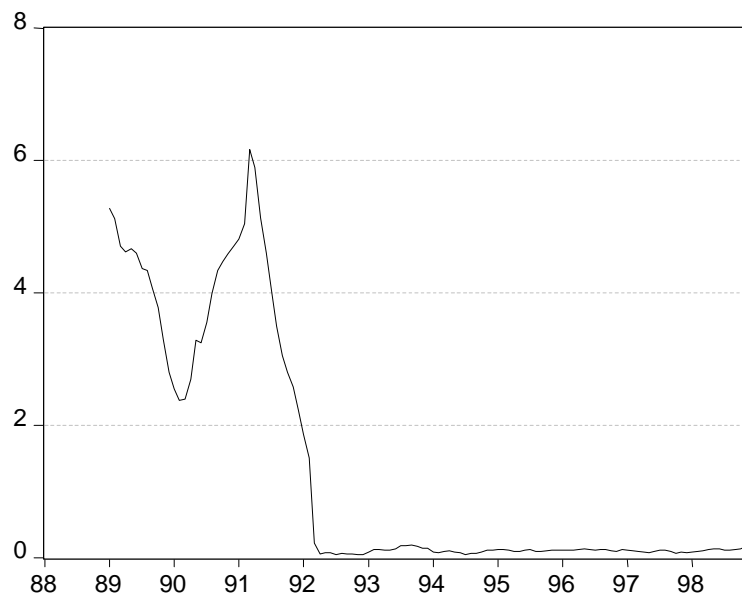
mientras que la inflación agregada media se denota:

$$(2) \quad \Pi_t^t = \sum_i r_{it} \mathbf{p}_{it}^t$$

GRAFICA 1 - Tasa de cambio mensual
Muestra: 1988:01-



GRAFICA 2 - Tasa de cambio interanual
Muestra: 1988:01-



en donde r_{it} es la importancia relativa del subíndice i en el período t . En el caso en que se omita el horizonte t , se entenderá que el horizonte es de un mes ($t = 1$). Debe notarse que la importancia relativa del grupo i no es equivalente a la ponderación de ese grupo de bienes en el cálculo del IPC. Si la ponderación del subíndice i es w_i , se puede demostrar que $r_{it} = w_i p_{it-t} / \sum_i w_i p_{it-t}$. Asimismo, por construcción, se tiene que $\sum_i w_i = 1 \Rightarrow \sum_i r_{it} = 1$.

4. La distribución de los precios

4.1. Un marco de análisis simple

Como se explicó previamente, el punto de partida en el cálculo de todos los indicadores alternativos de inflación que se presentan en las secciones subsecuentes es que el cambio en cada precio de la economía es la suma de un elemento común y de un elemento específico. Utilizando la notación previa tenemos la siguiente ecuación:

$$(3) \quad \mathbf{p}_{it} = \mathbf{p}_t^c + z_{it},$$

en la cual el \mathbf{p}_t^c denota el elemento común (no depende de i) y z_{it} denota el elemento específico del grupo de bienes i en el período t . En el caso general de n grupos de bienes (n subíndices), si se supone que el vector $z_t = (z_{1t}, \dots, z_{nt})'$ tiene una distribución normal con $E(z_t) = 0$ y $E(z_t z_t') = \mathbf{S}_t^2 I_n$, en donde I_n es una matriz identidad de dimensión $n \times n$, entonces el estimador de máxima verosimilitud (EMV) del componente común del cambio en los precios es la inflación media, $n^{-1} \sum_i \mathbf{p}_{it}$. Es decir, si la distribución de los componentes específicos fuese normal, cada uno con una varianza constante e independiente de la variabilidad de los otros, un simple promedio aritmético de las inflaciones de los diferentes grupos de precios sería el “mejor” estimador, o EMV, del componente común de precios.

Para que la tasa de cambio en el IPC sea el EMV del componente común de la inflación es necesario hacer un supuesto aún más restrictivo. En este caso, es necesario imponer la restricción $E(z_t z_t') = \mathbf{S}_t^2 R_t^{-1}$, con $R_t = \text{diag}[r_{1t}, \dots, r_{nt}]$. Es decir, el elemento en la matriz de varianza-covarianza correspondiente a cada componente específico necesita ser inversamente proporcional a la importancia relativa de ese grupo en la tasa de cambio del IPC.

Antes de pasar al análisis de los datos de precios es importante recalcar como se tratará de observar si los supuestos antes mencionados son válidos utilizando los datos de precios de Nicaragua. Si multiplicamos la ecuación (3) por r_{it} y sumamos por grupos, se obtiene la siguiente ecuación:

$$(4) \quad \sum_i r_{it} \mathbf{p}_{it} = \mathbf{p}_t^c + \sum_i r_{it} z_{it}$$

Bajo los supuestos antes mencionados, el valor esperado del segundo término del lado derecho de la ecuación (4) debería ser cero. Si los datos de precios utilizados indican que ese es el caso, el IPC sería el estimador más eficiente del elemento común de precios. Si, por el contrario los datos de los precios indican lo opuesto, el paso siguiente sería identificar medidas alternativas de inflación que estimen de la manera más eficiente el elemento común de precios,

P_i^c .⁶

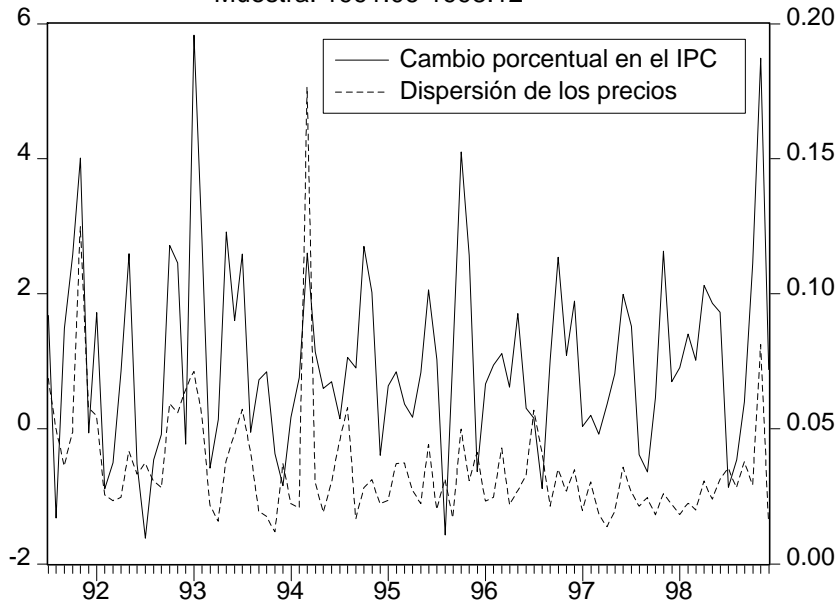
Como veremos a continuación, en el caso de Nicaragua el valor esperado de ese elemento no es cero al menos en el corto plazo, lo cual indica que las perturbaciones que afectan a los precios lo hacen de forma asimétrica. Sin embargo, estas asimetrías tienden a desaparecer en el largo plazo. De acuerdo a lo anterior y dadas las características de los datos de precios en Nicaragua, las metas de inflación y su seguimiento deben realizarse de acuerdo a una combinación óptima de la tasa de cambio en el IPC y algún indicador de inflación subyacente que rectifique los problemas de medición del IPC.

