

# **UNA MEDIDA ALTERNATIVA PARA LA INFLACIÓN SUBYACENTE**

## **ÍNDICE DE CONTENIDOS**

<b>CAPÍTULO 1</b>	
<b>INTRODUCCIÓN</b> .....	8
<b>CAPÍTULO 2</b>	
<b>PROBLEMÁTICA</b> .....	10
2.1 OBJETIVOS .....	12
2.2 HIPÓTESIS .....	12
<b>CAPÍTULO 3</b>	
<b>MARCO TEÓRICO</b> .....	14
3.1 ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR (IPC) .....	14
3.2 INFLACIÓN SUBYACENTE .....	24
3.3 MODELO ECONÓMICO: MODELO DE LAS ISLAS, LUCAS (1972) .....	31
<b>CAPÍTULO 4</b>	
<b>MARCO PRÁCTICO</b> .....	39
4.1 EVOLUCIÓN DE LA INFLACIÓN EN EL PERIODO 1980 – 2006 .....	39
4.2 LA INFLACIÓN SUBYACENTE Y EL BCB .....	44
4.3 CARACTERÍSTICAS DEL INDICADOR SUBYACENTE DEL BCB .....	48
4.4 UNA MEDIDA DE INFLACIÓN SUBYACENTE BASADA EN LA DEFINICIÓN DE INFLACIÓN .....	52
<b>CAPÍTULO 5</b>	
<b>CONCLUSIONES</b> .....	71
<b>BIBLIOGRAFÍA</b> .....	73

**ÍNDICE DE GRÁFICOS**

<b>CAPÍTULO 2</b>	
<b>PROBLEMÁTICA</b> .....	10
<b>Gráfico 2.1</b>	
OMA/M <sup>3</sup> , INFLACIÓN E INFLACIÓN SUBYACENTE.....	11
<b>CAPÍTULO 3</b>	
<b>MARCO TEÓRICO</b> .....	14
<b>Gráfico 3.1</b>	
DISPERSIÓN DE LA VOLATILIDAD DEL IPC Y DEL ÍNDICE DEL CAPÍTULO ALIMENTOS Y BEBIDAS .....	26
<b>Gráfico 3.2</b>	
RESPUESTA DE LA INFLACIÓN EN ECONOMÍAS ESTABLES E INESTABLES .....	37
<b>CAPÍTULO 4</b>	
<b>MARCO PRÁCTICO</b> .....	39
<b>Gráfico 4.1</b>	
EVOLUCIÓN DE LA INFLACIÓN .....	42
<b>Gráfico 4.2</b>	
INFLACIÓN, INFLACIÓN SUBYACENTE Y METAS DE INFLACIÓN .....	46
<b>Gráfico 4.3</b>	
PONDERACIÓN DEL SUBGRUPO PAN Y CEREALES .....	47
<b>Gráfico 4.4</b>	
VOLATILIDAD DE LA IS Y DEL IPC.....	49
<b>Gráfico 4.5</b>	
IPC, MEDIA ARITMÉTICA Y MEDIANA DE LAS SERIES FILTRADAS CON EL FILTRO CF.....	61
<b>Gráfico 4.6</b>	
ÍNDICE SUBYACENTE MEDIO,ÍNDICE SUBYACENTE DEL BCB Y EL IPC.....	62
<b>Gráfico 4.7</b>	
VOLATILIDAD DE LA ISM Y DEL IPC.....	65
<b>Gráfico 4.8</b>	
ALGORITMO DEL BLOCK-BOOTSTRAPPING.....	67
<b>Gráfico 4.9</b>	
BANDAS DE CONFIANZA CON EL FILTRO CF ASIMÉTRICO PARA LA ISM E INFLACIÓN OBSERVADA .....	68
<b>Gráfico 4.10</b>	
BANDAS DE CONFIANZA CON EL FILTRO CF ASIMÉTRICO PARA LA ISM E INFLACIÓN OBSERVADA .....	69
<b>ANEXOS</b> .....	77
<b>ANEXO 4</b>	
<b>INTRODUCCIÓN AL ANÁLISIS ESPECTRAL</b> .....	86
<b>Gráfico A.4.1</b>	
PERIODIGRAMA DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR .....	87
<b>Gráfico A.4.2</b>	
PERIODIGRAMA DE LA INFLACIÓN OBSERVADA.....	88
<b>ANEXO 5</b>	
<b>EL INDICADOR SUBYACENTE DE LA MEDIANA</b> .....	89
<b>Gráfico A.5.1</b>	

EL ÍNDICE SUBYACENTE DE LA MEDIANA Y EL IPC .....	90
<b>ANEXO 7</b>	
<b>APROXIMACIÓN AL ISM</b> .....	100
<b>Gráfico A.7.1</b>	
EVOLUCIÓN DEL IPC, ISM Y AP .....	103

**ÍNDICE DE CUADROS**

<b>CAPÍTULO 3</b>	
<b>MARCO TEÓRICO</b> .....	14
<b>Cuadro 3.1</b>	
CLASIFICACIÓN DE LOS ARTÍCULOS DEL IPC-66 .....	14
<b>Cuadro 3.2</b>	
CLASIFICACIÓN POR TIPO DE GASTO DE LOS ARTÍCULOS DEL IPC-91 .	16
<b>Cuadro 3.3</b>	
CLASIFICACIÓN POR TIPO DE TRANSABILIDAD DE LOS ART.	
DEL IPC-91 .....	16
<b>Cuadro 3.4</b>	
CARACTERÍSTICAS DE LAS PRINCIPALES METODOLOGÍAS PARA EL	
CÁLCULO DE LA INFLACIÓN SUBYACENTE.....	30
<b>Cuadro 3.5</b>	
INFLACIÓN SUBYACENTE EN SEIS PAÍSES SELECCIONADOS .....	31
<b>CAPÍTULO 4</b>	
<b>MARCO PRÁCTICO</b> .....	39
<b>Cuadro 4.1</b>	
INFLACIÓN Y CRECIMIENTO MONETARIO EN AMÉRICA LATINA,	
1970-1980 .....	39
<b>Cuadro 4.2</b>	
CARACT. DESEABLES EN UNA MEDIDA DE INFLACIÓN SUBYACENTE ...	49
<b>Cuadro 4.3</b>	
SESGO DE LA MEDIDA DE INFLACIÓN SUBYACENTE DEL BCB .....	49
<b>Cuadro 4.4</b>	
EL INDICADOR SUBYACENTE DEL BCB COMO ATRACTOR DE	
LA INFLACIÓN TOTAL.....	51
<b>Cuadro 4.5</b>	
COMPARACIÓN DE LOS FILTROS ESTADÍSTICOS DESARROLLADOS ....	58
<b>Cuadro 4.6</b>	
COMPARACIÓN DE LAS MEDIDAS DE TENDENCIA CENTRAL	
DESARROLLADAS .....	62
<b>Cuadro 4.7</b>	
EL ÍNDICE SUBYACENTE MEDIO COMO ATRACTOR DEL IPC .....	63
<b>Cuadro 4.8</b>	
CARACTERÍSTICAS CUALITATIVAS DEL ÍNDICE SUBYACENTE MEDIO...	64
<b>Cuadro 4.9</b>	
SESGO DEL ÍNDICE SUBYACENTE MEDIO .....	65
<b>ANEXOS</b> .....	78
<b>ANEXO 5</b>	
<b>EL INDICADOR SUBYACENTE DE LA MEDIANA</b> .....	89
<b>Cuadro A.5.1</b>	
EL INDICADOR SUBYACENTE DE LA MEDIANA COMO ATRACTOR	
DEL IPC .....	89

<b>ANEXO 7</b>	
<b>APROXIMACIÓN AL ISM</b> .....	100
<b>Cuadro A.7.1</b>	
APROXIMACIÓN A LA ISM.....	101
<b>Cuadro A.7.2</b>	
LA APROXIMACIÓN ISM COMO ATRACTOR DEL IPC.....	102

**ÍNDICE DE ANEXOS**

<b>ANEXO 1</b>	
<b>ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE REACCIÓN .....</b>	<b>788</b>
<b>ANEXO 2</b>	
<b>TEOREMA EXTRACCIÓN DE SEÑALES .....</b>	<b>800</b>
<b>ANEXO 3</b>	
<b>EL ÍNDICE SUBYACENTE DEL BCB COMO ATRACTOR DEL IPC .....</b>	<b>82</b>
ECUACIÓN DE LARGO PLAZO .....	822
TEST DE RAÍZ UNITARIA DE LOS RESIDUOS .....	822
RELACIÓN 1 A 1 .....	822
MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERRORES.....	83
EXOGENEIDAD DÉBIL IT.....	844
IT NO GRANGER CAUSA A IS.....	84
TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN .....	85
<b>ANEXO 4</b>	
<b>INTRODUCCIÓN AL ANÁLISIS ESPECTRAL .....</b>	<b>86</b>
<b>ANEXO 5</b>	
<b>EL INDICADOR SUBYACENTE DE LA MEDIANA .....</b>	<b>89</b>
ECUACIÓN DE LARGO PLAZO .....	900
TEST DE RAÍZ UNITARIA DE LOS RESIDUOS .....	91
RELACIÓN 1 A 1 .....	91
MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERRORES.....	92
EXOGENEIDAD DÉBIL IT.....	933
IT NO GRANGER CAUSA A IMED .....	93
TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN .....	94
<b>ANEXO 6</b>	
<b>EL ÍNDICE SUBYACENTE DE MEDIO COMO ATRACTOR DEL IPC .....</b>	<b>95</b>
ECUACIÓN DE LARGO PLAZO .....	95
TEST DE RAÍZ UNITARIA DE LOS RESIDUOS .....	95
RELACIÓN 1 A 1 .....	95
MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERRORES.....	96
EXOGENEIDAD DÉBIL IT.....	98
IT NO GRANGER CAUSA A ISM.....	98
TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN .....	99
<b>ANEXO 7</b>	
<b>APROXIMACIÓN AL ISM .....</b>	<b>100</b>
ECUACIÓN DE LARGO PLAZO .....	104
TEST DE RAÍZ UNITARIA DE LOS RESIDUOS .....	104
RELACIÓN 1 A 1 .....	104
MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERRORES.....	105
EXOGENEIDAD DÉBIL IT.....	106
IT NO GRANGER CAUSA A AP .....	106
TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN .....	107

<b>ANEXO 8 .....</b>	<b>108</b>
<b>SERIES DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR .....</b>	<b>108</b>

## **UNA MEDIDA ALTERNATIVA PARA LA INFLACIÓN SUBYACENTE**

### **CAPÍTULO 1**

#### **INTRODUCCIÓN**

El principal indicador que el Banco Central de Bolivia (BCB) toma en cuenta para la conducción de la política monetaria es el Índice de Precios al Consumidor (IPC), puesto que su principal objeto es “preservar la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional”, que se ha interpretado como mantener la inflación baja y estable. En los últimos años, el índice subyacente ha cobrado notoriedad, porque se han experimentado choques de oferta (fenómenos naturales, conflictos sociales, etc.) que han impedido la correcta extracción de señales sobre la tendencia de los precios.

La inflación subyacente, al eliminar los efectos de perturbaciones transitorias permite estimaciones más precisas de la inflación y es ésta variable la que se considera, en general, para la elaboración de política monetaria y no así la inflación observada. Si esta medida no capta la tendencia de la variación del nivel de los precios puede llevar a errores sistemáticos por parte del Banco Central, traducidos en una respuesta de la política monetaria que no coadyuva al alcance de su objeto.

Por ejemplo, si se producen cambios estructurales de precios que pueden surgir por presiones de demanda y estos son interpretados como choques transitorios, pueden desembocar en un incremento de la inflación. Por otro lado, si la medida subyacente interpreta como permanentes variaciones transitorias, esta señal llevará a la autoridad monetaria a aplicar políticas para atenuar la inflación y al revertirse ésta, por su carácter transitorio, puede provocar un periodo recesivo.

La precisión en la estimación del indicador de inflación subyacente es, por tanto, fundamental para mantener una inflación baja y estable. Es en este sentido que la

elaboración de una medida de inflación subyacente que tenga propiedades cuantitativas y cualitativas deseables en función al desarrollo de la literatura económica en este tema, se constituye en el objeto del presente estudio.

El aporte que se busca dar con el presente trabajo consiste en la elaboración de una nueva metodología de cálculo de la inflación subyacente que capture con precisión la tendencia de la variación de los precios.

El trabajo estructurado por capítulos se presenta de la siguiente manera:

- ▣ El primer capítulo consiste en la presente introducción.
- ▣ En el segundo capítulo se analiza la problemática, se plantean los objetivos y la hipótesis del estudio
- ▣ En el tercer capítulo se desarrollan los aspectos teóricos relacionados con el tema de investigación.
- ▣ En el cuarto capítulo se realiza una evaluación de la medida subyacente del BCB y se elabora la medida alternativa de inflación subyacente en base a la definición teórica de la inflación.
- ▣ El quinto capítulo abarca las conclusiones emanadas del desarrollo del tema.
- ▣ Para finalizar se presentan los anexos con la información que sobrepasa los alcances de este estudio pero que es relevante para el mismo.

## **CAPÍTULO 2**

### **PROBLEMÁTICA**

La inflación subyacente, al eliminar los efectos de perturbaciones transitorias sobre el nivel de los precios permite estimaciones más precisas de la inflación y es ésta variable la que se considera, en general, para la elaboración de política monetaria y no así la inflación observada. Si esta medida no capta la tendencia de la variación del nivel de los precios puede llevar a errores sistemáticos por parte del Banco Central, traducidos en una respuesta de la política monetaria que no coadyuva al alcance de su objeto.

Por ejemplo, si se producen cambios estructurales de precios que pueden surgir por presiones de demanda y estos son interpretados como choques transitorios, pueden desembocar en un incremento en la inflación. Por otro lado, si la medida subyacente interpreta como permanentes variaciones transitorias, esta señal llevará a la autoridad monetaria a aplicar políticas para atenuar la inflación y al revertirse ésta, por su carácter transitorio, puede provocar un periodo recesivo.

Para observar la actuación de la política monetaria en función a la inflación subyacente y observada, se analiza uno de los instrumentos de política monetaria con los que cuenta el BCB, que son las Operaciones de Mercado Abierto (OMA). De acuerdo con la definición presentada en la Memoria 2006, las OMA “Comprenden la compra y venta (definitiva o no) de valores públicos, con el propósito de expandir o contraer la liquidez y el volumen de los medios de pago en la economía a fin de alcanzar el objetivo del Ente Emisor de mantener una inflación baja y estable.”<sup>1</sup>

El gráfico 2.1 muestra las colocaciones netas del BCB (saldo de las OMA) respecto al agregado monetario M'3, los indicadores de inflación e inflación subyacente y la variación del tipo de cambio nominal para el periodo 1999 – 2006. Entre 1999 y 2001 se observa una tendencia coincidente entre la inflación

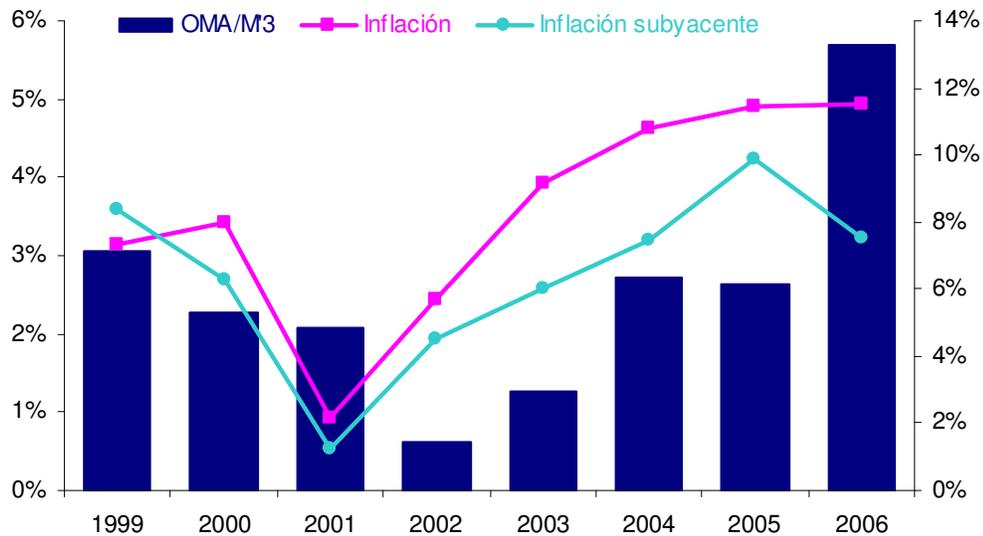
---

<sup>1</sup> Memoria 2006 del BCB.

observada y subyacente. Se puede ver también en este periodo que el cociente OMA/M'3 muestra un importante esfuerzo monetario consecuente con una política monetaria contractiva de contención de la inflación.

**Gráfico 2.1**  
**OMA/M'3, INFLACIÓN E INFLACIÓN SUBYACENTE**

(Valores anuales, en porcentajes)



FUENTE: Banco Central de Bolivia, Instituto Nacional de Estadística  
Elaboración propia.

Por otra parte, en el segundo periodo la medida de inflación subyacente muestra divergencias significativas respecto a la tendencia de la inflación observada. En este mismo periodo la proporción de OMA respecto a M'3 es considerablemente menor, sugiriendo la aplicación de una política monetaria más flexible y permisiva respecto a las fluctuaciones de la inflación. Este comportamiento de política, que permite una mayor inyección de dinero en la economía, es compatible con una inflación permanente baja, tal como señala el indicador subyacente que, exceptuando 2005, está por debajo de las metas anuales de inflación. En síntesis, el gráfico sugiere que la política monetaria ha sido dirigida en función a la trayectoria de la inflación subyacente, y no así de la observada.

Para reforzar la evidencia anterior se ha realizado un ejercicio de estimación de una función de reacción de la política monetaria del BCB, basada en la

metodología de Taylor (1993).<sup>2</sup> Los resultados obtenidos apoyan la evidencia anterior, esto es, la política monetaria ha sido dirigida en función a la trayectoria de la inflación subyacente.<sup>3</sup>

Por tanto, se remarca la necesidad de contar con una medida subyacente precisa como requisito indispensable para la aplicación de una política monetaria que asegure una inflación baja y estable. Es en este sentido que la búsqueda de una medida de inflación subyacente con estas características se constituye en el objeto de la investigación.

## 2.1 Objetivos

El objetivo principal del presente estudio es elaborar una medida alternativa para la inflación subyacente que capture la tendencia de los precios, excluyendo perturbaciones transitorias que envían señales erróneas para la elaboración de la política monetaria.

Los objetivos secundarios son:

- ▣ Analizar la medida de inflación subyacente utilizada actualmente en Bolivia, en el marco de la teoría estadística y cualitativa desarrollada en el tema.
- ▣ Evaluar las causas que provocaron la disímil evolución entre la inflación observada y la inflación subyacente.
- ▣ Realizar una aproximación de la medida subyacente obtenida que sea aplicable al nuevo IPC.

## 2.2 Hipótesis

*“Una medida de inflación subyacente que capture el componente persistente y generalizado de la variación de los precios tiene mejores propiedades estadísticas*

---

<sup>2</sup> Un estudio similar fue realizado en el trabajo de Leiderman *et al.* (2006)

<sup>3</sup> Para ver la formulación, metodología empleada y resultados del ejercicio ver Anexo 1.

