

**BANCO DE GUATEMALA
DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIONES ECONOMICAS**

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN:

**MÉTODOS ALTERNATIVOS DE ESTIMACIÓN
DE INFLACIÓN SUBYACENTE: APLICACIÓN EMPÍRICA PARA
GUATEMALA**

HÉCTOR AUGUSTO VALLE SAMAYOA¹

GUATEMALA, JUNIO DE 2,001

¹ Agradezco la valiosa y excelente ayuda del doctor Juan Carlos Castañeda Fuentes.

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN

| | |
|--|-----------|
| 1. Marco Conceptual | 6 |
| 2. Métodos Alternativos de Estimación de Inflación Subyacente | 9 |
| 2.1 Inflación subyacente por exclusión | 11 |
| 2.2 Estimaciones de inflación subyacente con estimadores De influencia limitada | 13 |
| 2.3 Inflación subyacente por extracción de señales | 24 |
| 2.4 Estimación de inflación latente con modelos VAR (metodología de Quah y Vahey) | 27 |
| 3. Evaluación de resultados | 38 |
| 3.1 Varianza | 38 |
| 3.2 Correlación | 39 |
| 3.3 Causalidad de Granger | 40 |
| 4. Conclusiones | 41 |
| Bibliografía | 45 |

MÉTODOS ALTERNATIVOS DE ESTIMACIÓN DE INFLACIÓN: APLICACIÓN EMPÍRICA PARA GUATEMALA

INTRODUCCIÓN

La noción de inflación subyacente ha jugado un papel muy importante en las discusiones de los diseñadores de política monetaria en los últimos veinticinco años. Sin embargo, a pesar del papel central de este concepto, todavía no hay consenso sobre cuál es la mejor manera de medirla. La forma más elemental es la de excluir ciertas categorías de precios de la tasa general de inflación, este método es el denominado "Ex. food and energy". Más recientemente sin embargo, ha habido múltiples esfuerzos, principalmente por parte de los bancos centrales, por estimar la inflación subyacente sobre bases más sólidas. Las nuevas aproximaciones tienen dos características en común, una es la adopción de métodos estadísticos en lugar de la observación empírica sobre el comportamiento de una serie (como en el caso de vegetales y legumbres), la otra es el invocar un concepto monetario de inflación, como alternativa al concepto tradicional microeconómico de costo de vida.

Actualmente, el Banco de Guatemala cuenta con una serie de inflación subyacente de 1996 a la fecha y le ha dado seguimiento desde 1998. Esta estimación se basa en el Índice de Precios al Consumidor -IPC- base marzo/abril de 1983 al cual, para obtener la inflación subyacente, se le extrae las agrupaciones "vegetales y legumbres" y "frutas". Lo anterior con el propósito de eliminar el efecto de las variaciones estacionales de precios de estos artículos en la medición de la inflación. Actualmente, con base en los resultados de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos Familiares -

ENIGFAM- de 1999-2000, el Instituto Nacional de Estadística -INE-, ha construido un nuevo IPC base 2000. Este nuevo índice no sólo tiene un año base más reciente sino que además tiene mayor cobertura geográfica y la muestra incluye un número mayor de artículos. Por su parte, el BANCO DE GUATEMALA ha manifestado su intención de adoptar un esquema de metas de inflación ("Inflation Targeting") en el mediano plazo para la conducción de su política monetaria. Una medida de inflación subyacente que sea influenciada por la política monetaria, puede constituir una mejor meta que la del Índice de Precios al Consumidor ó, en el caso de utilizar como meta este último, la inflación subyacente es una variable importante para analizar simultáneamente. En este contexto, para el Banco de Guatemala es de suma importancia contar con la mejor estimación posible de inflación subyacente.

El presente trabajo parte de la hipótesis de que existe un concepto de inflación monetaria, el cual constituye un concepto macroeconómico de inflación distinto al concepto usual, microeconómico, de costo de vida, y que la medición de la inflación sobre la base de este concepto para Guatemala proporcionaría mejor información para fines de diseño y ejecución de la política monetaria del que brinda la medición tradicional basada en el IPC. El objetivo del presente trabajo es entonces estimar una inflación de carácter macroeconómica y/o monetaria, exenta de perturbaciones de corto plazo y que proporcione una mejor variable de seguimiento y meta para la política monetaria. Para ello se hacen estimaciones alternativas de inflación subyacente y latente de acuerdo a las metodologías actualmente más ampliamente difundidas y que han probado producir mejores resultados. Específicamente, los métodos de cálculo utilizados son los siguientes:

1. Mediana ponderada
2. Media recortada
3. Extracción de señales con base al X11 ARI MA
4. Estimación del componente permanente de la inflación mediante la aplicación del método de descomposición de Blanchard y Quah.

Una vez obtenidas las diferentes estimaciones, éstas serán sometidas a diferentes pruebas estadísticas cuyos resultados permitan concluir cuál de ellas es la más sensible a la política monetaria. Las pruebas estadísticas a utilizar serán las siguientes:

1. Causalidad de Granger (entre agregados monetarios y las diferentes estimaciones de inflación subyacente).
2. Análisis de correlación.
3. Análisis comparativo de varianzas.

Finalmente, se seleccionará y recomendará la “mejor estimación” resultante para que el Banco de Guatemala evalúe su adopción como método permanente de cálculo. Los criterios para hacer dicha recomendación serán: menor varianza de la serie, mayor grado de sensibilidad a la política monetaria y facilidad, conveniencia y transparencia en el método de cálculo.

El trabajo entonces se divide en tres grandes apartados, en la primera parte se presentará el marco teórico de la investigación, en la segunda las

estimaciones alternativas de inflación subyacente para Guatemala, en la tercera se analizarán los resultados en virtud de su grado de sensibilidad a la política monetaria y, finalmente se presentarán las conclusiones.

1. Marco Conceptual

Implícita en toda discusión de inflación subyacente se encuentra la idea de que este tipo de inflación es fundamentalmente diferente a cambios en el costo de vida. Así, el punto de partida común para casi todos los análisis de inflación subyacente es la idea de que existe un concepto bien definido de inflación monetaria que debería ser de la incumbencia de los diseñadores de política monetaria y que este tipo de inflación, siendo conceptualmente diferente del costo de vida, no es adecuadamente estimada por las estadísticas regulares de precios. Consecuentemente, los bancos centrales deberían de establecer como meta un índice de precios cuya tasa de crecimiento corresponde a la inflación que genera los costos que los bancos centrales buscan evitar al fijarse como objetivo el control de la inflación. La inflación impone costos a la sociedad porque rompe la coordinación de la actividad económica y desincentiva el uso de la moneda nacional en las transacciones de mercado. Si bien es cierto que es posible que algunos de los costos de inflación sean registrados por cambios en el costo de vida, algunos de ellos requieren una medida mucho más amplia de transacciones de mercado. Con base a lo anterior, es posible concluir que para los propósitos de política monetaria lo que se necesita no es una teoría microeconómica del costo de vida sino una teoría macroeconómica del costo de la inflación.

El punto de partida de todos los intentos por medir la inflación subyacente es la observación de que los cambios en precios de bienes y servicios individuales entre dos períodos contienen un componente que constituye inflación subyacente y un componente de inflación idiosincrásica que refleja desarrollos en el mercado local. El problema de estimación de inflación subyacente es el de aislar estos dos componentes. De acuerdo a Wynee (1999), esta idea se formaliza de la siguiente manera:

$$\pi_{i,t} = \Pi_t + x_{i,t}$$

Esta expresión define la tasa de cambio del precio de un bien en particular,

$$\pi_{i,t} = \ln(p_{i,t}) - \ln(p_{i,t-1})$$

como la agregación de dos componentes, uno de inflación agregada el cual es común para todos los precios y que se puede expresar como:

$$\Pi_t = \ln(P_{i,t}) - \ln(P_{i,t-1})$$

Y un componente de cambio relativo de precio:

$$x_{i,t}$$

Lo anterior significa que existe un componente que hace variar a los precios de los distintos bienes y servicios en la economía simultáneamente, pero también los precios varían como resultado de variaciones en precios relativos u otras perturbaciones que se originen en fenómenos ajenos a la política monetaria,

tales como las fluctuaciones estacionales, las variaciones en los términos de intercambio, modificaciones a los impuestos indirectos, ajustes a los precios públicos y al salario mínimo, etc.

En este contexto, interesa estimar la evolución del componente inflacionario que es común a todos los precios. Consecuentemente, la tasa de variación del Índice de Precios al Consumidor –IPC-, que constituye un promedio ponderado de todos los precios, es un pobre estimador de este concepto de inflación. El problema consiste en que las variaciones del IPC que se originen únicamente por cambios en precios relativos pueden llevar a una interpretación errónea de la evolución del fenómeno inflacionario y, como resultado, a toma de decisiones equivocadas por parte de la autoridad monetaria, lo cual repercutiría negativamente en el sector real de la economía. Es entonces evidente la importancia para los bancos centrales de contar con un indicador que registre el crecimiento sostenido de los precios excluyendo las fluctuaciones de precios relativos, especialmente para aquellos bancos centrales que ejecutan su política monetaria dentro del esquema de metas explícitas de inflación (“Inflation Targeting”).

