



**UNIDAD DE ANÁLISIS DE POLÍTICAS
SOCIALES Y ECONÓMICAS**

ANÁLISIS ECONÓMICO

VOLUMEN 22

**EVALUACIÓN DE MEDIDAS ALTERNATIVAS DE INFLACIÓN SUBYACENTE:
APLICACIONES PARA EL CASO BOLIVIANO**

Humberto Arandía

Pablo Cuba B.

Boris Zambrana

5

**NIVEL DE DOLARIZACION, CONFLICTOS SOCIALES, IMPUESTO A LAS
TRANSACCIONES FINANCIERAS Y DIFERENCIAL DE TIPO DE CAMBIO**

Julio Humérez Quiroz

Víctor Hugo de la Barra

34

FONDO DE ESTABILIZACION

Katherina Capra Seoane

Pablo Ernesto Evia Salas

59

**ALTERNATIVAS ECONÓMICAS PARA LA CONSERVACIÓN DE LOS BOSQUES EN
BOLIVIA. UN EJERCICIO DE VALORACIÓN PARA EL BOSQUE CHIQUITANO**

Alfonso F. Malky Harb

75

**EVALUACIÓN DE IMPACTO DEL PLANE III: UN PROGRAMA QUE PERMITIÓ
ADQUIRIR EXPERIENCIA LABORAL A LOS OBREROS**

Fernando Landa Casazola

Susana I. Lizárraga

109

**SENSIBILIDAD DE LOS RETORNOS A LA EDUCACIÓN SEGÚN LA
CLASIFICACIÓN ÉTNICO LINGÜÍSTICA DE LA POBLACIÓN**

Milenka B. Figueroa Cárdenas

143

**DISEÑO DE LA RED INTEGRAL DE PROTECCIÓN SOCIAL
EN BOLIVIA**

Gabriel Loza T.

164

EVALUACIÓN DE MEDIDAS ALTERNATIVAS DE INFLACIÓN SUBYACENTE:

APLICACIONES PARA EL CASO BOLIVIANO

Humberto Arandia*

Economista

harandia@udape.gov.bo

Pablo Cuba B.

Economista

pcuba@udape.gov.bo

Boris Zambrana

Economista

bzambrana@udape.gov.bo

Resumen

En el diseño de política macroeconómica una de las variables más importantes es el nivel de precios. Por otra parte, existe un consenso sobre la importancia del control de la inflación como uno de los principales objetivos de los bancos centrales modernos. Para poder lograr este objetivo, la autoridad monetaria debe monitorear algún indicador que capture la tendencia del nivel general de precios de la economía y, comúnmente este indicador tiende a ser el Índice de Precios del Consumidor (IPC) pero debido a la excesiva volatilidad en la distribución de sus variaciones, no resulta el más adecuado para orientar las decisiones de política monetaria. El documento presenta varias medidas de inflación subyacente como estimadores de la tendencia no observable del nivel general de precios, comparando y evaluando su desempeño en relación a sus propiedades estadísticas, capacidad de pronóstico de la inflación futura y la sensibilidad para capturar presiones de demanda a través de la brecha del producto.

Palabras Clave: Precios, Inflación Subyacente, Política Monetaria, Modelos de Series de Tiempo.

Código JEL: C32, E31, E52, E58

* Los autores trabajan en la Subdirección de Análisis Macroeconómico de UDAPE. Se agradecen los valiosos comentarios de Pablo Mendieta, Fernando Escobar, Julio Humérez y Humberto Zambrana, así como las extensas discusiones con Daniel Hernaiz, que contribuyeron a mejorar la versión original del documento.

1. INTRODUCCIÓN

Los cambios económicos estructurales de los años 80, en conjunción con la reforma institucional implementada a través de la Ley del Banco Central de Bolivia de 1996, son una reacción de la experiencia traumática del periodo de hiperinflación de mediados de los 80, que trajo como resultado una fuerte caída de la producción nacional, y una disrupción del sistema de pagos que derivó en un aumento considerable de la desigualdad social y la pobreza.

En tal sentido, el desarrollo de la normativa legal se dirigió a tratar de mitigar las causas que generaron la inflación. La autoridad monetaria, el Banco Central de Bolivia (BCB), enfocó su labor a tratar de reducir las expectativas de inflación a través de una política monetaria seria y creíble. Entre 1998 y 2006 la inflación estuvo en niveles relativamente bajos (menor a 5%) sin embargo, es necesario analizar si el Banco Central cuenta con los indicadores adecuados para capturar las presiones inflacionarias que podrían afectar la tendencia de la inflación alejándola de las metas programadas.

Aunque el BCB aún no adoptó un esquema explícito de metas de inflación como marco para la conducción de la política monetaria viene anunciado desde hace varios años una meta para la inflación, pero los valores observados y programados muestran divergencias en la mayoría de los periodos. Ésta situación puede explicarse debido a que la información contenida en las variaciones del IPC incorporan simultáneamente movimientos transitorios y permanentes en el nivel de precios; debido a que éstas últimas proveen información útil y relevante para la formulación de política monetaria son de mayor interés y por lo tanto resulta lógico pensar que si las desviaciones de la inflación observada con relación a la meta se deben únicamente a perturbaciones transitorias no es necesario una respuesta monetaria para corregirlas. Sin embargo, si las divergencias se deben a cambios en el componente permanente, se espera que la autoridad monetaria aplique algún tipo de medidas correctivas. Debido a que no es posible observar directamente la tendencia de la inflación, la literatura sugiere varias medidas alternativas de inflación subyacente como estimadores del componente de largo plazo.

Lo que resta del documento está organizado de la siguiente manera, la segunda y tercera sección presentan una exposición sobre la relación de la inflación con la política monetaria además de un modelo que ilustra la lógica y el concepto de la inflación subyacente así como su relación con el índice de precios al consumidor. La cuarta sección presenta y discute las diferentes metodologías para el cálculo de la inflación subyacente. La quinta sección presenta varios ejercicios de comparación entre las medidas estimadas. La última sección señala las principales conclusiones del trabajo y algunas recomendaciones en torno a las medidas más apropiadas para el caso boliviano.

2. PRECIOS, INFLACIÓN Y POLÍTICA MONETARIA

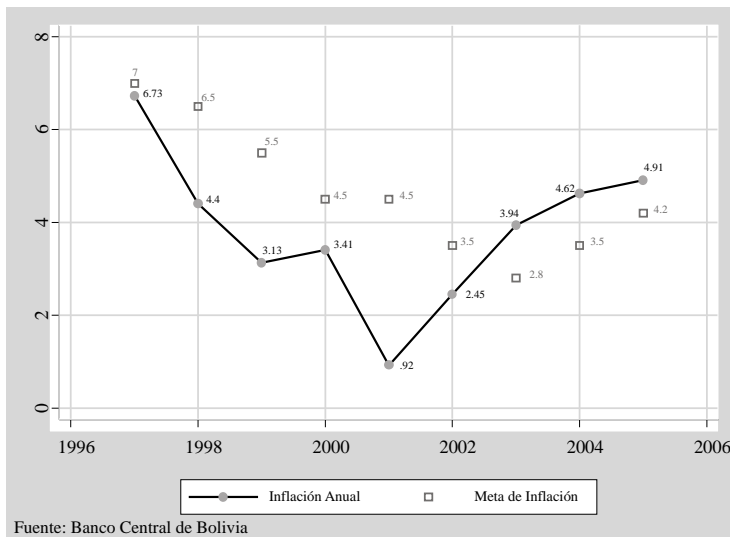
El índice de precios al consumidor (IPC) es una medida del costo de la canasta básica de productos de consumo de un agente representativo. La tasa de variación de este índice (i.e. inflación) mide el incremento en el costo de esta canasta entre dos periodos, pero al mismo tiempo la información contenida en estas variaciones incorpora el efecto de perturbaciones transitorias como permanentes, las primeras suelen disiparse después de un cierto número de periodos y no deberían afectar el comportamiento tendencial de la

inflación, por lo tanto son de poco interés para la elaboración de la política monetaria. Mientras que las variaciones permanentes modifican el comportamiento del nivel de precios y transmiten la información relevante para la determinación de políticas orientadas a mantener la estabilidad de precios.

Por otra parte, las decisiones de política monetaria están sujetas a rezagos, por lo que una decisión tomada hoy puede tener efectos observables recién después de uno o más períodos. Debido a esto, existe un consenso sobre el carácter adelantado (*forward looking*) de las decisiones de política monetaria con relación al comportamiento de las variables macroeconómicas.

En la actualidad existe un consenso en cuanto al control de la inflación y la estabilidad de precios como principales objetivos de los bancos centrales modernos¹. La reciente tendencia en la implementación del esquema de metas de inflación como base de la política monetaria en varios bancos centrales alrededor del mundo así lo demuestra. Si bien el Banco Central de Bolivia aún no adoptó formalmente este esquema para el manejo de la política monetaria, desde 1997 viene anunciando de forma anual y continua su proyección esperada para la inflación a efectos de tratar de estabilizar el comportamiento de las expectativas inflacionarias de los agentes económicos.

Gráfico 1: Inflación Anual y Meta de Inflación. (En Porcentajes)



Como se muestra a continuación, si bien dichas metas se aproximaron de cierta manera al resultado final observado, en varios años las diferencias fueron significativas, ya sea por debajo o por encima, lo cual puede generar un costo en términos de la credibilidad de la política monetaria del Banco Central si es que las divergencias no corresponden al error de pronóstico de los agentes reflejando un problema de inconsistencia dinámica en el comportamiento de la autoridad monetaria.

1 Una discusión reciente sobre este punto puede encontrarse en Blinder(2006)

Para poder cumplir con los objetivos que anuncia el Banco Central sobre su meta de inflación, es necesario tener indicadores (de inflación subyacente) que se relacionen estrechamente con el comportamiento de la inflación observada y que puedan responder a las decisiones de política monetaria de forma acorde al objetivo de inflación que se desea alcanzar.

3. LÓGICA DE LA INFLACIÓN SUBYACENTE

Alcanzar el objetivo de política económica involucra varias tareas, entre ellas determinar cuál es el indicador de inflación más adecuado. Una de las primeras dificultades está en encontrar el índice de precios que mejor capture las expectativas de inflación de los agentes. Las alternativas incluyen al deflactor implícito del PIB, que agrega todos los precios de la economía, índices de precios al consumidor o al productor, índices de salarios nominales, precios de viviendas o precios de acciones e instrumentos financieros.

