

# **Medidas alternativas de inflación subyacente en un esquema de inflation targeting (\*)**

Guillermo Ferreyros  
Francisco Grippa  
Luis Valdivia  
Lucy Vallejos

Versión Preliminar  
Julio 2000

---

(\*) Las opiniones aquí vertidas son de exclusiva responsabilidad de los autores.

## CONTENIDO

- I. Introducción
- II. Importancia de una medida de inflación subyacente para la política monetaria: metas de inflación e inflación subyacente
- III. Cálculo de inflación subyacente en el Perú : Métodos estadísticos
  - Métodos de exclusión
  - Métodos de tendencia
  - Estimadores de influencia limitada
  - Características de un buen indicador de inflación subyacente
  - Inflación subyacente y metas de inflación
  -
- IV. Medida de inflación subyacente en el Perú para fines de política monetaria
  - Metodología y resultados de las estimaciones
  - Mecanismo de transmisión de la política monetaria a precios: funciones de impulso-respuesta acumuladas
  - Descomposición de la varianza de la tasa de inflación medida con el IPC
  - Inflación subyacente estimada
- V. Conclusiones

Referencias

Anexos

## **Medidas alternativas de inflación subyacente en un esquema de inflation targeting**

### **I. Introducción**

La inflación es el incremento permanente y generalizado de los precios en la economía. La medida más comúnmente utilizada para llevar un control de esta anomalía es la variación del índice de precios al consumidor (IPC), variable que incluye tanto componentes permanentes como transitorios. En el contexto que el principal objetivo del Banco Central es la estabilidad de precios, se requiere un indicador que considere sólo el componente permanente de la inflación, al que se denomina inflación subyacente<sup>1</sup>.

En este trabajo se parte de un **concepto amplio de inflación subyacente que involucra la inflación aislando el componente permanente o de largo plazo que depende de las variables económicas fundamentales**. Primero se calcula el índice de inflación subyacente para el Perú utilizando diferentes métodos estadísticos y econométricos. Luego, a partir de un conjunto de características que debe presentar un buen indicador, se selecciona la mejor medida de inflación subyacente para el Perú.

### **II. Importancia de una medida de inflación subyacente para la política monetaria: metas de inflación e inflación subyacente**

El Banco Central de Reserva tiene como objetivo mantener la estabilidad de precios. Las medidas de inflación subyacente permiten al Banco Central separar los choques transitorios de la tendencia persistente del nivel general de los precios. El Banco no debería preocuparse por los choques transitorios, ya que es muy probable que se reviertan rápidamente por sí solos. Asimismo, existen choques que provienen de fuentes que el Banco Central no controla, como por ejemplo un cambio en el régimen impositivo. Reaccionar ante ellos podría ocasionar un ajuste innecesario en términos de producto.

En el Perú, el Banco Central anuncia rangos de metas de inflación. La inflación subyacente, por definición, debería ubicarse más cerca de dichos rangos que la variación del IPC. El uso de una medida de inflación subyacente contribuiría, asimismo, a establecer con mayor claridad la relación entre las acciones del banco con su objetivo. Más aún, la transparencia en la formulación de política y la rendición clara de cuentas por los resultados inflacionarios ayudarían a reducir los efectos negativos sobre el producto al tratar de corregir desviaciones de la inflación respecto a la meta.

Para que el banco pueda rendir cuentas de las desviaciones de la inflación respecto al objetivo, se debe poder distinguir los choques no anticipados de las decisiones erradas por parte de la autoridad monetaria al momento de adoptar una determinada política. Y hasta se podría indicar qué ajustes son necesarios en la política monetaria, a juicio del banco, para corregir las desviaciones de la inflación respecto al objetivo o para mantener la inflación en el objetivo.

Por todo esto es que la inflación subyacente es muy importante. Con ella podría explicarse las desviaciones de la inflación respecto al objetivo debido a choques transitorios. Si ambas son publicadas, los agentes verán que el banco no ha relajado su compromiso con el objetivo, evitando malas interpretaciones sobre las desviaciones. Entonces se minimizaría la probabilidad que el choque transitorio tenga efectos secundarios, tales como modificar las expectativas inflacionarias.

### **III. Cálculo de inflación subyacente en el Perú : Métodos estadísticos**

---

<sup>1</sup> Core inflation o underlying inflation

Tienen como punto de partida la información del IPC y se caracterizan por su facilidad en el cálculo. Una primera aproximación se realiza con los métodos de exclusión que consisten en excluir determinados componentes (alimentos, energía, impuestos, intereses) o en aislar el ruido dejando de lado aquellos rubros que presenten mayor variabilidad en sus precios. La segunda aproximación consiste en dar con los métodos de tendencia mediante el uso de promedios móviles o suavizando la serie de inflación mediante el uso de filtros. Un tercer método consiste en calcular los llamados estimadores de influencia limitada calculando la inflación como la mediana ponderada de las variaciones de los distintos rubros que componen la canasta familiar o como una media acotada de dichas variaciones.

## **1. Métodos de exclusión**

Dentro de los métodos de exclusión distinguimos los métodos de exclusión ad hoc (de componentes preestablecidos) y los métodos de exclusión de acuerdo a la variabilidad.

**Exclusión según variabilidad.-** En este caso, se excluyen los componentes que presentan una mayor variabilidad en sus precios. Dentro de estos métodos se considera dos variantes, el que excluye los componentes de mayor variación (positiva o negativa) en sus precios y el que excluye los componentes de mayor contribución (positiva o negativa) a la inflación. En la segunda variante, se considera no sólo las variaciones de los precios, sino también las ponderaciones.

**Exclusión ad hoc.-** Consiste en darle ponderación cero a los componentes no deseados del IPC. Este método es utilizado por diferentes Bancos Centrales y los componentes que generalmente se excluyen son los de alimentos, energía, intereses hipotecarios, entre otros. Por ejemplo, en los Estados Unidos y Canadá, el indicador de “core inflation” excluye los componentes de alimentos y energía mientras que Reino Unido se excluye a los componentes de vivienda (que incluye los pagos de intereses hipotecarios). En Nueva Zelanda, la inflación subyacente se calcula excluyendo del cálculo del IPC los efectos de cambios en la tasa de interés. En el Banco de la República de Colombia, la “inflación básica” excluye del IPC los alimentos agropecuarios, los servicios estatales (que incluyen los combustibles) y el transporte). Una aplicación del primer método se da en el cálculo de la “inflación normalizada” que realiza el Instituto Nacional de Estadística en Chile.

Para el Perú se ensayó por un lado la exclusión del 15 a 20 por ciento de mayor variabilidad en las fluctuaciones de precios (método 1) y la exclusión de los rubros de mayor variabilidad en su contribución a la inflación (método 2). También se calculó la inflación normalizada (método 3).

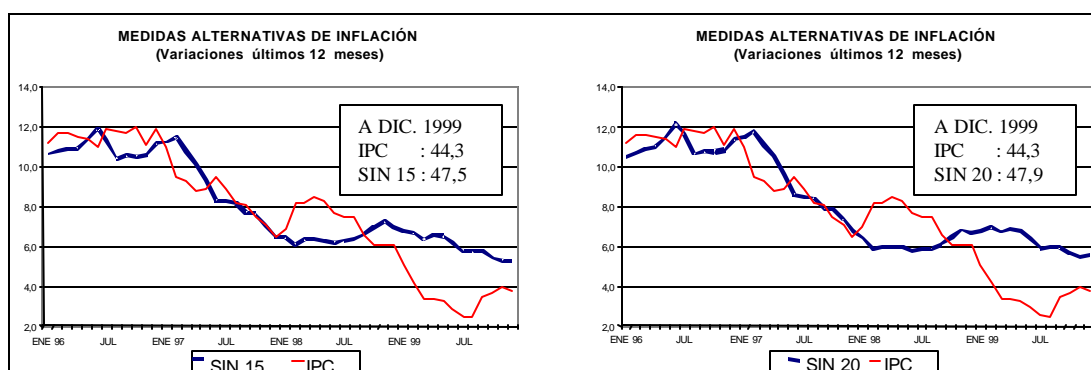
### **Método 1: Exclusión del 15 o 20 por ciento de mayor variabilidad**

La tasa de inflación a menudo se ve afectada temporalmente por la presencia de eventos no monetarios, tales como choques de oferta a nivel sectorial y cambios en el manejo de precios, subsidios e impuestos indirectos, los cuales producen ruido en los precios y afectan significativamente a los índices de precios agregados. Asimismo, productos con un fuerte componente estacional afectan la inflación en forma significativa, independientemente de la evolución de la oferta monetaria.

En el Perú, durante el período de análisis (enero de 1995 a diciembre de 1999), los rubros que mayor variabilidad presentan son los alimentos no transables, cuyos precios se determinan en gran medida por el calendario de siembras y cosechas, así como algunos alimentos transables, como la uva, los ajos y el frijol. Asimismo, presentan gran variabilidad el gas, los cigarrillos y los textos y útiles escolares, entre otros (ver anexo 1).