*y cualitativas que la medida utilizada actualmente por el Banco Central de Bolivia, en función a la evolución de los precios de la economía boliviana”.*

## CAPÍTULO 3

### MARCO TEÓRICO

#### 3.1 Índice de Precios al Consumidor (IPC)<sup>4</sup>

El IPC es un indicador del costo total de un determinado conjunto de bienes y servicios representativos del gasto de la población. Su objetivo es medir la evolución de precios promedio entre dos periodos de tiempo. Se constituye en el indicador más común y periódico de inflación. Esta sección describe las principales características de la medición del IPC en Bolivia.

##### 3.1.1 Antecedentes del IPC

El IPC es calculado en Bolivia desde 1966. Empero, desde 1931 se elaboraba un indicador con similar objetivo denominado índice del costo de vida. El IPC base 1966 (IPC-66) consideraba 161 artículos organizados en cuatro grupos y 35 subgrupos agregados de acuerdo a características comunes (cuadro 3.1).

**Cuadro 3.1**  
**CLASIFICACIÓN DE LOS ARTÍCULOS DEL IPC-66**

Grupo	Número de subgrupos
Alimentación	13
Vivienda	8
Indumentaria	4
Diversos	9
<b>Total</b>	<b>35</b>

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.

ELABORACIÓN: Instituto Nacional de Estadística.

El ámbito geográfico de este índice contemplaba únicamente la ciudad de La Paz por ser el principal centro de actividad económica del país en esos años.

<sup>4</sup> El acápite 3.1 ha sido extraído del texto Metodología de Elaboración del Índice de Precios al Consumidor del Instituto Nacional de Estadística.

Por cuestiones demográficas y económicas la cobertura geográfica y la estructura de la canasta del IPC-66 perdieron pertinencia con los años. A pesar de ello, estas condiciones se mantuvieron vigentes hasta 1990, año en el que se realizó la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) con la cual se reestructuró la canasta y se amplió la cobertura geográfica.

### **3.1.2 Metodología del IPC-91**

El nuevo Índice de Precios al Consumidor se elaboró utilizando como base el año 1991 (esto es, el IPC toma valor de 100 en 1991). El ámbito del IPC-91 incluye las cuatro ciudades más importantes del país: La Paz con una ponderación de 38.21, Santa Cruz con 31.21, Cochabamba con 21.01 y El Alto con 9.57.<sup>5</sup> Para evitar valores extremos que puedan modificar significativamente el promedio de la estructura de gastos, dentro de la cobertura de la EPF se excluyeron a los hogares ubicados en los quintiles de ingresos más altos y más bajos de la población.

Para la elaboración de este índice se tomó en cuenta la compra de artículos considerados como gastos de consumo y algunos gastos que representen erogaciones importantes y frecuentes de dinero para los hogares. La nueva canasta incluyó 332 artículos genéricos estructurados en nueve capítulos, veinticinco grupos y cincuenta y siete subgrupos (Cuadro 3.2).<sup>6</sup>

Para la clasificación de las canastas familiares se consideró la función de cada artículo en relación al tipo de necesidad que satisface con su consumo, la calidad con la cual se satisface la necesidad y la similitud de los artículos en sus propiedades físicas.

---

<sup>5</sup> Conviene señalar que se elaboraron canastas individuales para cada ciudad y una global para Bolivia.

<sup>6</sup> Un artículo genérico es un agregado de bienes o servicios similares que tienen un conjunto de características principales comunes, pero que pueden diferir en otras no esenciales (INE, 2002).

**Cuadro 3.2****CLASIFICACIÓN POR TIPO DE GASTO DE LOS ARTÍCULOS DEL IPC-91**

Capítulo	Número de grupos	Número de subgrupos	Número de artículos
Alimentos y bebidas	2	14	119
Vestidos y calzados	5	11	69
Vivienda	3	5	12
Equipamiento y funcionamiento del hogar	3	8	46
Salud	2	3	12
Transporte y comunicación	3	3	13
Educación	2	43	15
Esparcimiento y cultura	2	64	22
Bienes y servicios diversos	3	6	24

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

Una clasificación alternativa divide a los bienes según criterio de transabilidad, catalogando como transables a todos aquellos ítems susceptibles de ser comerciados fuera de las fronteras nacionales. (Cuadro 3.3).

**Cuadro 3.3****CLASIFICACIÓN POR TIPO DE TRANSABILIDAD  
DE LOS ARTÍCULOS DEL IPC-91**

Capítulo	Número de artículos
Transables	172
No transables	160

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
ELABORACIÓN: Instituto Nacional de Estadística.

Se consideraron seis criterios para la selección de los artículos genéricos a incluirse en la canasta del IPC-91. Estos toman en cuenta cuestiones tales como frecuencia de consumo e importancia en la estructura de gasto. Adicionalmente se consideró la facilidad con la que podían ser observados y cotizados, y que esté garantizada su permanencia en el mercado. Los criterios fueron:

- ▣ Primer criterio: Artículos que tengan una ponderación en el gasto total de la ciudad mayor a 0.0951%.
- ▣ Segundo criterio: Artículos adquiridos por más del ocho por ciento de la población.
- ▣ Tercer criterio: Artículos captados en el cuestionario de gastos mayores a la semana, que hubiesen sido adquiridos por más del dos por ciento de la población.
- ▣ Cuarto criterio: Artículos cuyo seguimiento de precios se considere importante para cubrir los requerimientos de las Cuentas Nacionales.
- ▣ Quinto criterio: Artículos cotizados en las canastas provisionales del primer trimestre y que tengan una ponderación aceptable dentro del grupo al que pertenecen.
- ▣ Sexto criterio: Artículos con baja ponderación acumulada en el subgrupo al que pertenecen y que preferentemente existan en las canastas de otras ciudades.

El alquiler de vivienda y el servicio doméstico se consideraron como artículos especiales. En el primer caso, si las viviendas están ocupadas por sus propietarios, han sido cedidas en anticrético o representan un salario en especie, se atribuye un alquiler imputado o “virtual” que represente el rendimiento de la inversión. Para el caso del servicio doméstico se incluye en el índice el salario monetario y en especie que percibe.

Otro aspecto relevante que se toma en cuenta es el tratamiento de aquellos bienes que por distintos motivos no tienen una provisión constante a lo largo del año, estos son los bienes estacionales. Para evitar una reponderación de los artículos dentro de la canasta en los meses en los que se discontinúe la provisión de productos estacionales, se utiliza el método de las Ponderaciones Móviles. Éste consiste en la eliminación de dichos artículos del cálculo del índice en los meses en los que no haya abastecimiento de los mismos. Para mantener la ponderación acumulada del subgrupo al que pertenecen, se redistribuye la

ponderación individual del artículo omiso entre los restantes productos de forma proporcional a sus pesos dentro del subgrupo.

La gasolina, el gas licuado y el kerosene reciben de igual forma un tratamiento especial ya que sus precios son regulados por el Estado. El seguimiento de estos precios no tiene un periodo definido de cotización, a diferencia del resto de artículos de la canasta del IPC, mas bien se cotizan sólo cuando se reajusta el precio.

El IPC es un Índice de Precios de Laspeyres.<sup>7</sup> Su fórmula teórica es:

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} \times q_{i0}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} \times q_{i0}} \times 100 \quad (3.1)$$

Donde:

$t$  periodo de observación

$i$  número de artículos de la canasta familiar ( $i = 1, 2, \dots, n$ )

$I_t$  índice del periodo  $t$

$p_{i0}$  precio promedio del artículo  $i$  en el periodo base

$p_{it}$  precio promedio del artículo  $i$  en el periodo de referencia  $t$

$q_{i0}$  cantidad del artículo  $i$  en el periodo base

El índice de Laspeyres sobrevalora sistemáticamente la inflación ya que utiliza la canasta del año base en todos los periodos, sin tomar en cuenta la posibilidad de sustitución de los productos que se encarecen de manera prolongada por aquellos que se mantienen con niveles de precios bajos, posibles mejoras en la calidad de los productos ni otros factores que puedan modificar la estructura de la canasta en el tiempo.

---

<sup>7</sup> El índice de Laspeyres mantiene constantes las ponderaciones de los artículos y sólo varía el factor precio, permitiendo la comparación del índice con valores rezagados y futuros.

El cálculo empírico del IPC se efectúa mediante el promedio de relativos de precios (media de las razones). Previo al cálculo de este promedio es necesario determinar las ponderaciones de los artículos de la canasta.

La ponderación o representatividad de cada uno de los artículos se obtiene considerando principalmente, el peso relativo que tienen en el gasto total de los hogares. El gasto que realiza un hogar en un determinado artículo se define por:

$$g_{ih} = p_{ih} \times q_{ih} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, n \quad (3.2)$$

Donde:

$g_{ih}$  es el gasto en el artículo  $i$  realizado por el hogar  $h$

$p_{ih}$  es el precio promedio pagado del artículo  $i$  por el hogar  $h$

$q_{ih}$  es la cantidad adquirida del artículo  $i$  por el hogar  $h$

La ponderación, por su parte, se define por:

$$w_{ih} = \frac{g_{ih}}{g_h} \quad (3.3)$$

$$w_i = \frac{\sum_{h=1}^N g_{ih}}{\sum_{h=1}^N g_h}$$

Donde:

$w_{ih}$  es la ponderación del artículo  $i$  en el gasto del hogar  $h$

$w_i$  es la ponderación del artículo  $i$  en el gasto total de la población de referencia

$g_h$  es el gasto total en artículos del hogar  $h$

$N$  es el número total de hogares de la población de referencia

Por otro lado:

$$\sum_{i=1}^{n^h} w_{ih} = 1 \quad (3.4)$$

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1$$

Si la ecuación (3.2) se transforma en:

$$g_{ih} = w_{ih} \times g_h \quad (3.5)$$

Reemplazando (3.5) en (3.1) se obtiene:

$$w_i = \frac{\sum_{h=1}^N w_{ih} \times g_h}{\sum_{h=1}^N g_h} \quad (3.6)$$

$$w_i = \sum_{h=1}^N w_{ih} \left( \frac{g_h}{\sum_{h=1}^N g_h} \right)$$

Para obtener las ponderaciones de las agregaciones se deben sumar los gastos de los artículos de cada nivel de agregación (subgrupo y capítulo) y dividirlos entre el gasto total. Si se adicionan las ponderaciones de los artículos que pertenecen a cada agregación se obtiene el mismo resultado.

$$W_F = \frac{\sum_{i=1}^F \sum_{h=1}^N g_{ih}}{\sum_{h=1}^N g_h} \quad (3.7)$$

$$W_F = \sum_{i=1}^d W_i$$

Donde:

$F$  es cualquier nivel de agregación de artículos

$d$  es el número de artículos de la agregación  $F$

$W_F$  es la ponderación de la agregación  $F$  en el gasto total de los hogares

La ponderación por artículo en la canasta de las ciudades está dada por:

$$W_{iL} = \frac{\sum_{h=1}^{N_L} g_{ih}}{\sum_{h=1}^{N_L} g_h} \quad (3.8)$$

$$\sum_{i=1}^n W_{iL} = 1$$

Donde:

$L$  son las ciudades que cubre el Índice de Precios al Consumidor

$W_{iL}$  es la ponderación del artículo  $i$  en el gasto total de los hogares de la ciudad  $L$

$N_L$  es el número de hogares residentes en la ciudad  $L$

El ponderador de la ciudad  $L$  en el índice nacional es igual al gasto total de todos los hogares de la ciudad sobre la suma total del gasto de todos los hogares de las cuatro ciudades. Para cualquier nivel de agregación el ponderador será:

$$W_L = \frac{\sum_{h=1}^{N_L} g_h}{\sum_{h=1}^N g_h} \quad (3.9)$$

$$\sum_{L=1}^4 W_L = 1$$

Donde:

$W_L$  es la ponderación de la ciudad  $L$  en el gasto total de las cuatro ciudades

Una vez determinadas las ponderaciones es posible calcular el promedio de relativos de precios, que consiste en dividir el precio de cada artículo suministrado por cada informante en el periodo de referencia entre el precio del mismo en el periodo base. Una vez obtenido este precio relativo para cada uno de los artículos de la canasta, se calcula la media aritmética.

$$R_{ijt} = \frac{P_{ijt}}{P_{ij0}} \quad (3.10)$$

$$R_{it} = \frac{\sum_{j=1}^m R_{ijt}}{m}$$

Donde:

$R_{ijt}$  relativo de precios del artículo  $i$ , del establecimiento  $j$ , en el periodo de observación  $t$

$p_{ij0}$  precio del artículo  $i$ , cotizado en el establecimiento  $j$ , correspondiente al periodo de observación 0

$p_{ijt}$  precio del artículo  $i$ , cotizado en el establecimiento  $j$ , cotizado en el periodo  $t$   
 $j$  establecimiento donde se cotiza el artículo  $i$ ;  $j=1, 2, \dots, m$

$m$  número total de informantes que otorgan el precio del bien  $i$

La fórmula expresada en la ecuación del índice de Laspeyres representa un Índice Contra Base porque compara directamente dos situaciones, el periodo  $t$  con el periodo base. Entonces, la fórmula transformada de Laspeyres será:

$$I_t = \sum_{i=1}^n W_i \times R_{it} \times 100 \quad (3.11)$$

El cálculo del IPC se desenvuelve en un marco muy dinámico que obliga a realizar permanentes cambios de establecimientos informantes y de artículos específicos. Un Índice Contra Base no permite realizar con facilidad las sustituciones debido a que para cada una de estas operaciones se debe estimar un precio base para el establecimiento o artículo nuevo en el momento de la sustitución.

El Índice Encadenado permite realizar estas operaciones con mayor facilidad, debido a que se realiza una comparación del precio del artículo en el establecimiento con referencia al periodo inmediatamente anterior en cada periodo de cálculo. Para la sustitución del establecimiento o del artículo genérico, se requiere tomar previsiones para que durante un periodo se obtengan precios para los artículos a reemplazar y de reemplazo.

El Índice Encadenado utiliza la fórmula transformada de Laspeyres, en este caso con la diferencia de que se aplica el relativo de precios, con lo que se obtiene:

$$I_t = \sum_{i=1}^n W_i \times \frac{\sum_{j=1}^m R_{ijt}}{m} \times 100$$

(3.12)

$$R_{ij} = \prod_{t=1}^s R_{ijt} = R_{ij1} \times R_{ij2} \times \dots \times R_{ijt}$$

$$RE_{it} = \frac{\sum_{j=1}^m R_{ijt}}{m}$$

Donde:

$RE_{it}$  es el promedio de precios relativos encadenados del artículo  $i$  en el periodo de observación  $t$

Entonces la fórmula a utilizarse es:

$$I_t = \sum_{i=1}^n W_i \times RE_{it} \times 100 \quad (3.13)$$

Empero, debido al tratamiento de los artículos estacionales en el cálculo del índice, con ponderaciones móviles, para estos artículos se empleará el Índice Contra Base de manera que el índice general será el resultado de la combinación de ambos tipos de índices.

$$I_t = \left[ \sum_{i=1}^k W_i \times RE_{it} + \sum_{i=k+1}^n W_i \times R_{it} \right] \times 100 \quad (3.14)$$

Donde:

$k$  es el número de artículos que tienen el tratamiento de encadenados en el cálculo del índice

$n-(k+1)$  es el número de artículos que tienen el tratamiento de Contra Base en el cálculo del índice

Para obtener los índices de los subgrupos, grupos y capítulos se utiliza la misma fórmula que se emplea para el cálculo del índice general. No obstante, se toma en cuenta la ponderación que tiene cada subgrupo, grupo o capítulo de forma que la expresión que se empleará será:

$$I_{Ft} = \frac{1}{W_F} \times \sum_{i=1}^r W_i \times RE_{Fit} \times 100 \quad (3.15)$$

Donde:

$RE_{Fit}$  es el promedio de precios relativos encadenado del artículo  $i$  en el periodo de observación  $t$  que pertenece al subgrupo, grupo o capítulo  $F$

$I_{Ft}$  es el índice del subgrupo, grupo o capítulo  $F$  del periodo  $t$

$W_F$  es la ponderación del subgrupo, grupo o capítulo  $F$  en el gasto total

$r$  es el artículo perteneciente al subgrupo, grupo o capítulo  $F$

Para cada una de las cuatro ciudades, La Paz, El Alto, Santa Cruz y Cochabamba, se calcula el Índice General, el Índice por Capítulos, Grupos y Subgrupos.

El Índice Nacional se calcula con los índices de todas las ciudades y la ponderación de cada uno de los artículos, dependiendo del peso que tenga cada uno de ellos en el gasto a nivel nacional. La fórmula de cálculo del índice nacional, tanto a nivel general como para los subgrupos, grupos y capítulos es:

$$I_t = I_t^L \times W^L + I_t^S \times W^S + I_t^C \times W^C + I_t^A \times W^A \quad (3.16)$$

Donde:

$I_t^L, I_t^S, I_t^C, I_t^A$  son los índices para el periodo de referencia  $t$  de las ciudades de La Paz, Santa Cruz, Cochabamba, El Alto respectivamente

$W^L, W^S, W^C, W^A$  son las ponderaciones de las ciudades de La Paz, Santa Cruz, Cochabamba, El Alto respectivamente, en el gasto total.

Es en base a esta metodología que se calcula el Índice de Precios al Consumidor presentado mensualmente por el Instituto Nacional de Estadística.

### 3.2 Inflación Subyacente

Para la formulación de la política monetaria es necesario contar con un indicador de inflación que permita extraer señales precisas de la trayectoria a largo plazo de

la misma. La inflación total al incorporar tanto efectos permanentes como transitorios no permite interpretar estas señales. Es por este motivo, que la inflación subyacente se constituye en un estimador más preciso y confiable para la conducción de la política monetaria, ya que elimina las perturbaciones de carácter transitorio sobre la inflación total<sup>8</sup>.

### 3.2.1 Metodologías de cálculo de la inflación subyacente

Existen varios métodos para el cálculo de la inflación subyacente, cada uno de los cuales debe presentar ciertas características para ser considerado un buen indicador. De acuerdo con Ferreyros *et al.* (2000), Wynne (1999) y Roger (1997) las características deseables son las siguientes:

- ▣ Computable en tiempo real, es decir, que las estimaciones del indicador puedan obtenerse periodo a periodo y sin rezagos.
- ▣ Fácil cálculo para que sea fácilmente comprendido e interpretado por el mayor número de personas involucradas en la toma de decisiones.
- ▣ Estabilidad, esto es, no debe variar significativamente con la adición de nuevos datos a la serie de inflación observada.
- ▣ Respaldo teórico sólido para que su comportamiento responda a fundamentos económicos.
- ▣ Credibilidad, por lo que su evolución no debe apartarse significativamente de la inflación observada y pueda tener cierta capacidad predictiva.
- ▣ Variabilidad menor a la inflación o que su variabilidad sea similar a la de las variables fundamentales.
- ▣ Insesgada, implica que la esperanza muestral del indicador sea estadísticamente igual a la esperanza poblacional del mismo.
- ▣ Disponibilidad oportuna, de preferencia inmediatamente después de publicada la inflación oficial.

---

<sup>8</sup> No se cuenta con una definición única para el concepto de inflación subyacente; sin embargo, existe consenso generalizado de que la subyacente responde al componente persistente o durable de la inflación, es decir, la tendencia.