Con tantos índices de precios, es difícil saber cuál es el más conveniente para los propósitos de la política monetaria. La familiaridad y disponibilidad de la información sobre los precios al consumidor, hacen que el IPC sea la medida más utilizada. A pesar de las ventajas que existen en la recolección de información del IPC, éste índice no está construido para capturar todos los movimientos en el nivel general de precios. Como hacen notar Quah y Vahey (1995), estos tratan más bien de reflejar el costo de adquisición de una canasta básica de bienes y servicios y, por lo tanto, la importancia de cada uno de los componentes del índice refleja la ponderación del producto en la estructura de consumo y no así su importancia en los movimientos del nivel de precios.

Para ilustrar la importancia de la elección del índice de precios y el concepto de inflación subyacente, considérese el siguiente modelo estudiado por Mankiw y Reiss (2002).

Si p_k es el (logaritmo del) precio de equilibrio en el sector k , que responde al nivel general de precios p , al exceso de demanda ($x=y-y^*$) y a una perturbación idiosincrática del sector ε_k :

$$p_k^* = p + \alpha_k x + \varepsilon_k \quad (1)$$

Donde el coeficiente α_k mide la sensibilidad de los precios del k -ésimo sector a la situación del ciclo económico. Por otra parte, debido a la presencia de fricciones en la dinámica de ajuste de precios existen costos de menú diferenciados entre sectores que no permiten que todos los precios se ajusten de manera simultánea², por lo que los precios del k -ésimo sector se comportan de la manera siguiente:

$$p_{t,k} = \lambda_k p_{k,t}^* + (1 - \lambda_k) E_{t-1} p_{k,t}^* \quad (2)$$

2 Este comportamiento es consistente con Calvo (1983)

Bajo este esquema las fricciones en el ajuste de precios se miden mediante el coeficiente λ_k que representa el porcentaje de los precios del k -ésimo sector que se ajustan utilizando la información actual sobre los precios de equilibrio, mientras que la fracción $(1-\lambda_k)$ representa el porcentaje de precios que usa información desactualizada.

Si re-expresamos las variables en términos de sus desviaciones respecto a la media, a las cuales denotaremos con el símbolo ($\tilde{\cdot}$) y reemplazando (1) en (2) tendremos el siguiente sistema de k -ecuaciones simultáneas

$$\begin{aligned}\tilde{p}_{t,1} &= \lambda_1(\tilde{p} + \alpha_1\tilde{x} + \tilde{\epsilon}_1) \\ \tilde{p}_{t,2} &= \lambda_2(\tilde{p} + \alpha_2\tilde{x} + \tilde{\epsilon}_2) \\ &\vdots \\ \tilde{p}_{t,k} &= \lambda_k(\tilde{p} + \alpha_k\tilde{x} + \tilde{\epsilon}_k)\end{aligned}\tag{3}$$

Para poder encontrar una solución al sistema necesitamos incorporar dos elementos adicionales. Primero, el índice general de precios (p) que se define como el promedio ponderado de los precios de la economía.

$$p = \sum_{j=1}^k \theta_j p_j\tag{4}$$

$$\sum_{j=1}^k \theta_j = 1\tag{5}$$

Si los ponderadores utilizados (θ_j) corresponden a la participación relativa de cada grupo de productos en la canasta de consumo del agente representativo, el índice p se convierte en el Índice de Precios al Consumidor tal como lo conocemos.

Para cerrar el modelo se establece que el banco central está interesado en el nivel general de precios (p), para el que define un determinado objetivo (p_0), el cual puede ser igual a cero sin pérdida de generalidad, en consecuencia el banco central observa el siguiente nivel general de precios.

$$p_0 = \sum_{j=1}^k \omega_j p_j = 0\tag{6}$$

$$\sum_{j=1}^k \omega_j = 1\tag{7}$$

En los modelos de política monetaria óptima (Rotemberg y Woodford (1997) y McCallum y Nelson (1999)) el objetivo de la autoridad monetaria en un momento determinado del tiempo se establece en términos de una función de pérdida cuadrática con respecto a las desviaciones respecto al objetivo de inflación ($p - p^*$) y, la desviación entre el producto observado (y) y el de equilibrio (y^*).

$$L = E \left[\mu (\pi - \pi^*)^2 + (1 - \mu) (y - y^*)^2 \right] \quad (8)$$

En la función de pérdida el ponderador μ refleja la preferencia de la autoridad monetaria con relación a los objetivos de política, por ejemplo si $\mu=1$ la autoridad monetaria se concentrara exclusivamente en minimizar las desviaciones del nivel de precios con relación a su objetivo, independiente del nivel de fluctuación sobre el producto, por el contrario si $\mu = 0$ los esfuerzos se concentraran en mantener el producto alrededor de su nivel potencial, sin importar la desviación de la inflación.

Siguiendo los resultados de Friedman (1986), en el largo plazo la única variable sobre la cual el Banco Central tiene control es la inflación, por lo que la mejor contribución que puede realizar al crecimiento económico es mantener la inflación baja y estable. En este contexto, la tarea del Banco Central será elegir la secuencia de ponderadores ω_j en (6) que al mismo tiempo minimicen la función de pérdida (8), la cual puede modificarse para depender únicamente de las fluctuaciones del producto.

Expresando el producto en desviaciones respecto a la media tendremos el siguiente problema de optimización restringida:

$$\text{Min Var} (\tilde{y} - y^*)$$

s.a.:

$$(3), (4), (5), (6), (7)$$

En el problema anterior la expresión de la varianza es una función no lineal de los parámetros, $\lambda_k, \alpha_k, \theta_k, \omega_j$, de la varianza, y covarianza de los choques específicos de cada sector, $\sigma_k^2, \sigma_{j,k}, j \neq k$, la cual se minimiza con respecto a ω_j . El resultado importante es que los ponderadores óptimos ω_j^* dependerá de la varianza y covarianza de los choques específicos, así como de la sensibilidad del precio de equilibrio de los productos de cada sector con relación al ciclo económico, y en consecuencia no coincidirá con las ponderaciones con las que se construye el IPC ($\omega_j^* \neq \theta_j$).

En este contexto el índice de precios subyacente óptimo, se define como el promedio ponderado de los precios de la economía usando como ponderadores a ω_j^* . Es así que la autoridad monetaria al escoger ponderaciones diferentes a las del IPC estaría orientando su política sobre la base de una medida de inflación subyacente, prestando mayor atención a los precios de los productos o sectores sobre los cuales los instrumentos de política monetaria tienen algún efecto. Por ejemplo, mientras mayor sea la sensibilidad

de los precios del sector k al ciclo económico (i.e. α_k grande) mayor importancia debería tener dichas variaciones en el índice de inflación subyacente. Por otra parte, en la medida en la que los precios del sector k estén sujetos a muchos choques específicos (i.e. σ_k^2 grande), la política monetaria tendrá poco efecto en controlar sus fluctuaciones y por lo tanto los precios de dicho sector recibirán una ponderación menor en el índice de precios subyacente.

4. DESCRIPCIÓN DE LAS MEDIDAS DE INFLACIÓN SUBYACENTE Y ESTIMACIONES PARA BOLIVIA

A continuación se presentan y discuten varias metodologías para el cálculo de la inflación subyacente. Se discuten brevemente las ventajas y desventajas de cada una, así como algunos aspectos metodológicos, junto a las estimaciones realizadas para el caso de Bolivia. La información utilizada en esta sección es principalmente la base de datos de los 332 productos de la canasta del IPC y la fuente es el Instituto Nacional de Estadística de Bolivia.

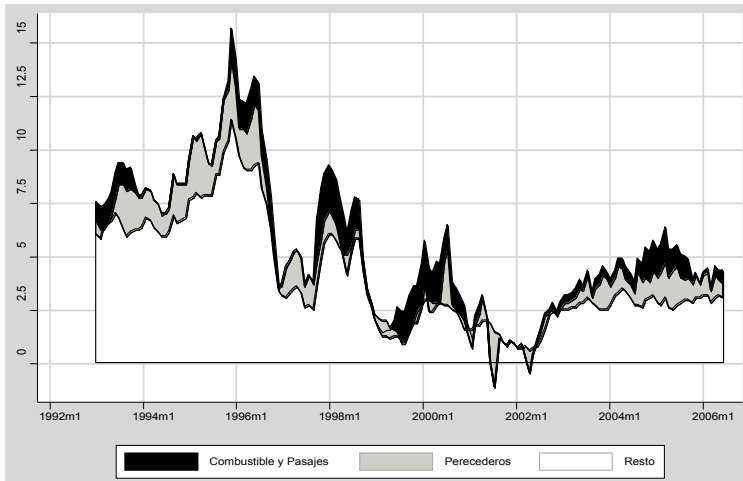
4.1. Método de exclusión

Este método consiste en excluir de la canasta del IPC aquellos productos que presentan la mayor volatilidad, cuyas variaciones estarían asociadas a movimientos transitorios como consecuencia de choques de oferta y variaciones estacionales, por lo que al asignarles un ponderación de cero, se obtendría una medida de inflación libre de estas perturbaciones. El método de exclusión es bastante transparente y relativamente fácil de entender además que tiene la ventaja de poder estimarse fácilmente y en tiempo real. En la práctica suele excluirse un conjunto fijo de productos, basado en la volatilidad histórica y entre componentes de la canasta del IPC. Esto puede ser una desventaja si el proceso generador de datos de la distribución de precios cambia en el tiempo o es muy inestable.

Bryan y Cecchetti (1994) y Cutler (2001) señalan que la práctica más común en la aplicación de este método, es la exclusión de los alimentos perecederos, los bienes y servicios que tienen una fuerte relación con el precio de los combustibles, además de aquellos productos que muestren un comportamiento estacional. El empleo del método de exclusión resulta ser una práctica muy usual, sobre todo en los países donde que realizan sus primeras aproximaciones al cálculo de una medida de inflación subyacente.

Utilizando la metodología propuesta por Cecchetti (1997) puede comprobarse que en el caso boliviano, los componentes de mayor volatilidad son aquellos asociados a los alimentos perecederos, los combustibles y el costo del transporte urbano. El siguiente gráfico muestra que los choques de oferta asociados a alimentos perecederos, combustibles y pasajes, explican gran parte la volatilidad de la inflación, incluso en período 1998-2006, caracterizado por una inflación de un solo dígito³.