Se calculó la varianza de las variaciones porcentuales mensuales de todos los rubros que componen la canasta de consumo para el periodo 1995-1999 y se ordenó la serie en orden decreciente. Se construyeron dos índices de precios, excluyendo del índice general los rubros que presentaban mayor dispersión, cuya ponderación acumulada llegaba al 15 por ciento y al 20 por ciento (ver gráfico 1). Se observa que, en ambos casos, la dispersión de la serie resultante para el periodo 1995-1999 se reduce en aproximadamente 35 por ciento respecto de la correspondiente a la inflación. En cuanto a las variaciones acumuladas en el periodo mencionado, éstas son superiores a las de la inflación (47,5 y 47,9 por ciento, respectivamente, versus 44,3 por ciento de la inflación), principalmente debido a la caída en los precios de los alimentos registrada desde mediados de 1998. Sin embargo, es de esperarse que las divergencias tiendan a compensarse en el tiempo, dado el carácter aleatorio de los choques. Una desventaja de estos índices es que la lista de rubros de mayor dispersión es susceptible de cambiar en el tiempo, lo que resta estabilidad al indicador de inflación subyacente.

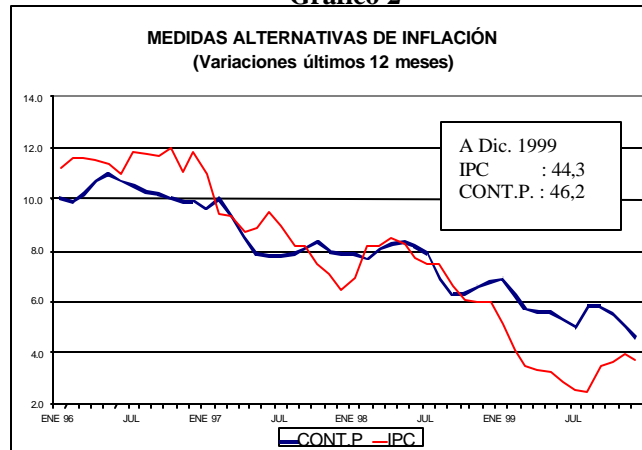
**Gráfico 1**  
**MEDIDAS ALTERNATIVAS DE INFLACIÓN**



**Método 2: Exclusión de los rubros de mayor variabilidad en su contribución ponderada a la inflación**

Una medida de inflación subyacente consiste en excluir del cálculo del IPC los rubros de más alta variabilidad en su contribución ponderada a la inflación. Este método no sólo considera la variabilidad de los precios sino también la ponderación de los rubros. Se seleccionó el indicador que excluye del IPC los primeros nueve rubros: carne de pollo, papa, transporte urbano, cebolla, pan, huevos, pescado, cítricos y otras hortalizas (Anexo 2). Estos rubros representan aproximadamente el 21 por ciento de la canasta de consumo y son los más sensibles tanto a choques internos como externos. Este indicador presenta una variación acumulada entre 1995 y 1999 de 46,2 por ciento (versus 44,3 por ciento del IPC) y una desviación estándar aproximadamente 30 por ciento menor a la inflación.

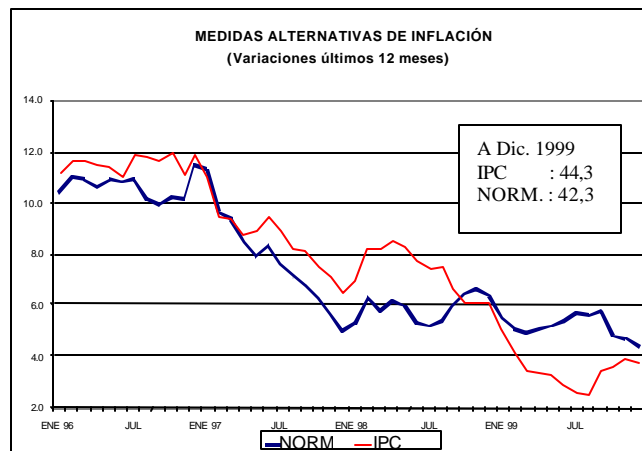
**Gráfico 2**



**Método 3: Inflación "normalizada"**

Considerando que los precios de los productos agrícolas son los que en mayor medida están sujetos a factores de carácter aleatorio al depender de las condiciones climatológicas, se construyó un índice para el cual se redujeron las varianzas de los precios de estos productos, igualándolas a la varianza de la inflación (inflación normalizada). Al aplicar este método se observa una disminución de la dispersión de aproximadamente 8 por ciento. Las variaciones acumuladas entre 1995 y 1999 son similares a las de la inflación (42,3 versus 44,3 por ciento de la inflación). Este método tiene la desventaja de que los resultados de periodos anteriores son susceptibles de cambiar a medida que se incorpora nueva información a la serie.

**Gráfico 3**



**2. Métodos de tendencia**

Los métodos tradicionales han intentado resolver este problema estimando la inflación subyacente a partir de "atenuaciones" o "correcciones de medida" a las series de IPC. Una primera aproximación consiste en calcular un promedio móvil de las tasas mensuales, sin embargo, no hay una racionalidad económica que permita al investigador escoger alguna dimensión específica de tiempo, como por

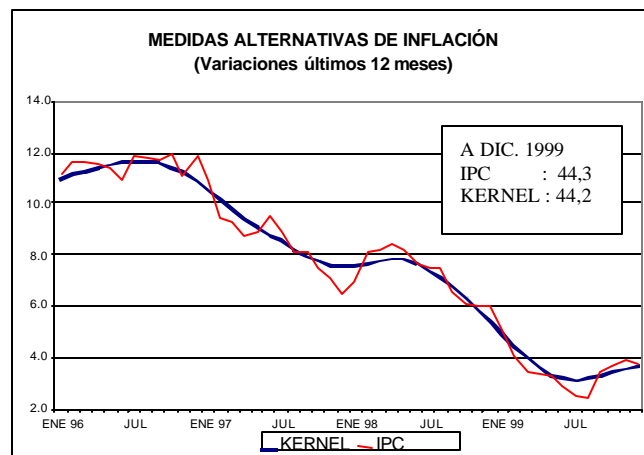
ejemplo 3, 6 ó 9 meses. Otra aproximación sería utilizar modelos econométricos autorregresivos integrados de promedios móviles (ARIMA) o filtros estadísticos, como el Filtro de Kalman, que requieren formular una hipótesis sobre la forma funcional subyacente y luego estimarla. Tampoco en este caso existe una teoría que valide algún supuesto sobre la forma funcional del proceso. En una aplicación para el Perú se utilizó el estimador paramétrico de Nadaraya - Watson (método 4).

#### Método 4: Cálculo de la tendencia de la inflación

Este método consiste en hallar la tendencia de la serie original de inflación. Para tal efecto se utilizó el estimador no paramétrico de Nadaraya-Watson, tomado de Coe y McDermott (1996), el cual consiste en calcular la tendencia a partir de un promedio móvil ponderado, donde las ponderaciones se calculan a partir de una función denominada kernel. La ventaja de este método es que no se requiere establecer ex ante el parámetro de suavización (por ejemplo un promedio móvil de orden 12), sino que se utiliza un procedimiento que asegura que el grado de suavización sea consistente con las propiedades cíclicas de los datos.

Al aplicar este método se observa que la desviación estándar para el periodo 1995-1999 disminuye en aproximadamente 40 por ciento con relación a la de la inflación, mientras que las variaciones acumuladas son casi idénticas: 44,2 y 44,3 por ciento para la serie de tendencia y la inflación, respectivamente.

Gráfico 4



### 3) Estimadores de influencia limitada

En el grupo de los llamados “estimadores de influencia limitada” se incluye el cálculo de la mediana y la media recortada.

**Mediana.**- En el caso de la mediana simple se ordenan las variaciones de precios de mayor a menor y la inflación subyacente corresponde a la variación que se ubica en la mitad de la lista. Para la mediana ponderada se ordenan las contribuciones ponderadas (variación por peso en la canasta) y la inflación subyacente corresponde al componente con el que se acumula el 50 por ciento de la canasta.

El uso de la mediana de los índices de precios como una medida de inflación subyacente es tomado de Bryan y Cecchetti (1993) y parte de la idea de que la forma en la que los agentes económicos ajustan sus precios ante cambios no esperados en sus costos constituye una fuente de ruido. Se parte del supuesto de que los productores ajustan sus precios al inicio de cada periodo de acuerdo con el aumento ocurrido en las variables económicas relevantes (cantidad de dinero o tipo de cambio). Seguidamente, cada productor

experimenta un choque en sus costos de producción o en la demanda por su producto, por lo que reajustarán sus precios en respuesta a dicho choque. Sin embargo, esto involucra un determinado costo, por lo que realizarán el reajuste sólo si el costo del choque supera el costo del reajuste.

Asumiendo que este costo de ajuste es igual para todos los productores, se tiene una distribución de variaciones nominales de precios centrada en la variación porcentual de la variable macroeconómica relevante. Los productores que asumieron el costo del reajuste se ubicarán en las colas a la izquierda y a la derecha del promedio. Utilizando este método, Bryan y Cecchetti (1993) excluye para Estados Unidos el 15 por ciento de rubros de mayor variabilidad.

Sin embargo, si la distribución es asimétrica, se excluyen diferentes porcentajes en las colas de tal forma que en el largo plazo la media de la distribución coincida con la media aritmética. Para Chile, Rojas, Rosende y Vergara (1996) encontraron un sesgo hacia el lado positivo, por lo que se excluyó el 20 por ciento de rubros con mayores variaciones negativas y sólo el 8 por ciento con mayores variaciones positivas. Para Colombia, Jaramillo (1998) encontró que se debería excluir el 12 y 24 por ciento de las colas superior e inferior, respectivamente.