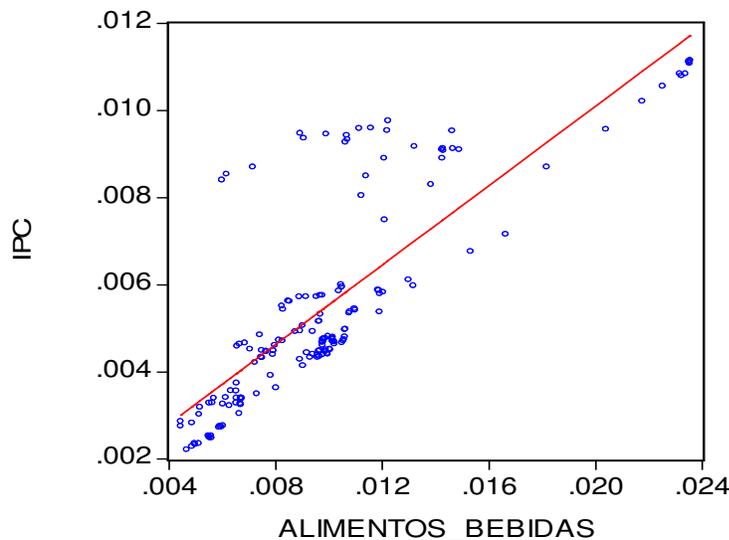
Las metodologías de cálculo de la inflación subyacente más difundidas son de exclusión, de influencia limitada, medidas de tendencia y el enfoque multivariado.<sup>9</sup>

1. El método más común es el de exclusión<sup>10</sup>, que consiste en quitar de la canasta del IPC ciertos productos o grupos de productos según la variabilidad que presentan o por características no deseables para el cálculo del índice subyacente. En el primer caso puede considerarse únicamente la volatilidad de los precios o también la ponderación de los productos dentro de la canasta del IPC. En el caso de la exclusión *ad hoc* se confiere ponderación cero a los productos que puedan distorsionar el índice; generalmente se excluye los grupos de alimentos y energía pues se asume que los cambios de precios que experimentan son rápidamente revertidos.

**Gráfico 3.1**  
**DISPERSIÓN DE LA VOLATILIDAD DEL IPC Y DEL ÍNDICE**  
**DEL CAPÍTULO ALIMENTOS Y BEBIDAS**

(De abril 1993 a diciembre 2006)

IPC vs. ALIMENTOS\_BEBIDAS



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

<sup>9</sup> Para un desarrollo profundo de las ventajas y desventajas de los métodos ver Silver (2006), Ferreyros et al. (2002) y Wynne (1999)

<sup>10</sup> La definición del método de exclusión no se atribuye a un autor en particular puesto que surge del desarrollo empírico de Bancos Centrales de diferentes países, entre estos, Nueva Zelanda, Estados Unidos, Chile, Colombia, etc. Los aportes teóricos más destacados son de Cecchetti (1997) y de Cutler (2001).

En el gráfico 3.1 se observa la alta correlación existente entre la volatilidad del capítulo Alimentos y Bebidas y la volatilidad del IPC (coeficiente de correlación de 0.828105). Uno de los motivos por los que se excluyen los precios de los alimentos de las medidas subyacentes se debe a esta alta correlación, regularidad empírica observada en Ágenor (2002) para una muestra de países en desarrollo. Si los precios de los alimentos son altamente volátiles, el IPC lo será también, motivo por el cual se justifica su exclusión.

También suelen excluirse el pago de intereses, impuestos, bienes con precios regulados entre otros. Esto se debe a que el comportamiento de sus precios no responde a cambios en la demanda ni oferta y más bien, en la mayoría de los casos, su precio es determinado por el Estado.

Esta metodología supone la exclusión de los mismos bienes o grupos en cada periodo. La principal ventaja de este método es su facilidad de cálculo que lo hace comprensible e incluso replicable por el público. La principal crítica al enfoque de exclusión consiste en que no todos los precios de los bienes que se encuentran en los grupos excluidos son volátiles y no todos los precios volátiles están en los grupos excluidos; consiguientemente existe el riesgo potencial de perder información relevante al excluir productos con varianza promedio menor a la del grupo al que pertenecen o productos cuya volatilidad de precios se explica en su pertenencia a mercados más competitivos y responden a cambios en la demanda. Adicionalmente, la exclusión de subgrupos implica la reponderación del resto de la canasta pudiendo diferir sustancialmente de su peso dentro del IPC.

2. Los estimadores de influencia limitada en general consisten en excluir los precios más y menos volátiles de la distribución de precios de cada periodo con el objetivo de eliminar las observaciones extremas. A diferencia del método de exclusión, este enfoque no determina *ex ante* los productos a ser removidos de la canasta y estos pueden ser distintos en cada periodo. Los

estimadores de influencia limitada más utilizados son las medias acotadas simétricas y asimétricas y la mediana ponderada.<sup>11</sup>

Las medias acotadas, bajo el supuesto de que cambios en la tendencia de la inflación son ocasionados por variaciones en los precios relativos, eliminan estos cambios asignando ponderación cero a los componentes que se encuentran en las colas de la distribución. Pueden ser simétricas o asimétricas dependiendo de su distribución buscando no crear sesgo en el estimador.

Por su parte, la mediana ponderada ordena las variaciones de precios de manera ascendente o descendente y se selecciona la variación de precios que se encuentra en el percentil 50 de la distribución. Para que este estimador sea insesgado y eficiente la distribución debe ser simétrica.

De acuerdo con Arandia *et al.* (2006) la ventaja de este enfoque es principalmente de carácter estadístico, ya que permite corregir la no normalidad característica de las distribuciones de precios. La importancia de la normalidad en una distribución de precios radica en las características estadísticas propias de la normal. Por ejemplo, bajo el supuesto de la normalidad, para todo posible incremento abrupto de precios existe una posibilidad de una caída en los mismos de igual magnitud. Por otra parte, si asumimos una distribución de precios normal e independientemente distribuida, las sucesivas variaciones del precio serán independientes. En términos estadísticos independencia significa que la distribución de probabilidad de la variación del precio al momento  $t$  es independiente de la secuencia de variaciones de precios en periodos anteriores; eliminando así la posibilidad de inercia inflacionaria.

En general, los estimadores de influencia limitada no requieren determinar el origen de la perturbación a la tendencia general de los precios. No obstante, si

---

<sup>11</sup> El aporte teórico conceptual más importante del método de influencia limitada fue realizado por Bryan y Cecchetti (1993).

el sesgo en la distribución de los precios tiene un origen permanente pueden perder poder explicativo. Adicionalmente, pueden no ser entendidos con facilidad.

3. Las medidas de tendencia atenúan el comportamiento de la serie de la inflación eliminando los factores estacionales e irregulares que responden a variaciones de corto plazo. Los métodos más utilizados dentro de este enfoque son los filtros estadísticos, las medias móviles, modelos econométricos autoregresivos y estimadores no paramétricos.<sup>12</sup>

Una desventaja es que su forma de cálculo es más compleja que las anteriores y puede no ser fácilmente entendida por el público; asimismo, nueva información disponible implicará el recálculo de toda la serie.

La principal ventaja de este método es que no excluye ningún producto de la canasta para su cálculo, eliminando el riesgo latente de perder información importante. Sin embargo, la inclusión de información adicional supone el recálculo de toda la serie ya que dependen de parámetros estadísticos. Asimismo, sus fundamentos teóricos y su forma de cálculo pueden ser difíciles de comprender.

4. El enfoque multivariado se basa en la teoría económica y a través de procedimientos econométricos calcula la inflación subyacente en base a la evolución de diferentes variables además de los precios. De acuerdo con este enfoque las variaciones nominales no tienen efectos reales en el largo plazo, esto implica la existencia de una Curva de Phillips vertical en el largo plazo. El método más conocido es el de Quah y Vahey (1995) que consiste en la formulación de un modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR).

La principal ventaja de este enfoque es que tiene un fundamento teórico superior a otras medidas. Asimismo, otra característica favorable es que

---

<sup>12</sup> Dentro de esta metodología, los métodos más utilizados son los filtros estadísticos de Hodrick y Prescott y de Kalman, y el estimador no paramétrico de Nadaraya Watson. Sin embargo, otros filtros estadísticos son también utilizados para calcular la tendencia de la inflación.

permite modelar perturbaciones transitorias y permanentes en la economía. Sin embargo, dado que requiere información acerca del Producto Interno Bruto (PIB), es posible que no pueda calcularse con la frecuencia requerida ya que el PIB se calcula con frecuencia trimestral y su publicación observa un importante rezago. Por otro lado, debido a la complejidad en su cálculo, no es de fácil comprensión para el público.

En el cuadro 3.4 se presenta un compendio de las cuatro metodologías mencionadas y sus principales ventajas y desventajas en función a las características deseables mencionadas anteriormente.

**Cuadro 3.4**  
**CARACTERÍSTICAS DE LAS PRINCIPALES METODOLOGÍAS**  
**PARA EL CÁLCULO DE LA INFLACIÓN SUBYACENTE**

Características	Metodologías			
	Exclusión	Influencia limitada	Medidas de tendencia	Enfoque multivariado
Computable en el tiempo real	✓	regular	regular	X
Fácil cálculo	✓	X	regular	X
Estabilidad	✓	X	X	X
Respaldo teórico sólido	X	regular	regular	✓
Inssegado	X	✓	regular	✓

FUENTE: Wynne, M. (1999). *Core inflation: a review of some conceptual issues*. Ferreyros, G.; et al. (2002). Medidas alternativas de inflación subyacente en un esquema de *inflation targeting*. Elaboración propia.

La medida de inflación subyacente basada en la metodología de exclusión es, de acuerdo con el anterior cuadro, la que más características positivas presenta. Sin embargo, es necesario mencionar que la credibilidad y la variabilidad menor de la inflación subyacente respecto a la inflación observada son dos propiedades importantes que debe cumplir una medida; estas características no se reportan en el cuadro 3.4 ya que son particulares para la distribución de precios de cada país y no así generalizables para la metodología. A pesar de esta observación, en el cuadro 3.5 se observa que el cálculo de la inflación subyacente por el método de exclusión es utilizado por los bancos centrales de seis países seleccionados.

### Cuadro 3.5

#### INFLACIÓN SUBYACENTE EN SEIS PAÍSES SELECCIONADOS

Inflación subyacente	
Banco Central de Argentina	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ CPIV: Excluye el 11,7% del IPC (bienes con un alto componente de importación)</li> </ul>
Banco Central de Chile	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ IPCX: Excluye los Productos Perecibles (Frutas y Verduras frescas) y Energía (Gasolina, Kerosén y Gas)</li> <li>○ IPCTX: Excluye Energía ( Gasolina, Kerosén y Gas)</li> <li>○ IPCNTX: Excluye los Productos Perecibles ( Frutas y Verduras frescas)</li> <li>○ IPCX2: Excluye los mismos ítems que el IPCX1 exceptuando los indexados e incluye los Productos Médicos</li> </ul>
Banco Central de Perú	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ Excluye los nueve ítems mas volátiles (alimentos, frutas, vegetales y transporte urbano)</li> </ul>
Banco Central de Inglaterra	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ RPIX: Excluye los pagos de interés sobre hipotecas</li> <li>○ RPIY: Excluye lo anterior más impuestos indirectos y locales</li> <li>○ RPIXFE: Excluye el pago de interés sobre hipotecas, alimentos, combustibles y luz</li> <li>○ TPI: Excluye los impuestos directos</li> <li>○ THARP: Excluye los impuestos indirectos y locales</li> </ul>
Banco de la Reserva de Australia	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ Treasury index: Excluye el pagos de intereses</li> <li>○ Media Truncada: Excluye el 15% de los elementos más volátiles de la canasta de cada mes</li> </ul>
Banco de Canadá	<ul style="list-style-type: none"> <li>○ CPTxFET: Excluye alimentos, energía e impuestos indirectos</li> <li>○ MEANSTD: Excluye el 5% de los elementos más volátiles de la canasta de cada mes</li> <li>○ CPX: Excluye los ocho elementos más volátiles en la historia</li> </ul>

FUENTE: Bancos Centrales de Argentina, Chile, Perú, Inglaterra y Canadá; Banco de la Reserva de Australia; 2007.  
Elaboración propia.

### 3.3 Modelo Económico: Modelo de las islas, Lucas (1972)

Para una adecuada elaboración de política monetaria, se requiere contar no sólo con un buen indicador o medida de inflación subyacente, sino también conocer el mecanismo de transmisión de la política monetaria hacia los precios. En este sentido, se define a la inflación subyacente como aquella parte de la inflación medida por el IPC que no tiene efectos sobre el producto real en el mediano y largo plazo. Esta hipótesis de la neutralidad del dinero es consistente con la idea

de una curva de Phillips vertical a largo plazo tal como se menciona en Lucas (1972).<sup>13</sup>

La hipótesis central del trabajo de Lucas “*Expectations and the Neutrality of Money*” es que los ciclos económicos se producen por cambios inesperados en la demanda agregada provocados por variaciones en la política monetaria. En el corto plazo, los individuos confunden cambios en la demanda agregada con cambios en la demanda sectorial; en el contexto que compete al análisis, esto equivaldría a la imposibilidad de separar los choques transitorios en la evolución de los precios en mercados específicos de los choques permanentes globales que tendrían repercusiones en la inflación subyacente. Sin embargo, en el largo plazo, dado que los individuos son racionales, no es posible desviar variables reales de sus niveles de equilibrio con lo que los agentes económicos podrán distinguir perturbaciones globales de las sectoriales.

El modelo supone la existencia de un único bien de calidad homogénea en todos los mercados y que no es sujeto de almacenamiento. Adicionalmente, se supone que los agentes operan en mercados aislados, en el esquema propuesto por Phelps (1970), la economía está compuesta por un conjunto de “islas”. En esta economía existen variables agregadas que afectan a todos los mercados; sin embargo, por un problema de extracción de señales los agentes no pueden saber la causa de las perturbaciones en los precios. Si la perturbación tuviese origen en un cambio de la política monetaria, no deberían existir efectos sobre el sector real ya que todos los precios se moverían en la misma dirección. En cambio, si existe un cambio en los precios relativos debe haber una reasignación de recursos. Los productores tienen información pasada y presente sobre el precio relativo del producto de su “isla”, pero sólo datos históricos acerca del nivel agregado de precios. La demanda proviene de la Teoría Cuantitativa, ya que no es el deseo sino la capacidad efectiva de comprar lo que incentiva la demanda. El modelo se plantea en logaritmos.

---

<sup>13</sup> Ferreyros *et al.* (2002).

La cantidad ofrecida del único bien producido tiene un componente cíclico y uno de tendencia.

$$y_t(z) = y_{nt} + y_{ct}(z) \quad (3.17)$$

Donde:

$y_t(z)$  representa la cantidad ofrecida del único bien

$y_{nt}$  es el componente de tendencia

$y_{ct}$  es el componente cíclico.

El componente de tendencia está en función de factores exógenos tales como el crecimiento de la población y la tecnología de corto plazo, además se supone que existe una relación lineal de este componente con respecto al tiempo, esto es:

$$y_{nt} = \alpha + \beta t \quad (3.18)$$

Por otra parte, el componente cíclico depende del comportamiento de los precios relativos del sector más la influencia de un término rezagado:

$$y_{ct}(z) = \gamma \{P_t(z) - E[P_t|I_t(z)]\} + \lambda y_{ct-1}(z) \quad (3.19)$$

$$|\lambda| < 1$$

Donde:

$E[P_t|I_t(z)]$  es la esperanza del nivel general de precios dada la información en el periodo actual en cada "isla".

El precio del bien  $z$  está en función del nivel general de precios y una perturbación específica, cuya esperanza es cero, varianza  $\tau^2$  y distribución normal. La distribución del nivel general de precios es, asimismo, normal con media  $\bar{P}$  y varianza  $\sigma^2$ .

$$P_t(z) = P_t + z_t \quad (3.20)$$

La perturbación  $z_t$  es independiente del nivel general de precios y corresponde, en su mayoría, a choques transitorios sobre la oferta del bien  $z$ . Por su parte, la esperanza del nivel general de precios,  $\bar{P}$ , corresponde a la trayectoria de largo plazo o tendencia de las variaciones en el nivel general de los precios y es el punto de referencia en la determinación del precio del bien  $z$ . Por tanto,  $\bar{P}$  se constituye en la inflación subyacente.

Dado el conocimiento de la estructura estocástica de la economía y de los precios, se deduce la forma de  $E[P_t|I_t(z)]$ :

$$E[P_t|I_t(z)] = a_0 + a_1(z) \quad (3.21)$$

Con la aplicación del “teorema de extracción de señales”<sup>14</sup> y manipulación matemática, se resuelven los coeficientes para esta ecuación:

$$a_0 = \bar{P} \frac{\tau^2}{\sigma^2 + \tau^2} = \bar{P}\theta \quad (3.22)$$

$$a_1 = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \tau^2}$$

De la ecuación (3.23), se desprende que las expectativas sobre el nivel general de precios están en función de la inflación subyacente,  $\bar{P}$ , y del precio del bien  $z$  en el periodo  $t$ . Asimismo, la ponderación relativa de éstos depende del parámetro de estabilidad económica,  $\theta$ . Implicando que a mayor inestabilidad económica, los agentes otorgarán menor peso en la formación de sus expectativas a la tasa de inflación de largo plazo y, por el contrario, ponderarán más el nivel de precios actual.

$$E[P_t|I_t(z)] = \theta\bar{P} + (1 - \theta)P_t(z) \quad (3.23)$$

---

<sup>14</sup> Ver Anexo 2

Reemplazando las ecuaciones obtenidas en (3.17) y agregando para toda la economía, se obtiene:

$$y_t = y_{n,t} + \theta\gamma\{P_t - \bar{P}_t\} + \lambda y_{c,t-1}, \quad (3.24)$$

Dado que la oferta agregada está en función del componente de tendencia y del componente cíclico, y éste último depende de las desviaciones del precio observado y del valor esperado nivel general de precios,  $P_t - \bar{P}_t$ , la correcta estimación de la inflación subyacente,  $\bar{P}$ , permitirá a los productores responder de manera más eficiente a estas desviaciones, incrementando la producción cuando éstas sean positivas y reduciéndola cuando sean negativas.

Para el ente emisor,  $P_t - \bar{P}_t$  constituye una desviación del precio de su media como consecuencia de una política monetaria no anticipada;  $y_t - y_{n,t}$  es una desviación cíclica del producto. La magnitud y dirección del efecto de una sorpresa monetaria sobre el producto dependerá de los antecedentes económicos; si se han vivido importantes experiencias de inestabilidad macroeconómica, es decir, un bajo coeficiente  $\theta$ <sup>15</sup>, cualquier perturbación específica positiva será identificada por los agentes como una señal de inflación general, con lo que la sorpresa monetaria perderá su capacidad de incentivar el producto y empleo en estas condiciones<sup>16</sup>. Por lo tanto, es asimismo importante para el ente emisor contar con una correcta estimación de la inflación subyacente para no sobrestimar ni subestimar los efectos de su política monetaria.

Por el lado de la demanda, bajo el esquema de la teoría cuantitativa se asume que la demanda de dinero se mantiene estable, entonces " $x$ "<sup>17</sup> representa cambios independientes en la política monetaria:

<sup>15</sup>  $\theta$  depende de la varianza del nivel general de precios. Si ésta es alta, la inestabilidad en los precios será importante.