3 La inflación promedio fue 3.8%, mientras que la máxima llegó a 9.4% y la mínima a 1.3%

Gráfico 2: Inflación por Componentes. (En porcentaje)

Fuente: Elaboración propia en base a información del INE

Los alimentos perecederos están sujetos a fuerte variaciones de precios por a causa de fenómenos climatológicos y naturales (sequías, inundaciones, plagas, niño, etc.), así como a choques de oferta que afectan el normal abastecimiento de estos productos en los mercados (e.g.: conflictos sociales⁴, bloqueos, etc.). Al construir una medida de inflación subyacente resulta bastante lógico extraer estos componentes cuyas variaciones no estarían relacionadas con la tendencia de largo plazo de la inflación. En el caso del precio de los combustibles, estos están controlados a través de un subsidio para mantenerlos por debajo los precios internacionales y las variaciones que puedan experimentar no reflejan el verdadero cambio de precios sino los cambios en la política gubernamental de control de precios.

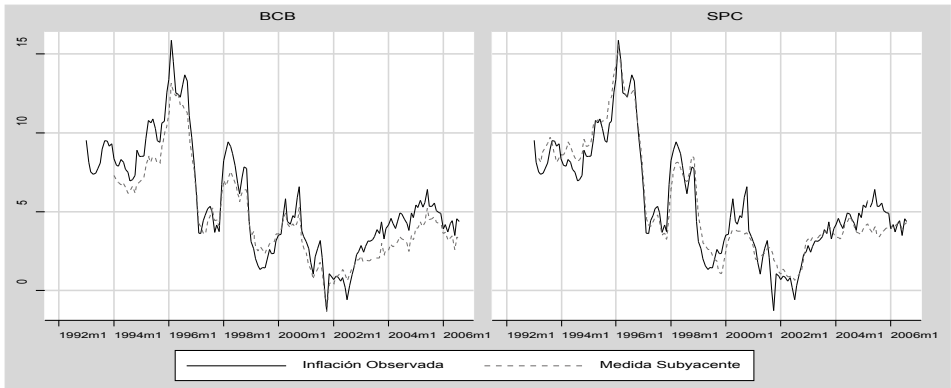
Para Bolivia, Cupé (1999) descompone la canasta del IPC en seis categorías (componentes principales), y construye una medida de inflación subyacente excluyendo en cada mes los productos del grupo de *alimentos sin elaborar*, que esta constituido por productos agrícolas que llegan directamente al consumidor.

Otro ejemplo de una medida de inflación subyacente basada en el método de exclusión es la calculada por Banco Central de Bolivia (BCB). El BCB remueve de la canasta del IPC, los cinco productos más y menos inflacionarios de cada mes⁵, además de los productos estacionales. Esta medida es en realidad una combinación de un estimador de exclusión junto a uno de influencia limitada, ya que los componentes que se excluyen de la canasta del IPC cambian mes a mes. Los estimadores de influencia limitada se analizan más adelante.

El siguiente gráfico muestra la evolución de la inflación observada junto a dos de las medidas de inflación subyacente discutidas anteriormente, la BCB y SPC.

⁴ Por ejemplo, en junio de 2005 la mayor parte de la variación mensual estuvo asociada a los conflictos sociales de ese mes.
⁵ Boyán y Mendoza (2001).

Gráfico 3: Medidas de Inflación Subyacente por el Método de Exclusión



Fuente: Elaboración propia en base a información del INE, BCB y cálculo de los autores

4.2 Medidas tendenciales

Silver (2006) señala que el empleo de medidas de tendencia se basa en el razonamiento de que es necesario buscar una aproximación a la inflación que permita suavizar su comportamiento en el tiempo. En efecto, desde una perspectiva de descomposición de series de tiempo, la tendencia de una serie no es otra cosa que el componente libre de los factores estacionales e irregulares asociados a choques transitorios o de corto plazo.

En tal sentido, el empleo de filtros de tendencia permite eliminar parte del ruido en el proceso generador de datos asociado a estas perturbaciones de corto plazo, dejando como resultado una estimación de la tendencia de largo plazo de la serie, lo que en nuestro caso sería una medida de la inflación subyacente.

La literatura económica habla del empleo de diversas medidas tendenciales, Bryan y Cecchetti (1994), Bryan, Cecchetti y Wiggins (1997) y Cecchetti (1997) emplean como estimadores la media móvil centrada a diferentes horizontes, siendo la de 36 meses (MA36) la más popular. Si bien esta medida posee propiedades muy interesantes, tiene la desventaja de eliminar información en ambos extremos de la serie limitando su uso en muestras pequeñas, además que no permite observar la tendencia de la inflación en los últimos períodos y no es útil cuando se tratan de realizar ejercicios de pronóstico. La ventaja de los estimadores de media móvil es que son fáciles de computar y entender, además que en la literatura relacionada al tema se utilizan con mucha frecuencia, como medidas de referencia para comparar el desempeño de otras medidas de inflación subyacente.

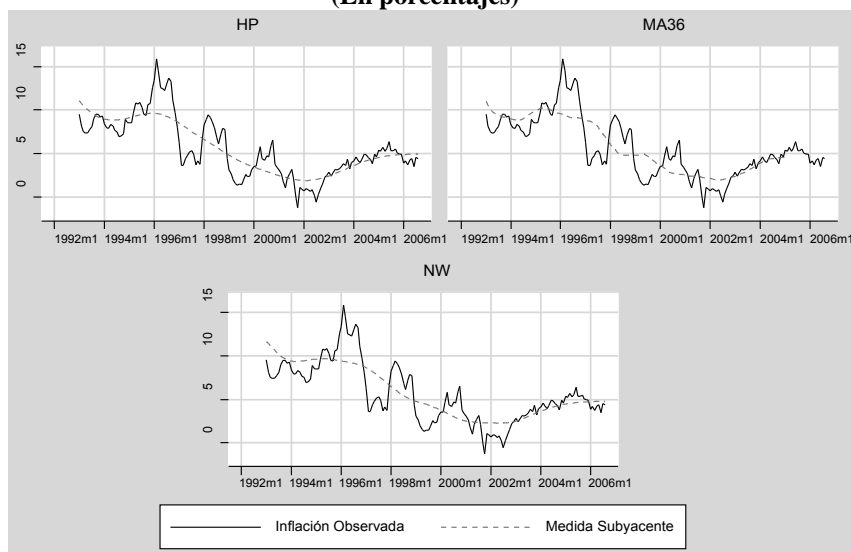
Existen también otras aproximaciones estadísticas para filtros de tendencia que solucionan el truncamiento de la muestra de la MA36. Por ejemplo, el filtro Hodrick - Prescott (HP) minimiza las desviaciones cuadráticas de la serie respecto a una función de pérdida en base a un parámetro de suavización. El problema del filtro HP es que el resultado depende de la elección correcta del parámetro de suavización y la normalidad de los errores.

La estimación de núcleo kernel Nadaraya-Watson (NW) reduce la dependencia de especificaciones paramétricas, de igual manera al ser una medida no paramétrica no depende del supuesto de normalidad de los errores, esto debido a que toma en cuenta comportamiento de la distribución efectiva de probabilidades de los datos, y por ende utiliza las propiedades cíclicas de la serie. Desde el punto de vista estadístico, las estimaciones tendenciales NW tienen varias características superiores a las obtenidas con el filtro HP. Por ejemplo, Valdivia y Vallejos (2001) señalan que la estimación NW es una muy buena aproximación de la tendencia de la inflación.

Si bien estos estimadores pueden ser calculados en tiempo real con el uso de varios paquetes estadísticos, sus fundamentos teóricos pueden ser difíciles de entender y por ello, considerarse como poco transparentes. Por otra parte, al depender de parámetros estadísticos (el parámetro de suavización) los resultados obtenidos están sujetos a revisión una vez que adiciona más información al ampliarse la muestra.

El siguiente gráfico muestra las tres medidas estimadas para Bolivia, NW y HP tienen trayectorias muy similares, y tienen menor volatilidad que MA36. Por este motivo en la mayoría de los ejercicios de evaluación solo se reportan los resultados para NW. Por ejemplo, Cecchetti (1997) compara las medidas de inflación subyacente en base al Error Cuadrático Medio (ECM) y a la Desviación Absoluta Media (DAM) con relación a la MA36, sin embargo para los ejercicios de comparación se prefirió utilizar NW como medida de referencia para la tendencia.

Gráfico 4: Medidas de Inflación Subyacente - Estimadores de Tendencia (En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia en base a información del INE, BCB y cálculo de los autores

4.3 Estimadores de influencia limitada

Los estimadores de influencia limitada fueron propuestos por Bryan y Cecchetti (1993). Este método elimina las variaciones de precios más extremas de cada mes, ya que estos cambios representan movimientos atípicos en los precios relativos con relación a la tendencia. La ventaja de este tipo de estimadores es principalmente estadístico porque la evidencia sugiere que la distribución de precios es no-normal (apuntalada con colas gordas y asimétrica en la distribución de sección cruzada), por lo que al remover porciones específicas de las colas de la distribución de precios, podría obtenerse una medida de la tendencia de la inflación cuya distribución es normal.

Entre los estimadores de influencia limitada más utilizados están, la mediana ponderada, la media acotada simétrica, la media acotada asimétrica, y la inflación ajustada por volatilidad. Las tres primeras medidas, asignan una ponderación de cero a los productos más y menos volátiles de la canasta del IPC⁶ (similar al caso del método de exclusión), mientras que la última asigna una ponderación inversamente relacionada a la volatilidad de la distribución de precios aventajando a las anteriores al utilizar toda la información de distribución.

4.4 Mediana Ponderada

Este estimador (de acá en adelante **WM**), requiere ordenar de manera ascendente las inflaciones mensuales de todos los productos junto a sus correspondientes ponderaciones en la canasta. Para construir la medida de inflación subyacente se acumulan los ponderadores ordenados y se selecciona la variación de precios que se encuentra justo en la mitad (50%) de la distribución de precios. Este método tiene como supuesto una distribución de probabilidades simétrica, es decir que tanto la media como la mediana se encuentran en el percentil 50, por lo que al obtener la mediana es un estimador insesgado y eficiente de la tendencia de la inflación.