Para tener una mejor idea de lo discutido en la introducción con relación a las diferencias entre el IPC y el nivel general de precios, la Gráfica 3 presenta la inflación mensual en el IPC junto con la dispersión de los precios (*DE*) que conforman su canasta. Se puede observar que después del ajuste estructural de 1994, la *DE* experimentó una reducción moderada, la cual dura por el período 1994-97, con un ligero aumento hacia finales de 1998.⁷ Asimismo, se puede notar que la inflación en el IPC y la *DE* tienen cierto grado de correlación. Lo que no es tan aparente es cual de las dos variables es líder, aunque en muchos de los períodos la dispersión de los precios sigue de cerca la tendencia inflacionaria. Esta relación entre la tasa de cambio del IPC y la *DE* indica que, en períodos de alta inflación hubo exceso de volatilidad en los precios, mientras que en períodos de baja inflación la volatilidad de precios fue relativamente moderada.

⁶ Es importante mencionar que, en vista de que el IPC no incorpora cambios en sustitución, calidad, etc., muchos economistas descomponen $E(\sum_i r_{it} z_{it})$ en un elemento de ruido y otro de sesgo. En esta investigación nos concentramos en el componente de ruido.

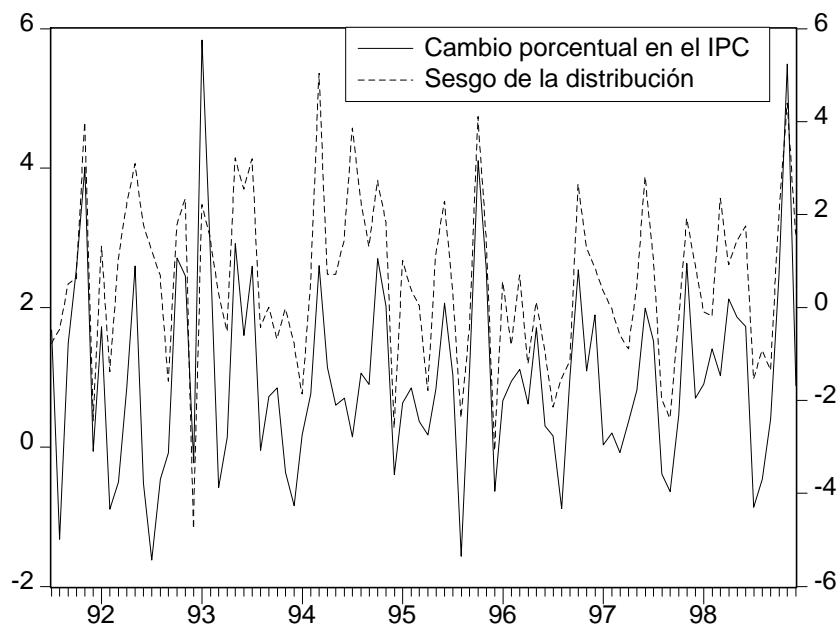
⁷ El período 1994-97 corresponde a un ajuste estructural que coadyuvó a estabilizar los precios. Una posible explicación del aumento en la dispersión de los precios en 1998 podría ser los trastornos ocasionados por el huracán Mitch.

GRAFICA 3 - Inflación mensual en el IPC (escala izquierda)
y dispersión de los precios (escala derecha).
Muestra: 1991:06-1998:12



Otro fenómeno importante relacionado con la estructura del proceso inflacionario es la relación entre la tasa de cambio en el IPC y el sesgo de la distribución de los precios (S). La serie presentada en la gráfica 4 indica que, en general, la distribución de precios tiende a sesgarse a la derecha (izquierda) en períodos en que la inflación en el IPC aumenta (disminuye). Esta relación es indicativa de que son ciertos precios los que lideran la inflación en el IPC, con pocos precios ubicándose por encima y a gran distancia de la media, mientras que la mayoría de los precios se mantienen por debajo y muy cerca de la media (sucediendo lo contrario cuando la inflación disminuye), lo cual ratifica la noción de que los procesos inflacionarios de alta frecuencia pueden ser el resultado de perturbaciones que afectan el componente específico de los precios de forma asimétrica y no de un cambio en el nivel general de precios, o inflación subyacente.

GRAFICA 4 - Inflación mensual en el IPC (escala izquierda) y sesgo de la distribución de los precios (escala derecha). Muestra: 1991:06-1998:12



4.2. Propiedades estadísticas

Corte transversal

El observar ciertas relaciones entre variables que a *prima facie* indican ser robustas no sustituye el análisis formal de los datos. Por ello y para verter más luz sobre las propiedades de las distribuciones de los precios se presenta y comenta la información contenida en la tabla 1. Para cada uno de los horizontes ($t = 1, 3, 6, 12, 24, 36$) se calcularon los momentos de la distribución de las tasas de cambio de los subíndices de precios en cada período desde junio de 1991 hasta diciembre de 1998, utilizando las ponderaciones usadas en el cálculo del IPC. De cada panel se obtuvo series de tiempo de la desviación estándar ponderada (*DEP*), el sesgo ponderado (*SP*) y de la curtosis ponderada (*KP*) de las distribuciones. Lo que reporta la primera tabla son estadísticos descriptivos estándares (a horizontes trasladados) de estas tres series de momentos de las distribuciones.⁸

De acuerdo a los datos presentados en la tabla 1, una característica sobresaliente de las distribuciones de los cambios en los precios es que tienen una curtosis alta. A la frecuencia mensual, estas distribuciones se caracterizan por una curtosis que en promedio excede 6, con una

⁸ En el apéndice 1 de este ensayo se explica en detalle como se obtuvo la información que se presenta en la tabla 1.

desviación estándar de aproximadamente 6.4. Sin embargo, a medida que la frecuencia disminuye, la curtosis también disminuye. A la menor frecuencia, correspondiente a un horizonte de tres años, la curtosis disminuye a un promedio de 4, con una desviación estándar de tan solo 1.