<sup>16</sup> Para el caso de Bolivia, debido a las sucesivas experiencias inflacionarias, especialmente la hiperinflación de la década de los 80, la sorpresa monetaria perdería su efecto puesto que los productores reaccionan ante cambios en la política monetaria ajustando los precios de sus productos, en lugar de su oferta.

<sup>17</sup> Los cambios en  $x$  se distribuyen con media  $\delta$  y varianza  $\sigma_x^2$ .

$$y_t + P_t = x_t \quad (3.25)$$

La solución del nivel de precios de la economía está en función de la información pasada del producto así como de la política monetaria, de la forma:

$$P_t = \phi_0 + \phi_1 x_t + \phi_2 x_{t-1} + \dots + \eta_1 \gamma_{t-1} + \eta_2 \gamma_{t-2} + \varepsilon_0 \gamma_{nt} + \dots \quad (3.26)$$

En este contexto, se considera que los agentes estiman el comportamiento de las variables económicas basados en las experiencias de la política económica pasada y, por otro lado, prevén en función a toda la información disponible los posibles efectos de la política actual del gobierno. Con lo que la expectativa racional del nivel de precios es:

$$\bar{P}_t = \phi_0 + \phi_1 (x_{t-1} + \delta) + \dots \quad (3.27)$$

De las ecuaciones (3.24) y (3.25) se obtiene:

$$\bar{P}_t = \frac{1}{1 + \theta\gamma} \{ (x_{t-1} + \delta) + \theta\gamma \bar{P} - (y_{n,t} + \lambda y_{c,t-1}) \} \quad (3.28)$$

Por último, la expresión final del producto es:

$$y_t = y_{n,t} + \left( \frac{\theta\gamma}{1 + \theta\gamma} \right) [(\Delta x_t - \delta)] + \lambda y_{c,t-1} \quad (3.29)$$

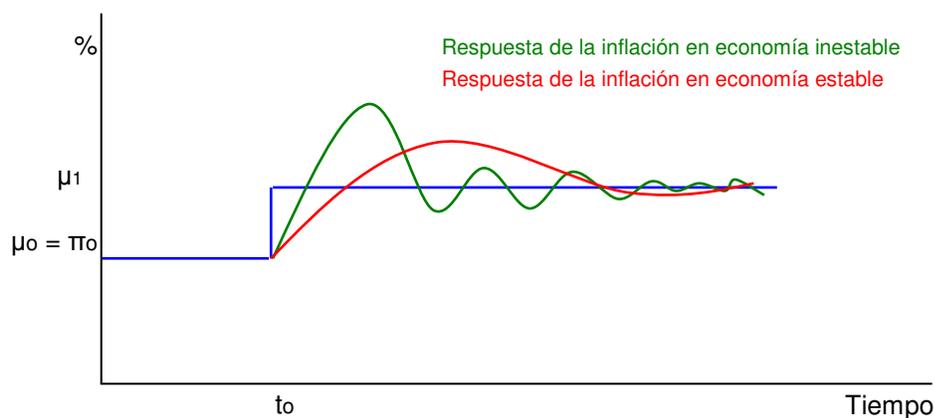
Donde  $\phi_1 = \frac{1}{1 + \theta\gamma}$

---

<sup>18</sup> Si la oferta monetaria evolucionaría con la inflación subyacente, es decir  $y_t + \bar{P}_t = x_t$  se crearía una asimetría de información puesto que la autoridad monetaria sería capaz de distinguir entre choques transitorios en la evolución de los precios en mercados específicos y choques permanentes globales. Esto le conferiría mayor efectividad a su política.

Los cambios reales en la actividad económica dependerán del componente “sorpresivo” de la política monetaria  $[\Delta x_t - \delta]$ , que al mismo tiempo estará en función de la estabilidad macroeconómica. Si la inflación ( $\pi$ ) y la tasa de crecimiento nominal del dinero ( $\mu$ ) se encuentran en un mismo nivel en el periodo  $t_0$ , y en el siguiente periodo se produce un incremento en la cantidad nominal de dinero de  $\mu_0$  a  $\mu_1$ . Entonces, en una economía caracterizada por la existencia de fricciones, información incompleta, costos de ajuste, la respuesta de los individuos ante este cambio es un ajuste gradual de la inflación y un incremento en el producto y empleo; mientras que en economías inestables, habituadas a cambios continuos en la cantidad nominal de dinero esta medida será interpretada como un cambio en el nivel de demanda agregada por lo que los precios se ajustaran rápidamente sin consecuentes variaciones significativas en el nivel de empleo y producto.

**Gráfico 3.2**  
**RESPUESTA DE LA INFLACIÓN EN ECONOMÍAS**  
**ESTABLES E INESTABLES**



FUENTE: Rosende (1999), Teoría Macroeconómica, Ciclos Económicos, Crecimiento e Inflación

En economías dolarizadas, como es el caso de la economía boliviana, debido a la circulación de moneda nacional y extranjera simultáneamente, existe la posibilidad de una inflación importada ocasionada por variaciones de tipo de cambio o precios

internacionales. Por tanto, las fluctuaciones en el nivel del producto/empleo pueden deberse tanto a acciones de política monetaria interna como externa, directa o indirectamente, introduciendo cambios en el modelo. Sin embargo, este análisis va más allá del alcance del presente estudio.

Por lo tanto, políticas dirigidas a afectar el nivel de producto y empleo sólo tendrán efectos reales en la medida que éstas sean percibidas por el público como cambios en la demanda sectorial, es decir, si estos cambios no son anticipados. Por otro lado, estas políticas no tendrán los efectos deseados si existen problemas de credibilidad respecto a la actuación del ente emisor por lo que cualquier aumento en la cantidad nominal de dinero corresponderá a un incremento en igual magnitud en el nivel de precios.

Asimismo, es preciso notar la importancia conferida a la inflación subyacente  $\bar{P}$  en el desarrollo del modelo. Una incorrecta estimación de  $\bar{P}$  puede traer consigo problemas tanto para los productores como para la autoridad monetaria. En el primer caso, si los productores no cuentan con el conocimiento acertado de la inflación subyacente pueden incrementar o reducir el nivel del producto erróneamente. Para el caso del ente emisor, la correcta estimación de  $\bar{P}$  es crucial ya que la conducción monetaria se basa en la inflación subyacente en función de la sobrestimación o subestimación de los efectos de su política.

En conclusión, la correcta estimación de la inflación subyacente es imprescindible para evitar generar distorsiones económicas, tanto en el contexto del modelo económico desarrollado en el presente capítulo como en la realidad, reflejada en la problemática.

**CAPÍTULO 4****MARCO PRÁCTICO****4.1 Evolución de la inflación en el periodo 1980 – 2006<sup>19</sup>**

Una característica común en gran parte de los países latinoamericanos a finales de 1980 fueron los elevados índices de inflación. Al comparar los precios de los productos de consumo frecuente entre 1970 y 1980 se percibe la magnitud de la inflación en la década. Por ejemplo, los precios en Chile en 1980 eran 4364 veces más altos que al final de 1970, en Argentina 2830 veces más altos, y 136 veces más altos en Uruguay.

Las dos principales causas a las que se atribuye la inflación en los países latinoamericanos en la década de los setenta son consecuencia de las dos crisis de precios del petróleo (1973 y 1979). La primera causa, por un lado, es el efecto directo del incremento de los precios del petróleo en toda la cadena de precios desde transporte en general hasta producción de alimentos. La segunda causa, por otro lado, se debe al crecimiento de la masa monetaria ocasionada por los préstamos que contrajeron los países en desarrollo de los países petroleros.

**Cuadro 4.1**  
**Inflación y Crecimiento Monetario en América Latina, 1970-1980**

(Tasas de Cambio Anual Promedio)

<b>País</b>	<b>Deflactor del PIB</b>	<b>IPC</b>	<b>Crecimiento monetario</b>	<b>Crecimiento Real</b>
Chile	149.00	131.20	145.30	2.40
Argentina	118.00	121.40	114.20	2.20
Uruguay	59.70	63.50	60.00	3.50
Brasil	38.40	38.10	44.20	8.40
Perú	30.90	32.50	33.10	3.00
Bolivia	22.80	19.70	25.40	4.80
Colombia	21.30	22.10	25.20	5.90
México	18.10	17.50	24.40	5.20
Costa Rica	13.80	11.30	21.90	5.80
Ecuador	13.30	12.60	24.50	8.80
Venezuela	12.80	9.10	22.20	5.00
Paraguay	12.60	13.10	23.90	8.60

<sup>19</sup> El desarrollo de la evolución de la inflación se basa en las Memorias del Banco Central desde 1980 a 2006.

Guatemala	9.10	10.10	15.80	5.70
El Salvador	8.70	11.50	17.10	4.10
Honduras	8.70	8.40	14.40	3.60
Rep.Dominicana	8.60	10.70	12.90	6.60

FUENTE: Cole J. (1987). Inflación en América Latina, 1970-1980.

Sin embargo, como se observa en el cuadro 4.1, las elevadas tasas inflacionarias no caracterizaron a toda Latinoamérica. Ocho de los dieciséis países del cuadro tuvieron tasas promedio de inflación moderadas, esto es, menores al 15% anual.

La inflación en Bolivia en el año 1980 fue del orden del 23.94%. Las causas principales de la subida de los precios en el año fueron la escasez de productos alimenticios, el carácter especulativo de estos productos y las altas tasas de crecimiento de precios en el grupo vivienda, ocasionadas tanto por cuestiones de demanda como por especulación de precios.

Entre 1981 y 1983 la economía mundial entró en una grave recesión caracterizada por tendencias proteccionistas en importantes economías mundiales. Los países en vías de desarrollo no ajustaron sus presupuestos, manteniendo altos déficit por cuenta corriente. La demanda para las exportaciones de estos países se redujo significativamente junto con sus precios. El servicio de la deuda que contrajeron durante el auge de los países petroleros se hizo prácticamente insostenible.

La caída de la demanda mundial de productos primarios ahondó la crisis que se vivía en Bolivia desde principios de los ochentas. Entre 1980 y 1983 problemas económicos estructurales, agravados por dificultades climatológicas, provocaron la escasez de los principales bienes de consumo, promoviendo la especulación y con ella un importante incremento en la tasa de crecimiento de los precios. La supeditación de la política monetaria, cambiaria y crediticia a la política fiscal caracterizó estos años. La contracción de la demanda nacional resultante condujo a tasas negativas de crecimiento del producto desde 1982.

En 1984 se desató una aguda hiperinflación en el país como consecuencia de un déficit fiscal que creció incontrolablemente con la sucesiva adquisición de créditos

creando un efecto espiral. La normativa vigente no impedía que las cuantiosas deudas contraídas por el gobierno sean monetizadas. Las personas buscaban proteger el valor de su dinero convirtiéndolo en dólares o acumulando bienes no perecibles. El tipo de cambio oficial perdió vigencia ya que se creó un mercado negro de cambios; los tipos de cambio de este mercado, altamente devaluados, generaron mayores presiones salariales y en consecuencia, presiones inflacionarias.

La situación no presentó importantes variaciones a principios de 1985. Sin embargo, en agosto del mismo año fue promulgado el D.S. 21060 que imponía una total reestructuración económica con el principal objetivo de reducir y estabilizar la inflación en el país.

Entre las principales medidas implantadas por este decreto para la estabilización de la economía se tiene la unificación cambiaria que logró, a través de políticas muy estrictas, la estabilización casi inmediata y la reducción acelerada de las tasas de inflación.

Por su lado, el programa de reformas estructurales introdujo medidas tales como la liberalización de los precios con la supresión de los controles internos, la apertura de la economía al comercio exterior y a los movimientos internacionales de capital, y la flexibilización del mercado de trabajo.

Además, la nueva política redujo significativamente el accionar del gobierno central en el sector productivo limitándolo a la administración de Yacimiento Petrolíferos Fiscales Bolivianos (YPFB) y de algunas minas rentables. También se impusieron reducciones importantes en la dimensión del Banco Central y se procedió al cierre de los bancos estatales de fomento.

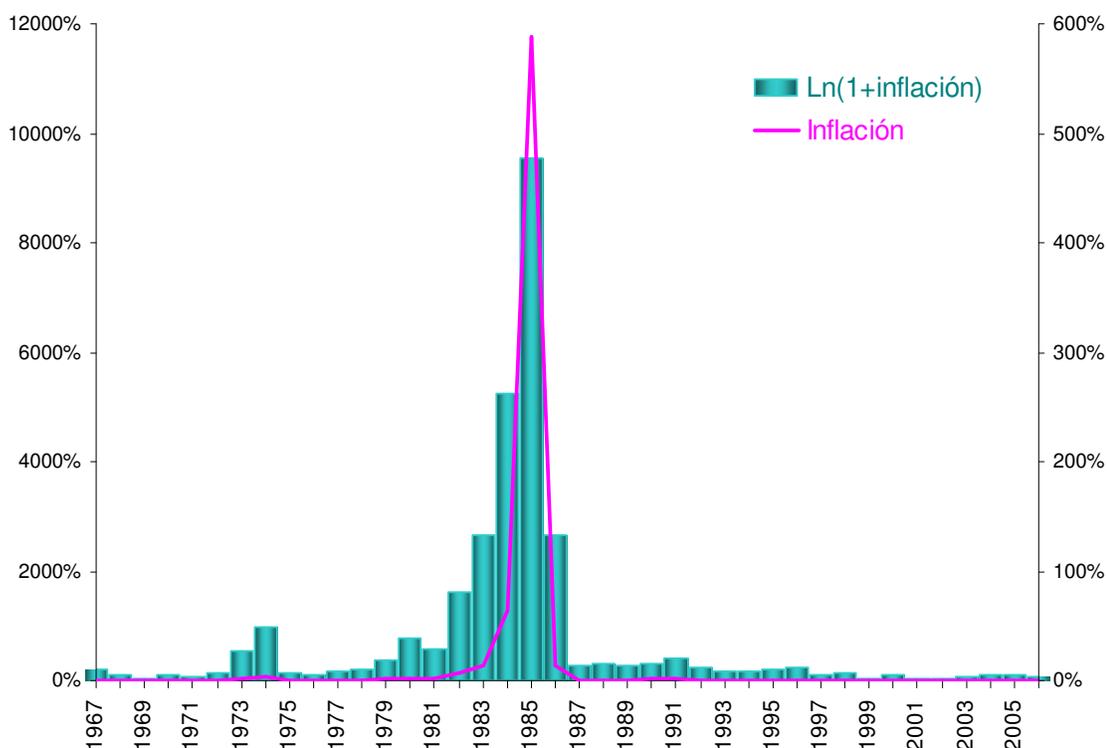
Con todas estas medidas se abandonó el modelo económico hasta entonces vigente, centrado fuertemente en la inversión estatal, y los resultados comenzaron

a hacerse evidentes a partir de octubre; no obstante la inflación permaneció en niveles altos hasta 1986.

En el periodo de estabilización se vivió una importante sequía entre 1988 y 1989, a pesar de la cual los precios continuaron su descenso llegando a cifras de un solo dígito desde 1993 con excepción de 1995. Las causas de este repunte inflacionario fueron de carácter climático. Los precios internacionales del trigo, del maíz y del arroz incidieron en el alto nivel de precios observados; la importante ponderación que tiene el capítulo de alimentos y bebidas en la canasta del IPC fue el principal aliciente.

**Gráfico 4.1**  
**EVOLUCIÓN DE LA INFLACIÓN**

(Tasas de crecimiento anual, en porcentajes)



- 1/ Para el periodo 1967 - 1992 la inflación anual es el cambio de precios promedio en el año. Desde 1993 la inflación es la tasa de crecimiento a doce meses.
- 2/ Se expresó la inflación en logaritmos para suavizar la tendencia y poder mostrar variaciones en periodos de inflación moderada en comparación con 1985. Sus valores se miden en el eje secundario.

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

Posteriormente, la tendencia de la inflación se mantuvo relativamente estable, salvo por perturbaciones puntuales; en 2000 una importante subida del precio del petróleo repercutió en los precios de los combustibles y por ende en el transporte. El efecto expansivo de este sector influyó para el repunte de la inflación del año.

Se puede observar en el gráfico 4.1 la evolución de la inflación entre 1980 y 2006. Es evidente la existencia de un importante quiebre en la tendencia en 2001. Los conflictos sociales de 2003 ocasionaron una inflación alta en comparación con años anteriores; las variaciones de precio de ese año fueron, sin embargo, consideradas transitorias por el Ente Emisor. En 2004 un ajuste al precio de los combustibles y sus efectos en alimentos, transporte y vivienda repercutieron en una elevada tasa de inflación, al igual que en la gestión pasada. En 2005 la inflación fue mayor a la gestión anterior debido principalmente al efecto del alza de los carburantes en 2004 y a bloqueos de caminos que provocaron desabastecimiento en mercados.

En 2006 la inclusión del transporte interdepartamental e internacional al Régimen General de tributación junto con los efectos del fenómeno de El Niño fueron los principales alicientes de la inflación observada en el año. Sin embargo, en la Memoria del BCB de la gestión se señala que el componente permanente de la inflación habría estado alrededor del 4.4% al cierre de 2006, implicando que los cambios en los precios responden principalmente a variaciones de la tendencia. Por otro lado, la política cambiaria de apreciación del boliviano permitió reducir las presiones inflacionarias externas provocadas por las continuas apreciaciones de las monedas de los países vecinos y coadyuvó en la reversión de la subvaluación de la moneda nacional. Finalmente, el dinamismo de la actividad económica interna fue otro factor que contribuyó al alza de los precios pues la demanda efectiva fue superior a la potencial en el año.<sup>20</sup>

---

<sup>20</sup> “La brecha del PIB, excluidas las actividades extractivas de recursos naturales no renovables, ha ido aumentando paulatinamente desde 2003 hasta llegar a una diferencia positiva [en 2006]...” Memoria 2006 del BCB.

## 4.2 La inflación subyacente y el BCB

Con la promulgación de la Ley 1670 de 31 de octubre de 1995, se establece como objetivo fundamental del BCB la preservación de la estabilidad del poder adquisitivo interno del boliviano. En este entendido, a partir de 1996 se ha conferido mayor importancia al control de la inflación y se ha visto la necesidad de evaluarla en función a metas establecidas anualmente por el Ente Emisor, al mismo tiempo de tener un conocimiento más profundo de su dinámica; a tal efecto, se ha venido calculando una medida de inflación subyacente que el BCB reporta en sus Memorias Anuales desde 1998.

Esta medida de inflación subyacente es un estimador de influencia limitada ya que excluye cada mes los cinco productos más y menos inflacionarios y se basa, asimismo, en el método de exclusión ya que asigna una ponderación igual a cero a los productos estacionales.

### 4.2.1 Evolución de la inflación subyacente en el periodo 1994 – 2006<sup>21</sup>

La medida de inflación subyacente calculada por el BCB es menor a la inflación observada en todo el período de estudio, excepto en 1999, implicando que para estos años existieron perturbaciones de carácter transitorio significativas; esto bajo el supuesto de que la medida subyacente del BCB refleja efectivamente la tendencia de la inflación.<sup>22</sup>

Entre 1994 y 1995 la diferencia entre la inflación subyacente y la inflación observada estuvo alrededor de dos puntos porcentuales (1.64 puntos en 1993 y 2.14 puntos en 1994). El capítulo de Alimentos y Bebidas fue el más inflacionario para ambas gestiones, con fuerte incidencia de choques de oferta debido a factores climatológicos, en especial en 1995. La contracción de la brecha entre inflación subyacente y observada en 1996 sugiere la reversión de los choques

---

<sup>21</sup> El periodo de estudio del acápite es desde 1994 hasta 2006 debido a que el primer dato del índice subyacente es enero de 1993 y el gráfico fue realizado en base a diferencias a doce meses del mes de diciembre de cada año.