Considerando el caso de que en una distribución asimétrica, la mediana ponderada no corresponde al percentil 50, Roger (1997) desarrolló para Nueva Zelanda 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.

**Media recortada.**- Se parte del supuesto de que las desviaciones de la inflación de corto plazo en relación a su tendencia se debe a cambios en los precios relativos por choques de oferta. En este sentido el método de la media recortada (también llamada media truncada o media acotada) elimina los cambios en los precios relativos, dándole ponderación cero a los componentes que se encuentran en las colas de la distribución.

Para el Perú se aplicaron los métodos de la mediana y el percentil (método 5) así como la media recortada asimétrica (método 6)

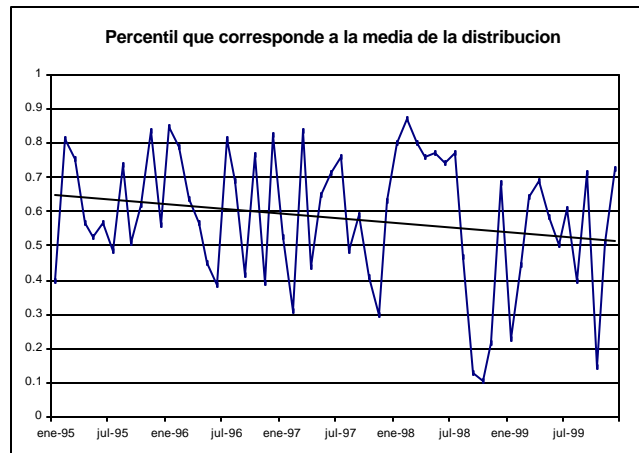
### **Método 5: Uso de la mediana**

Para el caso del Perú, la variación del indicador calculado con el método de la mediana es inferior a la calculada a partir del IPC. Entre 1995 y 1999 acumula una variación de sólo 30,5 por ciento (versus 44,3 por ciento del IPC). La desviación estándar de este indicador para el mencionado periodo es casi 60 por ciento menor a la de la inflación. La razón por la que la mediana subestima la inflación radica en la distribución de las variaciones de los rubros que componen la canasta de consumo utilizada para el cálculo de la inflación. (Anexo 3)

La mediana, es decir el percentil 50, es un estimador insesgado de la tendencia central en el caso de una distribución simétrica. Sin embargo, debido al sesgo hacia la derecha que presenta la distribución, será otro percentil superior al 50 el que nos proporcione una estimación insesgada.

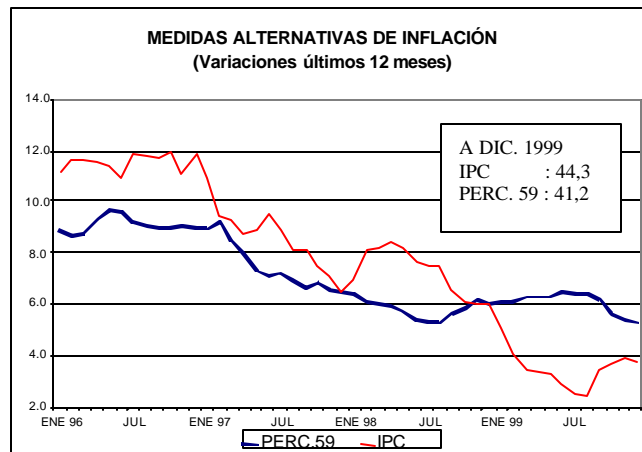
Para hallar dicho percentil, se calculó para cada mes el percentil que contenía a la media aritmética. Para el periodo de análisis éste resultó ser el percentil 59. El siguiente gráfico nos muestra los resultados mensuales para todo el periodo.

**Gráfico 5**



Una medida alternativa de inflación subyacente, que toma en cuenta el sesgo de la distribución de la población y que filtra los efectos de los choques de precios relativos sería el percentil de la distribución que en promedio corresponde a la media aritmética (percentil 59). Comparando los resultados de esta nueva medida de inflación con la variación de la media aritmética (IPC), observamos que la primera tiene una variación acumulada en el periodo de 1995 a 1999, ligeramente menor a la segunda (41,2 versus 44,3 por ciento) y una desviación estándar inferior en aproximadamente 50 por ciento. La desventaja de este indicador, sin embargo, es que el percentil que en promedio contiene a la media aritmética muestra una tendencia decreciente en el tiempo, lo que le resta estabilidad.

**Gráfico 6**



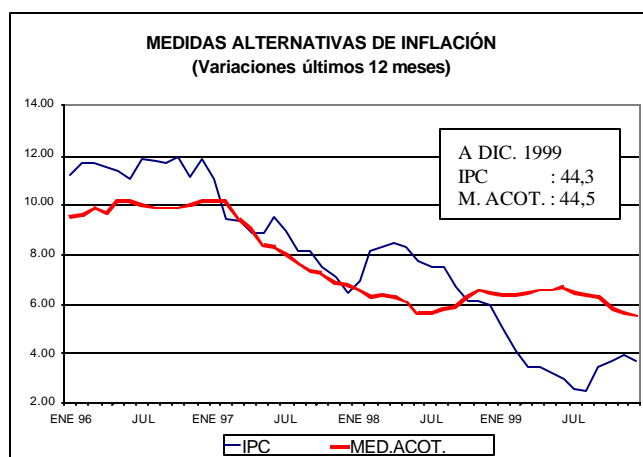
### **Método 6: Media Acotada**

El método de elegir un determinado percentil como medida de inflación subyacente puede considerarse como un caso particular de un método más general, que consiste en calcular la media aritmética de la canasta excluyendo parte de las colas de la distribución. El objetivo es determinar que porcentaje de cada cola debe cortarse para que el estimador hallado sea eficiente. Una medida de la eficiencia podría ser la suma de las diferencias al cuadrado de la serie resultante con la serie de tendencia de largo plazo, aproximada por ejemplo mediante el filtro de Hodrick-Prescott. El estimador eficiente será aquel que minimice este estadístico. Asimismo, la serie resultante deberá tener una dispersión menor a la de la inflación y una variación acumulada similar.

Debido al sesgo en la distribución es necesario centrar el corte en el percentil 59. Se probó excluyendo sucesivamente desde 0 hasta 40 por ciento de la cola derecha, calculando el valor correspondiente para la cola izquierda, de manera que el percentil 59 quedara en el centro. Para cada caso se calculó el estadístico descrito arriba para el periodo 95-99, así como la desviación estándar y la variación acumulada para el mismo periodo.

Se observa que la serie que minimiza el estadístico utilizado es la que excluye el 30 por ciento de la cola izquierda y el 13 por ciento de la derecha. Asimismo, esta serie presenta una variación acumulada para el periodo 1995-1999 de 44,5 por ciento, muy similar a la del IPC (44,3 por ciento) y una desviación estándar 50 por ciento menor a la de la inflación. Al igual que el método anterior, éste es inestable en cuanto la elección del percentil central, y el porcentaje óptimo a cortarse en cada cola puede variar a lo largo del tiempo.

**Gráfico 7**



### Características de un buen indicador de inflación subyacente

Las características que debe reunir una medida de inflación subyacente son las siguientes:

1. Debe ser de fácil cálculo para que sea fácilmente comprendido e interpretado por el mayor número de personas involucradas en la toma de decisiones.
2. Debe ser un indicador estable, por lo que no debe estar sujeto a escasas y poco significativas revisiones, cada vez que se añadan datos a la serie de inflación observada.
3. Debe ser un indicador creíble, por lo que en el largo plazo su evolución no debe apartarse de la inflación observada. Para que tenga credibilidad, es preferible que la inflación subyacente no subestime la inflación observada durante periodos largos.
4. Estar disponible oportunamente, de preferencia inmediatamente después de publicada la inflación oficial.
5. Tener una variabilidad menor a la inflación o que su variabilidad sea similar a la de las variables fundamentales.

En esta primera parte se han presentado tres clases de métodos estadísticos: aquéllos que otorgan ponderación cero a determinados rubros (métodos 1, 2, 5 y 6), aquéllos que suavizan la serie original (método 4) y aquéllos que sin excluir rubros reducen la variabilidad de algunos de ellos (método 3). El periodo de estudio comprende desde enero de 1995 hasta diciembre de 1999. El siguiente cuadro resume los resultados. Las variaciones correspondientes a los últimos 12 meses se encuentra en el anexo 4.