Tabla 1: Estadísticas principales de los momentos ponderados de la distribución de los cambios en los precios utilizando los 27 subíndices del IPC para el período 1991:12-1998:12

	DEP_t					
Horizonte (meses)	1	3	6	12	24	36
Media	0.0367	0.0095	0.0057	0.0034	0.0025	0.0022
Desviación Estándar	0.0211	0.0037	0.0018	0.0010	0.0004	0.0003
	SP_t					
Horizonte (meses)	1	3	6	12	24	36
Media	0.3838	0.4085	0.5116	0.4474	0.2608	0.0638
Desviación Estándar	1.7322	1.7554	1.6221	1.2830	1.2677	0.7770
	KP_t					
Horizonte (meses)	1	3	6	12	24	36
Media	6.6311	6.7137	6.6191	5.6892	5.7424	4.4833
Desviación Estándar	6.4350	6.9522	7.1113	3.6655	3.3599	1.0151

Otra característica importante que la tabla 1 nos permite identificar es que a frecuencias altas, las distribuciones de los cambios en los precios tienden a estar sesgadas, con el sesgo en las distribuciones disminuyendo a medida que el horizonte aumenta. Cuando el horizonte es de tres años, el sesgo de las distribuciones de los cambios en los precios es tan solo 0.06, con una desviación estándar de aproximadamente 0.8.

Los patrones antes mencionados indican que en el caso de Nicaragua la medición de la inflación está sujeta a un marcado ruido de alta frecuencia. Estadísticamente, esto equivale a decir que hay una alta probabilidad de que un subconjunto reducido de precios cambie sustancialmente, generando las anomalías antes descritas, mientras que la mayoría de los precios se mantienen relativamente estables. Este fenómeno crea una disparidad entre el cambio en el componente común de los precios y el cambio en el IPC, lo cual hace del último una medida distorsionada del proceso inflacionario pertinente para la política económica en el corto plazo. El hecho que los datos indican que la curtosis y el sesgo disminuyen de manera inversa a la frecuencia de cálculo de los momentos de las distribuciones implica que la medición de la inflación utilizando el IPC es una medida apropiada del nivel general de precios en el largo plazo.

Series de tiempo

Antes de finalizar la cuarta sección, se presenta un análisis de series de tiempo de la relación entre la inflación observada y la dispersión de los precios relativos. Para ello se especifican dos modelos y los resultados se presentan en la tabla 2. En el primer modelo se estudia el efecto que tiene la inflación observada en la dispersión de los precios relativos. El análisis incluye una variable dummy que toma el valor 0 hasta 1994:04 y 1 en el resto de los períodos. La variable dummy se incluye para corregir por el cambio estructural en la dispersión de precios relativos ocurrido en 1994:04.⁹ Por tanto, el primer modelo es dado por:

$$(5) \quad SD_t = f_0 + f_1 \Pi_t + f_2 D_t + u_t$$

en donde D representa la variable dummy. Con propósitos comparativos la tabla 2 también reporta el modelo 1 excluyendo la variable dummy.

El segundo modelo descompone la serie de inflación en inflación esperada e inflación no esperada. En el anexo 2 se explica en detalle la estimación de la inflación esperada, mientras que la inflación no esperada se calcula de forma residual. En este caso, el segundo modelo consiste en la estimación de la siguiente regresión:

$$(6) \quad SD_t = f_0 + f_1 E\Pi_t + f_2 U\Pi_t + f_3 D_t + u_t$$

⁹ Rivas (2000) demuestra, aplicando la nueva metodología de Vogelsang (1997) para cambios estructurales en la función de tendencia de una serie de tiempo, que existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis de una dispersión de precios relativos media estable.

en la cual $E\Pi$ denota la inflación esperada y $U\Pi$ la inflación no esperada. Los resultados reportados en la tabla 2 indican que existe una relación positiva y significativa entre la dispersión en el cambio de precios relativos y la inflación general observada y, a pesar de que tanto la inflación esperada como la inflación no esperada afectan la dispersión en el cambio de los precios relativos de forma positiva, solo el efecto de la inflación no esperada es significativo. Como en el caso del modelo 1, la tabla 2 también reporta los resultados del modelo 2 excluyendo la variable dummy. Debe notarse que en ambos casos la variable dummy resulta en un modelo con una especificación superior. En ambos modelos el estadístico Durbin Watson está más cerca de 2 cuando la variable dummy es incluida en la estimación y los criterios de información de Akaike y Schwartz ambos seleccionan las versiones de los dos modelos incluyendo la variable dummy. Finalmente, en ambos casos el estadístico Q no logra rechazar la hipótesis de no correlación serial. De hecho, las probabilidades (valores p) están sustancialmente por encima de 0.10 para 1, 3, 6 y 12 períodos de rezago. Debe notarse que a un período de rezago dichas probabilidades son mayores en el caso de los modelos que incluyen la variable dummy. Rivas (2000) encuentra que la variable dummy refleja que el inicio del programa de ajuste estructural de 1994 redujo la dispersión en precios relativos en poco más de 1 por ciento. El inicio del programa de ajuste estructural vigente (período 1999-01) nos dará la oportunidad de estudiar si tales programas están acompañados de una reducción significativa de la dispersión en el cambio de precios relativos. No obstante, tal estudio tendrá que esperar hasta después del año 2001 por razones de tamaño de la muestra.

Tabla 2: Estimación del efecto de la inflación, la inflación esperada y no esperada en la distribución de los precios relativos

Regresores	Modelo 1		Modelo 2	
	Dummy	Sin Dummy	Dummy	Sin Dummy
Constante	3.893*** (0.3698)	2.870*** (0.269)	3.945*** (0.5002)	3.040*** (0.405)
Inflación	0.701*** (0.1468)	0.707*** (0.157)		
Inflacion esperada			0.325 (0.3251)	0.335 (0.339)
Inflación no esperada			0.679*** (0.1751)	0.702*** (0.1826)
Dummy	-1.596*** (0.4252)		-1.323*** (0.467)	
R ²	0.3	0.19	0.25	0.17
R ² Ajustado	0.28	0.18	0.22	0.14
Durbin-Watson	1.88	1.72	1.992	1.93
Crit. de Infor. Akaike	1.362	1.49	1.318	1.47
Crit. de Infor. Schwartz	1.445	1.56	1.437	1.54
Estadístico F Prob.	18.646 0.000001	20.195 0.000021	8.412 0.000067	7.89 0.000076
Estadísticos Q de Ljung-Box (1) Prob	0.2633 0.608	1.4081 0.235	0.0003 0.987	0.1221 0.727
Estadísticos Q de Ljung-Box (3) Prob	1.2044 0.752		0.6182 0.892	
Estadísticos Q de Ljung-Box (6) Prob	3.3003 0.77		2.496 0.869	
Estadísticos Q de Ljung-Box (12) Prob	8.8742 0.714		6.5082 0.888	

Nota: En el caso de los regresores, el error estándar se presenta en paréntesis. Niveles de significancia al 10%, 5% y 1% se denotan por *, **, ***, respectivamente.