<sup>22</sup> El desarrollo de la evolución de la inflación subyacente se basa en las Memorias del BCB de 1994 hasta 2006.

transitorios sobre la dinámica de los precios ya que la diferencia entre ambas medidas es de 0.34 puntos porcentuales, esto es, sólo un 4.28% de la inflación del año responde a cambios transitorios. En 1997 se observó un favorable desempeño agrícola que redujo presiones inflacionarias por choques de oferta, lo que se refleja en la diferencia menor a un punto porcentual entre inflación subyacente y observada (0.77 puntos porcentuales).

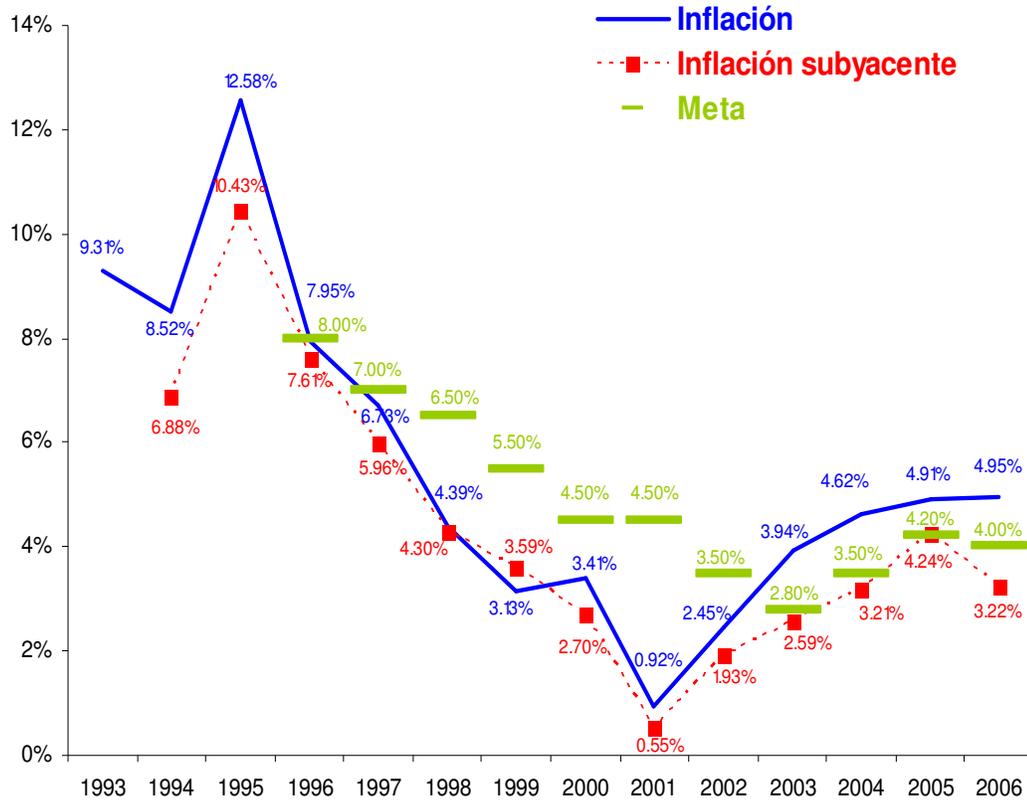
En 1998 ambas medidas son prácticamente coincidentes, siendo la inflación observada superior a la subyacente en 0.09 puntos porcentuales. La reducida diferencia entre ambas medidas muestra que las variaciones de precios en el año respondieron casi en su totalidad (97.95%) a cambios permanentes. Para 1999 la relación entre inflación observada y subyacente se revierte, siendo la última superior. Este comportamiento es consistente con una incidencia inferior de los productos más inflacionarios en el año (hidrocarburos y transporte) respecto a los más deflacionarios (alimentos).

La tendencia de la inflación observada, así como de la inflación subyacente, es decreciente entre ambos periodos. Sin embargo, entre 1999 y 2000 las tendencias son opuestas, con un crecimiento de la inflación observada (de 3.13% a 3.41%) y una caída consecutiva de la inflación subyacente (de 3.59% a 2.70%). Es necesario enfatizar que por definición la inflación subyacente es aquella que capta la tendencia de la variación de los precios, y por tanto, sus variaciones no deben ir en direcciones opuestas.

Entre los años 2000 y 2002 la inflación subyacente no se aleja significativamente de la observada. A partir de 2003 las trayectorias se alejan sugiriendo la existencia de importantes choques transitorios. En 2003 conflictos sociales generaron restricciones de oferta principalmente de algunos productos agrícolas; adicionalmente apreciaciones en las monedas de algunos socios comerciales ocasionaron presiones inflacionarias. En 2004 el incremento de los precios de los combustibles, en especial por sus efectos indirectos sobre otros sectores de la economía, generó asimismo presiones por el lado de la oferta; similar efecto tuvo

el diesel, que si bien no es parte de la canasta del IPC, afecta directamente a los costos de transporte. En 2005 persiste el efecto del incremento en el precio de los carburantes; además conflictos sociales ocasionaron desabastecimiento temporal de algunos artículos de primera necesidad.

**Gráfico 4.2**  
**INFLACIÓN, INFLACIÓN SUBYACENTE Y METAS DE INFLACIÓN**  
 (Variación anual, en porcentajes)

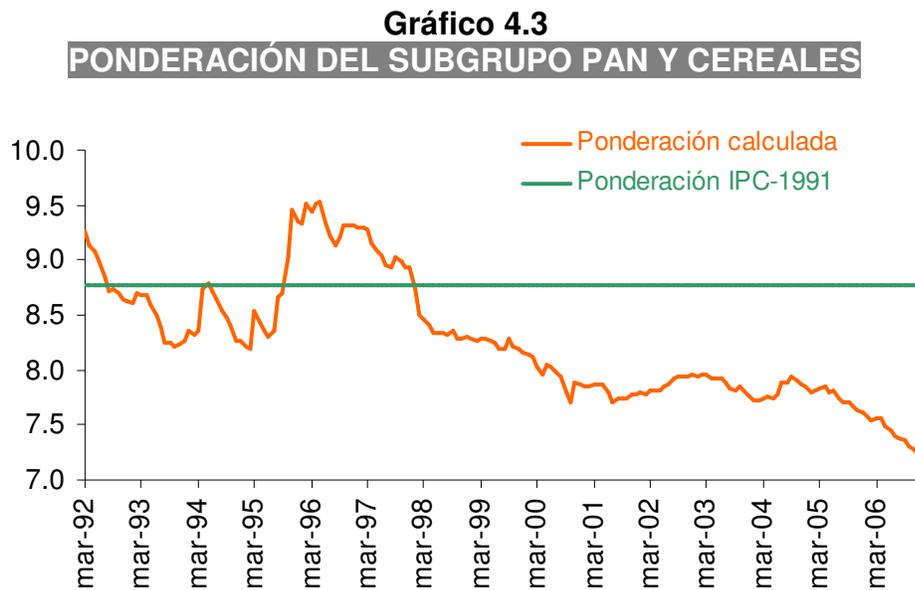


FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
 ELABORACIÓN: Banco Central de Bolivia.

Para el año 2006 se observa una importante discrepancia entre la inflación observada y la subyacente ya que esta última adquiere una tendencia decreciente mientras que la primera se mantiene creciente. Si bien el fenómeno climatológico de El Niño tuvo fuertes repercusiones sobre la producción agrícola principalmente, es cuestionable la precisión de la medida subyacente al tener una tendencia opuesta a la inflación observada.

Es necesario hacer notar que el gradual alejamiento entre la inflación subyacente del BCB y la inflación observada puede deberse a un problema de ponderaciones que surge por la construcción de la medida. La inflación de cada producto en relación a la inflación del resto de los artículos de la canasta, en un determinado periodo, ocasiona cambios en la ponderación efectiva de los productos. El cálculo de la medida subyacente del BCB toma las ponderaciones fijas del IPC-1991.

Si bien la canasta del IPC-1991 tiene ponderaciones determinadas para cada artículo, se puede demostrar que en un periodo diferente al periodo base, la ponderación efectiva del artículo depende de cuan inflacionario ha sido este en relación al resto de los artículos de la canasta, siendo en general diferente a la ponderación inicial. Por ejemplo, la ponderación del IPC-1991 para el subgrupo Pan y cereales es de 8.77; en el gráfico 4.3 se observa que ésta cambia en cada periodo.



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

La medida subyacente del BCB, al no tomar en cuenta estas variaciones en las ponderaciones, genera un sesgo que puede explicar las diferencias que se presentan entre esta medida y la inflación observada.

### 4.3 Características del indicador subyacente del BCB

Haciendo una evaluación del índice subyacente del BCB, en base a los criterios cualitativos mencionados en el capítulo 3, se tiene que la medida cumple cinco de los ocho requerimientos, como se detalla a continuación:

**Cuadro 4.2**  
**CARACTERÍSTICAS DESEABLES EN UNA MEDIDA DE INFLACIÓN**  
**SUBYACENTE**

<b>Características</b>	<b>Cumple</b>
Computable en tiempo real.	SI
Fácil cálculo	SI
Estabilidad	SI
Respaldo teórico sólido	NO
Credibilidad	NO
Variabilidad menor a la inflación	SI
Insesgada	SI
Disponibilidad oportuna	SI

FUENTE: Banco Central de Bolivia.  
Elaboración propia.

Desde el punto de vista de la elaboración de política monetaria, la credibilidad es quizás la característica más importante de los ocho criterios del cuadro 4.2, ya que si la inflación total y la inflación subyacente exhiben una tendencia divergente envían señales mixtas a la autoridad monetaria, apuntando a la aplicación de políticas opuestas. Tal es el caso del índice subyacente del BCB, cuya tendencia muestra una discordancia respecto a la tendencia de la inflación total a partir de 2003, problema que se acentúa en el periodo 2005 - 2006.<sup>23</sup>

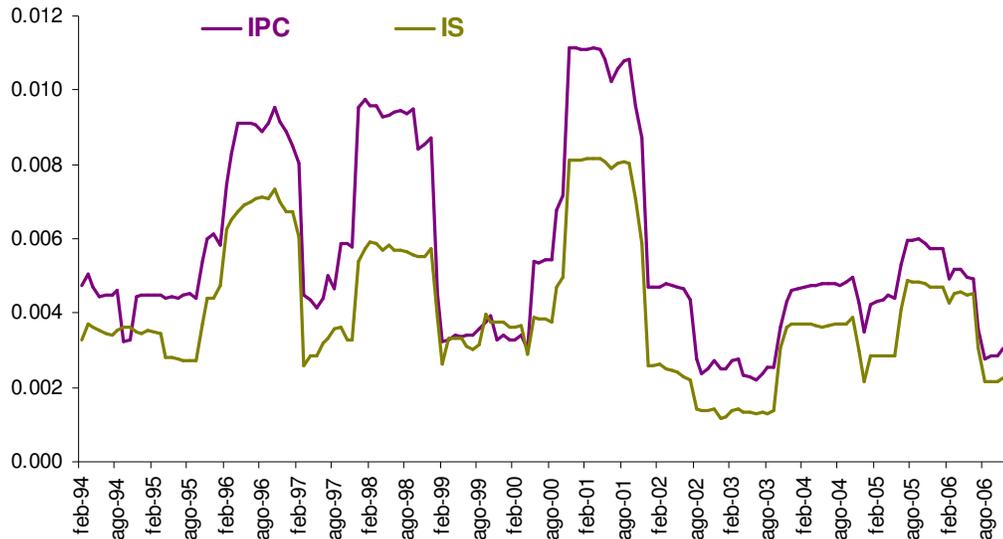
Sin embargo, de acuerdo a Lahura y Rodríguez (2006) estos criterios no corresponden a propiedades empíricamente contrastables, solo a prerrequisitos, que no necesariamente garantizan la relevancia de los indicadores. De las ocho características presentadas en el cuadro 4.2, únicamente la referida a la

<sup>23</sup> Ver gráfico 4.2

variabilidad y la característica de insesgada son empíricamente contrastables. El índice subyacente del BCB tiene efectivamente una volatilidad menor a la del IPC, como se observa en el gráfico 4.4.

**Gráfico 4.4**  
**VOLATILIDAD DE LA IS Y DEL IPC**

(Ventanas móviles a doce meses)



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística, Banco Central de Bolivia.  
Elaboración propia.

Este indicador es, asimismo, insesgado ya que tiene una esperanza matemática igual a la esperanza del IPC. En el cuadro 4.3 se observa el estadístico t calculado para la subyacente del BCB. Si la hipótesis nula es que ambas esperanzas son iguales, esto es, que la medida del BCB es un estimador insesgado del IPC, a un nivel de confianza del 95% (t igual a 1.96) no se rechaza la hipótesis nula.

**Cuadro 4.3**  
**SESGO DE LA MEDIDA DE INFLACIÓN**  
**SUBYACENTE DEL BCB**

	$\Delta IPC$	$\Delta IS$
Media	0.0044298	0.0037200
Desv. Estándar	0.0063708	0.0047830
Estadístico t	-	1.4396756

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística, Banco Central de Bolivia.  
Elaboración propia.

Como una alternativa a los criterios cualitativos, Marques *et al.* (2000) mencionan 3 condiciones que debe cumplir un buen indicador de inflación subyacente, basadas en criterios econométricos empíricamente contrastables y en la idea de que un buen indicador debe ser capaz de resumir las características de largo plazo de la inflación total. Las condiciones propuestas para el caso de series no estacionarias I(1) son las siguientes:

1. Dado que una medida apropiada de inflación subyacente es aquella que no presenta divergencias sistemáticas de largo plazo respecto a la inflación total. Las series de inflación total e inflación subyacente están cointegradas con coeficiente unitario y relación uno a uno; además la diferencia entre ambas  $z_t$ , es una variable estacionaria con media cero.

$$z_t = \pi_t - \pi_t^* \quad (4.1)$$

2. Existe un mecanismo de corrección de errores para la inflación total  $\Delta\pi_t$ .

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta\pi_{t-j}^* - \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + v_t \quad (4.2)$$

Donde  $v_t$  es ruido blanco.

Esta condición se verifica evaluando la significancia estadística de  $\gamma$  en el modelo condicional (4.2).

3. La inflación total es fuertemente exógena, lo que significa que:

- i. La inflación subyacente es débilmente exógena a la inflación total, es decir, existe un mecanismo de corrección de errores para la inflación total y no así para la subyacente. Esto se verifica testeando la significancia estadística de  $\gamma$  en (4.2) y  $\lambda$  en (4.3).

$$\Delta\pi_t^* = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta\pi_{t-j}^* - \lambda(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + v_t \quad (4.3)$$

- ii. La inflación total no Granger causa a la inflación subyacente, puesto que ésta solo se determina por sus valores pasados. Sin embargo, la inflación subyacente debe causar en el sentido Granger a la inflación total, de manera que la inflación subyacente pueda predecir de mejor manera a la inflación total que el IPC por sí mismo. Por lo tanto, valores positivos y significativos de  $\sum_{j=1}^m \beta_j$  en (4.2) indican poder de predicción de la inflación subyacente.

Si una medida de inflación subyacente cumple estas tres condiciones es considerada un buen atractor de la inflación total. La medida del BCB, empero, no cumple los tres criterios<sup>24</sup>:

**Cuadro 4.4**  
**EL INDICADOR SUBYACENTE DEL BCB COMO ATRACTOR DE LA INFLACIÓN TOTAL**

		Engle - Granger	Johansen
1ª condición	Cointegración	Si	Si
	Relación 1 a 1	No	No
2ª condición	Mecanismo de corrección de errores	Si	Si
3ª condición	Exogeneidad débil IT	Si	No
	IT no GC a IS	No	No

1/ IT corresponde a la Inflación Total  
2/ IS corresponde a la Inflación Subyacente  
3/ GC significa causalidad en el sentido de Granger (Granger causa)  
FUENTE: Banco Central de Bolivia.  
Elaboración propia.

El cumplimiento parcial de la primera condición asegura que la inflación subyacente y la inflación total tienen la misma tendencia en el largo plazo, pero al

<sup>24</sup> Para ver los resultados econométricos en los que se basa el cuadro 4.4 ver Anexo 3.

no tener una relación de uno a uno, las tendencias pueden alejarse significativamente. Si las tendencias se alejan, en el largo plazo la IS no será capaz de capturar la tendencia de la variación de los precios, perdiendo su utilidad como medida subyacente. El cumplimiento de la segunda condición implica que las divergencias en el comportamiento de corto plazo en ambas series se corrigen, sin embargo, al tener una velocidad de ajuste diferente de uno, la corrección no es inmediata. El incumplimiento de la tercera condición, por otro lado, sugiere que existe una correlación entre los rezagos de la inflación total y la inflación subyacente, esto es, la inflación pasada afecta a la inflación subyacente.

En resumen, una evaluación cualitativa y estadística de la medida de inflación subyacente del BCB llevan a cuestionar su validez como indicador de la tendencia de la inflación y más aún como guía para la conducción de la política monetaria. Es por este motivo que resulta indispensable la elaboración de una nueva medida.

#### **4.4 Una medida de inflación subyacente basada en la definición de inflación**

La inflación se define como el aumento persistente y generalizado del nivel de precios de la economía. La metodología aplicada en función a esta definición consiste, inicialmente en la aplicación de un filtro estadístico a las series individuales de los 332 productos que componen la canasta del Índice de Precios al Consumidor, con la finalidad de extraer el componente persistente de cada serie. La parte generalizada, por otro lado, se obtiene al calcular una medida de tendencia central para cada mes del periodo comprendido entre marzo de 1992 y diciembre de 2006, sobre las series filtradas.

La inflación, al igual que gran parte de las series económicas, se caracteriza por tener ciclos de diferentes periodicidades, esto es, ciclos de mayor y menor duración. Dependiendo de la periodicidad, las series presentan frecuencias altas, que corresponden a variaciones de tendencia, y bajas, correspondientes a variaciones transitorias; los ciclos de mayor duración tienen una frecuencia más baja que los de menor duración. Los filtros buscan discriminar entre los dos tipos

de frecuencias para poder extraer la no deseada, en este caso, las frecuencias altas. Esta tarea es realizada a través del estudio del dominio de la frecuencia, que esta basado en el análisis espectral.<sup>25</sup>

La literatura señala al filtro ideal como la metodología que permite extraer el componente de baja frecuencia, sin generar ningún tipo de distorsión en las series resultantes. El filtro ideal *band-pass*, es una transformación lineal de los datos que deja intactos los componentes de éstos dentro de una banda específica de las frecuencias y elimina los demás componentes.

Para la representación del filtro ideal, se considera la descomposición del proceso estocástico,  $x_t$ :

$$x_t = y_t + \bar{x}_t \quad (4.4)$$

Donde:

$y_t$  es el componente tendencial

$\bar{x}_t$  es el componente cíclico

El cálculo del componente tendencial de las series se lo realiza mediante el método de promedios móviles<sup>26</sup>, con lo que la representación de  $y_t$  es:

$$y_t = B(L)x_t \quad (4.5)$$

Donde  $B(L)$  es el filtro ideal:

$$B(L) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} B_j L^j \quad (4.6)$$

<sup>25</sup> Para una revisión de los conceptos básicos del análisis espectral ver Anexo 4.