**Cuadro 3**

INDICES ALTERNATIVOS DE INFLACIÓN									
(Variaciones porcentuales)									
	Métodos								
	1		2	3	4	5	6		
IPC	Sin 15	Sin 20	Contr. Pond.	Infl. Norm.	Kernel	Mediana	Perc.59	Media Acot.	
1995	10,2	10,6	10,4	10,4	9,5	10,8	6,5	9,1	9,5
1996	11,8	12,3	11,5	9,9	11,5	10,9	7,8	9,0	10,1
1997	6,5	6,0	7,3	7,8	5,0	7,5	4,7	6,4	6,7
1998	6,0	7,0	6,8	6,8	6,4	5,4	4,6	6,0	6,4
1999	3,7	4,2	5,0	4,6	4,4	3,6	3,9	5,2	5,5
Var% acum.	44,3	47,5	47,9	46,2	42,3	44,2	30,4	41,2	44,5
Desv.est	0,45	0,30	0,29	0,32	0,41	0,27	0,19	0,22	0,22

Comparando los resultados de los métodos mencionados se observa que:

1. Las series de inflación subyacente muestran un comportamiento más suave que el de la inflación oficial. La variabilidad mensual se reduce respecto a la de la inflación en más de 50 por ciento en el caso del percentil 59 y la media acotada, más de 40 por ciento en el caso del kernel y en aproximadamente 30 por ciento al excluir los rubros con mayor variabilidad tanto en sus variaciones porcentuales mensuales, como en sus contribuciones ponderadas a la inflación.
2. Las variaciones acumuladas entre 1995 y diciembre de 1999 resultas ser algo inferiores a la inflación oficial para el método del percentil 59 y superiores en el caso de los indicadores que excluyen los rubros de mayor variabilidad en sus variaciones porcentuales. En el caso de estos últimos la razón es que excluyen el efecto de un choque positivo en la producción de los principales productos agrícolas, que ha determinado una caída en sus precios. Para el resto de indicadores se cumple que los choques de origen microeconómico tiendan a compensarse a lo largo del tiempo, lo que se condice con el requisito de que los indicadores de inflación subyacente no subestimen ni sobrestimen la inflación en el largo plazo.
3. En cuanto los métodos que otorgan ponderación cero a determinados rubros, éstos presentan, además de las bondades mencionadas para todos los indicadores, la ventaja que son de fácil comprensión por el público en general. Una característica necesaria sería, además, que los rubros excluidos no varíen en el tiempo para darle estabilidad al indicador. De los métodos presentados, el que excluye los rubros de mayor variabilidad en su contribución ponderada a la inflación es el que muestra mayor estabilidad, ya que la lista de rubros a excluirse no ha variado en los últimos 2 años. Por su parte, los métodos del percentil 59 y de la media acotada presentan el problema de la elección del percentil que en promedio contiene la media aritmética, dado que éste muestra

una tendencia decreciente en el tiempo. La desventaja de estos métodos es que existe el riesgo de que se estén excluyendo fluctuaciones debidas a factores macroeconómicos, por lo que se estaría perdiendo información útil sobre el proceso inflacionario. En teoría, la exclusión de rubros específicos requeriría la certeza de que las fluctuaciones de estos rubros se deban sólo a choques de corto plazo. Sin embargo, dado que los rubros excluidos contienen una alta proporción de ruido, su exclusión presenta más ventajas que desventajas.

4. En cuanto al método de suavización se utilizó un estimador no paramétrico de la tendencia, evitándose tener que escoger ex ante un parámetro determinado. El procedimiento asegura que el grado de suavización sea consistente con las propiedades cíclicas de los datos. Este método, sin embargo, tiene la desventaja de no ser capaz de aislar choques de varios meses de duración. Así por ejemplo, este método presenta una variación similar a la inflación en 1999, cuando debería presentar una variación superior al aislar el choque producido por la mayor oferta de alimentos observada desde mediados de 1998 posterior al fenómeno del Niño.
5. La inflación normalizada presenta la desventaja que es necesario revisar toda la serie cada vez que se incluye un dato adicional.

Considerando las características anotadas que deben cumplir un buen indicador de inflación subyacente como guía de política monetaria, se selecciona el método que excluye los rubros de mayor contribución ponderada a la inflación. Este método es de fácil comprensión por el público en general y muestra una alta estabilidad en el tiempo, no siendo sujeto de revisiones posteriores. Asimismo no subestima ni sobrestima la inflación y presenta un comportamiento más suave que ésta.

Por lo tanto, el indicador de inflación subyacente elegido es la variación del IPC excluyendo los siguientes rubros: carne de pollo, papa, transporte urbano, cebolla, pan, huevos, pescado, cítricos y otras hortalizas. Estos rubros representan aproximadamente el 21 por ciento de la canasta de consumo y son los más sensibles tanto a choques internos como externos. Cabe señalar que estos rubros se mantienen entre los diez con mayor variabilidad en la mayor contribución ponderada desde 1994.

Este resultado es consistente con lo encontrado en los diferentes estudios, los métodos de exclusión son los más usados por los bancos centrales, mientras que los modelos se utilizan más en el campo de la investigación.

### **Inflación subyacente y metas de inflación**

En enero de 2000 el BCRP anunció públicamente, por primera vez, el Programa Monetario Anual. En éste se fija como objetivo una tasa de inflación (medida con el Índice de Precios al Consumidor) que se ubique en un rango entre 3,5 y 4,0 por ciento. Para ello, se expandirá el saldo promedio de la emisión primaria a una tasa que se ubique entre 8 y 10 por ciento, lo que sería consistente con las proyecciones de crecimiento del Producto Interno Bruto nominal y real. Así, el BCRP ha incrementado su nivel de transparencia pues se establecen y hacen públicas las acciones de política en relación con su objetivo final.

En el cuadro se observa que en el período 1994-1999, la inflación subyacente se ubica más cerca del rango anunciado que la variación del IPC.

**Cuadro 4**

INFLACIÓN E INFLACIÓN SUBYACENTE			
	Metas de inflación	Inflación	Inflación subyacente
1994	15 - 20	15,4	17,5
1995	9 - 11	10,2	10,4
1996	9,5 - 11,5	11,8	9,9
1997	8 - 10	6,5	7,8
1998	7,5 - 9	6,0	6,8
1999	5 - 6	3,7	4,6

#### **IV. Medida de inflación subyacente en el Perú para fines de política monetaria**

En el contexto de una política monetaria con inflación objetivo, se requiere no sólo contar con un buen indicador o medida de inflación subyacente, sino también conocer el mecanismo de transmisión de la política monetaria hacia los precios.

En esta parte se presenta y se aplica para Perú una extensión a la técnica desarrollada por Quah y Vahey (1995) para medir la inflación subyacente a partir de la hipótesis de neutralidad del dinero en el largo plazo. De esta manera, la inflación subyacente se define como aquella parte de la inflación medida por el Índice de Precios al Consumidor que no tiene efectos sobre el producto real en el mediano y largo plazo.

Para incorporar estas hipótesis se imponen restricciones dinámicas sobre un sistema de vectores autorregresivos, las cuales separan los componentes transitorios y persistentes que afectan a la inflación medida con el Índice de Precios al Consumidor. Con ellos se halla una serie de inflación subyacente (COREINF). La técnica de estimación que se emplea para obtener esta medida de inflación subyacente es la de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) propuesta por Shapiro y Watson (1988) y Blanchard y Quah (1989). Esta metodología impone restricciones que permiten la descomposición de una serie de tiempo en sus componentes transitorio y persistente.

De esta manera, los choques a la tasa de inflación (IPCINF) pueden ser descompuestos en choques transitorios en el nivel de precios y choques persistentes en la tasa de inflación. Un choque persistente afecta la inflación subyacente (COREINF) y el producto en el corto plazo, pero se le considera neutral sobre el producto real en el largo plazo. Por su parte, un choque transitorio afecta al producto permanentemente, pero se le impone no afectar a la medida de inflación subyacente.

Con estas restricciones se identifica un vector autorregresivo (VAR), después de lo cual se obtienen los choques transitorio y permanente y, con ellos, se halla una serie de inflación subyacente.

#### **Metodología y resultados de las estimaciones**

Como se mencionó anteriormente, a partir del modelo inicialmente propuesto por Quah y Vahey (1995) y Blanchard y Quah (1989), se hace una extensión que incorpora variables monetarias. La intención de esto es capturar separadamente la contribución de los impulsos monetarios sobre la inflación medida por el Índice de Precios al Consumidor (IPCINF). Estos choques estarían incorporados en la COREINF estimada, al igual que los choques de precios, por lo que los choques de demanda estarían desagregados en dos partes.

El modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR) se estima utilizando las series mensuales de la tasa de crecimiento del producto real (con base 1979), la variación porcentual del saldo promedio de circulante nominal y la tasa de inflación medida por el Índice de Precios al Consumidor (IPCINF), series para la economía peruana, en el período comprendido entre enero de 1991 y diciembre de 1999. Las

pruebas de integración de las variables se realizaron con el test aumentado de Dickey- Fuller, resultando que todas las series son estacionarias. Por otra parte, se escogió el número de rezagos óptimo<sup>2</sup> en la especificación del modelo VAR, resultando seis rezagos.

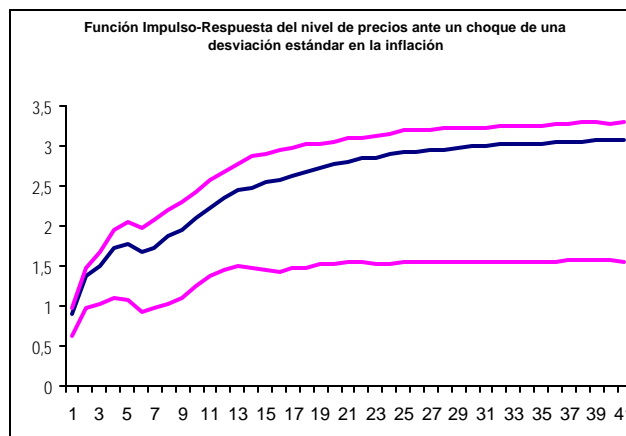
### Mecanismo de transmisión de la política monetaria a precios: funciones de impulso-respuesta acumuladas<sup>3</sup>

En el proceso de identificación del VAR primitivo se imponen restricciones de largo plazo para descomponer los choques estructurales de forma que cumplan las siguientes propiedades: primero, que los choques de inflación no tengan efecto sobre el crecimiento del producto real ni sobre la variación del saldo promedio de circulante en el largo plazo; y segundo, que los choques monetarios no tengan efecto sobre el crecimiento del producto real en el largo plazo (Anexo 5).