Lo paradójico es que según los resultados obtenidos en la estimación del segundo modelo, los cambios en la dispersión de precios asociados a cambios en la inflación observada son suscitados por problemas de información imperfecta en las que los agentes carecen de la información necesaria para distinguir cambios en el precio particular de cambios en el nivel general de precios según la teoría de Lucas (Lucas, 1973; Cukierman, 1984). La paradoja radica en que la relación entre la dispersión y la inflación ha sido atribuida a la teoría de costos de menú, la cual deduce que tal relación se debe a la rigidez del mecanismo de ajuste en los precios (Lach y Tsiddon, 1992).

En lo que respecta a la relación entre en el sesgo de la distribución de los precios y la inflación observada, las cuales presentan una alta correlación, no se puede realizar un análisis similar al efectuado anteriormente. La razón es que como lo indica Rivas (2000), el análisis de la serie del sesgo de las distribuciones muestran que no se tiene evidencia significativa para el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria y el proceso podría ser por ende no estacionario, mientras que la inflación observada es estacionaria. Una objeción válida a lo anterior es que el estadístico resultante de la estimación de la hipótesis de raíz unitaria puede estar sesgado a la baja debido a cambios estructurales ocurridos durante el período bajo estudio. Pero Rivas (2000) también reporta estadísticos tipo Wald para el estudio de cambios estructurales y poder así corregir dicho sesgo. No obstante, los resultados indican que no hay suficiente evidencia para rechazar la hipótesis de que el sesgo de la distribución de precios es estable. En este caso regresiones como las anteriores estarían mal especificadas.

Los resultados presentados en esta sección muestran que la distribución de los cambios en los precios no tienen una distribución normal, al menos a horizontes menores de tres años. Esta regularidad empírica suscita una serie de preguntas. Si el IPC no es la mejor medida del componente común del cambio en los precios, ¿existen estimadores alternativos de ese componente? Si estos indicadores existen en el corto plazo, ¿qué criterios se deben utilizar para restringir su número de forma que estén de acuerdo con los objetivos de la autoridad monetaria? Una vez elegidos, ¿bajo qué criterio se puede medir su desempeño? Finalmente y basado en las repuestas dadas a las preguntas anteriores, ¿qué indicador puede ser utilizado para formular las bandas de inflación del programa monetario y que indicador puede ser utilizado para dar seguimiento al programa?

La siguiente sección da respuesta a las preguntas de que indicadores existen, los criterios utilizados para reducir el universo de indicadores existentes y los criterios utilizados medir su desempeño. Las preguntas relacionadas con la fijación de la banda por fuera de la cual se necesitarían tomar medidas de política de corrección y el indicador utilizado para dar seguimiento a las metas inflacionarias se reservan para la sección de comentarios finales y recomendaciones.

5. Estimadores de Inflación Subyacente

5.1. Criterios de Selección

Como se explicó en la introducción, existen un gran número de estimadores de inflación subyacente cuya elaboración se basa en diferentes criterios como la exclusión *ad hoc* de precios que se consideran altamente volátiles, la extracción de la señal inflacionaria de los distintos

precios, la formulación de indicadores de influencia limitada que no varían al ocurrir desviaciones en la normalidad de la distribución de los cambios en los precios, o la elaboración de medidas de inflación que consisten en aislar aquella parte del crecimiento en el IPC que no tiene un impacto del mediano al largo plazo sobre la actividad económica real. Hay tres criterios, sin embargo, que para propósitos de política, las medidas de inflación subyacente deberían satisfacer.

Primeramente, cualquier indicador que se utilice para dar seguimiento a las metas de inflación preestablecidas debe ser computable en tiempo real. Con este criterio se eliminan un gran número de indicadores que utilizan en su elaboración diferentes tipos de filtros, como el bien conocido filtro Hodrick-Prescott, el cual no brinda información en tiempo real por los ajustes que hace a las observaciones dispuestas en los extremos de la muestra (Baxter y King, 1995).

Un segundo criterio es que las medidas en cuestión no estén sujetas a cambios en su serie histórica cada vez que se incorpore una nueva observación. Medidas cuyas cifras previas necesitan ser ajustadas cada vez que una nueva observación se incorpora son para la autoridad monetaria difíciles de justificar ante el público, particularmente cuando existen metas inflacionarias preestablecidas. Esta condición excluye indicadores que utilizan no solo información contemporánea de precios sino también información previa.

El tercer criterio impuesto es que los indicadores de la inflación subyacente sean contruidos con información proveniente exclusivamente de los datos de precios utilizados en la elaboración del IPC. Este último criterio podría ser cuestionado debido a que excluye las denominadas medidas de inflación latente, pero su imposición se debe a razones operativas, ya que en Nicaragua no se cuenta aún con un indicador de escala mensualizado.

Los tres criterios utilizados reducen el universo de medidas a tres tipos:

1. Indicadores que excluyen ciertos bienes considerados altamente volátiles
2. Estimadores que extraen la señal inflacionaria
3. Estimadores robustos de inflación o de influencia limitada

A continuación se explican algunos aspectos metodológicos generales y propiedades de estos estimadores. Detalles metodológicos se relegan al apéndice 3 de este ensayo.

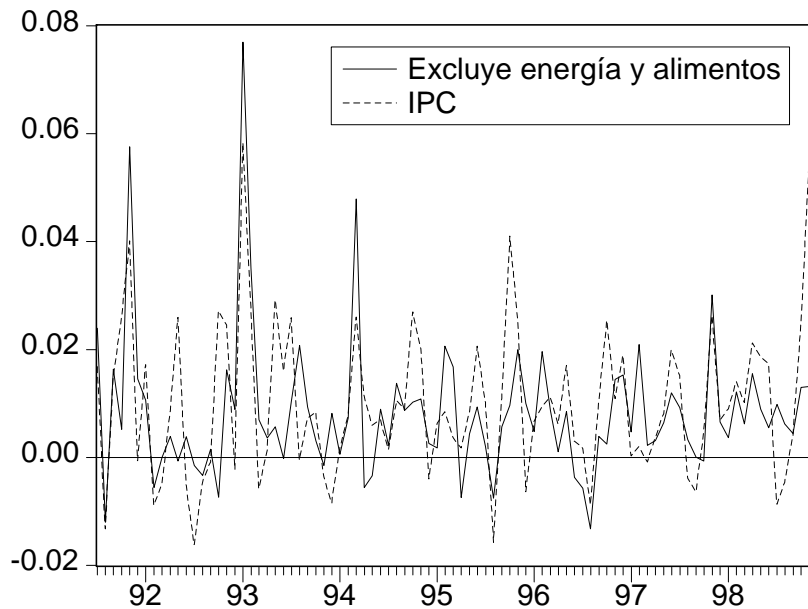
5.2. Eliminación de bienes volátiles

Muchas oficinas de estadísticas, en su afán de estimar la inflación subyacente, excluyen ciertos bienes o ejecutan ciertas correcciones a la canasta del IPC, como por ejemplo la eliminación de alimentos perecederos o las correcciones hechas al IPC para eliminar el efecto de impuestos indirectos. El BCN elimina los grupos de precios de los sectores de energía y alimentos en su construcción de la medida oficial de inflación subyacente. Este estimador cumple con las tres restricciones impuestas por los criterios descritos en la sección previa. El hecho de que este estimador es meteorológicamente sencillo de implementar a popularizado su uso. Su cálculo es simple. Se eliminan los bienes que a criterio de la institución se consideran altamente volátiles y luego se estipulan nuevas ponderaciones que consisten en dividir la

ponderación inicial de cada bien o servicio incluido en el cálculo del estimador de inflación subyacente por la suma total de tales ponderaciones (ver apéndice 3).