La inflación subyacente es interpretada en general como el componente más persistente de la inflación estimada, sin embargo diferentes puntos de vista parecieran referirse a diferentes partes de “inflación persistente”. En la literatura es posible identificar por lo menos tres puntos de vista de inflación subyacente:

1. Eckstein (1981) interpreta a la inflación subyacente como la tasa de inflación que se presenta en el crecimiento de largo plazo de la economía, asumiendo una senda de crecimiento libre de shocks y en donde el efecto de la demanda es neutral por encontrarse en equilibrio.
2. Quah y Vahey (1995), consideran como inflación subyacente como el componente de la inflación que no tiene ningún efecto en el largo plazo sobre la producción real. Es decir, es el componente de inflación que es generado por shocks que no tienen efecto de largo plazo sobre la producción real. Debido a que shocks sin efecto de largo plazo sobre la producción real son referidos como shocks de demanda, la visión de Quah y Vahey podría alternativamente ser interpretada como el componente de inflación vinculado con la demanda.
3. De acuerdo a la visión de los bancos centrales, la inflación subyacente es estimada eliminando o reduciendo la influencia de ciertos factores, típicamente componentes muy volátiles o erráticos.

2. Métodos alternativos de estimación de inflación subyacente

De la misma forma en que no se cuenta con una sola definición de inflación subyacente, la interrogante sobre cuál es la mejor forma de estimarla tampoco tiene una respuesta única. De esa cuenta, en este apartado se presentan los principales métodos que han sido propuestos en la literatura, con el propósito de ilustrar sus diferentes ventajas y limitaciones para que el usuario pueda entonces interpretarlas y evaluarlas en su justa dimensión. Es importante tener en cuenta que no hay un método que sea capaz de resumir toda la

información relevante, consecuentemente, los diferentes resultados deben ser examinados en conjunto, tomando en cuenta su naturaleza complementaria.

Luc Aucremanne y Raf Wouters (1999) del Banco de Bélgica señalan que: inflación subyacente es definida como el concepto de información de inflación que es óptimo para propósitos de política monetaria. En realidad, la inflación observada es el resultado de una diversidad de shocks exógenos que afectan a la economía: oferta, demanda, costos, tipos de cambio, shocks monetarios, etc. La cuestión entonces es si la política monetaria debería reaccionar en la misma forma con respecto a la inflación cualquiera que sea la causa subyacente (underlying) del movimiento inflacionario. Si la política monetaria es incapaz de contrarestar la inflación resultante de algunos tipos de shock, o puede hacerlo sólo incurriendo en grandes costos en términos de algún otro criterio en la pérdida de su función de banco central, se esperaría que fuera mejor sustraer este componente inflacionario de la inflación observada al calcular un concepto óptimo de inflación subyacente.

Los métodos de estimación de la inflación subyacente que serán examinados son aquellos que han sido más ampliamente difundidos por la literatura económica y que, además, son empleados por muchos bancos centrales alrededor del mundo. Estos son: inflación subyacente por exclusión, estimaciones de inflación subyacente con estimadores de influencia limitada, inflación subyacente por suavizamiento y estimación de la inflación latente con modelos multivariados.

2.1 Inflación subyacente por exclusión

Desde el punto de vista monetario, una limitación en el uso directo del IPC es que el mismo es “obscurecido” por movimientos transitorios de precios que restringe la descripción de la tendencia más permanente de precios. Para evitar, o por lo menos reducir, este problema se propuso inicialmente en la literatura excluir del IPC precios altamente volátiles.

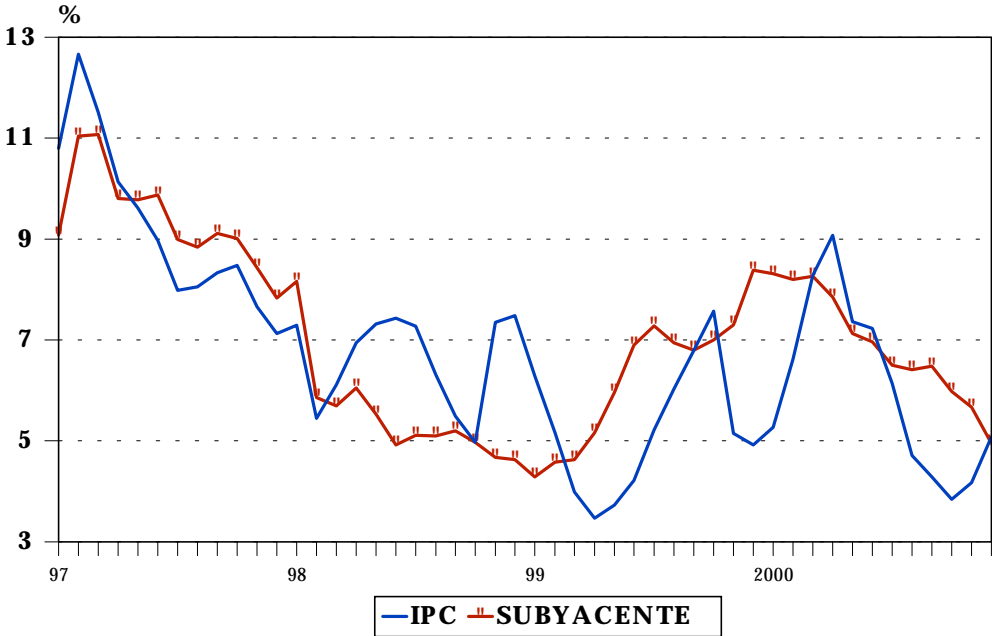
Una posibilidad sería ajustar el IPC sobre la base de variaciones extraordinarias de algunos precios específicos cuando ellas ocurren. Sin embargo, este procedimiento no brindaría transparencia para los usuarios. Este problema se puede resolver si se pre-especifica una regla para ajustar la inflación por variaciones extraordinarias.

El método entonces consiste en la exclusión de aquellos componentes del IPC que son muy volátiles, y que además dicha volatilidad no se debe a factores monetarios sino a estacionales, shocks de oferta y de demanda.

En el caso de Guatemala los componentes del IPC que son excluidos en el cálculo actual de inflación subyacente, son las subagrupaciones vegetales y legumbres y frutas, lo cual parece razonable en virtud de que, por una parte, los cambios en las condiciones climáticas determinan cambios en la oferta de estos productos y, por otra, una relativamente baja elasticidad de demanda hace que en respuesta a movimientos en la oferta se registren relativamente grandes cambios en los precios.

A continuación, en la gráfica No. 1 se presenta la inflación subyacente de Guatemala, la cual es estimada actualmente por la Sección de Análisis de Mercados y Comercio Exterior eliminando los subgrupos de vegetales y legumbres y de frutas.

GRÁFICA No. 1
INFLACIÓN SUBYACENTE POR EXCLUSIÓN*
Variación interanual
AÑOS: 1997 - 2000



* No incluye los grupos vegetales y legumbres y frutas.

El ajuste por exclusión tiene la ventaja de ser un método transparente y verificable de inflación subyacente, debido a que su construcción es completamente especificada en forma anticipada. Por el contrario, las principales críticas de esta medida de inflación subyacente consisten en señalar que, de acuerdo a la evidencia empírica, las perturbaciones temporales no están limitadas necesariamente a algunos componentes, además la exclusión

anticipada de algunos precios específicos requiere de elementos de juicio controvertibles, por otra parte existe el riesgo potencial de que información significativa (de importancia) podría no ser tomada en cuenta, en la práctica, desde el punto de vista teórico, este método tiene la desventaja de que la selección del componente a remover es hecha sobre una base puramente arbitraria. Además cabe preguntarse, si es siempre cierto que los cambios en los precios de los vegetales y legumbres y las frutas nunca contienen información acerca de la tendencia de la inflación? ó ¿es únicamente la volatilidad de los vegetales y legumbres y frutas los que distorsionan el cálculo de la tendencia de la inflación? La respuesta es no. Esto nos lleva a considerar el desarrollo sistemático de una metodología estadística para reducir el ruido transitorio en la medición de la inflación. De cualquier forma, se debe señalar que un estudio cuidadoso del proceso inflacionario no puede realizarse utilizando exclusivamente esta medida de inflación subyacente.

El mensaje es entonces que los bancos centrales alrededor del mundo no pueden depender de una sola medida de inflación, por lo que han orientado sus esfuerzos a la implementación de diferentes metodologías para así contar con un "menú" de mediciones que le permitan tener una mejor aproximación al fenómeno, considerando las virtudes y limitaciones de cada una de ellas.