Con el objetivo de evaluar la significancia de nuestra medida de inflación subyacente (COREINF), es de esperarse que tales restricciones se reflejen en las funciones de impulso-respuesta.

Los choques sobre los tres tipos de perturbación tienen efectos dinámicos acumulados diferentes sobre el nivel de precios medido con el IPC. Como se aprecia en el Gráfico 8, un choque de precios, que representaría los choques de demanda que no son monetarios, tiene un efecto permanente sobre el nivel de precios, tomando entre 12 y 24 meses para estabilizarse en su nivel de largo plazo.

Gráfico 8



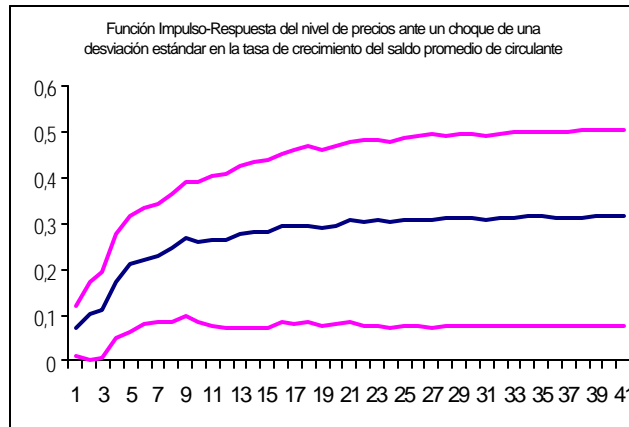
Por otro lado, como se observa en el gráfico 9, un choque monetario tiene también un efecto persistente sobre precios, a la vez que significativo tanto en el corto como en el largo plazo. Estos choques afectan al nivel de precios a partir del cuarto mes y la dinámica dura hasta los 24 meses, cuando el nivel de precios alcanza su nuevo nivel<sup>4</sup>. Este resultado plantea que la política monetaria es efectiva para reducir la inflación tanto en el corto como en el largo plazo.

<sup>2</sup> El número de rezagos de las variables endógenas en el VAR debe ser el mínimo que permita a los errores del modelo reducido ser ruido blanco.

<sup>3</sup> Impacto acumulado de un choque sobre una variable en las demás variables endógenas del modelo.

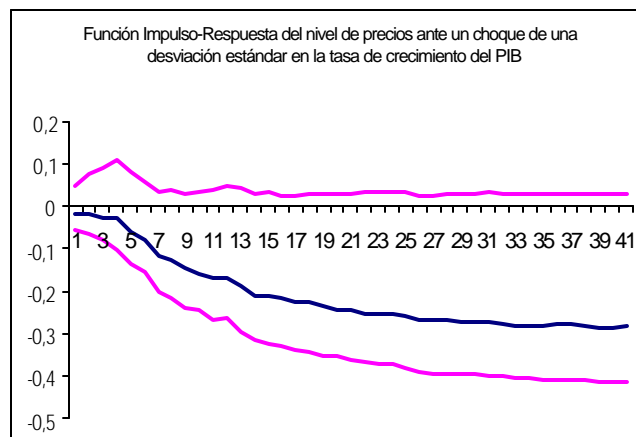
<sup>4</sup> Cabe anotar que el 80 por ciento del ajuste se realiza en nueve meses en el caso de un choque monetario.

**Gráfico 9**



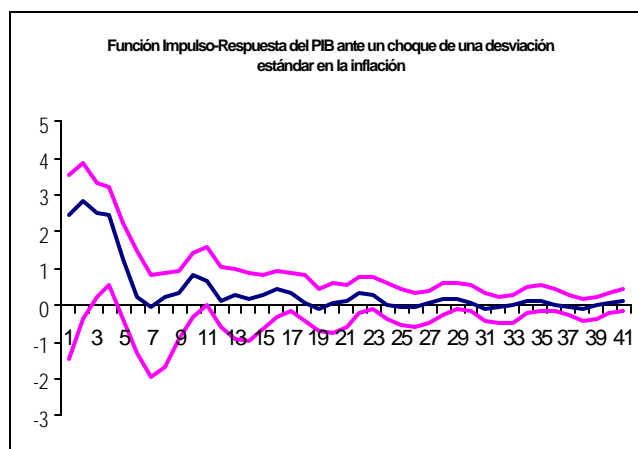
Cabe resaltar que, en la muestra estudiada, un choque de oferta positivo (transitorio) tiende a reducir el nivel de precios, estabilizándose después de 24 meses. Sin embargo, el choque transitorio no tiene efectos estadísticamente distintos de cero en el largo plazo sobre este nivel, como se puede observar en el gráfico 3. Así, esto mostraría que los choques transitorios son exactamente eso: perturbaciones que añaden ruido a la inflación medida con el IPC, pero que no son parte del proceso subyacente. Esta propiedad que los choques transitorios no tienen un impacto acumulado permanente sobre el nivel de precios no se ha impuesto como condición para identificar el VAR reducido. Sin embargo se cumple. Dado que la inflación subyacente que se obtiene no incluye el choque transitorio, ambas medidas de inflación, la medida con el IPC y la subyacente que se obtiene con esta metodología, deberían ser iguales en el largo plazo.

**Gráfico 10**



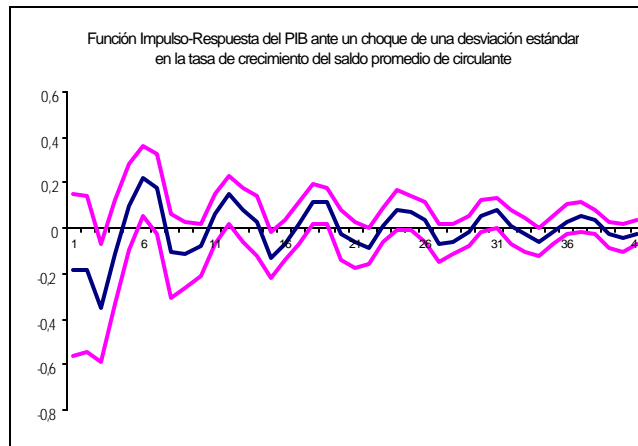
Con respecto a la respuesta del PIB real, se puede apreciar que los choques de precios no tienen efectos de largo plazo sobre éste, en tanto que los efectos de corto plazo son levemente positivos después de 4 ó 5 meses. A partir del sexto mes, el impacto acumulado del choque inicial es estadísticamente nulo, resultado de la imposición de la restricción de neutralidad en el largo plazo.

**Gráfico 11**



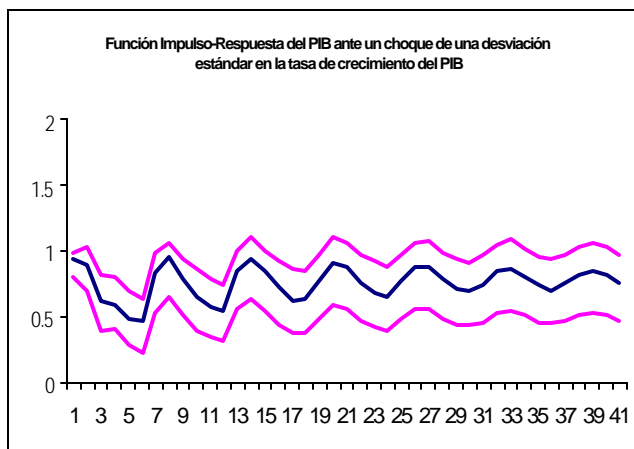
Lo mismo ocurre con los choques monetarios, los que producen efectos acumulados altamente variables sobre el PIB, pero después de aproximadamente 12 trimestres el impacto acumulado del choque es prácticamente nulo, producto de la imposición de la restricción de neutralidad en el largo plazo. Debe señalarse que, estadísticamente, el choque monetario sólo tiene un impacto acumulado significativo sobre el nivel de actividad económica después de 6 ó 7 meses, luego de los cuales se vuelve nulo. Por ello, se podría decir, sobre la base de estos resultados, que existen razones más importantes para explicar las fluctuaciones del PIB que la política monetaria.

**Gráfico 12**



Finalmente, los resultados muestran que el choque transitorio sí tiene un impacto acumulado altamente significativo y persistente sobre el producto real, estabilizándose en su nivel de largo plazo después de aproximadamente 12 meses. Esto podría indicar que los choques de oferta son un componente muy importante en el crecimiento del nivel de actividad económica y explicarían parte importante de su evolución general.