Para solucionar el problema de distribuciones y a efectos de lidiar con el problema de la asimetría, Roger (1997) desarrolló para Nueva Zelandia un método alternativo que toma en cuenta el sesgo de la distribución y centra el corte de las colas en el percentil que en promedio contiene a la media aritmética.

Al realizar la estimación del estimador de mediana ponderada encontramos que, si bien la distribución de las variaciones mensuales no es normal para el total de la muestra, las pruebas de normalidad rodantes y de ventana móvil⁷ muestran la existencia de normalidad en submuestras debido a la existencia de quiebres estructurales asociados principalmente a cambios en el manejo de la política monetaria.

4.5 Media acotada simétrica y asimétrica

Los estimadores de medias acotadas o *trimmed means* eliminan el rango las variaciones atípicas de los precios relativos. Dentro de este tipo se puede citar a dos estimadores, cada

6 Para información detallada sobre la metodología el lector interesado puede consultar el trabajo de Valdivia y Vallejos (op.cit)

7 Los resultados de estos ejercicios pueden consultarse en el anexo

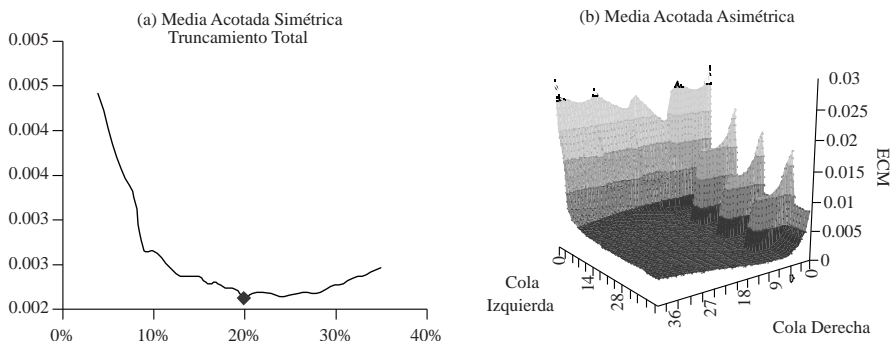
uno de los cuales depende de las características de la función de densidad de probabilidades de la inflación observada. El primer caso, considera que si la distribución es simétrica, se debería truncar la media de igual manera, eliminando el mismo porcentaje de variaciones en ambas colas. Utilizando este método, Bryan y Cecchetti (1993) excluye del IPC de Estados Unidos el 15 por ciento de mayor variabilidad, usando para la elección del truncamiento óptimo la minimización del Error Cuadrático Medio (ECM) con relación a una medida referencial.

Sin embargo, si la distribución es asimétrica, se acotan diferentes porcentajes en cada cola de forma que en el largo plazo la media de la distribución coincida con la media aritmética. Algunas aplicaciones de este método incluyen los trabajos de Rojas, Rosende y Vergara (1996) para Chile donde encontraron un sesgo hacia el lado positivo de la distribución, por lo que se escogió un truncamiento de 20% en los rubros de menor variación y de 8% para los de mayor variación positiva. Para Colombia, Jaramillo (1997) encontró que se debería excluir el 12% y 24% de las colas superior e inferior respectivamente. Finalmente para el caso peruano, Valdivia y Vallejos (2001), encuentran la necesidad de excluir el 30% de la cola izquierda y el 13% de la derecha.

Para Bolivia, en el caso del primer tipo de estimador, media acotada simétrica, se utilizó el criterio de ECM para determinar el nivel de truncamiento óptimo para el caso de la media acotada simétrica. La medida de referencia para calcular las desviaciones fue la tendencia calculada con el método NW. El ejercicio indica un nivel de truncamiento total de 20%, lo que significa que se debe excluir 10% de las variaciones más grandes en cada una de las colas de la distribución (a esta medida la denominaremos T10).

Por otro lado, para el cálculo de la medida de media acotada asimétrica, el criterio de elección también se basó en minimizar el ECM con relación a la tendencia NW; sin embargo, en este caso la elección es tanto más complicada pues en este caso el ECM se convierte en una superficie en función de las distintas combinaciones de nivel de truncamiento en cada cola, por lo que para encontrar el punto más bajo es necesario encontrar el hiperplano que haga que la gradiente de la función ECM sea igual a cero, encontrándose que el corte óptimo es de 40% en la cola izquierda y 10% en la derecha (a esta medida la denominamos ASYM).

Grafico 5 Elección de Corte Óptimo para la Media Acotada Simétrica y Asimétrica (Error Cuadrático Medio con Relación a una Medida de Tendencia)



4.6 Ponderación por volatilidad

Los estimadores de influencia limitada al igual que los de exclusión eliminan información de la distribución de los cambios de precios que podría ser útil para extraer señales sobre los movimientos de la tendencia no observada de la inflación. Para tratar de solucionar esta limitación, se propone una medida de inflación subyacente que asigne una menor ponderación a los precios más volátiles pero sin eliminarlos definitivamente de la distribución (**VOL**), así la importancia de la inflación de cada producto en la inflación general estará inversamente relacionada al nivel de volatilidad ya que las inflaciones menos volátiles son las que están asociadas al componente de largo plazo de la inflación.

Entonces la medida de inflación subyacente ajustada por volatilidad se calcularía de la siguiente manera:

$$\frac{\sum_i^n \frac{1}{vol(\pi_i)} \pi_{i,t}}{\sum_i^n \frac{1}{vol(\pi_i)}} \quad (9)$$

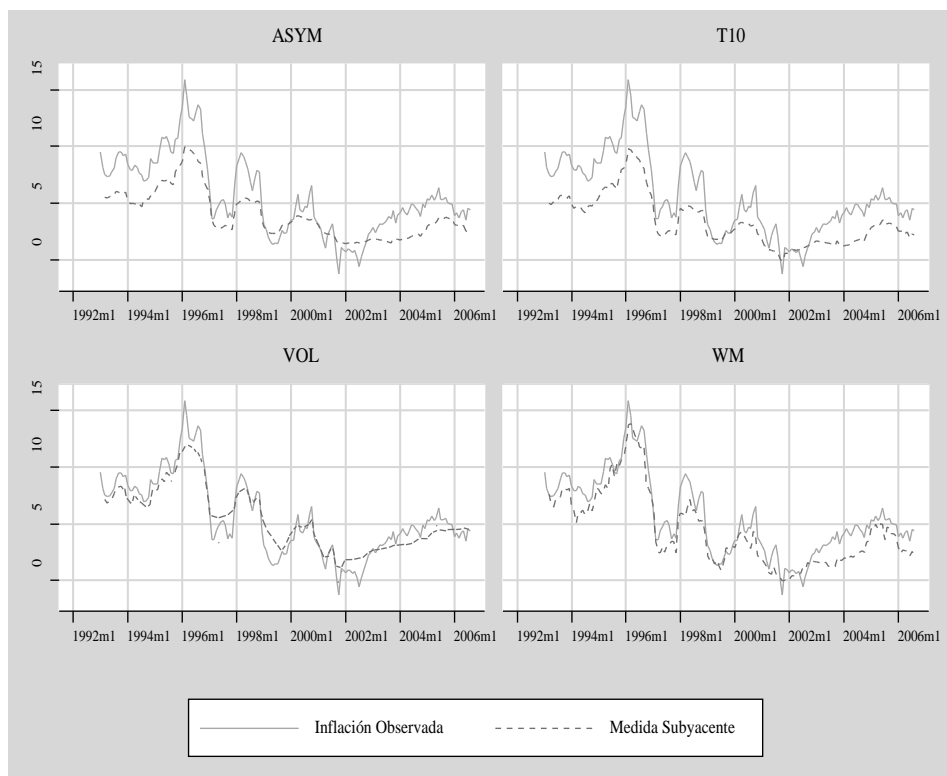
Donde $vol(\pi_i)$ es una medida de volatilidad para la cual se utilizó la siguiente aproximación propuesta por Marques, Neves y Sarmento (2000):

$$vol(\pi_i) = \sqrt{\sum_t^n \left[(\pi_{i,t} - \pi_t) - \frac{\sum_t^n (\pi_{i,t} - \pi_t)}{w} \right]^2} \quad (10)$$

Donde $\pi_{i,t}$ es la inflación a 12 meses del producto i , π_t es el promedio de las inflaciones de los n - productos que componen la canasta del IPC y w es el número de períodos sobre el que se calcula la volatilidad. Se eligió w igual al total de observaciones, aunque bien podría utilizarse una ventana móvil lo suficientemente amplia para capturar todos los componentes de la volatilidad.

En general, todos los estimadores de influencia limitada son intuitivamente comprensibles, transparentes aunque algo complicados de calcular y computables en tiempo real. El gráfico siguiente muestra el comportamiento de la inflación y de las medidas de inflación subyacente analizadas en esta sección.

Gráfico 6: Medidas de Inflación Subyacente - Estimadores de Influencia Limitada (En porcentajes)

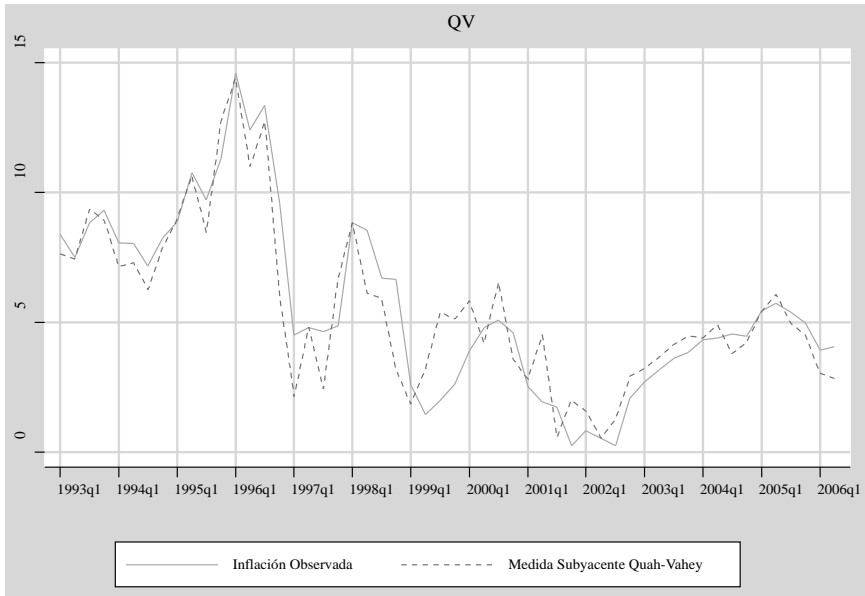


4.7 Medidas econométricas

El último tipo de estimadores de inflación subyacente que consideramos en este trabajo son derivados de algún tipo de modelo teórico y calculado con procedimientos econométricos. Quah y Vahey (1995), definen la inflación subyacente "*como el componente de la inflación que no tiene efectos de mediano a largo plazo en el producto real*", en base a lo cual proponen un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR) con restricciones de comportamiento de largo plazo para identificar la tendencia inflacionaria.