2.2 Estimaciones de inflación subyacente con estimadores de influencia limitada.

El IPC es afectado por factores monetarios pero también por cambios en precios relativos cuando hay rigideces nominales. Cuando los cambios en los precios relativos son medibles y resultan principalmente de shocks de oferta

transitorios que no están relacionados con la tendencia general de la inflación, es recomendable seguir el procedimiento de Bryan y Cecchetti, el cual consiste en utilizar estimadores de influencia limitada. Específicamente, estos autores indican que, para computar una estimación de inflación subyacente debería usarse la mediana ponderada y la media ponderada recortada de la información de corte transversal del IPC, en lugar de la media ponderada del cálculo tradicional de la inflación. De esta manera, al reducir el peso de los valores extremos y la influencia distorsionante de los shocks, estos dos estadísticos podrían proveer una señal más clara del cambio en el nivel de precios. El uso de estas mediciones refleja la intuición de que el tipo de shocks que podrían causar problemas con la medida de precios, son poco frecuentes pero no están concentrados en algunos sectores de la economía. Comparado con la medida de inflación subyacente obtenida por exclusión de componentes o subcomponentes, los estimadores de influencia limitada presentan la fortaleza de no requerir que se determine anticipadamente el origen de los shocks que tienen un efecto distorsionante sobre la medición de la tendencia de la inflación.

Bryan y Cecchetti (1997), explican el sustento estadístico de su método en la siguiente forma: cuando los datos son obtenidos de una distribución normal, la media de la muestra es el estimador de varianza mínima del primer momento. Sin embargo, los cambios en los precios no están normalmente distribuidos. De hecho, la distribución de corte transversal de la inflación (IPC) tiene colas bastante gordas, con una curtosis muestral que está a menudo por encima de diez. La existencia de distribuciones leptocúrticas crea dificultades inferenciales, debido a que las mismas producen muestras sesgadas. En ese

sentido, los autores también han demostrado como este problema provoca movimientos transitorios en la media de la muestra, provocando que la misma tenga una varianza alta.

Los autores señalan que, dado lo que se sabe acerca de la distribución de los cambios de los precios, surgen las preguntas sobre ¿Cuál es el estimador más eficiente del primer momento de la distribución de cambios de precios? ¿Cómo se puede producir un estimador con ruido reducido de inflación agregada a altas frecuencias? La respuesta es utilizando estimadores de influencia limitada, mediante la utilización de la mediana ponderada o la media recortada (ignorando algunos componentes de acuerdo a las variaciones máximas y mínimas).

En cuanto al sustento teórico de los indicadores de influencia limitada, Shigenori Shiratsuka (1999) señala que existen dos modelos que explican por qué la distribución de los cambios individuales de precios, con información de corte transversal, es asimétrica: a) un modelo que asume la existencia de un menú de costos y shocks de precios asimétricos (Ball y Mankiw, 1995), y b) un modelo que asume la influencia acumulativa de shocks sectoriales (Balke y Wynne, 1996).

Luis J. Álvarez y María de los Llanos Matea (1997), del Departamento de Investigaciones del Banco de España, exponen el modelo de Ball y Mankiw en los siguientes términos: En términos generales, el modelo de Ball y Mankiw se centra en el problema de la fijación de precios por firmas que incurren en altos costos de ajustes de precios. Típicamente, las firmas no ajustan

instantáneamente los precios por cualquier cambio de circunstancias; en lugar de ello, ellos ajustan sólo si el cambio de precio deseado es lo suficientemente grande como para justificar los costos de ajuste ("menú de costos"). Consecuentemente, las firmas tienen un rango de no acción en respuesta a shocks. En el modelo, los shocks que afectan a los cambios relativos podrían tener un impacto en el nivel agregado de precios; esto dependerá de la distribución de los shocks. Específicamente, si la distribución es simétrica el efecto promedio será cero, cuando los incrementos en precios de algunas firmas son neutralizados por los recortes hechos por otras. En contraste, si la distribución de shocks es sesgada, el nivel de precios agregado crecerá o decrecerá dependiendo de la importancia de las firmas que incrementan precios con respecto a aquellas que los disminuyen. En este caso, un ajuste de precios con costos muy altos podría resultar en movimientos transitorios de la inflación medida por el IPC.

La versión de Bryan y Cecchetti (1997) del modelo de fijación de precios de Ball y Mankiw, se presenta a continuación: el modelo consiste de un solo período y hay un gran número de firmas que tienen un mismo "menú de costos" al ajustar los precios. Además, el crecimiento del dinero (m) es constante y determinado exógenamente, la velocidad de circulación del dinero es constante y la tendencia de crecimiento de la producción es normalizada a cero. Bajo estos supuestos, al principio del período, cada firma decidirá incrementar su precio en m . Como resultado, la inflación agregada en este modelo es igual a la inflación monetaria. Por consiguiente, en este caso, la inflación subyacente puede ser definida como:

$$\pi^c = m$$

Después de la fijación inicial de precios, cada firma (i) experimenta un shock (e_i) en su demanda de producción ó en sus costos. En general, sin embargo, la distribución de shocks en las firmas podría tener cualquier forma. Después del shock sólo aquellas firmas para quienes e_i en valores absolutos excede el "menú de costos" ajustará sus precios. Para estas firmas la tasa de crecimiento de precios será:

$$\pi_i = m + e_i$$

Si la distribución de shocks es simétrica, el segundo termino del lado derecho de la ecuación de arriba se cancela, pero si es sesgada, la inflación (del IPC) no coincide con la inflación monetaria. Como la diferencia entre el agregado de precios y m (la inflación monetaria) surge de las colas de la distribución de e_i , una forma de reducir el impacto de shocks en la inflación medida (IPC) es usar estimadores de influencia limitada.

Álvarez y Matea señalan que, desde el punto de vista estadístico, es bien sabido que un cambio pequeño en las colas de una distribución puede significar un cambio considerable en la media aritmética, mientras que medias recortadas y medianas ponderadas son muy bien conocidas por ser excelentes estimadores en situaciones en donde se sospecha la existencia de "outliers". Desde el punto de vista de la robustez de las estimaciones, la mediana es preferida sobre la media recortada. Sin embargo, bajo ciertas circunstancias, las medias recortadas tienen menor varianza que la mediana. En conclusión, desde el punto de vista estadístico, ningún estimador es claramente preferible. Estas consideraciones sugieren que ambas medidas deberían ser examinadas.

LAS ESTIMACIONES

Con el objeto de llevar a cabo estimaciones de inflación subyacente por medio de estimadores de influencia limitada, se utilizó la información desagregada en 37 agrupaciones del IPC de Guatemala para el período de 1994 a 2000. Adoptando la recomendación de Álvarez y Matea (1997), para minimizar el efecto estacional en la distribución de corte transversal se utilizaron las tasas interanuales de variación. Se asume que la ponderación de cada subíndice en el IPC representa el porcentaje de la distribución de los precios que experimentan ese cambio de precio. Para calcular la mediana ponderada, las tasas de variación interanuales de los subíndices son multiplicadas por su respectiva ponderación, estos resultados son ordenados en forma descendente y se elige el punto central de acuerdo al punto en que la suma de las tasas de variación ponderadas acumule el 50%. La mediana ponderada es entonces la tasa de variación del subíndice al que corresponde el punto elegido. Con esta misma información, el panel de tasas de variación ponderadas de los subíndices, la media ponderada recortada se obtiene excluyendo una proporción extremadamente grande y pequeña de la variación de precios. Es decir, dentro de la distribución de variación de precios de cada mes, se eliminan los precios que crecieron demasiado y los que crecieron muy poco (o que incluso decrecieron), para luego calcular la media ponderada, de tal manera que se elimina el efecto de los valores extremos sobre la media. Formalmente esto se expresa de la siguiente forma:

$$\bar{x}_\alpha = \frac{1}{1 - 2 \frac{\alpha}{100}} \sum_{i \in I_\alpha} w_i x_i$$

En donde:

x_i = tasas de variación interanuales de los subíndices.

w_i = las ponderaciones correspondientes a cada subíndice y/o tasa de variación.

α = El porcentaje que se excluye en cada extremo o cola.

$l = \alpha/100 < W_i < (1 - \alpha/100)$

En ese sentido hay dos casos especiales, cuando $\alpha = 50$ y cuando $\alpha = 0$. En el primer caso se obtendrá entonces la mediana y en el segundo el resultado será la variación del IPC.