Gráfico 13



### Descomposición de la varianza de la tasa de inflación medida con el IPC

La descomposición de la varianza de IPCINF nos permite medir la importancia relativa de los choques transitorios y persistentes sobre esta medida de inflación. La interpretación es la que sigue: se define el error de predicción de la inflación medida con el IPC  $k$  meses en el futuro como la diferencia entre la inflación IPC realizada y su predicción,  $k$  meses antes. Este error de predicción es el resultado de choques no anticipados de naturaleza transitoria, monetaria o de precios (de demanda, pero no monetarios). El cuadro 5 presenta la descomposición de la varianza de este error de predicción a través de distintos horizontes de tiempo. Si los choques transitorios tienen sólo un impacto de corto plazo sobre IPCINF, entonces estos choques no deberían contribuir a explicar parte importante de la varianza de IPCINF en el largo plazo. Cabe indicar que los tres tipos de choques no están correlacionados, por lo que la suma de las contribuciones relativas siempre debe ser 100 por ciento.

Cuadro 5

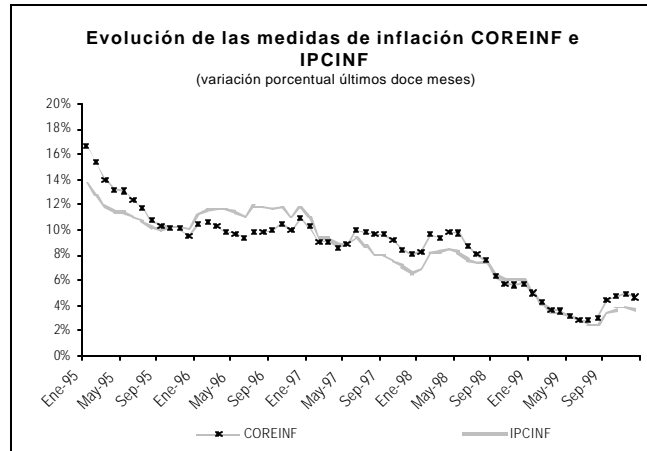
DESCOMPOSICIÓN DE VARIANZA DE LA TASA DE INFLACIÓN (IPCINF)			
Horizonte (meses)	IPCINF		
	Choque transitorio	Choque monetario	Choque de precios
0	0.02288	0.17336	0.80376
1	0.04385	0.15744	0.7987
6	0.08436	0.32244	0.5932
12	0.08357	0.37758	0.53884
24	0.08312	0.40496	0.51192
48	0.08301	0.40966	0.50732
Largo-plazo	0.08301	0.40978	0.50721

En el cuadro 5 se observa que los choques que principalmente originan las fluctuaciones en IPCINF en el corto plazo son los choques de precios, pero a partir del sexto mes, los choques monetarios empiezan a tener una contribución relativa más importante. En todo caso, la suma de estos dos choques, que juntos conforman la inflación subyacente, explican siempre más del 90 por ciento de la varianza del error de predicción de la inflación medida con el IPC, lo cual es consistente con la hipótesis que la inflación que se obtiene con esta metodología es el proceso que subyace en la IPCINF.

## Inflación subyacente estimada

Siguiendo la metodología de Quah y Vahey (1995), la inflación subyacente es estimada como el proceso inflacionario que se obtendría en ausencia de los choques transitorios.

Gráfico 14



En el gráfico 14 se observa las dos series estimadas empleando la metodología de Quah y Vahey. COREINF incorpora los choques de precios y los choques monetarios. La otra serie en el gráfico es la inflación medida con el IPC. A diciembre de 1999, COREINF se situó en 4,7 por ciento durante los doce últimos meses, en tanto que IPCINF se ubicó en 3,7 por ciento. Por ello, la inflación medida con el IPC estaría en ese nivel debido principalmente a choques transitorios.

## V. Conclusiones

Para este trabajo se considera un concepto amplio de inflación subyacente que involucra la inflación aislando el componente permanente o de largo plazo, que depende de las variables económicas fundamentales.

Un buen indicador de inflación subyacente debe servir de guía para la política monetaria, por lo que debe ser una meta viable de alcanzar. Además, para que el indicador goce de la credibilidad de los diferentes agentes económicos, la comunicación de cómo se calcula debe ser fácil y el cálculo verificable, debe estar sujeto sólo a escasas revisiones y no debe apartarse significativamente de la inflación en el largo plazo. Otras características importantes son que debe estar disponible oportunamente y debe tener una variabilidad menor a la inflación calculada con el IPC.

Se concluyó que la mejor propuesta la constituía el indicador que excluye los rubros con mayor variabilidad en su contribución ponderada a la inflación: carne de pollo, transporte urbano, papa, cebolla, pan, huevos, pescado, cítricos y otras hortalizas. Este indicador reduce la variabilidad en un 30 por ciento y tiene una variación acumulada entre 1995 y diciembre de 1999 de 46,2 por ciento (versus 44,3 por ciento del IPC). Este indicador además de ser fácil de calcular —característica que tienen casi todos los métodos estadísticos— es el más estable de todos.

Si bien el indicador elegido sigue siendo el mejor para la evaluación de la política monetaria realizada por el Banco Central, es conveniente hacer el seguimiento de los diferentes métodos para tener una visión más completa del proceso inflacionario.

En este contexto, se estimó un modelo utilizando la metodología de VAR estructural para descomponer los choques sobre la tasa de inflación en choques transitorios y choques persistentes. Estos choques transitorios sólo introducen ruido en el proceso inflacionario e impiden observar el verdadero proceso inflacionario, que es finalmente el que un Banco Central debería tener como guía para realizar la política monetaria.

Para medir la inflación subyacente desde este punto de vista, se considera aquellos componentes de la inflación medida por el IPC que no tienen efecto en el mediano y largo plazo sobre el producto real. Esta idea es consistente con la hipótesis de una curva de Phillips de largo plazo vertical. El estimado de inflación subyacente ha sido obtenido a partir de un sistema de vectores autorregresivos (VAR) bajo el supuesto que los cambios observados en la medida de inflación están afectados por dos tipos de distorsiones: uno que proviene por el lado de la demanda agregada y otro que proviene por el lado de la oferta agregada. Las distorsiones del primer tipo no tienen impacto en el producto real en el mediano ni en el largo plazo, mientras que las del segundo tipo pueden tenerlo.

Se puede concluir que las distorsiones que provienen por el lado de la demanda son ajustadas rápidamente por el sector real, pero tienen un efecto prolongado en la tasa de inflación. Mientras, las distorsiones que provienen por el lado de la oferta tienen efectos menos prolongados sobre la inflación, pero efectos reales permanentes.

También se puede concluir que el impacto acumulado de las distorsiones que provienen por el lado de la oferta sobre la tasa de inflación podrían ser distintos de cero por algunos períodos debido a errores en la inflación esperada o a la rigidez de precios nominales, la que podría obedecer a la presencia de costos de ajuste o a la incertidumbre sobre la duración de los efectos de tales distorsiones. Esto se manifestaría como desviaciones de la inflación medida con el IPC respecto al verdadero proceso inflacionario subyacente.

En términos de política económica, el cálculo de un indicador de la inflación como la subyacente tiene bastante relevancia. Si el BCRP se impone metas de inflación explícitas, estas metas deben ser consistentes con indicadores que reflejen adecuadamente los efectos de la política económica.

En este trabajo se han expuesto dos de los principales argumentos por los cuales el BCRP no debe responder a los choques de oferta. El primero es que está fuera del alcance de la autoridad monetaria anticipar tales cambios en el nivel de precios. El segundo es que, como tales cambios son percibidos como eventos de una sola vez, el ajuste monetario para enfrentar tales choques implicaría altos costos en términos de producción y desempleo.

Finalmente debe reconocerse la posibilidad de futuras extensiones al modelo. El modelo puede ser estimado incorporando variables que capturen mejor las condiciones de la economía y variables de control de la política económica. El modelo podría ser estimado utilizando una medida alternativa de condición económica. Esta posible medida podría ser la brecha entre el producto potencial y el producto efectivo, que indicaría cuándo la economía tuvo un exceso de demanda, exceso de oferta o estuvo en equilibrio. Además, el supuesto que la respuesta de la tasa de inflación a choques positivos y negativos sea simétrica podría ser probado. En todo caso, no debe dejarse de mencionar que la muestra sobre la que se basa la estimación es reducida.

No es menos importante decir que sería interesante hallar un modelo que permita caracterizar el comportamiento de la inflación subyacente. Sería una manera alternativa, y más eficiente, de obtener una predicción de la misma. Con el modelo estimado en este trabajo, lo que se puede hacer es, dados los supuestos sobre el saldo promedio diario del circulante, la inflación IPC y el PIB, obtener una medida de inflación subyacente acorde con éstos. Cabe indicar que, con este último método, se estarían

incorporando los posibles errores que se podrían estar cometiendo al estimar estas tres variables. Por ello, sería interesante utilizar ambos métodos como indicadores. Y es que es importante, en un esquema de inflation targeting, contar con un forecast de inflación pues ésta es la meta intermedia en el esquema. Con la predicción de inflación sería posible hacer correcciones anticipadamente, considerando que existen rezagos en el mecanismo de transmisión de la política monetaria, adecuando los instrumentos con los que cuenta el Banco Central, de tal manera que la inflación subyacente realizada se mantenga en el nivel objetivo.