<sup>26</sup> El método de promedios móviles suaviza el comportamiento de las series ponderando los valores pasados y futuros a través de la Transformación de Fourier

El término  $L$  representa el operador de rezagos y los  $B_j$ 's son los ponderadores ideales de promedios móviles infinitos obtenidos a través de una Transformación de Fourier.<sup>27</sup>

La limitación práctica de este filtro es que requiere un número infinito de observaciones de  $x_t$ , por lo que algún tipo de aproximación es necesaria.

Uno de los filtros estadísticos más utilizados en la literatura económica, que es además la referencia contra la cual se comparan los resultados obtenidos de la aplicación de otros filtros, es el Hodrick y Prescott (1980). Este es un filtro lineal que extrae las frecuencias altas y bajas de las series, esto es, descompone las series en el componente cíclico y tendencial al minimizar la varianza del componente cíclico. La expresión que minimiza es:

$$\underset{\{y_t\}_{t=1}^T}{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T (\bar{x}_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2})]^2 \right\} \quad (4.7)$$

Donde:

$\bar{x}_t$  es el componente cíclico

$y_t$  es el componente de tendencia

$\lambda$  es el parámetro de suavización

El primer término mide la suma de las desviaciones al cuadrado de la serie original respecto de la tendencia, es decir, el grado de ajuste de las series. El segundo término, por otro lado, representa el crecimiento de la variación del componente tendencial multiplicado por un parámetro positivo  $\lambda$ . La tendencia será más suave entre menor sea  $\lambda$ . Si  $\lambda$  es igual a cero, la tendencia será igual a la serie original y el componente cíclico será cero. Si  $\lambda$  tiende a infinito la ciclicidad de la serie será máxima.

---

<sup>27</sup> La Transformación de Fourier consiste en transformar una serie de tiempo en una función compleja de una frecuencia específica  $\omega$ . Dada ésta función compleja, se puede recuperar la serie original a través de la Transformación de Fourier Inversa.

El parámetro  $\lambda$  puede tomar valores en el rango comprendido entre 100 y 14400. En su trabajo, Hodrick y Prescott (1997) sugieren fijar el valor de  $\lambda$  en 1600 para datos trimestrales, esto en base al estudio realizado en función al PIB para la economía norteamericana. De acuerdo con el estudio realizado por Baxter King (1995) la elección de  $\lambda$  igual a 1600 se aproxima al filtro ideal para series trimestrales, empero, si las series tienen una periodicidad distinta este filtro es una mala aproximación del filtro ideal ya que tiende a presentar efectos *leakage* y *compression*, es decir, no incluye todos los componentes cíclicos que corresponden y/o excluye algunos que sí corresponden, además se demostró que las propiedades de la serie filtrada en puntos iniciales y finales es significativamente distinta de la de un filtro ideal.

Este filtro, por otro lado, supone que la tendencia y el ciclo óptimos son procesos de ruido blanco independientes con un modelo de probabilidad, dinámica y varianzas conocidas, hecho que implica la pérdida de independencia de las ponderaciones en el tiempo.

Por la arbitrariedad en la elección del parámetro  $\lambda$ , la periodicidad mensual de la serie de inflación y la dependencia de las ponderaciones el filtro de Hodrick y Prescott no resulta apropiado para los fines del presente estudio. Baxter y King (1995) desarrollaron un filtro que subsana estas deficiencias, al ser no paramétrico y ser más permisivo en cuanto a la periodicidad de las series.

El filtro *band-pass* de Baxter y King (BK) busca una aproximación óptima al filtro ideal a través de la minimización de la discrepancia entre los ponderadores del filtro ideal y el filtro estimado. Para ello, aplica la metodología de medias móviles y aísla los componentes periódicos de las series que se encuentran en una banda de frecuencias determinada.

La aplicación a series finitas implica que debe hacerse algún tipo de modificación al filtro ideal. Es por esta razón, que se truncan los ponderadores del filtro ideal, de la ecuación (4.4) en el rezago  $k$  y se minimiza la siguiente expresión:

$$Q = \int_{-\pi}^{\pi} |\delta(\omega)|^2 d\omega \quad (4.8)$$

Donde:

$\delta(\omega)$  es la diferencia entre los ponderadores óptimos del filtro ideal y los ponderadores truncados en el rezago  $k$  del filtro estimado.<sup>28</sup> Los límites de la integral se derivan del análisis del dominio de la frecuencia presentado anteriormente.

Una vez minimizada esta discrepancia, el filtro BK estimará ponderaciones finitas iguales a las del filtro ideal hasta el rezago  $k$ , e igualará a cero todos los rezagos que sean mayores a  $k$ .

Una de las debilidades de este filtro es la importancia que confiere a la determinación del número de rezagos ya que mientras mayor sea éste, más próximo al filtro ideal será la estimación resultante; empero, también será mayor la pérdida de datos al principio y al final de la serie<sup>29</sup>. Para la estimación de una medida de inflación subyacente los datos finales son de suma importancia, razón por la cual un filtro con estas características no es adecuado.

Por otro lado, Christiano y Fitzgerald (1999) desarrollaron una aproximación al filtro ideal *band-pass*, la cual busca minimizar la esperanza cuadrada del error entre el filtro ideal,  $y_t$ , y el filtro estimado,  $\hat{y}_t$ , dada una serie  $x$ , escogiendo para ello los ponderadores óptimos en función a este objetivo:

$$E[(y_t - \hat{y}_t)^2 | x] \quad \text{para } x \equiv [x_1, \dots, x_t] \quad (4.9)$$

Este filtro es aplicable a dos tipos de procesos de  $x$ . El primero, se da cuando  $x$  es estacionario con media cero. Si los datos tienen media diferente a cero o son

<sup>28</sup> Los ponderadores de los filtros se obtienen mediante la Transformación de Fourier.

<sup>29</sup> Las observaciones perdidas serán iguales a  $2k$ .

estacionarios entorno a una tendencia se asume que la media o tendencia fueron removidas previamente. El segundo caso, por otra parte, se da cuando los datos presentan raíz unitaria, es decir, cuando  $x_t - x_{t-1}$  es estacionario con media cero. Asimismo, si los datos tienen una media distinta a cero se supone que ésta ha sido removida.

Una aproximación óptima al filtro ideal precisa el conocimiento de la representación real de la serie de tiempo de  $x_t$ . Sin embargo, en la práctica esta representación no es conocida por lo que tiene que ser estimada. Para series macroeconómicas estándar, el filtro Christiano y Fitzgerald (CF) supone que las series son generadas por un proceso de paseo aleatorio puro<sup>30</sup>.

La idea subyacente detrás del filtro CF, es que dado un número finito de observaciones, la estimación de  $y_t$  se basa en la proyección lineal de todos los datos disponibles  $x_t$ . Para esto, la estrategia óptima en la estimación de  $y_1, y_2, y_3, \dots, y_t$  es utilizar un filtro distinto para cada periodo, en función a los valores de los rezagos y adelantos del filtro.<sup>31</sup>

La clave para entender la solución del problema, es que para un número de observaciones dado, no es posible construir ponderadores finitos que sean iguales a los ponderadores ideales infinitos en todo el dominio de la frecuencia  $\omega$ . Estas funciones sólo pueden aproximarse en algunos subintervalos, pero al costo de sacrificar precisión en otros. Esto involucra una disyuntiva al momento de elegir un esquema de ponderaciones que asigne mayor importancia relativa a determinados intervalos en la construcción de los ponderadores óptimos.

Por lo tanto, el criterio de optimización del filtro CF escoge los ponderadores muestrales de manera que éstos se aproximen a los ponderadores ideales para valores dentro del rango de las frecuencias que se pretenden extraer, y se alejen fuera de éstos.

---

<sup>30</sup> Es decir, que las series no presentan drift o que éste fue removido previamente.

<sup>31</sup> Una de las características del filtro CF es que permite que los valores de los rezagos y adelantos varíen en función al tiempo, lo que implica que las ponderaciones de este filtro son independientes entre sí.

Este filtro, por otra parte, al permitir la no-estacionariedad en las series y la asimetría en las ponderaciones, incorpora información relevante de  $x$  en la estimación de  $\hat{y}_t$ , lo que representa una ganancia importante, especialmente, al momento de minimizar la distancia métrica de la ecuación (4.9), ganancia que es superior a la pérdida experimentada por la falta de precisión en el conocimiento de la representación real de las series económicas.

Dadas estas características, el filtro de Christiano y Fitzgerald no pierde datos en los extremos de las series, por lo que es adecuado para situaciones en las que se requieren estimaciones precisas al final de la muestra y en tiempo real. Por este motivo, se escogió este filtro y se aplicó el mismo a las series de los 332 productos de la canasta del IPC.

**Cuadro 4.5**  
**COMPARACIÓN DE LOS FILTROS ESTADÍSTICOS**  
**DESARROLLADOS**

	HP	BK	CF
Aplicable a la serie de datos	✓	✓	✓
No paramétrico	X	✓	✓
No pierde información en las colas	✓	X	✓

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística, Hodrick y Prescott (1980), Baxter King (1995), Christiano y Fitzgerald (1999).  
Elaboración propia.

Una vez que se ha extraído el componente persistente de las series, se obtiene la parte generalizada de la inflación calculando una medida de tendencia central. Al completar la metodología con este segundo paso se está combinando el enfoque de series de tiempo, aplicado al filtrar las series individuales, y el enfoque de corte transversal.<sup>32</sup> Entre las medidas de tendencia central más frecuentemente

<sup>32</sup> En la literatura actual sobre inflación subyacente son pocos los indicadores que consideran ambos enfoques en su metodología, siendo el más relevante el *Dynamic Factor Index* (DFI) propuesto por Bryan y Cecchetti (1993) y Cecchetti (1997).

utilizadas se puede mencionar la media geométrica, la moda, la mediana y la media aritmética.<sup>33</sup>

La media geométrica se define como la raíz enésima del producto de  $n$  observaciones, esto es:

$$M_G = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n x_i} \quad (4.10)$$

Donde:

$M_G$  es la media geométrica

$x_i$  es la  $i$ -ésima observación

Esta medida se puede calcular sólo si no existen observaciones negativas en la muestra o si el número de observaciones negativas es par. Su transformación es usualmente aplicada al manejo estadístico de series con distribución no normal. Su aplicación al estudio de la inflación data de 1865 con el trabajo pionero de Jevons.

Jevons (1865) aplicó la media geométrica para aislar el componente monetario, lo que en el marco de su estudio, corresponde al componente permanente del cambio de los precios. En este modelo se define a la inflación subyacente como el componente de la inflación que es ortogonal a los cambios relativos en los precios. Esto implica que el promedio de los cambios en los precios relativos es igual a cero, lo cual es un supuesto muy fuerte acerca de la dinámica de los precios haciendo esta medida inadecuada para su aplicación al presente estudio.<sup>34</sup>

La moda, por otra parte, es el valor de una variable con mayor frecuencia absoluta, es decir, el valor que se repite el mayor número de veces dentro de la muestra. No requiere la suposición de ninguna distribución específica de los datos, pudiendo incluso aplicarse a variables cualitativas. Empero, existen conjuntos de

<sup>33</sup> Las definiciones y metodologías de las medidas de tendencia central son extraídas del libro Estadística de Murria Spiegel.

<sup>34</sup> El índice de precios de la media geométrica de Jevons (1865) para calcular el cambio en el poder

adquisitivo del dinero en el tiempo se define como:  $\exp(\prod_t) = \prod_{i=1}^N \left( \frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} \right)^{\frac{1}{N}}$

datos polimodales en los cuales no se puede precisar un único valor como medida de tendencia central. Por otro lado, en algunas series de datos no existe un valor modal, siendo este el caso de las series obtenidas en el primer paso de la metodología, inhabilitando el uso de la moda.

La mediana es el punto medio de los valores de una serie de datos ordenados creciente o decrecientemente, esto es, el cincuenta por ciento de los datos se encuentra por debajo y el otro cincuenta por ciento se encuentra por encima de la mediana. Esta medida es única para un conjunto de datos y no es distorsionada por valores extremos. Su aplicación al estudio de la inflación subyacente se encuentra en la metodología de influencia limitada con la mediana ponderada.<sup>35</sup>

Finalmente, la media aritmética se define como la sumatoria de los valores de una variable dividida entre el número de observaciones, esto es:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \quad (4.11)$$

Donde:

$n$  es el número de observaciones

La media aritmética incluye todos los valores de la serie y es única para un conjunto de datos. Tiene el inconveniente de que puede distorsionarse por valores extremos, pero la magnitud del problema depende de las características de cada serie. Si los datos son multiplicados por un ponderador que refleje la frecuencia que cada uno tiene en la muestra, se trata de una media ponderada. El Índice de Precios al Consumidor, al ser un índice ponderado, su media aritmética es en sí misma una media ponderada.

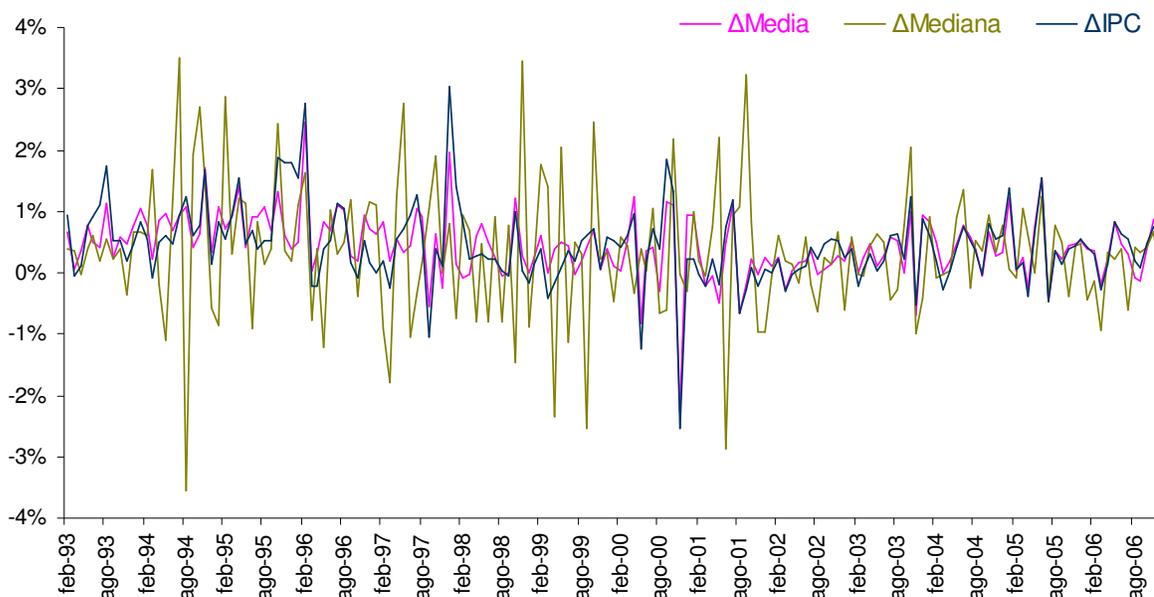
Dada la factibilidad de cálculo únicamente de la media aritmética y la mediana, se realizaron aproximaciones a una nueva medida de inflación subyacente con estos dos indicadores.

---

<sup>35</sup> Ver acápite 3.2.1.

Por otro lado, en el gráfico 4.5 se observa que la variación de la mediana de las series filtradas es más volátil que la variación del IPC, mientras que la variación de la media aritmética es menos volátil.

**Gráfico 4.5**  
**IPC, MEDIA ARITMÉTICA Y MEDIANA DE LAS SERIES**  
**FILTRADAS CON EL FILTRO CF**  
(Variaciones mensuales)



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística, Banco Central de Bolivia.  
Elaboración propia.

El índice calculado en función a la mediana no dio resultados satisfactorios, tal como se pudo concluir a priori de la observación de los gráficos anteriores. Este índice no se ajusta a los requerimientos estadísticos establecidos como deseables para una medida de inflación subyacente, es decir, la medida obtenida con la mediana no es un buen atractor de la inflación observada y, en términos cualitativos, tampoco resulta ser creíble ya que su trayectoria se separa significativamente de la de la inflación observada.<sup>36</sup>

En el cuadro 4.6 se comparan las cuatro medidas de tendencia central evaluadas en función a su aplicabilidad a la serie de datos y los resultados que se obtiene en base a éstas.

<sup>36</sup> Anexo 5

**Cuadro 4.6****COMPARACIÓN DE LAS MEDIDAS DE TENDENCIA CENTRAL  
DESARROLLADAS**

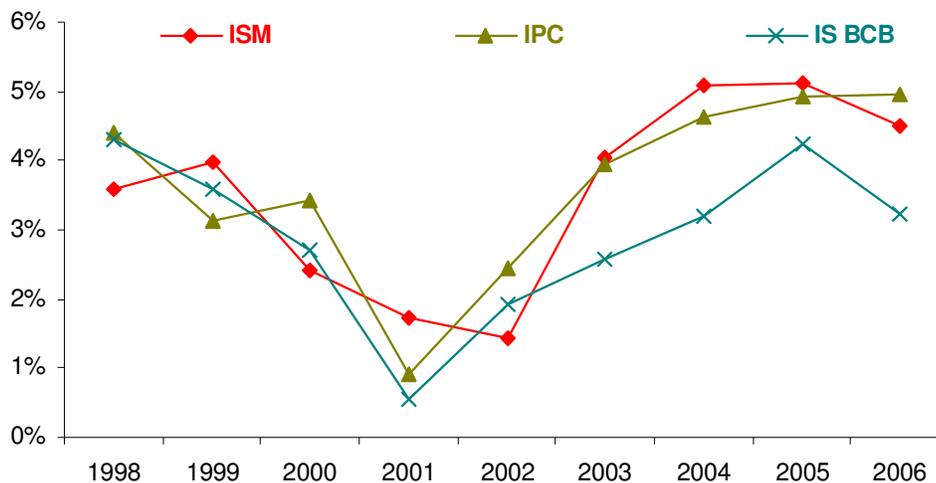
	Media Geométrica	Moda	Mediana	Media Aritmética
Aplicable a la serie de datos	X	X	✓	✓
Tendencia similar a la de la inflación	-	-	X	✓

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística, Spiegel (1997).  
Elaboración propia.

Se calculó, por tanto, la media aritmética de las 332 series previamente filtradas. Posteriormente, se elaboró en base a esta serie un índice encadenado fijando como base a enero de 1993, el cual en adelante se denomina índice subyacente medio.