La eliminación de estos bienes, considerados altamente volátiles, se hace bajo la percepción de que la señal inflacionaria de un bien está de alguna forma relacionada con la volatilidad en su precio, pero la eliminación de los bienes no cumple con ningún criterio económico o estadístico. Un estimador cuya construcción elimina ciertos precios de manera arbitraria pero la cual continúa utilizando las ponderaciones, si bien modificadas, del IPC, asume implícitamente que las ponderaciones de los bienes tienen un papel informativo central en la construcción del estimador. De ahí que la primera objeción del uso de este tipo de indicadores para Nicaragua se sustente en el hecho de que la eliminación de los bienes de los sectores de energía y alimentos constituyen en conjunto una ponderación de 0.59, lo cual podría resultar en una gran pérdida de información del proceso inflacionario excesivamente. La gráfica 5 presenta la tasa de cambio en el indicador que excluye energía y alimentos, junto con la tasa de cambio en el IPC.

GRAFICA 5 - Tasa de cambio en el indicador que excluye energía y alimentos

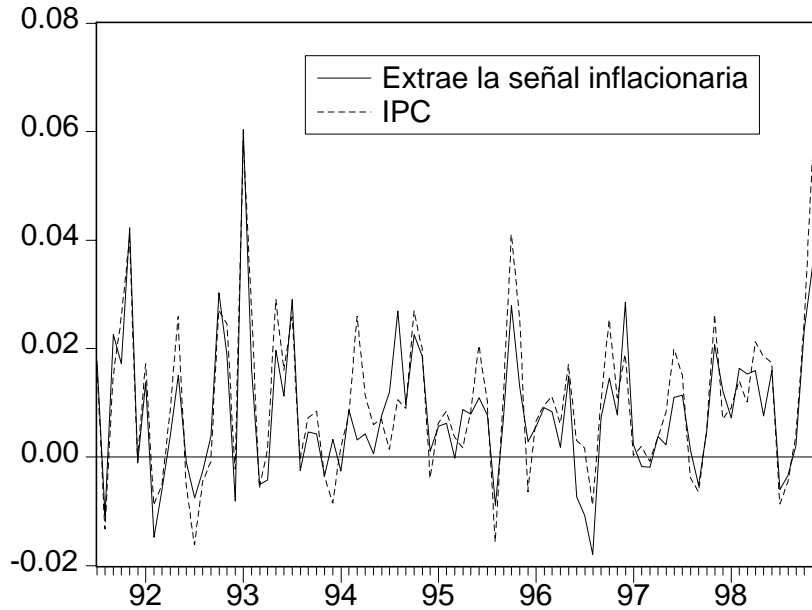


5.3. Extracción de la señal inflacionaria

Este indicador, al contrario del que excluye ciertos bienes de manera arbitraria, no hace uso de las ponderaciones utilizadas en la construcción del IPC. En este sentido los indicadores basados en la extracción de la señal inflacionaria de cada bien implementan, de manera explícita, la idea de que la ponderación de cada bien es inversamente proporcional a la volatilidad de su precio. Por lo que un argumento a favor de este tipo de indicadores es que retienen la información deseada por el indicador que excluye bienes arbitrariamente.

Por otro lado, asumiendo que la variabilidad en el componente específico de cada uno de los precios es constante en el tiempo, el cálculo de esta medida es equivalente a estimar la ecuación (3) utilizando mínimos cuadrados generalizados (MCG), dándole ciertos fundamentos estadísticos al indicador. La tasa de cambio en el indicador de extracción de la señal inflacionaria y la tasa de cambio en el IPC pueden ser comparadas en la gráfica 6.

GRAFICA 6 - Tasa de cambio en el indicador que extrae la señal inflacionaria



5.4. Estimadores robustos: medias ponderadas truncadas

Otra objeción al uso de indicadores que eliminan ciertos precios de forma arbitraria es la basada en el argumento de que el proceso inflacionario es un proceso dinámico, el cual no excluye la posibilidad de que ciertos precios que tienden a ser volátiles en ciertos períodos pueden permanecer estables en otros.¹⁰ Críticas como la anterior y la asimetría que la distribución de precios exhibe en el corto plazo han suscitado el uso de indicadores de tendencia central exentos o robustos a la ausencia de normalidad en la distribución de precios. Bryan y Cecchetti (1993, 1994) introdujeron este tipo de indicadores por vez primera para la estimación de la inflación subyacente. Sin embargo, este tipo de indicadores era ya bien conocido en la literatura estadística. Los indicadores de influencia limitada, como los denominaron Bryan y Cecchetti (1993), pertenecen al conjunto de estimadores truncados, que a su vez pertenecen a un conjunto más amplio de estimadores denominados estadísticas de orden o de combinación lineal (Huber, 1981).

La ventaja de estos estimadores es su nivel de generalización, ya que por ejemplo la media ponderada (o inflación en el IPC) y la mediana se obtienen al truncar un 0 y un 50 por ciento de la distribución de los cambios en los precios. Este aspecto de los estimadores truncados permiten elegir el porcentaje óptimo a ser truncado. Si el nivel óptimo es cero, entonces el indicador truncado a utilizarse en la estimación de la inflación subyacente es la inflación en el IPC.