## Referencias

- Alvarez, Julián y M de los Llanos, Matea** (1997), "Underlying inflation measures in Spain".
- Banco Central de Reserva del Perú** (1998), "La inflación subyacente en el Perú". Notas de Estudios, abril 1998.
- Blanchard, O. J. y Quah, D.** "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", American Economic Review, September, vol. 79, pg. 655-73.
- Blix, Marten, (1995)** "Underlying Inflation - A Common Trends Approach, \_Institute for International Economic Studies, Stockholm University, Suecia. Marzo 1995.
- Bryan, Michael y Stephen Cecchetti** (1993), "The Consumer Price Index as a Measure of Inflation". BER, Working Paper No. 4505.
- Claus, Iris,** "A Measure of Underlying Inflation in the United States Working Paper 97-20, Bank of Canada, Ottawa
- Coe, David y Mc Dermott, John** (1996), "Does the Gap Model Work in Asia?". IMF Working Paper.
- Eckstein, Otto** (1981), "Core Inflation". Prentice-Hall.
- Friedman, M. (1963),** "Inflation, causes and consequences". Asia Publishing House (Nueva York).
- Herrada, Rafael y Valdivia, Luis** (1996), "Inflación e Inflación subyacente en el Perú". Trabajo presentado en el Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú.
- Goodfriend, M. y R. King (1997)** "The New Neoclassical synthesis and the role of monetary policy. NBER Macroeconomics Annual, pg. 231-83.
- Gordon, R. (1992)** "Measuring the aggregate price level: implications for economic performance and policy". NBER Working Paper No. 3969.
- Hamilton, James (1995),** "Time series analysis", \_Princeton University Press. Princeton, Nueva Jersey.
- Leiderman, Leonardo y Svensson, Lars ,** "Inflation Targets".
- Mateos, Calixto y Gaytán, Alejandro,** "Medidas alternativas de inflación". Documento de Investigación No. 9802, Banco de México.
- Melo V., Luis F. y Hamman, Frank**"Inflación Básica: Una Estimación Basada en Modelos VAR Estructurales". *mimeo*\_ Banco de la República de Colombia
- Quah, Danny y Vahey, Shawn P.** (1995), "Measuring Core Inflation". Economic Journal, September 1995.
- Roger, Scott,** "Measures of Underlying Inflation in New Zeland, 1981-95". Discussion Paper Series G95/5. Reserve Bank of New Zeland
- Roger Scott** (1997), "A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-1996". Reserve Bank of New Zealand.

**Roger, Scott**, Core Inflation: Concepts, uses and measurement., Bank of New Zealand, Discussion paper G98/9.

**Shapiro, M. y Watson, M.** "Sources of business cycle fluctuations". NBER Macroeconomic Annual (ed. Fischer, S.), pg. 111-48. Cambridge, MIT Press.

## ANEXO 1

### INFLACIÓN EXCLUYENDO LOS RUBROS DE MAYOR VARIABILIDAD EN SUS VARIACIONES PORCENTUALES MENSUALES 1995-1999

	Pond. excluida	Variación acum. 1995 - 1999	Desv. est. de la inflación
<b>INDICE GENERAL</b>	<b>0,0%</b>	<b>44,3</b>	<b>0,45</b>
<b>IPC excluyendo:</b>			
CEBOLLA	0,5%	44,4	0,44
APIO	0,6%	44,4	0,43
TOMATE	1,0%	44,6	0,43
CHOCLO	1,3%	44,6	0,45
ZAPALLO	1,6%	44,7	0,46
CITRICOS	2,5%	45,0	0,44
PAPAYA	2,7%	45,1	0,44
UVA	2,8%	45,2	0,45
CAMOTE	2,9%	45,2	0,44
HUEVOS	3,8%	45,2	0,43
TRANSPORTE NAC.	4,0%	44,9	0,43
OTRAS GRASAS	4,0%	44,9	0,43
PAPA	5,8%	45,2	0,43
OLLUCO	5,9%	45,4	0,43
ZANAHORIA	6,2%	45,4	0,43
AJI	6,2%	45,5	0,43
LEGUMBRES FRESCAS	6,8%	45,6	0,45
OTRAS HORTALIZAS	7,6%	45,8	0,43
CARNE DE POLLO FRESCA	12,0%	47,2	0,32
PALTA	12,2%	47,3	0,32
MENUDENCIA DE POLLO	12,4%	47,4	0,32
AJOS	12,6%	47,4	0,32
OTRAS FRUTAS FRESCAS	13,0%	47,5	0,31
DURAZNOS	13,2%	47,6	0,32
PESCADO FRES.Y CON	14,8%	47,5	0,30
FRIJOL	15,1%	47,5	0,30
MAIZ	15,2%	47,5	0,30
PLATANO	15,6%	47,6	0,30
TRANSPORTE INTERNACIONAL	15,6%	47,6	0,30
YUCA	15,8%	47,6	0,30
MARISCOS	16,0%	47,6	0,30
MANZANA	16,4%	47,7	0,30
GAS	17,6%	48,1	0,29
CIGARRILLOS	17,8%	47,9	0,29
PESCADOS EN CONSERVA	18,0%	47,8	0,29
TEXTOS Y UTILES ESCOLARES	18,9%	47,7	0,29
AZUCAR	20,5%	47,9	0,29
CONSUMO DE AGUA	21,5%	47,2	0,29
HARINA Y OTROS DERIVADOS	21,6%	47,3	0,29
ACEITUNA	21,7%	47,2	0,29
BEBIDAS GASEOSAS	22,9%	48,2	0,30
FRUTAS SECAS	22,9%	48,2	0,30
PASAJE EN AVION	23,0%	48,2	0,30
SERV.URB.E INTER.	29,4%	47,5	0,28
KEROSENE	30,7%	47,1	0,29

## ANEXO 2

### RUBROS DE MAYOR DISPERSIÓN EN SU CONTRIBUCIÓN PONDERAD A LA INFLACIÓN

RUBRO	POND. ACUM.	DESV.EST. CONTR.POND.	DESV.EST. SERIE SIN:	VAR% ACUM SERIE SIN:
<b>IPC</b>			<b>0,452</b>	<b>44,3</b>
CARNE DE POLLO	4,3	0,313	0,395	45,5
PAPA	6,1	0,170	0,344	45,8
CITRICOS	7,0	0,133	0,386	46,2
CEBOLLA	7,5	0,121	0,355	46,3
TRANSPORTE URBANO E INTERURBANO	13,9	0,116	0,371	45,6
PESCADO FRESCO Y CONGELADO	15,5	0,088	0,371	45,4
PAN	19,6	0,069	0,377	46,0
OTRAS HORTALIZAS	20,4	0,067	0,337	46,2
HUEVOS	21,2	0,066	0,316	46,2
TOMATE	21,6	0,065	0,291	46,4
CHOCLO	21,9	0,062	0,296	46,5
COMID F/H	34,5	0,058	0,313	45,3
MATRICULA Y PENSION DE ENSEÑANZA	37,5	0,054	0,288	43,2

### ANEXO 3

#### ANÁLISIS DE LA DISTRIBUCIÓN DE LAS VARIACIONES DE PRECIOS

Al analizar la distribución de las variaciones se encuentra que su distribución no es normal, debido a que muestran un sesgo hacia la derecha y un alto grado de curtosis. El sesgo nos indica el grado de asimetría de la distribución. Un sesgo positivo indica que la cola derecha de la distribución es más larga, mientras que un sesgo negativo que la cola izquierda es más larga. La curtosis nos indica la elevación o achatamiento de una distribución comparada con la distribución normal. Una curtosis mayor a 0 indica una distribución relativamente elevada, mientras que una menor a 0 indica una distribución relativamente plana. Cabe señalar que la distribución normal tiene sesgo y curtosis iguales a 0.

$$\text{Varianza: } s^2 = \sum_i w_i (x_i - \bar{x})^2$$

$$\text{Sesgo: } s = \sum_i w_i (x_i - \bar{x})^3 / s^3$$

$$\text{Curtosis: } k = \sum_i w_i (x_i - \bar{x})^4 / s^4 - 3$$

Donde  $x_i$  y  $w_i$  representan la variación porcentual del precio del rubro  $i$  y su ponderación implícita, y  $\bar{x}$  la inflación, es decir, el promedio ponderado de las variaciones de todos los rubros.

El siguiente cuadro se basa en un cálculo realizado para el periodo comprendido entre 1991 y 1999 de la varianza, el sesgo y la curtosis de las variaciones de precios de todos los 157 rubros de la canasta de consumo.

	Inflación acumulada	Desviación estándar	Sesgo	Curtosis
1992	56,7	23,2	0,9	3,2
1993	39,5	16,7	1,3	11,1
1994	15,4	17,3	4,0	35,4
1995	10,2	7,4	-0,2	1,8
1996	11,8	8,1	0,7	0,8
1997	6,5	12,7	5,8	63,2
1998	6,0	9,8	-0,6	11,3
1999	3,7	10,0	0,2	4,7

En el cuadro se observa que la distribución de las variaciones anuales de precios de los diferentes rubros de la canasta de consumo está sesgada hacia la derecha en el periodo de 1992 a 1997 (a excepción de 1995). En los dos últimos años se observan sesgos cercanos a cero. Asimismo, la distribución es leptocúrtica. El sesgo invalida el uso de la mediana como una medida de tendencia central y la leptocurtosis vuelve a la media aritmética más sensible respecto a variaciones extremas.