El modelo incluye dos variables, la inflación y el producto real, y se identifican dos tipos de perturbaciones, la primera sin efectos de largo plazo sobre el producto real (i.e. neutral), mientras que la segunda agrupa con efectos no-neutrales. Así la inflación subyacente, que denominaremos **QV** se deriva de la trayectoria que la inflación hubiera seguido en presencia de perturbaciones neutrales. El trabajo de Hernaiz y Jimenez (2005) realizan una buena descripción de la metodología y una aplicación para el caso de Bolivia.

**Gráfico 7: Medidas de Inflación Subyacente - Estimadores de Tendencia
(En porcentajes)**



Fuente: Elaboración propia en base a información del INE, BCB y cálculo de los autores

5 COMPARACIÓN Y EVALUACIÓN DE LAS MEDIDAS DE INFLACIÓN SUBYACENTE

La literatura concerniente a la inflación subyacente para el caso boliviano enfatiza en esfuerzos puntuales acerca de posibles medidas, por ejemplo, Cupé (1999) y Hernaiz y Jimenez (2005) realizan estimaciones de una medida alternativa de inflación subyacente, y no así de un abanico de posibilidades a partir de las cuales se pueda seleccionar la más apropiada en términos de sus propiedades cualitativas y cuantitativas.

Los siguientes ejercicios pretenden llenar este vacío evaluando las diferentes medidas de inflación subyacente discutidas anteriormente. Antes de poder comparar las medidas de inflación subyacente deben establecerse algunos criterios de evaluación en los diferentes aspectos que conciernen, tanto a la metodología como al uso de las medidas de inflación subyacente como instrumento de análisis para la política monetaria.

8 Entre 1993:T1 y 2001:T4 se observa una tendencia de la inflación hacia la baja, en especial desde 1996:T3 ésta es bastante pronunciada lo cual podría relacionarse a un proceso de reducción de la inflación. Entre 2002:T1 y 2006:T2 la inflación parece empezar a comportarse de manera más estable alrededor de una media de 3,6%.

5.1 Período de Análisis y definición de variables

El período de análisis cubre 1993:T1 hasta 2006:T2 donde contamos con información sobre el producto, para la estimación de la medida QV. Es importante notar que debido a que el Banco Central atravesó una reforma institucional con la Ley 1670 de 1995 es probable que gran parte de los cambios en el comportamiento de la inflación hayan respondido a los esfuerzos de la autoridad monetaria de disminuir la inflación hasta cifras de un solo dígito⁸.

Las medidas de inflación subyacente analizadas en los siguientes ejercicios son: BCB que corresponde a la inflación subyacente que reporta el Banco Central de Bolivia, SPC la medida que excluye bienes perecederos y combustibles, NW el estimador de tendencia con filtro Nadaraya-Watson, T10 es el estimador de influencia limitada simétrico con corte de 10% en cada cola, ASYM estimador de influencia limitada con cortes asimétricos, WM mediana ponderada, VOL estimador de influencia limitada ajustado por volatilidad y QV medida del procedimiento econométrico de Quay y Vahey (1995).

5.2 Criterios de evaluación

Wynne (1999) y Roger (1997) proponen las siguientes propiedades básicas para una buena medida de inflación subyacente, (i) que sea computable en tiempo real, (ii) entendible y verificable por el público, (iii) que sus resultados no cambien cuando aumentan las observaciones en la muestra, (iv) contar con algún respaldo teórico sólido, (v) tener alguna capacidad predictiva sobre la inflación observada, y (vi) que sea robusta e insesgada. A estas añadimos una condición adicional (vii) de tener alguna relación con las fluctuaciones del producto.

Si bien las propiedades cualitativas como (i) (ii) (iii) y (iv) son importantes, no son suficientes para caracterizar el desempeño de las medidas candidatas y deberían considerarse sobre todo como condiciones necesarias. En cuanto a las condiciones (v), (vi), (vii), que apuntan a las propiedades cuantitativas es necesario establecer ejercicios específicos para poder evaluarlas.

5.3 Factores cualitativos

En cuanto a los factores cualitativos, todas las medidas excepto QV pueden ser computadas en tiempo real utilizando la información contenida en el IPC. El problema con QV es la disponibilidad de la información sobre el PIB necesaria para el modelo, ya que ésta solo esta disponible con frecuencia trimestral y tiene un rezago considerable en su publicación.

Desde el punto de vista de la facilidad de reproducir los resultados, los estimadores de influencia limitada son bastante simples, al igual que las medidas de exclusión. Por su parte VOL no presenta mayores complicaciones una vez que se define la aproximación adecuada a la volatilidad. Las medidas de tendencia requiere de programas estadísticos especializados lo que hace su contenido un tanto menos comprensible, mientras que QV si bien es la que goza de mejor fundamento teórico al mismo tiempo requiere de técnicas econométricas más avanzadas para su computo.

En cuanto a las revisiones de la serie, las únicas que son invariantes a la incorporación de nueva información son WM, T20, BCB, SPC. Los estimadores de tendencia HP y NW, al igual que VOL y QV se modifican con cada nueva observación.

5.4 Estadísticos Descriptivos y Estacionariedad

En toda la muestra estudiada, todas las medidas de inflación subyacente tuvieron una media inferior a la de la inflación observada, adicionalmente, a excepción de SPC todas presentaron una menor volatilidad medida mediante su correspondiente desviación estándar, sin embargo su media y la de la medida QV son las que más se aproxima a la de la inflación observada. Esta última característica es importante pues lo que nos interesa es una medida que sea más fácil de pronosticar que la inflación observada para lo cual una menor volatilidad contribuye a poder desarrollar modelos de pronóstico más exactos.

Tabla 1
Estadísticos Descriptivos

1993:T1 - 2006:T2									
	INF	NW	WM	QV	SPC	BCB	VOL	T10	ASYM
Media	5.62	5.80	4.44	5.53	5.55	4.61	5.51	3.39	3.95
Dev-Std	3.40	2.89	3.29	3.12	3.53	2.96	2.75	2.24	2.15
Max	14.60	11.41	13.14	14.41	14.78	12.31	11.43	9.31	9.53
Min	0.24	2.28	0.00	0.54	0.83	-0.14	1.57	0.32	1.44
Obs.	54	54	53	54	53	50	53	53	53
1993:T1 - 2001:T4									
	INF	NW	WM	QV	SPC	BCB	VOL	T10	ASYM
Media	6.65	6.87	5.49	6.47	6.75	5.65	6.55	4.17	4.80
Dev-Std	3.60	2.94	3.50	3.32	3.75	3.16	2.78	2.36	2.14
Max	14.60	11.41	13.14	14.41	14.78	12.31	11.43	9.31	9.53
Min	0.24	2.31	0.00	0.58	1.35	-0.14	1.57	0.32	1.44
Obs.	36	36	35	36	35	32	35	35	35
2002:T1 - 2006:T2									
	INF	NW	WM	QV	SPC	BCB	VOL	T10	ASYM
Media	3.58	3.66	2.38	3.67	3.24	2.75	3.49	1.89	2.29
Dev-Std	1.68	0.98	1.35	1.46	1.15	1.19	1.04	0.80	0.78
Max	5.75	4.76	4.84	6.08	4.40	4.58	5.02	3.23	3.67
Min	0.25	2.28	0.28	0.54	0.83	0.75	1.86	0.75	1.46
Obs.	18	18	18	18	18	18	18	18	18

Fuente: Estimación de los autores

Al subdividir la muestra en dos subperiodos, entre 1993:T1-2001:T4 se observa que la inflación promedio y su volatilidad son mayores a las de la muestra completa lo que estaría asociado al período de ajuste en las expectativas de inflación de los agentes y al control de la inflación luego del período de estabilización. En este período QV, VOL y SPC tiene una media similar a la de la inflación observa pero presentan menor volatilidad, los estimadores de medias truncadas (T10 y ASYM) subestiman el valor de la media y presentan volatilidades muy bajas, debido a que durante este período existió alta volatilidad y persistencia en las variaciones mensuales de precios.

En el segundo subperíodo, 2002:T1-2006:T2 se nota una considerable disminución de la media de la inflación observada en torno a 4%, la volatilidad fue también considerablemente menor que en el primer subperíodo y en toda la muestra. De igual manera, las medidas QV, SPC y VOL tuvieron un comportamiento similar al de la media de la inflación observada pero con menor volatilidad, mientras BCB arroja una estimación promedio inferior sin reducir su volatilidad.