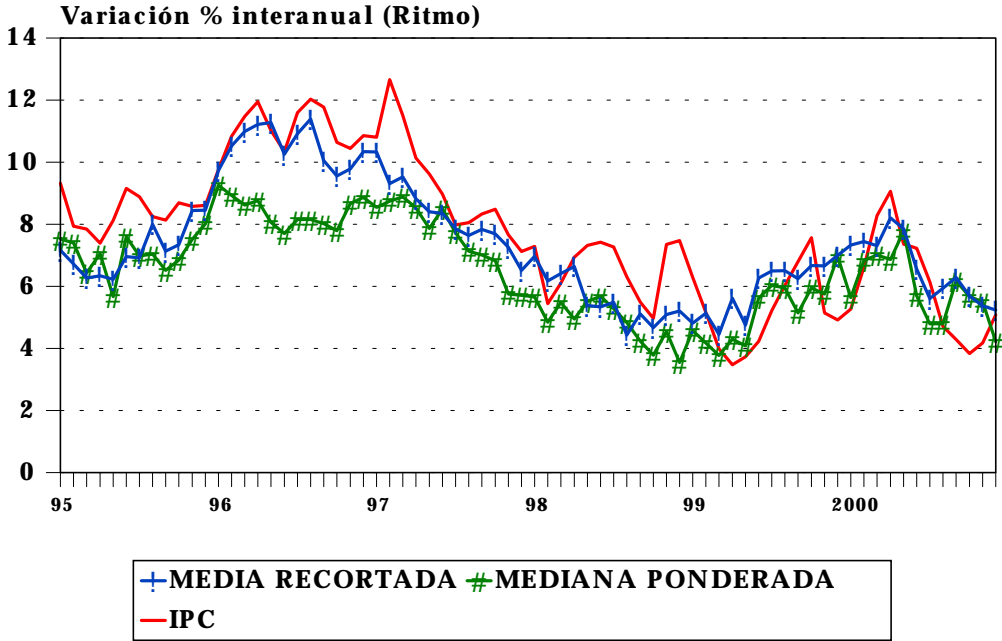
Para la realización de estas estimaciones es muy importante definir previamente el valor de α , el cual debe permanecer inalterable por un largo período de tiempo. Esto con el propósito de proporcionarle transparencia al cálculo y por consiguiente confianza entre el público.

Para el caso de Guatemala, en el presente trabajo se recortó el 10% de cada extremo o cola. Se eligió ese porcentaje por ser el que mejor se adecuaba de acuerdo a los 37 grupos en que se dispuso información desagregada del IPC. Sin embargo, en futuros estudios en que se utilice un mayor nivel de desagregación del IPC, se podría experimentar con tasas del 5, 10 y 15%, que son las tasas más ampliamente utilizadas por otros países. Al final debería elegirse el recorte cuyos resultados demuestren tener una mayor relación con la política monetaria.

Los resultados de los estimadores de influencia limitada para Guatemala se presentan en la gráfica No. 2 junto al IPC para facilitar la comparación.

GRÁFICA No. 2
INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR -IPC-
ÍNDICE, MEDIA RECORTADA Y MEDIANA PONDERADA

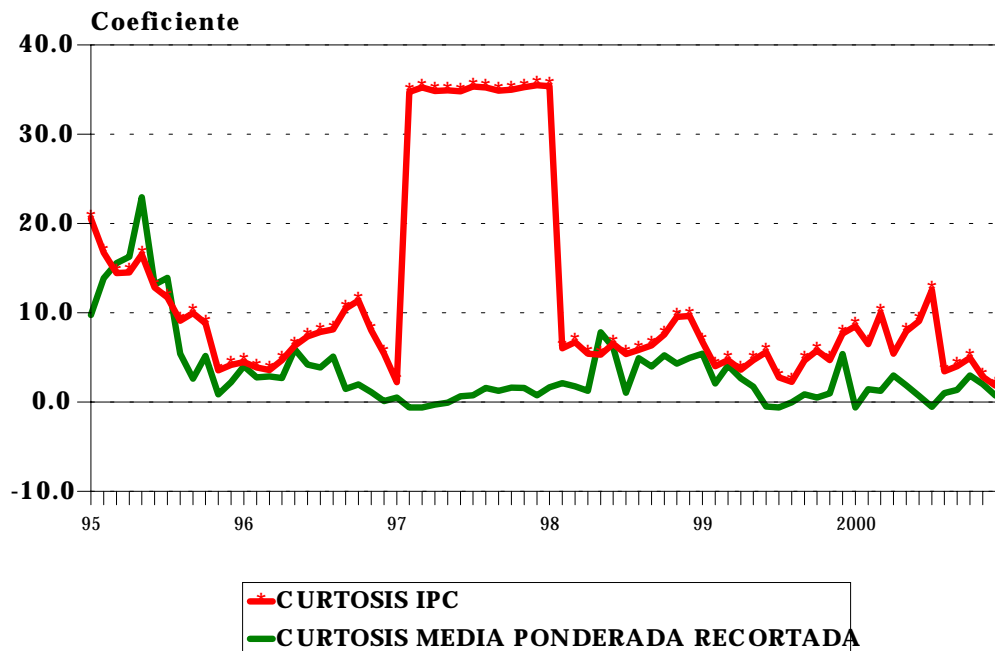
AÑOS: 1994 - 2000



Para responder a la pregunta sobre si la curtosis y el sesgo de la distribución del IPC fueron corregidos mediante el uso de la media ponderada recortada, éstos coeficientes fueron calculados antes y después de la aplicación de dicho método. Antes de presentar los resultados se hacen algunas consideraciones sobre estos conceptos para que el lector pueda hacer una mejor interpretación.

Coefficiente de Curtosis: La curtosis representa la elevación o achatamiento de una distribución comparada con la distribución normal. Una curtosis positiva indica una distribución relativamente elevada, mientras que una curtosis negativa indica una distribución relativamente plana. Los resultados son comparados normalmente con la curva normal que tiene un coeficiente de curtosis igual a 3. En la gráfica No. 3 se presenta el coeficiente de curtosis estimado para el presente caso.

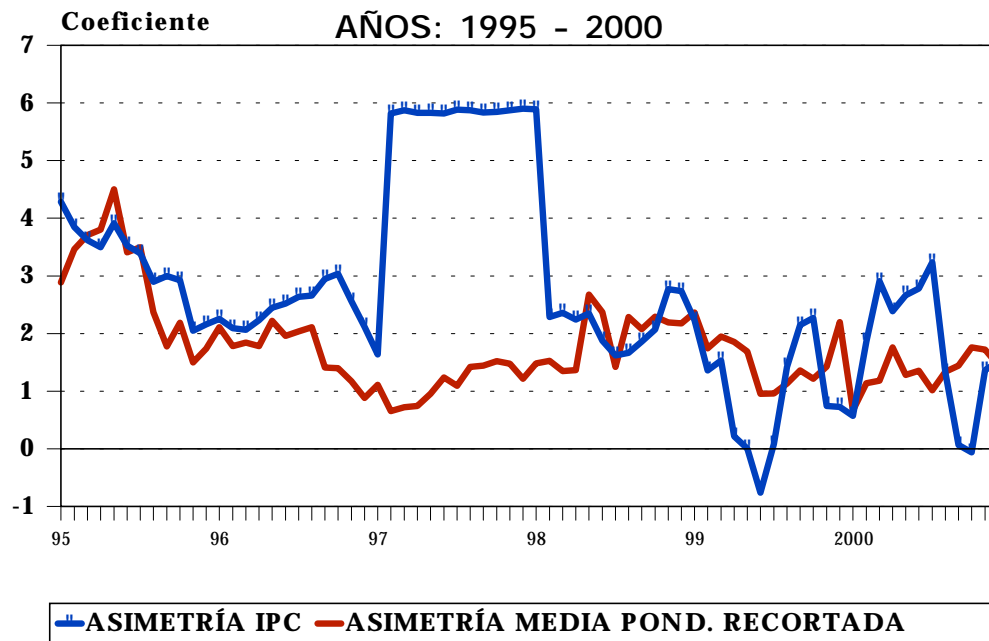
GRÁFICA No. 3
COEFICIENTE DE CURTOSIS
AÑOS: 1995 - 2000



Coefficiente de Asimetría: Esta función caracteriza el grado de asimetría de una distribución con respecto a su media. Con frecuencia una distribución no es simétrica con respecto a un máximo sino que tiene una "cola " más larga que la otra. Si la cola más larga se extiende a la derecha, se dice que la

distribución está sesgada a la derecha (asimetría positiva), mientras que si la cola más larga se extiende a la izquierda, se dice que está sesgada a la izquierda (asimetría negativa). Para una distribución simétrica el coeficiente de asimetría es igual cero. El coeficiente de asimetría de la distribución de corte transversal del IPC se puede apreciar en la gráfica No. 4.

GRÁFICA No. 4
COEFICIENTE DE ASIMETRÍA
DE LA TASA DE VARIACIÓN INTERANUAL



Los resultados presentados anteriormente indican que muchas veces el recorte ha sido efectivo en mejorar tanto la curtosis como el sesgo de la distribución, sin embargo, algunas veces la mejora no ha sido significativa y en otras inclusive los coeficientes han empeorado. Esto se debe a la rigidez que impone a la metodología la elección previa e inalterable del porcentaje que debe ser recortado de cada extremo (valor de alfa). Lo ideal del método,

estadísticamente hablando, sería hacer un recorte “a la medida” para cada mes, de tal forma que siempre se lograría minimizar el sesgo. El problema es que esto le restaría transparencia al método lo cual no es bueno para propósitos de tener una buena comunicación con el público, lo cual es de suma importancia sobre todo dentro de un esquema de metas explícitas de inflación (“Inflation Targeting”).