## ANEXO 4

### INDICES ALTERNATIVOS DE INFLACIÓN VARIACIONES ÚLTIMOS 12 MESES

	IPC	MÉTODOS						
		1		2	3	4	5	6
		SIN 15	SIN 20	CONTR. POND.	NORM.	KERNEL	PERC59	MEDIA ACOT.
ENE 96	11,18	12,32	10,61	9,97	10,43	10,94	8,84	9,44
FEB	11,62	13,22	10,76	9,95	10,96	11,10	8,67	9,55
MAR	11,63	13,09	10,86	10,26	10,88	11,26	8,80	9,89
ABR	11,50	12,39	10,89	10,73	10,61	11,40	9,30	9,66
MAY	11,38	12,42	11,33	11,03	10,92	11,51	9,71	10,11
JUN	11,01	12,48	11,92	10,74	10,81	11,56	9,59	10,13
JUL	11,90	12,89	11,33	10,51	10,89	11,57	9,18	9,96
AGO	11,79	11,89	10,38	10,27	10,12	11,58	9,03	9,84
SET	11,69	11,67	10,54	10,24	9,91	11,56	8,92	9,87
OCT	11,93	12,27	10,43	10,00	10,26	11,44	8,91	9,84
NOV	11,08	11,59	10,59	9,88	10,12	11,21	9,00	9,93
DIC	11,83	12,31	11,15	9,89	11,45	10,86	8,96	10,11
ENE 97	10,99	11,46	11,22	9,67	11,30	10,48	8,97	10,17
FEB	9,41	9,33	11,53	10,05	9,64	10,11	9,26	10,13
MAR	9,29	9,05	10,78	9,37	9,39	9,75	8,49	9,41
ABR	8,78	8,42	10,12	8,56	8,46	9,41	8,07	9,02
MAY	8,81	8,43	9,28	7,85	7,93	9,07	7,33	8,37
JUN	9,48	8,97	8,28	7,72	8,27	8,79	7,13	8,22
JUL	8,90	8,23	8,23	7,78	7,61	8,53	7,20	7,96
AGO	8,15	7,70	8,16	7,88	7,07	8,24	6,90	7,62
SET	8,12	7,62	7,68	8,07	6,73	7,96	6,62	7,28
OCT	7,50	7,00	7,64	8,31	6,24	7,73	6,87	7,20
NOV	7,08	6,72	7,06	7,99	5,70	7,57	6,52	6,83
DIC	6,48	6,02	6,49	7,81	4,98	7,53	6,43	6,70
ENE 98	6,93	6,47	6,46	7,82	5,24	7,58	6,37	6,51
FEB	8,15	7,52	6,10	7,68	6,22	7,66	6,09	6,28
MAR	8,20	7,16	6,37	8,05	5,76	7,75	6,04	6,36
ABR	8,44	7,45	6,34	8,27	6,14	7,82	5,87	6,25
MAY	8,26	7,40	6,28	8,34	5,93	7,81	5,77	6,01
JUN	7,66	6,67	6,15	8,18	5,28	7,66	5,41	5,58
JUL	7,44	6,83	6,29	7,85	5,15	7,40	5,24	5,63
AGO	7,48	7,47	6,33	6,85	5,36	7,10	5,27	5,76
SEP	6,59	7,12	6,58	6,26	5,90	6,73	5,62	5,90
OCT	6,07	6,97	6,99	6,29	6,40	6,32	5,87	6,28
NOV	6,02	7,04	7,29	6,53	6,61	5,86	6,17	6,53
DIC	6,00	6,97	6,95	6,82	6,38	5,37	6,03	6,43
ENE 99	5,06	5,90	6,78	6,90	5,44	4,89	6,07	6,35
FEB	4,11	5,49	6,68	6,30	5,04	4,43	6,10	6,39
MAR	3,38	5,09	6,32	5,71	4,88	3,99	6,25	6,41
ABR	3,36	5,17	6,54	5,58	5,05	3,57	6,26	6,55
MAY	3,24	4,95	6,52	5,54	5,19	3,27	6,24	6,53
JUN	2,88	4,90	6,19	5,30	5,39	3,12	6,44	6,60
JUL	2,51	4,67	5,72	5,02	5,65	3,09	6,35	6,41
AGO	2,42	3,83	5,80	5,83	5,61	3,15	6,35	6,34
SEP	3,44	4,30	5,77	5,82	5,74	3,25	6,15	6,25
OCT	3,66	4,17	5,42	5,47	4,80	3,39	5,61	5,82
NOV	3,92	4,28	5,22	5,03	4,71	3,52	5,35	5,60
DIC	3,73	4,15	5,25	4,63	4,38	3,62	5,25	5,51

## ANEXO 5

La metodología propuesta para calcular la inflación subyacente es similar a la que plantearon Blanchard y Quah (1989), como una forma alternativa a la descomposición de Choleski, para obtener una identificación estructural a partir de la forma reducida de un sistema de vectores autorregresivos (VAR).

La descomposición de Choleski permite identificar un VAR primitivo imponiendo la restricción que una de las variables endógenas no tiene efectos contemporáneos sobre la otra, solucionando el problema de subidentificación, pero no tiene una adecuada intuición económica.

La definición de inflación subyacente que se utiliza es una que sólo incorpora los choques persistentes. Éstos pueden tener un impacto en el producto en el corto plazo, pero no en el mediano ni largo plazo. Esta definición es consistente con la hipótesis de una curva de Phillips de largo plazo vertical.

Se define a  $X_t = [\Delta Y_t \quad p_t]'$  como un vector de procesos estacionarios en covariancias. Para identificar el modelo primitivo o estructural, el VAR es estimado primero en su forma no restringida (reducida):

$$X_t = \Phi(L)X_{t-1} + e_t \quad (1)$$

donde  $\Phi(L) = (I - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^p)$  y  $e_t$  debe ser un vector de innovaciones no autocorrelacionadas.

Como todas las ecuaciones en el sistema tienen la misma matriz de regresores, la estimación de (1) equivale a estimar por separado cada ecuación del sistema mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios, después de incluir el número óptimo de rezagos,  $p$ , para eliminar la autocorrelación en los residuos. El modelo no restringido estimado puede entonces ser invertido a su representación de medias móviles de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} X_t &= C_0 e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} C_j e_{t-j} \quad \text{Var}(e) = \Omega \end{aligned} \quad (2)$$

donde  $C_0 = I$ . Por otro lado, en la representación de medias móviles, cada elemento de  $X_t$  puede ser expresado como una combinación lineal de choques estructurales contemporáneos y pasados. Esto es:

$$\begin{aligned} X_t &= D_0 h_t + D_1 h_{t-1} + D_2 h_{t-2} + \dots \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} D_j h_{t-j} \quad \text{Var}(h) = I \end{aligned} \quad (3)$$

El supuesto que la matriz varianza-covarianza de los choques estructurales sea una matriz identidad implica dos cosas sobre la distribución de tales perturbaciones. La primera es que se asume que los choques transitorios y los choques persistentes son independientes. La segunda es que se asume que la varianza de tales perturbaciones son iguales a la unidad.

De las ecuaciones (2) y (3) tenemos:

$$\begin{aligned} e_t &= D_0 h_t \\ D_j &= C_j D_0 \end{aligned} \quad (4)$$

Se define a  $d_{mn}(j)$  como el  $j$ -ésimo coeficiente en la fila  $m$  y columna  $n$  de la matriz  $D_j$ , que es de dimensión  $2 \times 2$ . Así,  $D_j$  representará el impacto de la  $(t-j)$ -ésima perturbación, mientras que  $D(1)$  se referirá al impacto total de todos los multiplicadores (multiplicador de largo plazo):

$$D(1) = \sum_{j=0}^{\infty} D_j \quad D_j = \begin{pmatrix} d_{11}(j) & d_{12}(j) \\ d_{21}(j) & d_{22}(j) \end{pmatrix} \quad (5)$$

La manera más sencilla de mostrar cómo las restricciones de largo plazo identifican a la inflación subyacente es escribiendo la suma en (3) como:

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \mathbf{p}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{f}_{\Delta y} \\ \mathbf{f}_p \end{pmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{pmatrix} d_{11}(j)\mathbf{h}_{\Delta y,t-j} & d_{12}(j)\mathbf{h}_{p,t-j} \\ d_{21}(j)\mathbf{h}_{\Delta y,t-j} & d_{22}(j)\mathbf{h}_{p,t-j} \end{pmatrix} \quad (6)$$

donde  $\mathbf{h}_{\Delta y}$  es el choque estructural que surge de la evolución de la oferta agregada, mientras que  $\mathbf{h}_p$  es el choque estructural que surge de la evolución de la demanda agregada. El supuesto de neutralidad de los choques nominales sobre el producto real requiere que  $\sum_{j=0}^{\infty} d_{12}(j)$  sea igual a cero. Así, se puede definir a la inflación subyacente como el componente de la inflación medida con el IPC que no tiene efectos permanentes sobre el producto real:

$$\text{Inf. subyacente} := \mathbf{f}_p + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22}(j)\mathbf{h}_{p,t-j}$$

donde  $:=$  denota definición. Se ha excluido el componente correspondiente a choques reales  $\sum_{j=0}^{\infty} d_{21}(j)\mathbf{h}_{\Delta y,t-j}$  debido a que éste podría tener efectos permanentes sobre el producto real.

## ANEXO 6

### Evolución de las medidas de inflación COREINF, IPCINF y la subyacente que emplea el BCRP

(variación porcentual últimos doce meses)