Antes de comenzar los ejercicios de evaluación probamos las propiedades estocásticas de la serie para asegurarnos que tanto la inflación como las medidas subyacentes son estacionarias. Si alguna de las medidas de inflación subyacente tuviese una raíz unitaria tendría poco sentido para la autoridad monetaria instrumentar su política usando tal medida como referencia, pues la dinámica de la serie estaría sujeta a choques persistentes. Se utilizaron los tests de Phillips-Perron (PP) y Elliot-Rottemberg-Stock (ERS). Si bien el test PP tiene poco poder en presencia de quiebres estructurales, sesgándose hacia el no rechazo de la hipótesis nula de estacionariedad en diferencias, frente a la alternativa de estacionariedad en tendencia con un quiebre, nuestros resultados son robustos en confirmar que las series analizadas son estacionarias. Los resultados del test ERS también son concluyentes para casi todas las variables a excepción de la inflación observada (INF) y la medida NW. Los resultados de las pruebas de estacionariedad se encuentran en la Tabla 1 del Anexo

5.5 Capacidad de pronóstico de la inflación futura

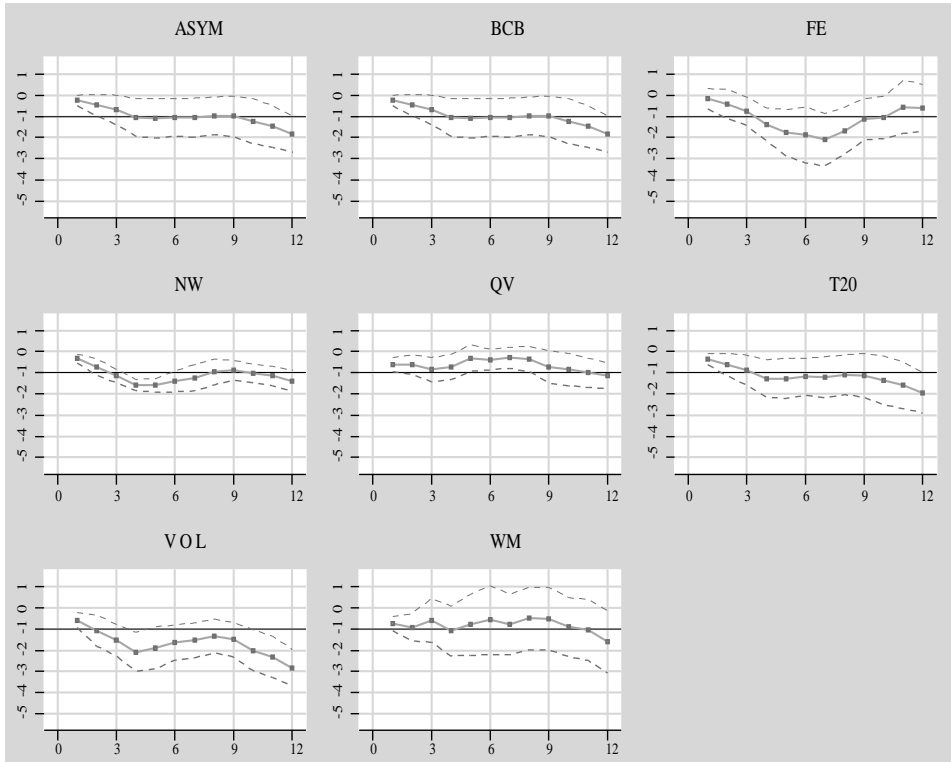
Desde una perspectiva univariada una medida de inflación subyacente debería tener una buena capacidad de predecir la inflación observada futura. Para verificar esta propiedad entre las medidas alternativas analizadas, Cogley (2002) propone estimar el siguiente modelo:

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h (\pi_t - \pi_t^{\text{sub}}) + \nu_{t+h} \quad (11)$$

Donde p es la inflación a 12 meses, p^{sub} es la medida de inflación subyacente, a y b son los coeficientes a estimar y u es el término de error. Clark (2001) hace notar que si la medida de inflación subyacente bajo evaluación (p^{sub}) contiene información relevante sobre la verdadera tendencia de la inflación, se esperaría que la inflación futura siga el comportamiento de la subyacente. En este entorno, la desviación entre la inflación subyacente y la inflación observada debería desaparecer para horizontes de pronóstico suficientemente amplios ($h \rightarrow \infty$).

La medida de inflación subyacente debe verificar las siguientes hipótesis en la especificación (11), por una parte se espera que el término α_h no sea estadísticamente diferente de cero, porque de lo contrario existiría un componente determinístico de la inflación tendencial que no es capturado por la medida subyacente. En segundo lugar, la capacidad predictiva de la brecha de la inflación requiere que $\beta_h = -1$ y en la medida en la que el valor absoluto del coeficiente estimado para β_h sea estadísticamente mayor (menor) que uno, la inflación subyacente estaría subestimando (sobrestimando) el efecto de las perturbaciones pasajeras y los valores futuros de la inflación observada.

Gráfico 8: Pronóstico de la Inflación Futura – Coeficientes β_h
(Bandas de Confianza al 95%)



Fuente: Estimación de los autores

El gráfico anterior muestra los coeficientes estimados para β_h de cada una de las medidas de inflación subyacente junto con las bandas de confianza al 95%⁹. Aunque ninguna de las medidas domina completamente, el análisis general del comportamiento dentro de todo el horizonte de pronóstico, muestra que la medida econométrica QV y la tendencial de NW son las de mejor desempeño. Sin embargo del ejercicio se extrae también las siguientes conclusiones puntuales:

- Con excepción de T10, ninguna de las medidas tiene capacidad de pronóstico significativa sobre la inflación del trimestre siguiente, lo que estaría relacionado con los rezagos que existen en la aplicación y validación de las medidas de política monetaria. Al 1% de significancia la única medida con capacidad de pronóstico es QV.
- En el horizonte de un año, las medidas que cumplen con los supuestos del modelo son QV y VOL. Mientras que todas las demás medidas presentan sesgo o sus coeficientes estimados no son significativos en alguno de los trimestres.

⁹ Las bandas de confianza se calcularon usando los errores estándar de la matriz de varianza y covarianza ajustada por autocorrelación y heteroscedasticidad.

- En un horizonte de pronóstico de uno a dos años, QV pierde toda capacidad de pronóstico mientras que las de mejor desempeño son las medidas del BCB, SPC y ASYM. Las otras medidas tiene un desempeño inferior.
- Por último, aunque horizontes de pronóstico muy largos son menos confiables, las medidas QV y NW muestran mejor desempeño que las demás medidas aunque aunque pierden significancia al final del horizonte. El comportamiento de todas las otras medidas es bastante inferior, BCB y ASYM mantienen su capacidad predictiva hasta el tercer año pero su significancia desaparece de ahí en adelante, mientras que SPC, VOL, WM tienen capacidad de pronóstico aislada en no más de dos períodos.

5.6 Causalidad y sesgos

El ejercicio anterior puede extenderse a un contexto dinámico, en el sentido de que la inflación subyacente debería comportarse como un indicador líder para la inflación observada (Marques et.al, 2000). Esta propiedad puede expresarse en términos de la contribución a la varianza del error de pronóstico en un modelo VAR y mediante la prueba de causalidad de Granger. Para esto consideramos el siguiente modelo bivariado entre la inflación observada y la inflación subyacente:

$$\pi_t = \gamma_{1,0} + \sum_{j=1}^n \gamma_j^{1,1} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_j^{1,2} \pi_{t-j}^{sub} + \varepsilon_{1,t} \quad (12)$$

$$\pi_t^{sub} = \gamma_{2,0} + \sum_{j=1}^n \gamma_j^{2,1} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_j^{2,2} \pi_{t-j}^{sub} + \varepsilon_{2,t} \quad (13)$$

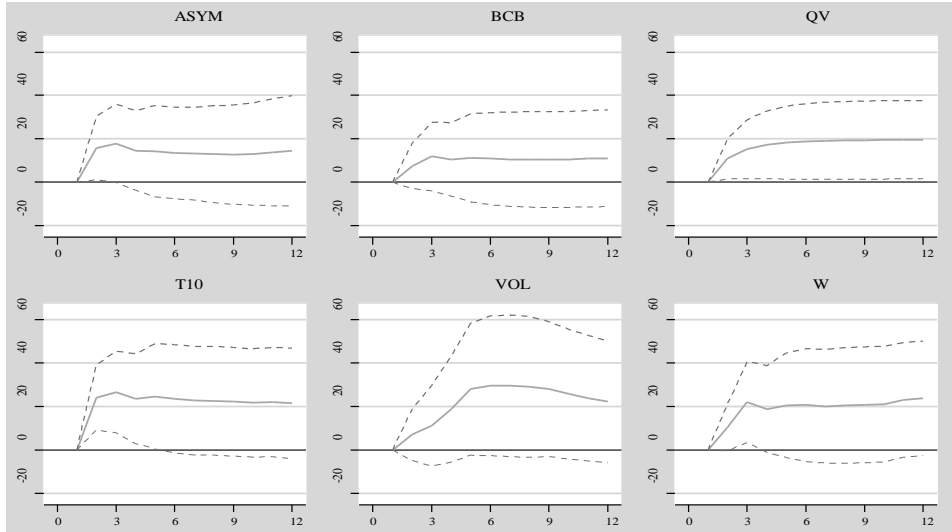
Una buena medida de inflación subyacente debería contener suficiente información acerca de la verdadera tendencia de la inflación, y en el largo plazo se espera que $E_t \pi_{t+h} \rightarrow \pi_t^{sub}$. Para que esto sea posible deben verificarse dos condiciones, (i) la medida de inflación subyacente debería ayudar a predecir el comportamiento de la inflación observada, es decir que $\pi^{sub} \rightarrow \pi$, (ii) π^{sub} debe ser fuertemente exógena a la información contenida en π , ya que de lo contrario sería muy difícil predecir el comportamiento de la inflación observada en base a la medida subyacente debido a que $\pi^{sub} = f(\pi)$.

El sistema (12), (13) se estimó mediante MCO ecuación por ecuación, para luego probar (i) $\gamma_j^{1,2} \neq 0$ y (ii) $\gamma_j^{2,1} = 0$ para $j=1 \dots n$. El número óptimo de rezagos se determinó utilizando un procedimiento de eliminación gradual utilizando el criterio SBC. Los resultados de las significancias marginales de cada una de las pruebas de hipótesis se presentan en el Cuadro 2 del anexo.

Para que una medida de inflación subyacente sea considerada como medida de tendencia de la inflación las condiciones (i) y (ii) deben verificarse simultáneamente. En este sentido, solamente las medidas WM, QV, BCB, VOL, T10 y ASYM cumplen con ambas características y se espera tengan alguna capacidad predictiva real sobre los movimientos futuros de la inflación. Para evaluar

cual de estas últimas seis medidas tiene mejor capacidad predictiva sobre la inflación futura se efectuó la descomposición de varianza de inflación en función de la medida de inflación subyacente. Esto permite ver que porcentaje de la varianza del error de pronóstico de la inflación observada se atribuye a la varianza del error de la inflación subyacente. El siguiente gráfico muestra la descomposición de varianza junto bandas de confianza al 95%¹⁰.