Por otra parte, las bondades del método son altamente deseables en situaciones como la observada en 1997 y que se puede observar tanto en la gráfica del coeficiente de curtosis como en la del coeficiente de asimetría. En dicho año, como parte del proceso de privatización de la empresa estatal de telefonía GUATEL, el precio del servicio después de permanecer prácticamente fijo por muchos años fue incrementado en 2900%. Obviamente este incremento no era parte de la tendencia de inflación ni era el resultado de la política monetaria. En este contexto, gracias a la aplicación del método de estimadores de influencia limitada, este incremento exorbitante de precio es eliminado y por consiguiente la distorsión que introduce en la medición de la inflación.

Con respecto a si ésta es la mejor medición de inflación para Guatemala, bajo el concepto macroeconómico definido en la primera parte de este trabajo, lo sabremos en el último apartado del trabajo, en donde se aplicarán algunas pruebas a las diferentes medidas de inflación subyacente.

2.3 Inflación Subyacente por extracción de señales

Métodos estadísticos de extracción de señales son ampliamente utilizados por economistas para descomponer una serie de tiempo en sus componentes de tendencia, movimientos estacionales e irregulares. Considerando que al estimar la inflación subyacente se pretende registrar el movimiento de largo plazo de la inflación (tendencia), sin tomar en cuenta los movimientos de precios atribuibles a factores estacionales y a distorsiones extraordinarias o irregulares, entonces pareciera ser que la extracción de señales es un método apropiado para estimarla (la inflación subyacente).

Inicialmente, la extracción de señales consistía en la eliminación de variaciones estacionales de una serie de tiempo (desestacionalización), sin embargo, el desarrollo de la estadística y de la informática en los últimos 40 años, ha permitido aislar otros efectos que provocan "ruido" dentro de la serie, a saber: efecto de feriados móviles (semana santa), efecto por días de trabajo (o hábiles) y componente irregular. De esta manera, la desestacionalización se ha convertido en un concepto más amplio, el cual permite obtener una señal de tendencia mucho más clara y por lo tanto una interpretación más confiable y oportuna. Debido a que ninguno de los componentes antes mencionados es observable directamente, los mismos pueden ser calificados como "componentes no observados" de la serie, consecuentemente, la extracción de señales se convierte en un problema de estimación de componentes no observados, cuyo objetivo es proveer una señal más clara de la evolución subyacente de la variable. Otro punto de vista del problema es considerar a una serie de tiempo como "señal más ruido", en donde el ruido lo constituyen la estacionalidad, las variaciones por días de trabajo, la

variación por feriados móviles y las variaciones irregulares, en este contexto, el proceso de extracción de señales consiste en descomponer a la serie en señal y ruido.

Entre los métodos de extracción de señales más ampliamente difundidos se encuentran los siguientes:

a) Métodos basados en promedios móviles tales como:

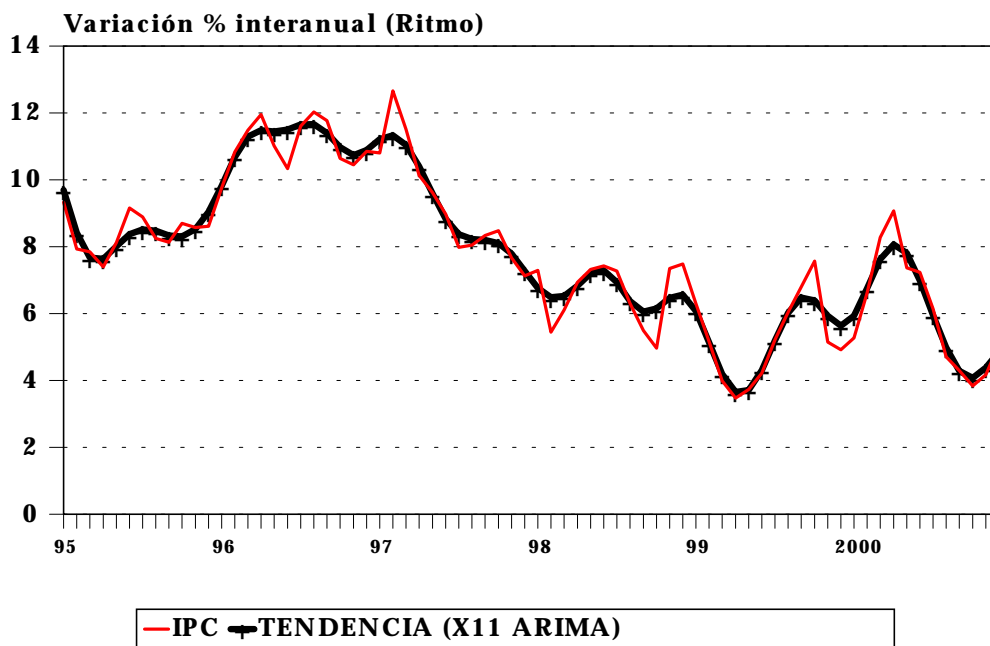
- X11 (Census I) de la Oficina del Censo de los Estados Unidos (Census Bureau).
- X11 (Census II) de la Oficina del Censo de los Estados Unidos (Census Bureau).

b) Métodos basados en extracción de la señal que suponen que la señal de la serie sigue un modelo ARIMA:

- X11- ARIMA de la agencia de estadísticas de Canadiense.
- X12- ARIMA de la Oficina del Censo de los Estados Unidos.
- Tramo & Seats: Agustín Maravall y Victor Gómez (recomendado por Eurostat).

En general los métodos que incorporan un modelo ARIMA han probado ser superiores al resto. Para la estimación de la inflación subyacente para Guatemala en el presente trabajo, se empleó el X11-ARIMA. Con el objeto de obtener la mejor estimación posible, el programa se corrió con toda la serie disponible (de 1983 a 2000), sin embargo aquí se presentan los resultados correspondientes al período que se ha abarcado en la aplicación de los otros métodos (1995-2000). Los resultados se presentan a continuación.

GRÁFICA No. 5
INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR -IPC-
Y SU TENDENCIA
AÑOS: 1994 - 2000



Fácilmente se observa que la tendencia tiene un movimiento bastante más suave, esto se logra al eliminar los movimientos irregulares y estacionales con lo que se reduce la varianza.

Este es un método de cálculo de la inflación subyacente estadísticamente válido, de fácil aplicación y que produce buenos resultados. Sin embargo, tiene el inconveniente de que en su proceso utiliza promedios móviles centrados, lo cual requiere de pronósticos. Estos pronósticos son actualizados cada vez que se agrega una nueva observación a la serie (el IPC en este caso), de tal manera que los valores de la serie de la tendencia varían. En ese sentido, son más susceptibles de cambio los datos más recientes. Esto significa que con cada

nuevo dato de IPC, los valores de la serie de la inflación subyacente cambiarían. Este cambio es estadísticamente aceptable, la dirección de la tendencia difícilmente cambie (en el caso de la variación interanual, no así en el caso de la intermensual) y los cambios en magnitud por lo general son pequeños, sin embargo, esto le resta transparencia para el público y certeza al banco central, sobre todo en la coyuntura cuando es muy importante el análisis de la variación intermensual.

4. Estimación de inflación latente con modelos VAR (metodología de Quah y Vahey)

Es generalmente aceptado que la inflación en el largo plazo es un fenómeno puramente monetario, el cual no tiene ningún efecto sobre el nivel de producción en el largo plazo, aunque en el corto plazo existan algunas rigideces en precios y salarios que sí tengan un efecto sobre la misma. Mateos y Gaytán (1998) señalan que el nivel general de precios puede verse afectado por presiones de demanda o presiones transitorias de oferta, durante el ciclo económico, y también por perturbaciones que afectan al nivel de producción de largo plazo. En este último caso, un choque de oferta de largo plazo generará un incremento en los precios independientemente de la postura de la política monetaria y de las otras presiones de demanda. En ese sentido es valioso contar con una medida de inflación que identifique el aumento de precios que no tiene un efecto en el mediano y largo plazo sobre la economía real. Este indicador permitiría analizar las presiones inflacionarias susceptibles de ser afectadas por las políticas de demanda agregada.