**Gráfico 4.6****EL ÍNDICE SUBYACENTE MEDIO, EL ÍNDICE SUBYACENTE BCB Y EL IPC**

(Variaciones a 12 meses)



FUENTE: Banco Central de Bolivia, Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

A diferencia de la mediana, se puede observar a priori que la medida del índice subyacente medio es creíble. Se observa asimismo que la tendencia de éste

último se encuentra más próxima a la del IPC en el último tramo que la medida subyacente del BCB.<sup>37</sup>

Por otro lado, las propiedades estadísticas de la medida se ajustan a los requerimientos para que ésta sea un buen atractor de la inflación observada.<sup>38</sup>

**Cuadro 4.7**  
**EL ÍNDICE SUBYACENTE MEDIO COMO ATRACTOR DEL IPC**

		Engle - Granger	Johansen
1ª condición	Cointegración	Si	Si
	Relación 1 a 1	Si	Si
2ª condición	Mecanismo de corrección de errores	Si	Si
3ª condición	Exogeneidad débil IT	Si	Si
	IT no GC a ISM	Si	Si

1/ IT corresponde a la Inflación Total

2/ ISM corresponde a la inflación calculada en base al índice subyacente medio

3/ GC significa causalidad en el sentido de Granger (Granger causa)

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

El cumplimiento de la primera condición asegura que la inflación subyacente media y la inflación observada tienen la misma tendencia en el largo plazo y que no pueden alejarse significativamente. El cumplimiento de la segunda condición implica que las divergencias en el comportamiento de corto plazo en ambas series se corrigen. El cumplimiento de la tercera condición sugiere que no existe una correlación entre los rezagos de la inflación total y la inflación subyacente, esto es, la inflación pasada no afecta a la inflación subyacente. Por tanto, la inflación subyacente media podrá predecir el comportamiento de la inflación futura de mejor manera que la inflación observada.

<sup>37</sup> Creíble en términos de las características cualitativas señaladas en Ferreyros *et al.* (2000), Wynne (1999) y Roger (1997).

<sup>38</sup> Para ver los resultados econométricos en los que se basa el cuadro 4.5 ver Anexo 6.

En cuanto a las características cualitativas de la medida, esta cumple 6 de 8, incluyendo la credibilidad que es, como se mencionó anteriormente, la característica más importante de las 8.

**Cuadro 4.8**  
**CARACTERÍSTICAS CUALITATIVAS DEL ÍNDICE**  
**SUBYACENTE MEDIO**

Características	Cumple
Computable en tiempo real.	SI
Fácil cálculo	NO
Estabilidad	NO
Respaldo teórico sólido	SI
Credibilidad	SI
Variabilidad menor a la inflación	SI
Insesgada	SI
Disponibilidad oportuna	SI

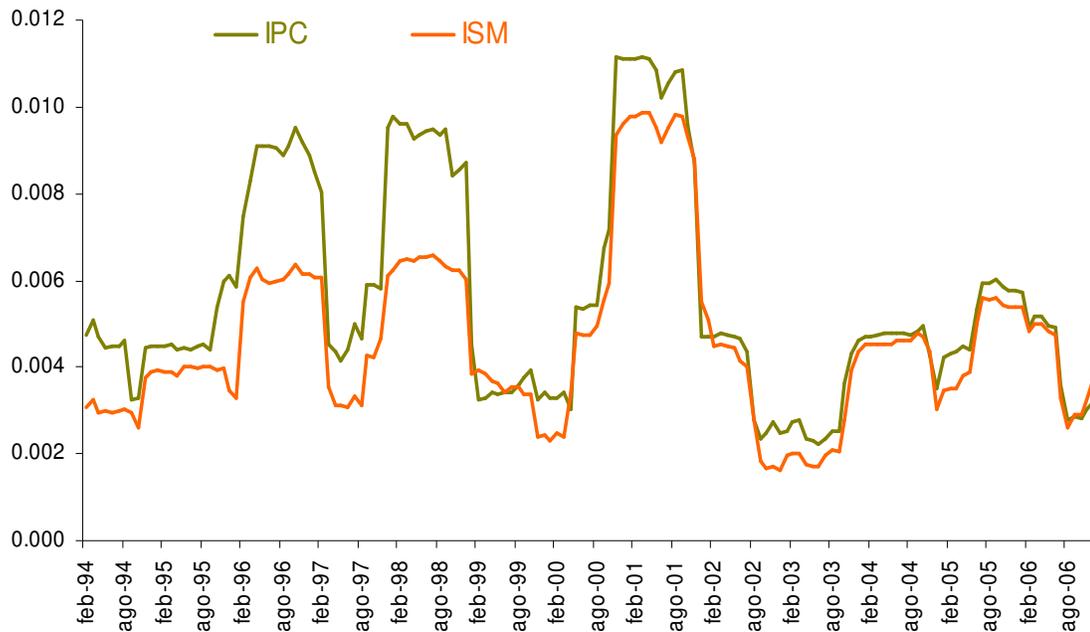
FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

En cuanto a la facilidad de cálculo, existe un *trade-off* entre la sofisticación de la medida y la facilidad de cálculo y comprensión de la misma. Una medida de cálculo simple como el actual índice subyacente no es capaz de captar la tendencia de la inflación con precisión como se ha demostrado con las pruebas estadísticas realizadas. Por otro lado, la gravedad de este inconveniente es relativa a la política de divulgación que tenga el Banco Central acerca de la inflación subyacente. Si se considera que la población en general se fija principalmente en las variaciones del IPC, la metodología de cálculo del índice subyacente tiene una importancia menor pues sólo será de interés de personas entendidas en el tema.

Se puede observar que el ISM tiene una menor variabilidad que el IPC en el gráfico 4.7. El ISM es asimismo insesgado ya que tiene una esperanza matemática igual a la esperanza del IPC. En el cuadro 4.7 se observa el estadístico t calculado para el ISM. Si la hipótesis nula es que ambas esperanzas

son iguales, esto es, que el ISM es un estimador insesgado del IPC, a un nivel de confianza del 95% (t igual a 1.96) no se rechaza la hipótesis nula.

**Gráfico 4.7**  
**VOLATILIDAD DE LA ISM Y DEL IPC**  
(Ventanas móviles a doce meses)



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

**Cuadro 4.9**  
**SESGO DEL ÍNDICE SUBYACENTE MEDIO**

	$\Delta IPC$	$\Delta ISM$
Media	0.0044298	0.0043901
Desv. Estándar	0.0063708	0.0052991
Estadístico t	-	0.0003565

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística,  
Banco Central de Bolivia.  
Elaboración propia.

Referente a la pérdida de estabilidad generada por el recálculo que realiza el filtro Christiano y Fitzgerald con la adición de nuevos datos a las series, se crearon intervalos de confianza para las series filtradas, basados en la metodología de *bootstrapping* de Gallego y Johnson (2003).

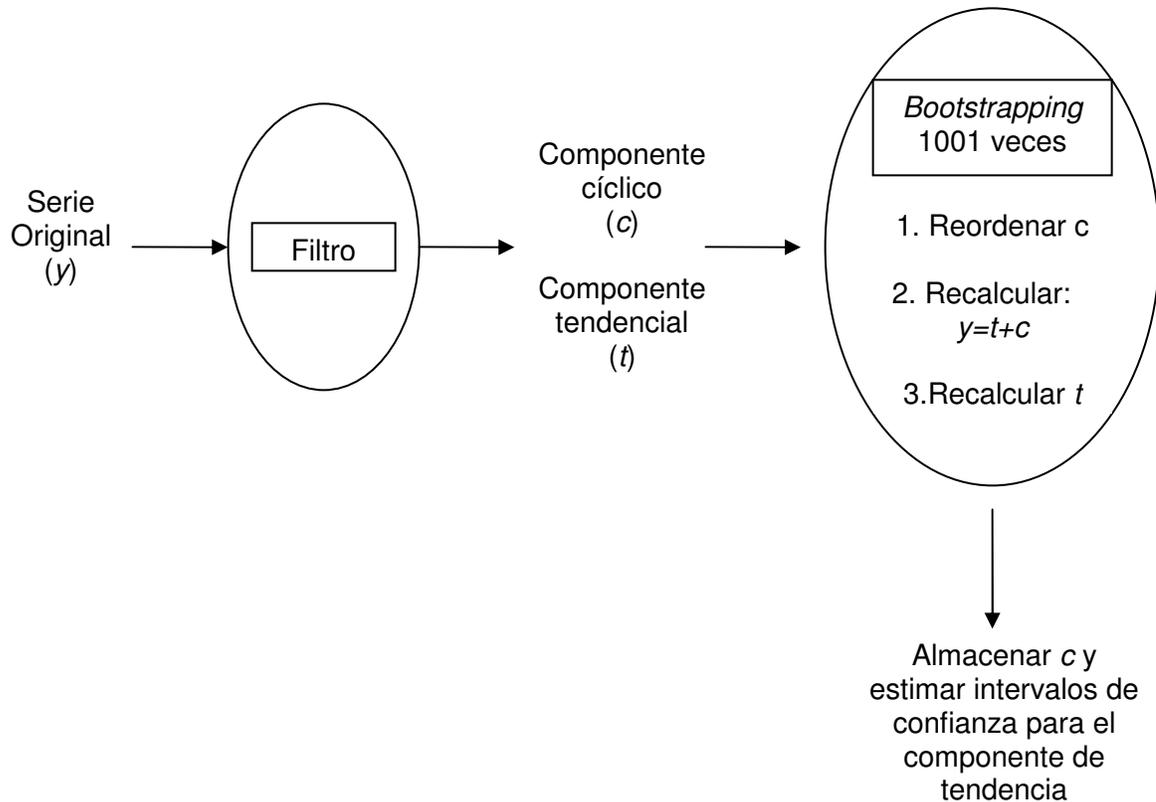
El concepto del *bootstrap* fue desarrollado por Efron (1979). El *bootstrap* es similar al experimento de Monte Carlo pero con la diferencia de que no asume una distribución específica de los datos sino que considera que la distribución observada de las variables aleatorias es el mejor estimador de la verdadera distribución.

La metodología de *block-bootstrapping* de Gallego y Johnson (2003) es un instrumento útil que permite evaluar las diferentes causas de incertidumbre asociadas a la estimación de los componentes tendenciales de las series. Para ello, esta metodología reordena el componente cíclico de las series haciendo uso de bloques de observaciones, para luego recalcular el componente tendencial de la serie y construir un grupo lo suficientemente grande de estimaciones de la tendencia y el ciclo.

Dada la autocorrelación presente en los elementos del vector de observaciones (vector T), el procedimiento debe reordenar los bloques de componentes cíclicos de tal manera que el vector generado preserve las características de autocorrelación de la serie original. Asimismo, la literatura sugiere para datos dependientes un tamaño óptimo de bloques de observaciones definido por  $T^{1/3}$ , donde T representa el tamaño original de la serie.

El algoritmo que caracteriza la generación de intervalos de confianza, es:

Gráfico 4.8

**ALGORITMO DEL BLOCK-BOOTSTRAPPING**

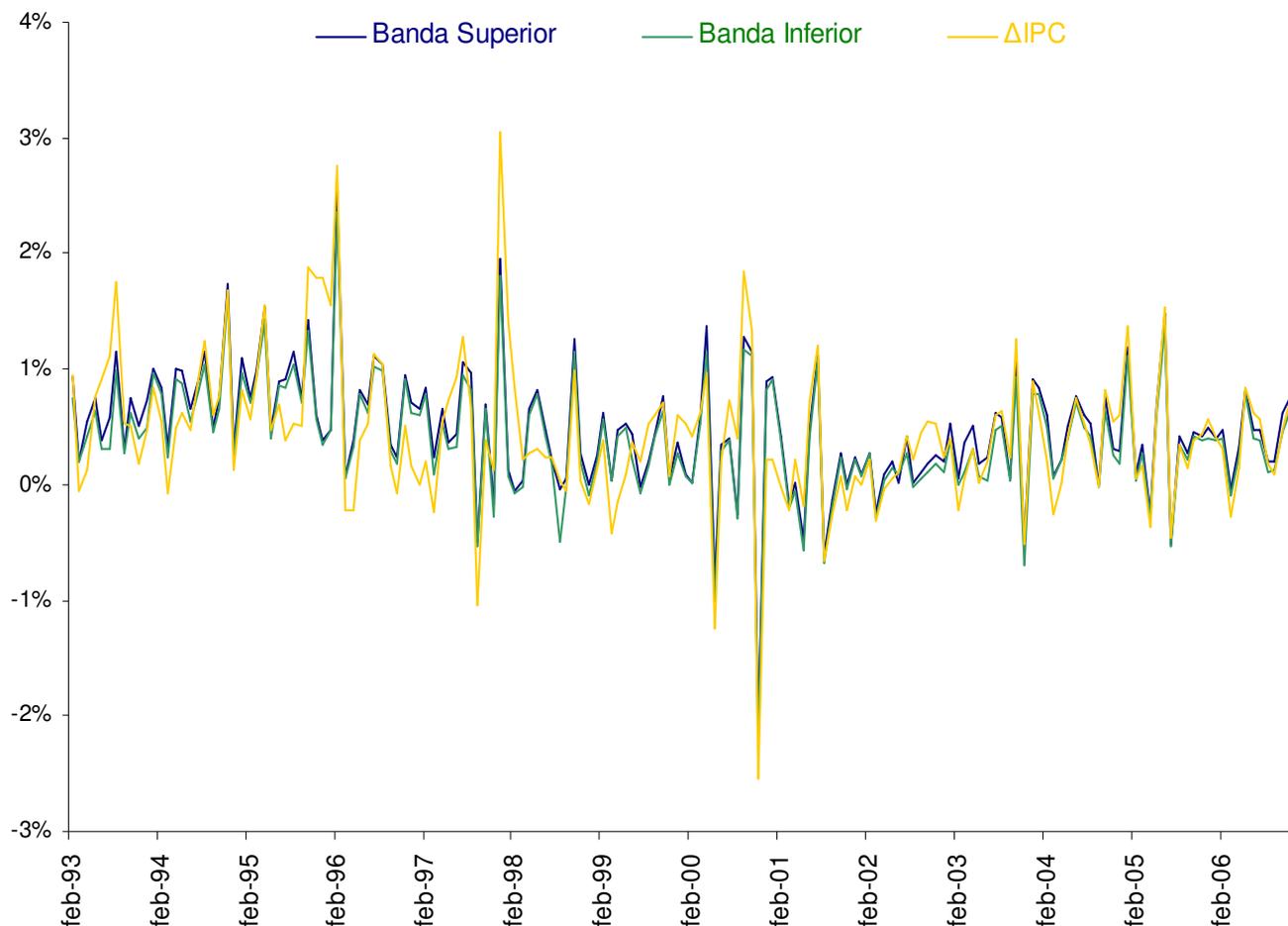
FUENTE: Gallego y Johnson (2003), *Building Confidence Intervals for the Band-Pass and Hodrick-Prescott Filters: An Application Using Bootstrapping*.

La aplicación de esta metodología a la serie de la variación mensual del ISM generó bandas de confianza<sup>39</sup> angostas a lo largo de la serie, existiendo una diferencia de 0.1 puntos porcentuales, en promedio, entre la banda superior y la banda inferior<sup>40</sup>. Por su parte, la cola derecha de la banda presenta sólo un leve ensanchamiento, lo cual implica que el recálculo de la serie no repercutirá significativamente en la estabilidad de la serie ISM.

<sup>39</sup> Las bandas se calcularon con un nivel de confianza del 95%.

<sup>40</sup> En el capítulo de inflación de la Memoria 2006 del BCB se presentan bandas de confianza generadas para la inflación con el filtro estadístico de Hodrick y Prescott. Las bandas del ISM son angostas en comparación a las de la memoria del BCB, que tendrían una diferencia promedio entre la banda superior e inferior de aproximadamente 0.5 puntos porcentuales.

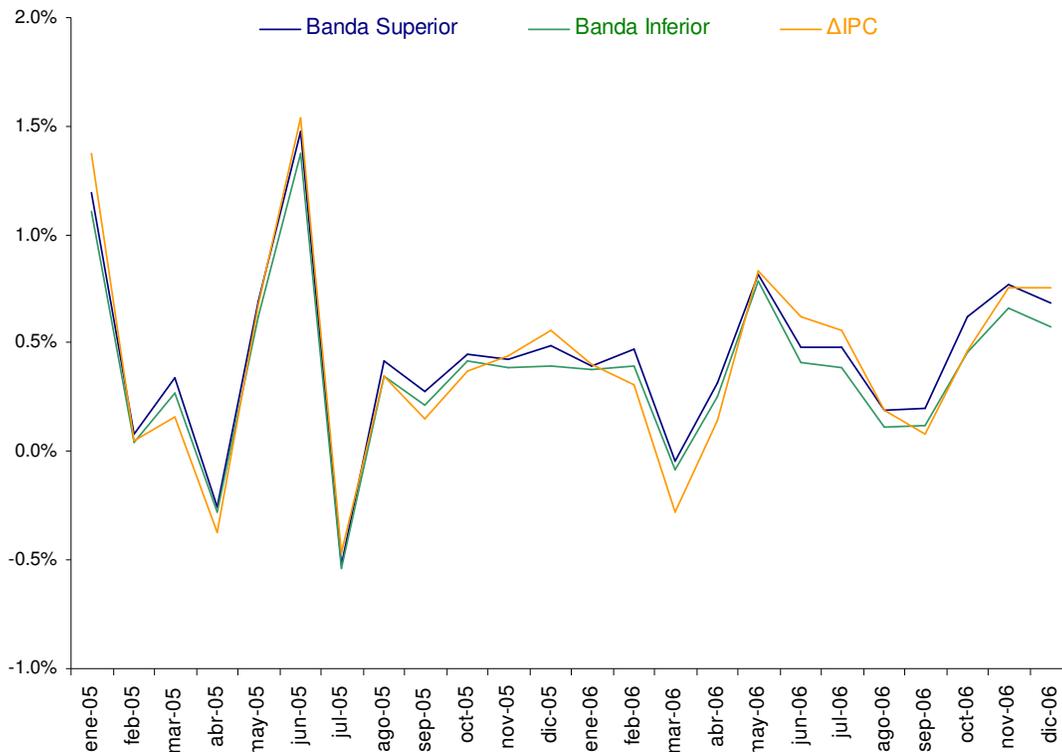
**Gráfico 4.9**  
**BANDAS DE CONFIANZA CON EL FILTRO CF ASIMÉTRICO**  
**PARA LA ISM E INFLACIÓN OBSERVADA**  
 (Variaciones mensuales, en porcentajes)



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística  
 Elaboración propia.

El gráfico 4.9 muestra las bandas de confianza para el periodo febrero de 1993 a diciembre de 2006. Se incluyó también la variación mensual del IPC para mostrar la suavización de la tendencia del ISM respecto a la inflación observada. En el gráfico 4.10 se observa la dimensión del ensanchamiento de la banda de confianza en la cola derecha, entre enero de 2005 a diciembre de 2006.

**Gráfico 4.10**  
**BANDAS DE CONFIANZA CON EL FILTRO CF ASIMÉTRICO**  
**PARA LA ISM E INFLACIÓN OBSERVADA**  
 (Variaciones mensuales, en porcentajes)



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

Por todo lo anterior, el ISM tiene mejores propiedades estadísticas y cualitativas que la actual medida del BCB, verificando la hipótesis planteada. Al capturar de manera efectiva la tendencia de la variación de los precios es un indicador fiable que envía señales consistentes para la elaboración de la política monetaria.<sup>41</sup>

Sin embargo, es necesaria hacer una consideración adicional a las propiedades cualitativas y cuantitativas. La canasta base del Índice de Precios al Consumidor debe ser actualizada con cierta periodicidad para poder reflejar de manera precisa las variaciones de precios de los bienes de consumo frecuente en la población. La

<sup>41</sup> La medida del BCB en algunos periodos envía señales mixtas que no permiten discernir claramente cual debe ser la dirección de la política monetaria.