Gráfico 9: Descomposición de la Varianza de la Inflación. (Porcentaje de varianza de la inflación explicado por la varianza de la inflación subyacente)
Bandas de confianza al 95%



Fuente: Estimación de los autores

En general ninguna medida explica más del 30% de la varianza total de la inflación, lo que indica una fuerte persistencia en los segundos momentos de la inflación consistente con los hallazgos de no-normalidad en la distribución de los precios, lo que nos lleva a pensar que debido a la inercia inflacionaria frente a un choque sobre el nivel de la inflación el ajuste hacia la tendencia es bastante lento. La medida con mejores propiedades fue QV, con coeficientes estimados significativos en todo el horizonte de pronóstico y una capacidad predictiva de hasta 20% mostrando una respuesta más estable en comparación a todas las otras medidas. Si bien las otras medidas tienen mejor poder explicativo sobre la varianza de la inflación, sus coeficientes estimados no son significativos o lo son solo en el corto plazo¹¹ (hasta 4 trimestres como máximo). La medida de inflación subyacente del BCB resultó ser la que explica el menor porcentaje de la varianza de la inflación observada, solamente 12% y con coeficientes no significativos en todos los períodos.

10 Las bandas de confianza se calcularon con un procedimiento de Montecarlo usando 1000 repeticiones.

11 Para VOL y WM la significancia es al 10%, mientras que al 5% solamente QV es significativa en todo el horizonte.

5.7 Relación con la brecha del producto

Considérese la siguiente versión simplificada de una curva de Phillips de corto plazo:

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1}^{LP} + f(E_t y_{t+1} - y_{t+1}^{LP}) + \varepsilon_t \quad (14)$$

Donde la inflación observada depende de la inflación de largo plazo y de una función de exceso de demanda $f(E_t y_{t+1} - y_{t+1}^{LP})$ que captura las presiones cíclicas sobre los precios. Si la medida de inflación subyacente es un buen estimador de la tendencia de largo plazo de la inflación (i.e. $\pi^{LP} = \pi^{sub}$) entonces la brecha del producto debería ser una variable explicativa relevante en el comportamiento de la misma. Si además se supone que se cumple la hipótesis de expectativas racionales de manera que $E_t y_{t+1} = y_{t+1}$ para cualquier variable x , podemos evaluar nuestras medidas de inflación subyacente en base a la significancia de los coeficientes estimados en cualquiera de las siguientes especificaciones:

$$(\pi_t - \pi_t^{sub}) = \alpha_2 + \beta_2 f(y_{t-1} - y_{t-1}^{LP}) + \varepsilon_t \quad (15)$$

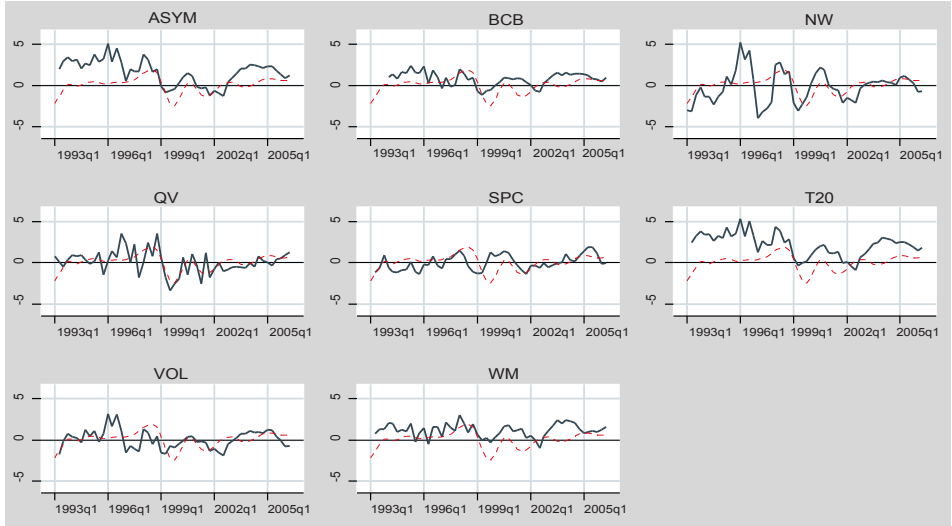
$$(\pi_t - \pi_t^{sub}) = \alpha_3 + \beta_3 f(y_{t-1} - y_{t-1}^{LP}) + \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{sub}) + \varepsilon_t \quad (16)$$

La ecuación (15) estaría midiendo el efecto de la brecha del producto en el período anterior sobre la brecha de la inflación del período siguiente, mientras que (16) busca capturar el efecto de una posible causalidad reversa que pueda existir entre ambas brechas. En ambos casos si existieran presiones de demanda, la brecha del producto tendría un efecto positivo sobre la brecha de la inflación (i.e. $\beta > 0$) siempre que los movimientos en la brecha del producto estén asociados únicamente a choques de demanda. Este supuesto es atractivo en el corto plazo ya que nos permite inferir el comportamiento futuro de la inflación en base a las fluctuaciones del producto.

La medida de exceso de demanda se calculó como la desviación de la tasa de crecimiento del producto trimestral anualizado con relación a su tendencia calculada con el filtro Hodrick-Prescott. El siguiente gráfico muestra la evolución de ambas brechas del producto y la inflación para el período de análisis.

Por construcción tanto la brecha del producto como la de la inflación son variables estacionarias. La estimación de (15) y (16) se realizó por MCO ajustando la matriz de varianzas y covarianzas para corregir por problemas de correlación o heteroscedasticidad. En el modelo (15) el coeficiente de la brecha del producto resultó significativo para todas las medidas de inflación subyacente, pero el ajuste del modelo medido por el R^2 es bajo para todos los casos (entre 0.01 - 0.20) excepto para QV que tiene un R^2 cercano a 0.4. Al incluir la brecha de la inflación rezagada un período los resultados cambian drásticamente y el único coeficiente significativo corresponde a la medida de inflación subyacente QV. Los resultados de estas estimaciones se presentan en la Tabla 3 del Anexo.

Gráfico 10: Relación de la brecha de la inflación (línea sólida) y la brecha del producto (línea punteada) (En puntos porcentuales)



Fuente: Estimación de los autores

Para investigar con mayor profundidad la dinámica entre estas dos variables, se estimaron modelos VAR para cada una de las medidas y se computó la descomposición de varianza de la brecha de la inflación con relación a la brecha del producto. Los rezagos óptimos se seleccionaron mediante el criterio SBC y comprobando que los residuos sean estacionarios mediante una prueba de Multiplicador de Lagrange. Los resultados obtenidos confirman que la única medida de inflación subyacente que responde significativamente a la brecha del producto es QV.

6 COMENTARIOS FINALES

En Bolivia existen relativamente pocos trabajos que aborden el tema de inflación subyacente, entre los más destacados se encuentran el trabajo de Cupé (1999) y Hernaiz y Jiménez (2005). De esta manera el presente trabajo intenta realizar un aporte en la discusión sobre esta temática al presentar una comparación de diversas medidas alternativas de inflación subyacente, evaluando su desempeño con algunos criterios tanto de carácter cualitativo como cuantitativo, lo que pretende ser una guía inicial para posteriores trabajos que aborden este tema y su aplicación en la formulación de la política monetaria.

En la comparación y evaluación de las distintas medidas se constató la importancia de los factores cualitativos y cuantitativos que se consideran. Es necesario recordar que ninguna de las medidas es superior en todos los criterios de evaluación sin embargo algunas tienen un desempeño mejor de acuerdo a cierto criterio y al propósito de la medida. De esta manera tanto las medidas de influencia limitada como las de volatilidad son las más fáciles de reproducir, las medidas de mediana ponderada (WM), la media acotada simétrica (T10), la estimada por el BCB (BCB), y la que excluye alimentos perecederos y combustibles (SPC), son invariantes a la incorporación de nueva información, a diferencia de los estimadores de tendencia Hodrick-Prescott (HP) y Nadaraya-Watson (NW), y las medidas, de volatilidad (VOL) y Qua-Vahey (QV), aunque esta última tiene mayor base teórica.

De acuerdo al criterio de capacidad de pronóstico en el horizonte de un año, las medidas de VOL y QV son las de mejor desempeño, mientras que el resto, o bien presentan sesgo, o sus coeficientes no son significativos en algunos trimestres. Después del primer año de pronóstico, las medidas de inflación subyacente del BCB, la medida SPC y la WM tienen un mejor desempeño ya que presentan coeficientes menos inseguros y significativos en comparación al resto de las medidas de inflación subyacente analizadas.

Un resultado adicional es que ante la elevada volatilidad de algunos componentes de la inflación, la inflación subyacente sólo permite pronosticar el corto plazo, teniendo resultados poco significativos para mediano y largo plazo.

De las medidas consideradas sólo WM, QV, BCB, VOL y ASYM, cumplen con los supuestos de causalidad en el sentido de Granger, debiendo enfatizar que casi ninguna de las medidas explica más del 30% de la varianza del error de pronóstico, siendo la QV la que se desempeña mejor en términos de significado de sus coeficientes.

En cuanto a su relación con la brecha del producto, las estimaciones de carácter exploratorio, muestran que a excepción de QV, las diversas medidas de inflación subyacente muestran un muy bajo poder explicativo. Sin embargo, debe enfatizarse el hecho de que debido a la baja capacidad de pronóstico de las medidas de inflación subyacente consideradas sobre la inflación observada, las relaciones de co-movimiento entre las brechas del producto y la inflación son también poco significativas. Esto nos lleva a pensar que deben explorarse más medidas alternativas de inflación subyacente o encontrar un conjunto de ellas que combine todas las propiedades deseables.

De todo lo anterior, se puede concluir que en la selección de una medida apropiada de inflación subyacente, no sólo depende de sus propiedades cualitativas y/o cuantitativas sino que debe considerarse la información específica que aporta cada indicador, por lo que la elección de una única medida tampoco es suficiente. Este trabajo se concentró en rescatar las medidas de mejor comportamiento para el caso boliviano en cuanto a sus propiedades estadísticas, capacidad de pronóstico de la inflación futura y sensibilidad para capturar presiones de demanda a través de la brechas del producto. Sin embargo, queda pendiente un análisis más detallado entre la relación de estas y otras medidas de inflación subyacente con los diferentes instrumentos de política monetaria.