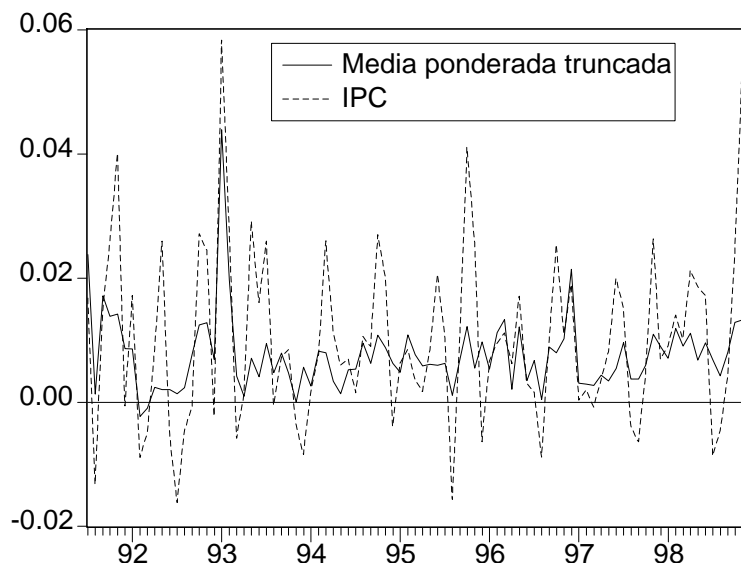
La construcción de los estimadores truncados, aparentemente difícil, es sencilla una vez entendido el objetivo.¹¹ Primeramente, se ordenan de menor a mayor las inflaciones dadas por los subíndices de cada grupo de bienes. Luego se ordenan de mayor a menor las importancias relativas de los bienes. Seguidamente, se definen las ponderaciones normalizadas y luego se truncan las distribuciones. El porcentaje elegido para truncar las distribuciones se hace en base de algún criterio. Una forma de elegir el porcentaje para truncar la distribución es la generación aleatoria de muestras de las inflaciones en los subíndices y calcular las desviaciones de cada una de estas muestras con respecto a una muestra de referencia. El porcentaje que minimiza estas desviaciones es luego elegido para truncar las distribuciones. Este proceso es conocido como un experimento Monte Carlo.

La gráfica 7 nos permite comparar la tasa de cambio en el indicador de influencia limitada, equivalente a una media truncada (15%), y la tasa de cambio en el IPC.

¹⁰ Bryan, Cecchetti y Wiggins (1997) encuentran que, en el caso de Estados Unidos, la frecuencia a la cual alimentos fuera del hogar (un componente del grupo de alimentos) aparecen en las colas de la distribución es extremadamente baja. Por ejemplo, si las colas de la distribución de precios se truncan un 9 por ciento, alimentos fuera del hogar son eliminados tan solo 3 por ciento del tiempo, indicando que su señal inflacionaria puede ser considerablemente alta.

¹¹ Bryan, Cecchetti y Wiggins (1997) muestran como se construyen este tipo de indicadores del nivel general de precios, lo cual se explica detalladamente en el apéndice 3 de este ensayo.

GRAFICA 7 - Tasa de cambio en media ponderada truncada (15%)



6. Desempeño de los indicadores de inflación subyacente

6.1. Estadísticos principales

Es de esperar que las medidas alternativas de inflación presentadas difieran entre sí en diferentes períodos y no sería sorprendente que cualquier similitud entre ellos no ocurra de manera sistemática. Una manera de empezar a conocer las diferencias entre las medidas descritas en la sección previa es calcular y analizar los principales estadísticos.

Potencialmente, el desempeño de las diferentes medidas puede evaluarse de acuerdo a varios criterios que dependen, eventualmente, del uso que se le dará al indicador. Dos de estos criterios de selección son el nivel de correlación con respecto a la tasa de cambio en el IPC y la volatilidad de cada indicador. De acuerdo a la correlación con respecto a la tasa de cambio en el IPC, la mejor medida es la de extracción de la señal inflacionaria (0.88), seguida por el estimador de influencia limitada que trunca el 15 por ciento de la distribución (0.68), lo que deja al indicador que excluye energía y alimentos en último lugar (0.60) (ver la tabla 3).

Con respecto a la volatilidad de las diferentes medidas, el patrón es distinto. La más volátil es la medida que excluye energía y alimentos con una desviación estándar de 0.013099, seguida por el indicador de extracción de la señal inflacionaria (0.012566), resultando el indicador de influencia limitada que trunca el 15 por ciento de la distribución como el menos volátil (0.006108) (ver tabla 3).

Tabla 3: Matriz de correlación de los diferentes indicadores de inflación subyacente y otros estadísticos importantes

Correlación				
Muestra: 1991:06-1998:12				
	<i>Inflación en el IPC</i>	<i>Exclusión de energía y alimentos</i>	<i>Extracción de señal inflacionaria</i>	<i>Influencia limitada (media truncada-15%)</i>
<i>Inflación en el IPC</i>	1.000000			
<i>Exclusión de energía y alimentos</i>	0.598658	1.000000		
<i>Extracción de señal inflacionaria</i>	0.884852	0.612883	1.000000	
<i>Influencia limitada (media truncada-15%)</i>	0.675645	0.727965	0.784366	1.000000
Estadísticos principales				
Muestra: 1991:06-1998:12				
	<i>Inflación en el IPC</i>	<i>Exclusión de energía y alimentos</i>	<i>Extracción de señal inflacionaria</i>	<i>Influencia limitada (media truncada-15%)</i>
Media	0.009954	0.008370	0.008094	0.007523
Mediana	0.008448	0.006216	0.007192	0.006721
Desviación estándar	0.014035	0.013099	0.012566	0.006108

La utilización del primer criterio, el de la correlación con la tasa de cambio en el IPC como medida del desempeño de los diferentes indicadores, tiene una desventaja. El punto de referencia para medir el desempeño en base de este criterio es la tasa de cambio en el IPC, la cual no constituye el mejor estimador del nivel general de precios en el corto plazo (desde el punto de vista de política monetaria) por las razones explicadas en la cuarta sección. El segundo criterio no es tampoco el más adecuado por carecer de un marco de referencia con el cual comparar la volatilidad de cada uno de las medidas.

6.2. Proyección de la inflación en el largo plazo

Un criterio más sensato para medir el desempeño de los indicadores aquí estudiados es su capacidad de proyectar el nivel general de precios. La tasa de cambio de largo plazo del IPC es un marco de referencia óptimo, ya que como hemos observado, el IPC es un buen indicador del nivel general de precios a horizontes mayores a 36 meses. No obstante, en este caso el problema radica en la elección de la tasa de cambio de largo plazo en el IPC. Una forma sencilla y aceptada es utilizar una media móvil como *proxy* de la tasa de cambio del largo plazo en el IPC, por ello se construyó una media móvil de 24 meses y se estudió la capacidad de cada uno de los indicadores (presentados en la cuarta sección) de proyectar esta media móvil.¹²

La tabla 4 presenta tres estadísticos que facilitan la evaluación y comparación de la capacidad de las diferentes medidas de proyectar la media móvil. Estos estadísticos son el error medio (EM), que cuantifica, en promedio, la magnitud por la cual cada medida difiere de la inflación observada en el largo plazo; la raíz del error cuadrado medio (RECM) y el error absoluto medio (EAM), ambas medidas de exactitud o eficiencia en la proyección.