Mateos y Gaytán (1998) explican la metodología de Quah y Vahey en los siguientes términos: El método de Quah y Vahey asume que hay dos tipos de shocks que afectan al crecimiento del nivel general de precios y al producto, el primer tipo de shock no tiene un efecto de largo plazo sobre la producción, mientras que el segundo tipo recoge a los shocks que afectan el nivel potencial o de largo plazo de la actividad económica. En este contexto la inflación latente es aquella asociada a los shocks que no tienen un efecto de largo plazo sobre la producción. Esto significa que la inflación latente es compatible con una curva de Phillips vertical en el largo plazo. Por otra parte, los shocks cuyo efecto sobre el producto tiende a desaparecer son los que generan las desviaciones cíclicas del producto alrededor de su nivel potencial, con lo que la inflación latente se asocia, en el corto plazo con la posición del ciclo económico.

Cuando existen shocks negativos (positivos) que afectan al nivel de producción de largo plazo, la inflación será superior (inferior) a la inflación latente. Conforme se disipe el efecto sobre la inflación de estas perturbaciones, ésta tenderá a converger hacia la inflación latente.

Si bien la inflación latente puede cambiar por muchos factores distintos a la política monetaria, cambios en la política monetaria tendrán efectos sobre la misma. Un incremento en la inflación latente no necesariamente implica que la postura de la política monetaria se relaje, sino que existen choques de demanda agregada, de oferta agregada transitorios o choques nominales. Sin embargo, en este caso la política monetaria podría jugar un papel en contrarrestar el efecto sobre la inflación generada por dichos shocks.

La inflación latente y su comparación con el indicador de la inflación del que provenga, puede dar información muy relevante sobre el tipo de presiones inflacionarias a que está sujeta la economía. Si los cambios en la inflación son muy semejantes a los cambios en la inflación latente, ello indicaría una ausencia de shocks de largo plazo sobre el producto y por lo tanto que el cambio en la inflación se debe a factores sobre los cuales puede influir la política monetaria.

Mateos y Gaytán (1998) exponen que, cuando la inflación está por encima de la inflación latente, se están presentando perturbaciones negativas sobre el producto de largo plazo. Bajo estas condiciones pueden presentarse tres casos: i) La inflación latente se mantiene constante, en este caso la política monetaria, en el contexto de las condiciones de demanda y oferta de corto plazo, no es inflacionaria. Al disiparse el efecto de los shocks de largo plazo sobre la producción, la inflación regresará hacia la inflación latente. ii) Si la inflación latente está disminuyendo, las presiones de demanda y de oferta de corto plazo son compatibles con el abatimiento de la inflación. No obstante, en estas condiciones una política restrictiva puede imponer mayores costos sobre el nivel de actividad de corto plazo, haciendo más lenta la recuperación económica. iii) Si la inflación latente está creciendo, también se están presentando presiones de demanda o de oferta de corto plazo que generan una presión inflacionaria adicional, la cual podría ser contrarrestada usando políticas que afecten el comportamiento de la demanda agregada.

Cuando se presentan shocks positivos sobre el producto de largo plazo, se obtiene que la inflación se incrementa menos que la inflación latente. Analizando los casos posibles del comportamiento de la inflación latente se

tiene: i) Si la inflación latente permanece constante, la reducción en la inflación es temporal, cuando se disipen los efectos positivos la inflación regresará al nivel de la inflación latente. En este caso, el banco central está perdiendo una oportunidad de disminuir la inflación con un bajo costo sobre la producción. ii) Cuando la inflación latente también disminuye, es posible que el banco central esté aprovechando esta oportunidad o que existan otras condiciones que permitan este resultado. iii) Cuando la inflación latente está aumentando y la inflación disminuyendo, se presenta una situación en la que las presiones inflacionarias de demanda o transitorias de oferta están siendo revertidas por los shocks positivos sobre el producto de largo plazo. Si las presiones son de demanda, se podría hablar de una situación de euforia con un incremento tanto del producto potencial como de la brecha del producto. Sin embargo, al disiparse este efecto positivo es posible que la inflación crezca al nivel de la latente. En este caso, si las autoridades monetarias sólo observaran la inflación (medida por el IPC) podrían tomar medidas de política económica erróneas.

En los párrafos anteriores se ha ilustrado la riqueza de análisis que puede proveer el contar con una estimación de la inflación latente, sin embargo, la inflación latente a la que se ha hecho referencia es un prototipo ideal, por lo que los resultados que se obtengan en forma empírica en este y otros trabajos deben ser tomados con precaución.

El principal problema de la estimación de la inflación latente es que se trata de la estimación de series no observadas, a saber las perturbaciones que afectan a la inflación y al producto. Quah y Vahey utilizan la metodología de vectores

autorregresivos estructurales de Blanchard y Quah para identificar dichas perturbaciones y descomponer la serie de inflación en sus componentes latente y no latente.

El vector autorregresivo es estructural porque se identifican restricciones que son impuestas en el largo plazo a los efectos de shocks sobre la producción y la inflación. De forma breve el método se describe a continuación²: Para distinguir entre varias fuentes de fluctuaciones del producto, se aplica un VAR estructural bivariado. Es asumido que la tasa de crecimiento de la producción - ΔY_t - y la tasa de crecimiento de la inflación - $\Delta \pi$ - siguen un proceso estacionario estocástico que responde a dos tipos de *shocks* ortogonales no autocorrelacionados. El modelo estructural puede ser escrito como una representación de media móvil:

$$\Delta Y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \epsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \epsilon_{2t-k} \quad (2.3.1)$$

$$\Delta \pi_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k) \epsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k) \epsilon_{2t-k} \quad (2.3.2)$$

donde ϵ_{1t} y ϵ_{2t} son residuos independientes ruido blanco y varianza constante. Por simplicidad la varianza es normalizada a $\text{var}(\epsilon_{1t}) = \text{var}(\epsilon_{2t}) = 1$. Por lo tanto, significa que la matriz de varianzas y covarianzas es identidad 2×2 .

Como señala Enders (1995) la clave para descomponer la serie de la inflación en su componente latente y no latente, es asumir que uno de las innovaciones tiene efecto temporal sobre Y_t . Es la dicotomía entre efectos transitorios y permanentes que permite la completa identificación de las perturbaciones

² La secuencia de pasos y notación fue tomada de Enders (1995) y Mateos y Gaytán (1998).

estructurales partiendo de un VAR estimado o de forma reducida. En este sentido, asumiendo que los shocks de demanda no tienen efecto de largo plazo sobre el producto, esto implica que el efecto acumulado de un shock ϵ_{1t} sobre el ΔY_t debe ser igual a cero. Por lo tanto, el primer término del lado derecho de la ecuación (2.3.1) debe ser igual a cero y el primer término de (2.3.2) constituye el componente que define los cambios en la inflación latente.

Entonces, los shocks del lado de la demanda y de la oferta son no observados y el problema es recobrarlos de un VAR estimado. Dado que las variables en estudio son integradas de orden uno, $I(1)$, se sabe que existe un VAR de la forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.3.3)$$

El problema crítico es que los residuos del VAR están compuestos de innovaciones puras ϵ_{1t} y ϵ_{2t} . El error de pronóstico un período adelante de las respectivas variables esta dado por el vector columna e_t , por ejemplo $e_{1t} = \Delta Y_t - E_{t-1} \Delta Y_t$. De (3.2.1) y de (3.2.2) se puede escribir las representaciones de los errores de pronóstico un período adelante:

$$e_{1t} = c_{11}(0)\epsilon_{1t} + c_{12}(0)\epsilon_{2t} \quad (2.3.4)$$

$$e_{2t} = c_{21}(0)\epsilon_{1t} + c_{22}(0)\epsilon_{2t} \quad (2.3.5)$$

si los coeficientes $c_{ij}(0)$ fueran conocidos, sería posible recobrar ϵ_{1t} y ϵ_{2t} de los residuos de (2.3.3). Blanchard y Quah muestran que la relación entre

(2.3.3) y la representación (2.3.1) y (2.3.2) más la restricción de que los shocks de demanda no afectan a la producción real en el largo plazo producen cuatro restricciones que pueden ser usadas para identificar los valores de los coeficientes $c_{ij}(0)$ ³, resultando un sistema no lineal de cuatro ecuaciones y cuatro variables.

Luego de presentar un breve marco conceptual analítico de la metodología de descomposición de Blanchard y Quah, se presentan los para la aplicación empírica de la técnica:

- a. **Estimación del VAR de forma reducida:** para las variables seleccionadas se prueban para tendencia tiempo y raíz unitaria. En el caso que la variable a descomponer no sea $I(1)$, no tiene sentido continuar con el proceso. Luego se transforman las variables hasta convertirlas en series $I(0)$. Aplicando criterios de información (Akaike y Schwarz) se encuentra la cantidad de rezagos aceptable para la estimación del VAR de forma reducida. El último paso de esta etapa es chequear los residuos del VAR estimado, los cuales deben pasar la prueba de que cumplen un proceso ruido blanco.
- b. **Determinación de las innovaciones puras:** Los residuos de esta estimación (e_t) contienen la información sobre las perturbaciones estructurales (ϵ_t) que afectan contemporáneamente al producto y a la inflación en cada período. Si esto es cierto para un período, también lo es para todos los anteriores, por lo que en principio, las variables pueden ser

³ Para una discusión de esas restricciones ver Enders(1995).

representadas como una distribución de rezagos de orden infinito de los residuos. Esta transformación es conocida como transformación de Wold y se expresaría en la siguiente manera:

$$X_t = D(L)e_t$$

En donde:

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix}$$

L = operador de rezagos

e_t = residuos

Como los residuos contienen información de las perturbaciones estructurales contemporáneas, estas últimas se pueden obtener de acuerdo a las ecuaciones (2.3.4) y (2.3.5).