BIBLIOGRAFIA

- Blinder, A** (2006), *Monetary Policy Today: Sixteen Questions and About Twelve Answers*, Working paper prepared for the Banco de España Conference on Central Banks in the 21st Century.
- Boyán, R y Mendoza, R.** (2001), *Metas Explicitas de Inflación y Política Monetaria en Bolivia*. Documento de Trabajo, DT/03-2001, Banco Central de Bolivia.
- Bryan, M. & Cecchetti, S. G.** (1993), 'The Consumer Price Index as a Measure of Inflation', Federal Reserve Bank of Cleaveland, *Economic Review* 4, 15–24.
- Bryan, M. & Cecchetti, S. G.** (1994), *Measuring Core Inflation*, in N. G. Mankiw, ed., 'Monetary Policy', University of Chicago Press, pp. 195–215.
- Bryan, M. & Cecchetti, S. G.** (1999), 'Inflation and the Distribution of Price Changes', *The Review of Economic and Statistics* 81, 188–196.
- Bryan, M., Cecchetti, S. G. & Wiggins, R. L.** (1997), *Efficient Inflation Estimation*, Working Paper Series WP No6583, National Bureau of Economic Research.
- Calvo, G.** (1983), 'Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework', *Journal of Monetary Economics* 12, 383–398.
- Cecchetti, S. G.** (1997), 'Measuring Short-Term Inflation for Central Bankers', *Economic Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis* 79, 143–156.
- Clark, T. E.** (2001), 'Comparing Measures of Core Inflation', *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City 1, 5–31.
- Cogley, T.** (2002), 'A Simple Adaptative Measure of Core Inflation', *Journal of Money Credit and Banking* 34(1), 94–113.
- Cupé, E.** (1999), *Inflación Subyacente y por Componentes Principales en Bolivia*, Discussion paper, UDAPE.
- Cutler, J.** (2001), *A New Measure of Core Inflation in the U.K.*, Discussion Paper 3, External MPC Unit.
- Friedman, M.** (1986), 'The Role of Monetary Policy', *American Economic Review* 58, 1–17.
- Gisser, M. & Goodwin, T. H.** (1986), 'Crude Oil and the Macro-economy: Tests of Some Popular Notions: Note', *Journal of Money Credit and Banking* 18(1), 95–103.
- Guinigundo, D. C.** (2004), 'An Official Core Inflation Measure for the Philippines', *Bangko Sentral ng Phillipines*.
- Hernaiz, D. & Jimenez, F.** (2005), 'Una Estimación de la Dinámica de la Inflación Subyacente para Bolivia', *Revista de Análisis Económico*, Unidad de Análisis de Política Económica 20.

Jaramillo, C. F. (1997), Improving the Measure of Core Inflation in Colombia using Asymmetric Trimmed Means, Borradores de economía, Banco de la República.

Mankikar, A. & Paisley, J. (2004), Core Inflation: a Critical Guide, Working Paper no. 242, Bank of England.

Mankiw, N. G. & Reiss, R. (2002), What Measure of Inflation Should Central Banks Target, Working paper, Harvard University.

Marques, C. R., Neves, P. D. & Sarmiento, L. M. (2000), Evaluating Core Inflation Indicators, Working Paper 3–00, Bank of Portugal.

McCallum, B. & Nelson, E. (1997), An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis, Working Paper WP No5875, National Bureau of Economic Research.

Quah, D. & Vahey, S. P. (1995), ‘Measuring Core Inflation’, *The Economic Journal* 105(432), 1130–1144.

Roger, S. (1997), A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, Discussion Paper G97/7, Reserve Bank of New Zealand.

Rojas, P., Rosende, F. & Vergara, R. (1996), Dinámica de la Inflación en Chile: Elementos para el Análisis, Technical Report, Universidad Católica de Chile-ILADES-Georgetown University.

Rotemberg, J. & Woodford, M. (1997), An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy, in B. Bernake & J. Rotemberg, eds, ‘NBER Macroeconomics Annual’, National Bureau of Economic Research.

Silver, M. (2006), Core Inflation Measures and Statistical Issues in Choosing Among Them, Working Paper WP/06/97, International Monetary Fund.

Valdivia S., L. & Vallejos, L. (2001), Inflación Subyacente en el Perú, Estudios económicos, Banco Central de Reserva del Perú.

Wynne, M. (1999), Core Inflation: a Review of Some Conceptual Issues, Working Paper No. 5, European Central Bank.

ANEXO

Cuadro 1 Resultados de las Pruebas de Estacionariedad

PERIODO: 1993 - 2006					
	Phillips-Perron (PP)			Elliot, Rothenberg, y Stock (ERS)	
	CONSTANTE	TENDENCIA	NINGUNO	CONSTANTE	TENDENCIA
IN	-15.91**	-15.46**	-8.79**	16.85	14.57
NW	-1.85	-1.43	-2.*	51.36	20.35
SPC	-6.08**	-7.39**	-3.67**	.83**	1.48**
BCB	-9.21**	-10.12**	-5.73**	1.12**	3.22
W	-57.23**	-35.7**	-30.1**	10.19	12.05
T10	-6.9**	-9.12**	-4.05**	9.27	2.25*
ASYM	-5.99**	-8.48**	-3.03**	9.01	2.38*
VOL	-5.08**	-7.73**	-1.91	20.45	1.96*

(*) Significancia al 5%, (**) Significancia al 1%

Cuadro 2 Resultados de la Prueba de Causalidad de Granger

Prueba de Causalidad de Granger

Muestra: 1993Q1 2006Q2

Rezagos: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Stat	Prob
HP no Granger causa a INF	49	14.3	0.0000
INF no Granger causa a HP		938.7	0.0000

Prueba de Causalidad de Granger

Muestra: 1993Q1 2006Q2

Rezagos: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Stat	Prob
BCB no Granger causa a INF	46	4.6	0.0042
INF no Granger causa a BCB		2.3	0.0775

Prueba de Causalidad de Granger

Muestra: 1993Q1 2006Q2

Rezagos: 10

Null Hypothesis:	Obs	F-Stat	Prob
NW no Granger causa a INF	44	9.7	0.0000
INF no Granger causa a NW		4.5	0.0013

Prueba de Causalidad de Granger

Muestra: 1993Q1 2006Q2

Rezagos: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Stat	Prob
VOL no Granger causa a INF	48	2.7	0.0343
INF no Granger causa a VOL		2.2	0.0791

Prueba de Causalidad de Granger

Muestra: 1993Q1 2006Q2

Rezagos: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Stat	Prob
WM no Granger causa a INF	49	15.3	0.0000
INF no Granger causa a WM		2.1	0.0993

Prueba de Causalidad de Granger

Muestra: 1993Q1 2006Q2

Rezagos: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Stat	Prob
ASYM no Granger causa a INF	49	8.6	0.0000
INF no Granger causa a ASYM		2.5	0.0575

Prueba de Causalidad de Granger

Muestra: 1993Q1 2006Q2

Rezagos: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Stat	Prob
QV no Granger causa a INF	53	19.3	0.0001
INF no Granger causa a QV		0.1	0.7039

Prueba de Causalidad de Granger

Muestra: 1993Q1 2006Q2

Rezagos: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Stat	Prob
T10 does not Granger Cause INF	47	5.8	0.0003
INF does not Granger Cause T10		1.9	0.1014

Prueba de Causalidad de Granger

Muestra: 1993Q1 2006Q2

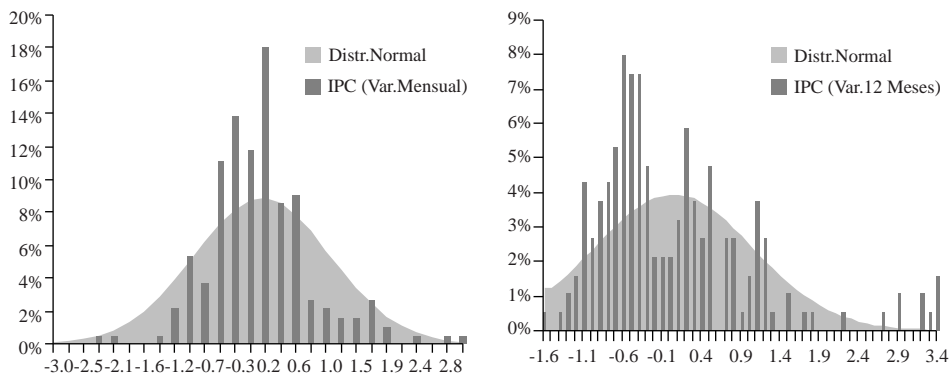
Rezagos: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Stat	Prob
SPC no Granger causa a INF	52	0.7	0.4063
INF no Granger causa a SPC		0.1	0.7254

Tabla 3
Resultados de la Estimaciones de la Relación Brecha del Producto y la Inflación

	Modelo (15)	Modelo (16)	
	BRECHA PRODUCTO $\beta(2)$	BRECHA PRODUCTO $\beta(3)$	BRECHA PRODUCTO γ
NW	0.61 (3.85)	0.18 (1.08)	0.62 (5.55)
R2	0.11	0.45	
WM	0.28 (4.25)	0.20 (2.45)	0.30 (2.26)
R2	0.13	0.19	
QV	0.79 (6.07)	0.80 (5.89)	-0.02 (-0.16)
R2	0.39	0.38	
SPC	0.14 (1.12)	-0.05 (-0.52)	0.68 (7)
R2	0.01	0.43	
BCB	0.25 (2.84)	0.09 (1.08)	0.53 (3.98)
R2	0.11	0.33	
VOL	0.26 (2.88)	0.08 (0.81)	0.53 (4.54)
R2	0.05	0.31	
T10	0.57 (5.58)	0.13 (1.11)	0.71 (6.71)
R2	0.19	0.57	
ASYM	0.63 (5.49)	0.10 (0.82)	0.75 (7.06)
R2	0.20	0.61	

Pruebas de normalidad sobre la inflación mensual y a 12 meses



Con el propósito de analizar si las variaciones del IPC tanto a doce meses como mensual, siguen una distribución normal invariante a lo largo de la muestra, se efectuaron pruebas de normalidad de Jarque Bera recursivas.

Las pruebas de muestra rodante dan indicios de que la no-normalidad de la distribución de las variaciones mensuales y anuales del IPC es una característica del período con tasas de inflación de dos dígitos donde la inflación fue mucho más volátil. Sin embargo cuando se observa los resultados del período de inflación con tasa inferiores a 5% (1998-2005) no pude rechazarse la hipótesis nula de normalidad.