Tabla 4: Desempeño de los indicadores de inflación subyacente en la proyección del nivel general de precios

Muestra: 1991:06-1998:12			
Indicadores	<i>EM</i>	<i>EAM</i>	<i>RECM</i>
<i>Inflación en el IPC</i>	-0.000150782	0.008970416	0.011822597
<i>Exclusión de energía y alimentos</i>	-0.00232266	0.00691482	0.00942791
<i>Extracción de señal inflacionaria</i>	-0.00209550	0.00805486	0.01005746
<i>Influencia limitada (media truncada - 15%)</i>	-0.00259876	0.003882516	0.00463115

Nota: Como proxy del nivel de precios se utilizaron medias móviles de 24 y 36 meses de la tasa de cambio en el IPC.

De acuerdo al EM, los tres indicadores de inflación subyacente tienden a subestimar la media móvil. En este sentido, las tres medidas de inflación subyacente son coherentes, siendo el indicador de extracción de la señal inflacionaria el que difiere en menor grado del nivel general

¹² Este ejercicio se repitió con una media móvil de 36 meses en lugar de 24 meses, pero los resultados fueron similares en términos relativos. Se eligió la media móvil de 24 meses ya que tiene la ventaja de generar un mayor número de observaciones. Nuevamente los detalles técnicos han sido relegados al apéndice 3.

de precios, seguido a su vez por el indicador que excluye energía y alimentos, lo cual ubica de último al indicador de influencia limitada.

No obstante lo anterior, en términos de proyección el sesgo en el nivel del indicador dado por el EM, es inferior a la eficiencia de proyección del indicador, la cual se puede medir en base de los estadísticos RECM y EAM. En este caso el indicador de influencia limitada se desempeña mejor que los demás sin ambigüedad alguna, seguido por el indicador que excluye bienes arbitrariamente, el que a su vez es seguido por el indicador de extracción de la señal inflacionaria.

7. Comentarios y recomendaciones

Esta sección tiene tres propósitos. El primer propósito es el de resumir de forma puntual los aspectos más importantes de este trabajo. El segundo es el de hacer ciertas recomendaciones relacionadas a la fijación de las metas de inflación del programa monetario y su seguimiento. El tercer propósito es el de comentar sobre la importancia de prestar mayor atención a la evolución de los indicadores de inflación subyacente en el caso en que se decidiera pasar a otro régimen de política.

Después de leer este ensayo queda claro, tanto intuitiva como estadísticamente, que la inflación dada por el cambio porcentual en el IPC no es el mejor indicador del componente común del cambio en los precios que componen su canasta, al menos en horizontes menores de 36 meses. Esta afirmación se sustenta en el hecho de que tanto la dispersión de los precios relativos como la curtosis de la distribución de tales precios tienen un alto grado de correlación con la inflación dada por la tasa de cambio en el IPC, lo cual indica que en el caso de Nicaragua la medición de la inflación está sujeta a un marcado ruido de alta frecuencia. La relación entre la dispersión de los precios relativos y el cambio porcentual en el IPC es significativa en el sentido estadístico, aunque lo mismo no se pueda decir de la relación entre el sesgo de la distribución y la inflación observada, resultado quizá de un sesgo muestral.

Asimismo, se encontró que bajo ciertos criterios de selección, los cuales se eligieron en base de las necesidades de política de la autoridad monetaria, hay tres medidas alternativas de inflación que tienen una mayor eficiencia de proyección del nivel general de precios en el largo plazo que la inflación en el IPC. Se encuentra que de estas medidas, sobre la base de su volatilidad y su capacidad de proyección, el indicador de influencia limitada, dado por la media truncada (15 por ciento), es sin ambigüedad el mejor de los tres.

No obstante lo anterior, el cambio porcentual en el IPC continúa siendo, sobre todo en el largo plazo, un importante indicador del proceso inflacionario y por tanto su depuración y mejora debe permanecer entre los objetivos principales de la autoridad monetaria, eliminado así otros problemas de medición asociados con su cálculo, como los son la depuración de las ponderaciones asignadas a los diferentes precios, la ampliación de la canasta de bienes y servicios utilizados en su elaboración y la incorporación de áreas geográficas que podrían proveer información importante sobre la formación de precios en la economía.

Con respecto a aspectos relacionados con el seguimiento del programa monetario, el cual considera como una de las variables de seguimiento el cambio en el nivel general de precios, se recomienda que la medida de referencia para el programa sea una media móvil de 36 meses del

cambio porcentual en el IPC, mientras que el indicador de inflación subyacente más eficiente sea la variable utilizada en el seguimiento del programa. El argumento que soporta esta recomendación es simple y se basa en la evidencia empírica obtenida en las secciones previas: el IPC es un buen estimador del nivel general de precios en el largo plazo y continúa siendo el indicador con mayor capacidad de captación de todos los aspectos involucrados en el proceso de formación de los precios. No obstante, algunas de estas perturbaciones en la inflación observada son de carácter transitorio y podrían conllevar a acciones de políticas innecesarias, las cuales simplemente convalidarían tales perturbaciones, pudiendo así causar una mayor volatilidad en los precios. Por lo que para efectos de política asociada con desviaciones de la banda de precios estipulada, el indicador de inflación subyacente permitiría un mayor grado de acción, evitando intervenciones prematuras que podrían afectar la actividad real.

Finalmente, si se tuviese un indicador de actividad económica de alta frecuencia se podría pasar a un análisis más profundo de la capacidad de proyección de los indicadores de inflación subyacente utilizando curvas Phillips empíricas. Si se encontrase que los indicadores de inflación subyacente pueden ser utilizados para la proyección del nivel general de precios en el corto y mediano plazo, el oficializar estas medidas alternativas de inflación sería un primer paso para considerar políticas alternativas a la estabilización basada en el tipo de cambio, como lo son regímenes de metas de variables nominales como la inflación, el ingreso, una combinación de ambas y hasta un régimen de bandas cambiarias, en los cuales el proceso inflacionario ya no sería tan predecible.

Apéndices

Apéndice 1. Valores de tendencia central ponderados

A continuación explicamos en detalle el cálculo de los momentos de las distribuciones de precios relativos, los cuales son utilizados para obtener la información presentada en la tabla 1. Para cada uno de los horizontes ($t = 1, 3, 6, 12, 24, 36$) se calcularon los momentos de la distribución de las tasas de cambio de los subíndices (corte transversal). La tabla 1 reporta estadísticos de resumen (media, mediana y desviación estándar) a horizontes superpuestos de los estadísticos *DEP*, *SP* y *KP*.