Esta combinación lineal debe mantenerse para todos los períodos, por lo que se cumple que:

$$D(k)e_t = C(k)\varepsilon_t$$

Y de esta combinación es posible recuperar los parámetros estructurales de los efectos rezagados de las perturbaciones.

$$C(k) = D\{k\}C(k)$$

Dado que la estimación del VAR y la transformación de Wold permiten conocer los residuales y las matrices $D(k)$, para recuperar las perturbaciones estructurales y las matrices $C(k)$, únicamente se requiere conocer los parámetros de la matriz $C(0)$. Como se mencionó anteriormente, Blanchard y Quah proponen un criterio para determinar estos parámetros. Como se requiere estimar cuatro parámetros, se requieren de cuatro restricciones, tres restricciones provienen de supuestos estadísticos y la cuarta de la definición misma de la inflación latente.

$$\begin{aligned} Var(e_1) &= c_{11}(0)^2 + c_{12}(0)^2 \\ Var(e_2) &= c_{21}(0)^2 + c_{22}(0)^2 \end{aligned} \tag{3.2.7}$$

$$Cov(e_1, e_2) = c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0)$$

$$0 = c_{11}(0)\left[\sum D_{11}(k)\right] + c_{21}(0)\left[\sum D_{12}(k)\right]$$

Dados los valores $c_{ij}(0)$ y los residuos del VAR estimado, la serie completa de ϵ_{1t} y ϵ_{2t} puede ser identificada resolviendo el sistema de ecuaciones de los residuos:

$$e_{1t-i} = c_{11}(0)\epsilon_{1t-i} + c_{12}(0)\epsilon_{2t-i} \tag{3.2.8}$$

$$e_{2t-i} = c_{21}(0)\epsilon_{1t-i} + c_{22}(0)\epsilon_{2t-i} \tag{3.2.9}$$

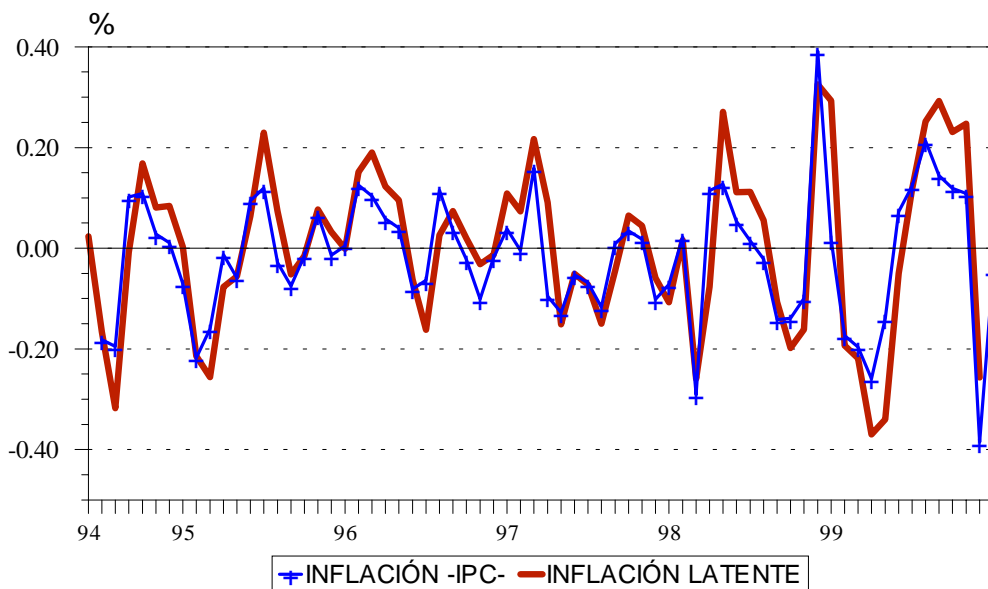
ESTIMACIÓN DE LA INFLACIÓN LATENTE PARA GUATEMALA

De acuerdo a la metodología anteriormente descrita, la inflación latente se estimó para Guatemala utilizando Índice Mensual de Actividad Económica, como indicador de producción, y al Índice de Precios al Consumidor, como indicador de inflación para el período de 1994 a 1999. Mediante la prueba de Dickey-Fuller se determinó que ambas variables son integradas de orden uno,

por lo que ambas fueron diferenciadas una vez para ser transformadas en estacionarias. Con base en el criterio de Akaike el VAR fue construido con dos rezagos. Para estimar los coeficientes D de la representación de Wold, la cual tiene el problema de ser infinita y por lo tanto no se puede estimar, se construyó un programa iterativo al que se le impuso la restricción de detenerse al momento de converger a un valor muy próximo a cero.

En la siguiente gráfica se presentan los resultados de la inflación latente contrastada con la inflación medida por el IPC.

GRÁFICA No.6
INFLACIÓN LATENTE
CRECIMIENTO INTERMENSUAL
1994 - 1999



En el período de 1994 hasta los primeros meses de 1996 se observa que tanto el IPC como la inflación latente tienen una tendencia creciente y que la segunda, por lo general, está por encima del primero, lo cual es congruente con

la existencia de shocks positivos en el producto de largo plazo y de presiones inflacionarias por el lado de la demanda agregada. En el primer semestre de 1996, la inflación latente está ligeramente por encima del IPC, lo cual es indicador de que se presentan shocks positivos sobre el producto de largo plazo, como ambos tienen tendencia a disminuir, es posible que el banco central esté aprovechando esta oportunidad o que existan otras condiciones que permitan este resultado. El segundo semestre de 1996 presenta una situación similar a la del primer período analizado, shocks positivos en el producto de largo plazo y presiones inflacionarias de demanda. En el año 1997, los cambios en el IPC son muy similares a los cambios en la inflación latente, ello indica ausencia de shocks de largo plazo sobre el producto y por lo tanto que el cambio en la inflación se debe a factores sobre los cuales puede influir la política monetaria. En este caso se observa que fue aprovechado con menores tasas de inflación. En 1998 la inflación latente creció más que el IPC, lo cual significa que de nuevo se registraron shocks positivos de oferta y, a su vez, fue acompañado de shocks de demanda manifestado en mayores tasas de inflación. A finales de 1998 y principios de 1999, la inflación latente fue menor que el IPC, lo que refleja perturbaciones negativas sobre el producto de largo plazo. Como tanto la inflación latente como el IPC muestran una fuerte disminución, entonces las presiones de demanda y de oferta de corto plazo son compatibles con el abatimiento de la inflación.

La inflación latente brinda la ventaja de permitir una amplia riqueza de análisis de política monetaria por su fuerte sustentación teórica. Especialmente para el análisis de coyuntura puede constituirse en una herramienta muy útil, sobre todo cuando la política monetaria opera en un marco de metas explícitas de

inflación. Sin embargo, tiene los inconvenientes de ser de difícil estimación, de ofrecer poca transparencia y de difícil interpretación.

3. Evaluación comparativa

En este punto, después de haber presentado un menú de metodologías y cálculos de inflación subyacente, surge naturalmente la interrogante sobre ¿Cuál de estas medidas es la “mejor” estimación de inflación subyacente para Guatemala? En este apartado se intenta dar respuesta a esta importante pregunta, para ello se adoptan tres criterios de evaluación que son: varianza mínima, alta correlación con los agregados monetarios y análisis de “causalidad de Granger”.