Si definimos el valor de tendencia central ponderado de orden n en el horizonte t como:

$$(A.1) \quad m_{nt}^t = \sum_i r_{it} (\mathbf{p}_{it}^t - \Pi_t^t)^n,$$

entonces tenemos que la *DEP* está dada por:

$$(A.2) \quad DEP_T^t = (m_{2t}^t)^{1/2},$$

mientras que la *SP* y la *KP* están dadas por:

$$(A.3) \quad SP_t^t = \frac{m_{3t}^t}{(m_{2t}^t)^{3/2}}$$

y

$$(A.4) \quad KP_t^t = \frac{m_{4t}^t}{(m_{2t}^t)^2}$$

Apéndice 2. Inflación esperada

La inflación esperada se estima de forma adaptativa, con un modelo de rezagos distribuidos y utilizando la metodología de lo general a lo específico sugerida inicialmente por Hendry (1975). El modelo utilizado es:

$$(A.5) \quad E\Pi_t = \mathbf{a} + \sum_{i=1}^k \hat{\mathbf{b}}_i \Pi_{t-i}$$

Una vez obtenida la inflación esperada la inflación no esperada se obtiene de forma residual.

Apéndice 3. Detalles metodológicos para el cálculo de las medidas de inflación subyacente

1. Exclusión de ciertos bienes

El indicador que excluye ciertos bienes se construye de la siguiente forma. A partir de los niveles de los subíndices utilizados en el cálculo del IPC, se seleccionan aquellos considerados altamente volátiles, los cuales son excluidos en el cálculo del indicador. Los grupos restantes se ponderan utilizando las ponderaciones del IPC, con los debidos ajustes. A manera de ejemplo, si se excluyen los subíndices k y s , las ponderaciones iniciales de los subíndices restantes son ajustadas a la hora de calcular el indicador alternativo del nivel general de precios. Es decir, para cada bien incluido en el cálculo, la ponderación utilizada es $\frac{w_i}{\sum_{j \neq k, s} w_j}$.

2. Extracción de la señal inflacionaria

Este indicador es construido como la solución al siguiente sistema de ecuaciones:

$$(A.6) \quad I_t = \frac{\sum p_{it}}{\mathcal{S}_i^2} \bigg/ \sum_i \frac{1}{\mathcal{S}_i^2}$$

$$(A.7) \quad \mathcal{S}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_t (p_{it} - I_t)^2,$$

en donde I_t , el indicador de extracción, y \mathcal{S}_i^2 son respectivamente las incógnitas en cada período t y cada grupo i . Se debe mencionar que este indicador utiliza ponderaciones que son inversamente proporcionales a la volatilidad de cada subíndice.

3. Estimadores robustos del nivel general de precios

Estos indicadores, también conocidos como medias truncadas o de influencia limitada, se calculan de la siguiente manera. Primero se ordenan de mayor a menor las inflaciones de los diferentes subíndices $\{p_{1t}, \dots, p_{nt}\}$ y de sus respectivas importancias relativas $\{r_{1t}, \dots, r_{nt}\}$. Luego se definen las siguientes ponderaciones: $W_i \equiv \sum_{j=1}^i r_{jt}$. Si $I \in [0, 100)$ y se define T_I como:

$$T_I = \left\{ W_i \mid \frac{I}{100} \leq W_i \leq 1 - \frac{I}{100} \right\},$$

se puede calcular la media truncada de I por ciento de la siguiente forma:

$$I_1 = \frac{1}{1 - 2 \frac{\mathbf{1}}{100}} \sum_{i \in T_1} r_{it} \mathbf{p}_{it}$$

Es importante mencionar que si $\lambda = 0$, la media truncada corresponde a la inflación en el IPC. La intuición es que un número $\frac{\mathbf{1}}{100}n$ de observaciones es removido de cada cola de la distribución y las observaciones restantes se ponderan con los ajustes de normalización necesarios.

Bibliografía

- Balke, N. y M. Wynne, 1996, An Equilibrium Analysis of Relative Price Changes and Aggregate Inflation, Federal Reserve Bank of Dallas Research Department Working Paper 96 –09.
- Ball, L. y G. Mankiw, 1995, Relative-price changes as Aggregate Supply Shocks, *Quarterly Journal of Economics* 110, 161-193.
- Baxter, M. y R. King, 1995, Measuring Business cycles: approximate bandpass filters for economic time series, NBER Working Paper No. 5052.
- Bryan, M. y S. Cecchetti, 1993, The Consumer Price Index as a measure of inflation, *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, 15-24.
- Bryan, M. y S. Cecchetti, 1994, Measuring Core Inflation, in: G. Mankiw, ed., *Monetary Policy*, NBER Studies in Business Cycles 29 (Chicago University Press, Chicago).
- Bryan, M. y S. Cecchetti, 1998, Inflation and the distribution of price changes, *Review of Economic and Statistics* 81, 188-196.
- Bryan, M., S. Cecchetti y R. Wiggins, 1997, Efficient Inflation Estimation, Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper 9707.
- Cukierman, A., 1984, *Inflation, Stagflation, Relative Prices, and Imperfect Information* (Cambridge University Press, Cambridge).
- Fisher, F. M. y K. Shell, 1972, *The Economic Theory of Prices Indices* (Academic Press, New York).
- Fisher, F. M. y K. Shell, 1998, *Economic Analysis of Production Prices Indexes* (Cambridge University Press, Cambridge).
- Friedman, M., 1969, *The Optimum Quantity Of Money and Other Essays* (Aldine Publishing Company, Chicago).
- Hendry, D. F., 1975, The consequences of misspecification of dynamic structure, autocorrelation and simultaneity in a simple model with application to the demand for imports, en: G. A. Renton, ed., *Modeling the Economy*, Ch. 11 (Heinemann Educational Books, London).
- Huber, P. J., 1981, *Robust Statistics* (John Wiley & Sons, New York).
- Khan, G. y K. Parrish, 1998, Conducting Monetary Policy With Inflation Targets, *Federal Reserve of Kansas City Economic Review* 3, 5-32.
- Lach, S. y D. Tsiddon, 1992, The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregated Price Data, *Journal of Political Economy* 100, 349-389.
- Lucas, R. E., 1973, Some International Evidence on Output-Inflation Trade-off, *American Economic Review* 63, 326-324.
- Mateos, C. y A. Gaytán, 1998, *Medidas Alternativas de Inflación*, Documento de Investigación 9802, Banco de México.

Mio, H. y H. Masahiro, 1999, Underlying Inflation and the Distribution of Price Change: Evidence from the Japanese Trimmed – Mean CPI, *Monetary and Economic Studies* 17, 103 – 132.

Quah, D. y S. Vahey, 1995, Measuring core inflation, *Economic Journal*, 105, 324-330.

Rivas, L. A., 2000, Disertación Doctoral no publicada. Cornell University.

Roger, S. 1997 A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949 – 96, Federal Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series G97 / 7.

Vining, D. y T. Elwertowski, 1976, The Relationship between Relative Prices and The General Price Level, *American Economic Review* 66, 699-708.

Vogelsang, T., 1997, Wald - type test for detecting breaks in the trend function of a dynamic time series, *Econometric Theory* 13, 818 – 849.

Wynne, M., 1997, Commentary, Federal Reserve Bank of St. Louis *Economic Review* 79, 161-167.