3.1 Varianza

Si lo que se pretende capturar con la inflación subyacente es aquella inflación que no está sujeta a perturbaciones temporales, es entonces deseable que la medida “ideal” tenga una varianza o desviación estándar pequeña. Para ello se estimaron las estadísticas básicas descriptivas para el “menú” de cálculos, las cuales se presentan en la siguiente tabla:

| | IPCR | TRIMMEAN | MEDIANAPO | TENDENCIA | EXVEGLEG | LATENTE |
|-----------|----------|----------|-----------|-----------|----------|-----------|
| Mean | 7.035151 | 6.585279 | 5.885490 | 7.020584 | 7.053741 | 0.001586 |
| Median | 7.198446 | 6.502952 | 5.668129 | 6.543969 | 6.915479 | -0.014117 |
| Maximum | 12.66171 | 10.32593 | 8.886068 | 11.32377 | 11.06702 | 0.325451 |
| Minimum | 3.473492 | 4.432008 | 3.547881 | 3.657725 | 4.287975 | -0.370046 |
| Std. Dev. | 2.142643 | 1.522302 | 1.549194 | 1.953531 | 2.016309 | 0.190886 |

En donde: IPCR = Variación interanual del IPC (ritmo)

 TRI MMEAN = Media ponderada recortada

MEDI ANAPO = Mediana ponderada

TENDENCIA = Tendencia obtenida con el X11-ARI MA

EXVEGLEG = Estimación por exclusión (cálculo actual)

LATENTE = Inflación latente

Es interesante observar que los cálculos que presentan mayor varianza (o desviación estándar) son, en su orden: la inflación latente, el IPC y la inflación subyacente por exclusión. En el primero de los casos se debe a que por muchos períodos la inflación latente ha sido superior al IPC, lo que se interpreta como shocks positivos. En el caso de las otras dos, éstas constituyen las mediciones oficiales actuales de inflación, eso significa que, bajo este criterio, habría una ganancia mediante el uso de las estimaciones que resultaron con menor varianza, las cuales en orden ascendente son: media ponderada recortada, mediana ponderada y tendencia obtenida con el X11-ARI MA.

3.2 Correlación con los agregados monetarios

Como se expuso al principio del trabajo, uno de los principales objetivos al estimarla inflación subyacente es contar con una medida monetaria de inflación, en ese sentido la medida ideal de este tipo debería presentar una alta correlación con los agregados monetarios. En la siguiente tabla se presenta la matriz de correlaciones del “menú” de estimaciones del presente trabajo con los agregados monetarios M1 y M2.

| | IPCR | TRIMMEAN | MEDIANAPO | TENDENCIA | EXVEGLEG | LATENTE | RITMOM1 |
|-----------|----------|----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| IPCR | 1.000000 | 0.790830 | 0.794700 | 0.968706 | 0.720790 | 0.380724 | 0.406872 |
| TRIMMEAN | 0.790830 | 1.000000 | 0.936022 | 0.833704 | 0.930813 | 0.149627 | 0.328131 |
| MEDIANAPO | 0.794700 | 0.936022 | 1.000000 | 0.834464 | 0.924346 | 0.172475 | 0.336330 |
| TENDENCIA | 0.968706 | 0.833704 | 0.834464 | 1.000000 | 0.753333 | 0.319210 | 0.445835 |
| EXVEGLEG | 0.720790 | 0.930813 | 0.924346 | 0.753333 | 1.000000 | 0.085207 | 0.396441 |
| LATENTE | 0.380724 | 0.149627 | 0.172475 | 0.319210 | 0.085207 | 1.000000 | -0.019016 |
| M1 | 0.406872 | 0.328131 | 0.336330 | 0.445835 | 0.396441 | -0.079016 | 1.000000 |
| M2 | 0.415191 | 0.337906 | 0.322099 | 0.455254 | 0.380195 | -0.092172 | 0.966725 |

Se observa como la medición basada en la extracción de señales (aplicación del X11-ARIMA para obtener la tendencia) ofrece el mayor grado de correlación con los agregados monetarios, seguida por el IPC y la estimación por exclusión. Por su parte, la inflación latente presenta grados de correlación demasiado bajos.

3.3 Causalidad de Granger

La causalidad de Granger es una prueba que consiste en determinar si las observaciones pasadas de una variable permiten pronosticar a otra variable. En este contexto, esta prueba constituye un instrumento de utilidad para probar la interrelación de las diferentes estimaciones de inflación con los agregados monetarios.

Las pruebas de causalidad de Granger se hicieron con cuatro rezago y utilizando tanto M1 como M2 en niveles.

| INFLACIÓN | M1 causa a: | M2 causa a: |
|------------------|----------------------------|----------------------------|
| TENDENCIA (X11) | Sí, al 5% de significancia | Sí, al 5% de significancia |
| TRIMMEAN | Sí, al 5% | Sí, al 10% |
| MEDIANAPON | NO | NO |
| IPCR | Sí, al 5% | Sí, al 10% |
| EXVEGLEG | NO | NO |
| LATENTE | NO | NO |

Los resultados de esta prueba favorecen a la tendencia obtenida con el X11-ARIMA y a la media ponderada recortada como mejores medidas de inflación subyacente.

5. CONCLUSIONES

1. Derivado de la predeterminación e invariabilidad de la tasa de recorte, los estimadores de influencia limitada no siempre son eficientes en el sentido de corregir la curtosis y el sesgo de la distribución. Sin embargo son fáciles de calcular, promueven la transparencia. En cuanto a su evaluación, presentan poca varianza y, en el caso de la media ponderada recortada, la prueba de causalidad de Granger arroja evidencia significativa de relación con los agregados monetarios.
2. La inflación subyacente por exclusión tiene el inconveniente de atribuir, en forma predeterminada, a un solo grupo de productos la fuente de todas las perturbaciones de precios en el mercado. Por otra parte provee transparencia, es fácil de calcular y tiene mayor correlación con los agregados monetarios que las medidas de influencia limitada, aunque menos que la tendencia obtenida con el X11-ARIMA y el propio IPC.

3. La medida de inflación calculada con base a la tendencia que proporciona el método X11-ARIMA, es de fácil estimación, su método de cálculo se basa en un método estadístico ampliamente reconocido por producir buenos resultados (es confiable), sin embargo tiene el inconveniente de que con cada nuevo cálculo la serie varía y principalmente en las observaciones más recientes, lo cual le resta transparencia a los resultados puede enviar señales confusas en la coyuntura al diseñador de política. Por otra parte, el indicador presenta la más alta correlación con los agregados monetarios, la prueba de causalidad de Granger fue significativa al 5% tanto para M como para M2 y tiene una varianza pequeña.
4. La inflación latente es una medida compleja de calcular, lo cual le resta transparencia, su virtud es que descansa no sólo sobre bases estadísticas sino de teoría económica. Esto hace que esta medida permita una gran riqueza de análisis en cuanto a sus desviaciones con respecto a la medida de inflación basada en el IPC, lo cual es de mucha utilidad para quien diseña y ejecuta la política monetaria. Por otra parte no se encontró evidencia ni de correlación ni de causalidad (de Granger) con los agregados monetarios y su varianza no es pequeña.
5. El mensaje es entonces que los bancos centrales no pueden depender de una sola medida de inflación, sino que por el contrario, deben aprovechar las ventajas y estar conscientes de las limitaciones de cada una de ellas. En el caso de Guatemala se concluye que sí existe una medida de inflación de carácter macroeconómico que puede ser estimada y que provee mayor información de la que ofrece el IPC. Con los diferentes métodos adoptados en el presente trabajo nos hemos

aproximado a esa medición "ideal". De acuerdo a lo expuesto es difícil decir cuál es la mejor medida de inflación macroeconómica o monetaria para Guatemala, sin embargo, tomando en cuenta tanto los resultados cuantitativos como cualitativos, sería recomendable que el Banco de Guatemala le diera seguimiento permanentemente, además del IPC, a la tendencia de la inflación obtenida con el X11-ARIMA, a la media ponderada recortada y a la inflación subyacente por exclusión. En cuanto a la inflación latente, ésta constituye un valioso instrumento en el que cada banco debe seguir investigando.

BIBLIOGRAFÍA

1. **Álvarez, Luis J.; de los Llanos Matea, M^a.** *Underlying inflation measures in Spain.* Research Department, Banco de España. Proceeding of the workshop of central bank model builders held at the BIS on 18-19 February. Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department. Basel, Switzerland. June 1999.
2. **Apel, Mikael; Jansson, Per.** *A Parametric Approach for Estimating Core Inflation and Interpreting the Inflation Process.* Sveriges Riksbank. April 1999.
3. **Aucremanne, Luc; Wouters, Ralf.** *A Structural VAR Approach to Core Inflation and its Relevance for Monetary Policy.* Proceeding of the workshop of central bank model builders held at the BIS on 18-19 February. Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department. Basel, Switzerland. June 1999.
4. **Bryant, Michael F.; Cecchetti, Stephen G.; Wiggins II, Rodney L.** *Efficient Inflation Estimation.* August, 1997.
5. **Cockerell, Lynne.** *Measures of Inflation and Inflation Targeting in Australia.* Reserve Bank of Australia. Paper prepared for Meeting of Central Bank Model Builders, Bank for International Settlements, Conference 18-19 February 1999.
6. **Enders, Walter.** *Applied Econometric Time Series.* Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. John Wiley & Sons, INC. 1995.
7. **Johnson, Marianne.** *Core Inflation: A measure of inflation for policy purposes.* Proceeding of the workshop of central bank model builders held at the BIS on 18-19 February. Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department. Basel, Switzerland. June 1999.

8. **Mateos, Calixto; Gaytán, Alejandro.** *Medidas Alternativas de Inflación.* Banco de México, Dirección General de Investigación Económica. Documento de Investigación No. 9802. Julio de 1998.

9. **Wynne, Mark A.** *Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues.* European Central Bank, DG Research. April 1999.