última actualización realizada a la canasta del IPC fue en 1990, razón por la cual el Instituto Nacional de Estadística está realizando un ajuste a la misma. La nueva canasta y la actual no podrán ser directamente comparables impidiendo la aplicación de filtros estadísticos y por ende del cálculo del ISM.<sup>42</sup>

Para subsanar este inconveniente se ha calculado una aproximación a la ISM a través de una combinación no lineal<sup>43</sup> de cuarto orden, que consiste en una regresión de la variación mensual de la ISM sobre la variación mensual del IPC. Para su cálculo requiere de dos observaciones únicamente.<sup>44</sup>

La medida calculada presenta buenas propiedades estadísticas, empero, estudios más profundos pueden dar como resultado una aproximación más precisa.

---

<sup>42</sup> Un filtro estadístico requiere como mínimo cincuenta observaciones.

<sup>43</sup> La aproximación es lineal en los parámetros y no lineal en las variables.

<sup>44</sup> Para ver la metodología de cálculo y los resultados estadísticos de la aproximación al ISM ver Anexo 7.

## CAPÍTULO 5

### CONCLUSIONES

Una medida de inflación subyacente que no capta la tendencia de la variación del nivel de los precios puede llevar a errores sistemáticos por parte del Banco Central, traducidos en una respuesta de la política monetaria que puede desembocar en una inflación elevada. Surge entonces la interrogante de cuál es la metodología más adecuada para la elaboración de una medida subyacente.

A través de un análisis estadístico y cualitativo se ha buscado elaborar una medida que capture de forma precisa la tendencia de la variación de los precios. En función a la definición teórica de la inflación, se ha obtenido una medida alternativa que combina el enfoque de series de tiempo y de corte transversal, denominada Índice Subyacente Medio.

El Índice Subyacente Medio cumple con las propiedades estadísticas necesarias para ser un buen atractor de la inflación observada. Asimismo, cumple con seis de las ocho propiedades cualitativas propuestas por Ferreyros *et al.* (2000), Wynne (1999) y Roger (1997). En cuanto a las dos propiedades incumplidas, el impacto que éstas tienen ha sido aminorado, por un lado, con el análisis del contexto en el que se aplica la medida y la otra, por su parte, con la estimación de bandas de confianza.

La metodología empleada para el cálculo del ISM consiste en la aplicación de un filtro estadístico a las series individuales de los trescientos treinta y dos productos que componen la canasta del Índice de Precios al Consumidor, con la finalidad de extraer el componente persistente de cada serie. La parte generalizada, por otro lado, se obtiene al calcular una medida de tendencia central con un enfoque de corte transversal.

Dadas las características de la metodología del ISM, se requieren al menos cincuenta observaciones para su cálculo. Esto representa un inconveniente ya que

la canasta del IPC debe ser actualizada periódicamente, creando series nuevas que no son directamente comparables con aquellas elaboradas en función a una canasta distinta.

Para subsanar este problema, se ha realizado una aproximación al ISM a través de una regresión no lineal que es menos restrictiva en cuanto a sus requerimientos de datos. Esta aproximación requiere únicamente de dos observaciones ya que se calcula en función a la inflación mensual. Sus propiedades estadísticas son similares a las del ISM.

Se puede concluir que el ISM captura el componente persistente y generalizado de la variación de los precios.

## **BIBLIOGRAFÍA**

ARANDIA HUMBERTO, Pablo Cuba y Boris Zambrana. 2006. “Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente: Aplicaciones para el caso boliviano”. Análisis Económico UDAPE, vol. 22.

AGÉNOR PIERRE-RICHARD; 2001. “Monetary Policy under Flexible Exchange Rates: An Introduction to Inflation Targeting”. Banco Central de Chile, Working Paper N° 124.

BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA DE ARGENTINA (en línea). Referencia de 15 de julio de 2007. Disponible en Internet: [www.bcra.gov.ar](http://www.bcra.gov.ar)

BANCO DE LA RESERVA DE AUSTRALIA (en línea). Referencia de 15 de julio de 2007. Disponible en Internet: [www.rba.gov.au](http://www.rba.gov.au)

BANCO DE CANADÁ (en línea). Referencia de 15 de julio de 2007. Disponible en Internet: [www.bank-banque-canada.ca](http://www.bank-banque-canada.ca)

BANCO CENTRAL DE CHILE (en línea). Referencia de 15 de julio de 2007. Disponible en Internet: [www.bcentral.cl](http://www.bcentral.cl)

BANCO DE INGLATERRA (en línea). Referencia de 15 de julio de 2007. Disponible en Internet: [www.bankofengland.co.uk](http://www.bankofengland.co.uk)

BANCO CENTRAL DE LA REPÚBLICA DE PERÚ (en línea). Referencia de 15 de julio de 2007. Disponible en Internet: [www.bcrp.gob.pe](http://www.bcrp.gob.pe)

BAXTER MARIANNE y Robert King. 1995. “Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series”. NBER Working Paper N° 5022.

BEVERIDGE STEPHEN y Charles Nelson. 1981. "A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle". Journal of Monetary Economics N° 7, pp. 151-74.

BRYAN MICHAEL y Stephen Cecchetti. 1993. "The Consumer Price Index as a measure of inflation". Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review, pp. 15-24.

BOSKIN, M.; 1995. Advisory Commission to Study the Consumer Price Index.

CECCHETTI STEPHEN. 1997, "Measuring inflation for central bankers," Federal Reserve Bank of St. Louis Review N° 79, pp. 143-155.

COCHRANE H JOHN. 1997. "Time Series for Macroeconomics and Finance". Versión no publicada actualizada a enero de 2005. Disponible en internet: [www.faculty.chicagogsb.edu/john.cochrane/research/Papers/time\\_series\\_book.pdf](http://www.faculty.chicagogsb.edu/john.cochrane/research/Papers/time_series_book.pdf)

COGLEY TIMOTHY. 1998. "A simple adaptive measure of core inflation". Federal Reserve Bank of San Francisco, pp. 136.

CHRISTIANO LAWRENCE y Terry Fitzgerald. 1999. "The Band Pass Filter". NBER Working Paper N° 7257.

D'AMATO, L. 2005. Evaluación de medidas alternativas de inflación subyacente para Argentina.

D.S. 21060 de 29 de agosto de 1985

EFRON BRADLEY. 1979. "Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife". The Annals of Statistics N° 7, pp. 1-26.

- ENDERS, Walter. 1995. *Applied Econometric Series*. 1ra ed. Estados Unidos. John Wiley & Sons, Inc. 433 p.  
ISBN 0-471-03941-1
- FAVERO, Carlo. 2001. *Applied Macroeconometrics*. Reino Unido. Oxford University Press, 306 p.  
ISBN 0-19-877583-0
- FERREYROS, G.; et al. 2002. *Medidas alternativas de inflación subyacente en un esquema de inflation targeting*.
- GALLEGO FRANCISCO y Christian Johnson. 2003. "Building Confidence Intervals For The Band-Pass And Hodrick-Prescott Filters: An Application Using Bootstrapping". Central Bank of Chile, Working Paper N° 202
- HODRICK ROBERT y Edward Prescott. 1980. "Post-war U. S. Business-Cycles: An Empirical Investigation". Carnegie-Mellon University Working Paper.
- HODRICK ROBERT y Edward Prescott. 1997. "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking* N° 29, pp. 1-16.
- Instituto Nacional de Estadística. 2000. *Metodología de elaboración del Índice de Precios al Consumidor*. La Paz, Bolivia: INE. 30 p.
- JEVONS, W.; 1865. *Variations in prices and the value of currency since 1762*.
- JULIO, J.; 1995. *Choques grandes, choques pequeños: Evidencia del Log (IPC) e inflación colombiana*.
- Ley No 1670 de 31 de octubre de 1995; Ley del Banco Central de Bolivia
- LAHURA, E. y D. Rodríguez.; 2006. *Evaluación Econométrica de Medidas de Inflación Subyacente: El Caso del Perú*.

LUCAS ROBERT. 1972. "Expectations and the neutrality of Money". *Journal of Economic Theory*, vol. 4, pp. 103-124.

MARQUES CARLOS. 2000. "Evaluating Core Inflation Indicators". Banco de Portugal, Documento de Trabajo N° 3.

Memorias anuales. 1981 – 2006. Banco Central de Bolivia. La Paz, Bolivia

PHELPS, Eduard S. 1970. *Microeconomic foundations of employment and inflation theory*. 1ra ed. Nueva York: W. W. Norton. 784 p.

ISBN 0-96-086738-2

QUAY DANNY y Shaun Vahey. 1996. "Measuring Core Inflation". *Economic Journal* 105, pp.1130-1144.

ROGER SCOTT. 1997. "A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96". Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series G97/7.

SILVER MICK. 2006. "Core Inflation Measures and Statistical Issues in Choosing Among Them". IMF Working Paper, 06/97

WYNNE, MARK. 1999. "Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues". European Central Bank, Working Paper N° 5.



**ANEXO 1****ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE REACCIÓN**

A través de la estimación de una función de reacción de la política monetaria del BCB se busca determinar si la autoridad monetaria se basó en la inflación subyacente o en la inflación observada para la determinación de la política.

La estimación fue realizada con el Método Generalizado de Momentos<sup>45</sup>. Las funciones de reacción estimadas son:

$$\Delta TC = C_1 \times (\Delta IPC - \Delta IPE) + C_2 \times (\Delta IS - META) + C_3 \times BRECHA + C_4 \times \Delta TC_{-1}$$

$$\Delta TC = C_1 \times (\Delta IPC - \Delta IPE) + C_2 \times (\Delta IPC - META) + C_3 \times BRECHA + C_4 \times \Delta TC_{-1} \quad (A.1.1)$$

Donde

$\Delta TC$  es la depreciación del tipo de cambio nominal

$\Delta IPC$  es la variación trimestral del Índice de Precios al Consumidor

$\Delta IPE$  es la variación trimestral del Índice de Precios Externos

$\Delta IS$  es la variación trimestral del índice subyacente del BCB

$META$  es la meta de inflación anual del BCB

$BRECHA$  es la brecha del Producto Interno Bruto trimestral

$\Delta TC_{-1}$  es la depreciación del tipo de cambio nominal rezagada un periodo.

Los resultados obtenidos de las regresiones se muestran a continuación:<sup>46</sup>

$$\Delta TC = 0.09418 \times (\Delta IPC - \Delta IPE) - 0.02221 \times (\Delta IS - META) - 1.22E-08 \times BRECHA + 0.85550 \times \Delta TC_{-1}$$

(18.1374)	(-3.3070)	(-7.0786)	(44.0570)
[0.0000]	[0.002]	[0.0000]	[0.0000]

$J$       0.222321

<sup>45</sup> Se utilizó el Método Generalizado de Momentos (MGM) debido a que permite la estimación de los parámetros fundamentales para el estudio de reglas de conducta, en el caso del consumidor, o reglas de política monetaria, en este caso. Los parámetros estimados con el MGM son independientes de regímenes o políticas específicas mientras que otros métodos como el MCO estiman circunvoluciones a éstos parámetros fundamentales. Por otro lado, el MGM permite comparar parámetros de modelos anidados; dada la metodología de cálculo de la medida subyacente, el modelo que incluye a este indicador puede considerarse anidado dentro del modelo estimado con la inflación observada y por tanto es factible su comparación como en el ejercicio realizado. Para un análisis más profundo del MGM ver Favero (2001).

<sup>46</sup> Los estadísticos t entre paréntesis, *p-values* entre corchetes.

$$\Delta TC = 0.07770 \times (\Delta IPC - \Delta IPE) - 0.01999 \times (\Delta IPC - META) - 8.87E-09 \times BRECHA + 0.82936 \times \Delta TC_{-1}$$

(14.016)	(-2.1894)	(-2.9285)	(34.6742)
[0.0000]	[0.0351]	[0.0059]	[0.0000]

$J$       0.189525

En función a la significancia de los parámetros  $C_2$  de ambas regresiones, se puede concluir que la autoridad monetaria determinó su política en base a la evolución de la inflación subyacente y no así en la inflación observada. A un nivel de confianza de 99% el parámetro  $C_2$ , de la regresión que considera a la inflación subyacente, resulta estadísticamente significativo. Por otro lado, el parámetro  $C_2$  de la regresión con la inflación observada no resulta estadísticamente significativo.

**ANEXO 2****TEOREMA EXTRACCIÓN DE SEÑALES**

El problema de extracción de señales consiste en estimar el comportamiento de variables que no son directamente observables, a partir de la evolución exhibida por variables relacionadas. Para esto es necesario utilizar la información disponible en la identificación de la variable de interés dentro de una suma de variables.

Este problema es análogo al análisis de regresión; sin embargo, en el problema de extracción de señales lo que interesa es la estimación de variables no observadas.

Se supone que un agente quiere estimar la variable aleatoria  $s$  pero sólo cuenta con información de la variable  $x$  que está relacionada con  $s$ , de la siguiente manera:

$$x = s + n \quad (\text{A.2.1})$$

Donde  $Esn = 0; Es^2, En^2 < \infty; Es = En = 0$ . En la ecuación (A.1),  $x$  y  $s$  difieren por la perturbación  $n$ . La estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de  $s$  es:

$$P[s|1, x] = a_0 + a_1x \quad (\text{A.2.2})$$

Donde:

$$a_1 = \frac{E(xs)}{Ex^2} = \frac{E((s+n)s)}{E(s+n)^2},$$

$$a_1 = \frac{Es^2}{Es^2 + En^2}, \quad (\text{A.2.3})$$

$$a_0 = Es - a_1Ex = 0$$

Luego se tiene que la proyección de  $s$  sobre  $x$  es igual a:

$$E[s|x] = \frac{Es^2}{Es^2 + En^2} (s + n) = \frac{Es^2}{Es^2 + En^2} x \quad (\text{A.2.4})$$

En la ecuación (A.2.4) se obtiene la proyección óptima de  $s$ , dado  $x$  y la estructura estocástica de las variables relevantes. Además, se puede inferir que mientras mayor sea la varianza del error,  $En^2$ , menor será la información disponible de  $x$  para estimar la variable aleatoria  $s$ .

**ANEXO 3****EL ÍNDICE SUBYACENTE DEL BCB COMO ATRACTOR DEL IPC****ECUACIÓN DE LARGO PLAZO**


---

Dependent Variable: IT  
Method: Least Squares  
Sample: 1993:02 2006:12  
Included observations: 167

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IS	1.14439	0.053056	21.56965	0
C	0.000173	0.000321	0.537876	0.5914
R-squared	0.738199	Mean dependent var		0.00443
Adjusted R-squared	0.736612	S.D. dependent var		0.006371
S.E. of regression	0.00327	Akaike info criterion		-8.596453
Sum squared resid	0.001764	Schwarz criterion		-8.559111
Log likelihood	719.8038	F-statistic		465.2498
Durbin-Watson stat	1.933415	Prob(F-statistic)		0

**TEST DE RAÍZ UNITARIA DE LOS RESIDUOS**

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 9 (Automatic based on Modified AIC, MAXLAG=13)

			t-Statistic
ADF Test Statistic	-12.43902	1% Critical Value	-2.578
		5% Critical Value	-1.9417
		10% Critical Value	-1.6167

**RELACIÓN 1 A 1**

Wald Test:

Equation: EQU\_RESID01

Null Hypothesis: C(1)=1

F-statistic	7.406454	Probability	0.007197
Chi-square	7.406454	Probability	0.006499

## MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

---

Vector Autoregression Estimates  
Sample(adjusted): 1993:05 2006:12  
Included observations: 164 after adjusting endpoints  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

	DIT	DIS
DIT(-1)	0.283771 -0.22966 [ 1.23560]	0.020668 -0.16652 [ 0.12412]
DIT(-2)	0.295176 -0.16382 [ 1.80179]	0.114661 -0.11878 [ 0.96529]
DIS(-1)	-0.938849 -0.27257 [-3.44440]	-0.574907 -0.19764 [-2.90893]
DIS(-2)	-0.745626 -0.20672 [-3.60692]	-0.504015 -0.14989 [-3.36261]
C	1.33E-05 -0.00053 [ 0.02505]	1.82E-05 -0.00038 [ 0.04740]
RESID01(-1)	-1.035721 -0.29014 [-3.56975]	0.183894 -0.21037 [ 0.87414]
R-squared	0.306899	0.287992
Adj. R-squared	0.284965	0.26546
Sum sq. resids	0.00728	0.003827
S.E. equation	0.006788	0.004922
F-statistic	13.9922	12.78152
Log likelihood	589.138	641.8609
Akaike AIC	-7.11144	-7.754401
Schwarz SC	-6.99803	-7.640992
Mean dependent	3.88E-05	1.17E-05
S.D. dependent	0.008027	0.005743

---

Wald Test:

Equation: MCE\_GAMA

Null Hypothesis: C(2)=0

F-statistic	12.74309	Probability	0.000474
Chi-square	12.74309	Probability	0.000357

## EXOGENEIDAD DÉBIL IT

Wald Test:

Equation: MCE\_LAMBDA

Null Hypothesis: C(2)=0

F-statistic	0.764118	Probability	0.38337
Chi-square	0.764118	Probability	0.382043

## IT NO GRANGER CAUSA A IS

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1993M02 2006M12

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
IS does not Granger Cause IT	161	1.61848	0.14582
IT does not Granger Cause IS		2.37987	0.03179

## TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

Sample(adjusted): 1993:11 2006:12  
 Included observations: 158 after adjusting endpoints  
 Trend assumption: No deterministic trend  
 Series: IT IS  
 Lags interval (in first differences): 1 to 8

## Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.153578	29.6933	12.53	16.31
At most 1	0.020972	3.348892	3.84	6.51

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.153578	26.34441	11.44	15.69
At most 1	0.020972	3.348892	3.84	6.51

\*(\*\*) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level  
 Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

## Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

	IT	IS
	-1374.306	1622.906
	246.3224	-62.90682

## Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(IT)	0.000339	-0.000845
D(IS)	-0.000705	-0.00059

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood      1330.457

## Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

	IT	IS
	1	-1.180891
		-0.03228

## Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(IT)	-0.466224
	-0.68126
D(IS)	0.969156
	-0.50862

**ANEXO 4****INTRODUCCIÓN AL ANÁLISIS ESPECTRAL**

Para una mejor comprensión del procedimiento aplicado para filtrar las de series de tiempo, se debe realizar una breve revisión de algunos conceptos teóricos del Análisis del Dominio de la Frecuencia<sup>47</sup>. Bajo el esquema de este análisis, es posible realizar una aproximación a los ciclos de las series mediante funciones trigonométricas. A éstas series trigonométricas que se aproximan a una función cíclica o periódica se les denominada series de Fourier.

Las funciones cíclicas o periódicas tienen la característica de que dada una serie  $x$ , para todo  $p \neq 0$   $F(x+p) = F(x)$ , donde  $p$  es el periodo. Estas funciones pueden expresarse en términos trigonométricos sustituyendo  $x = p(\lambda/2\pi)$  en  $F(x)$ , con lo que el valor de la función será igual a  $p$  si  $\lambda$  aumenta en  $2\pi$ . La cantidad de tiempo o el periodo que toma a una función completar un ciclo es igual a  $2\pi/\lambda$ , donde  $\lambda$  es la frecuencia de la función y se mide en radianes.

Normalizando la frecuencia, y convirtiéndola en fracción de  $\pi$ , el periodo estará determinado por  $2/w$ , donde la frecuencia normalizada será  $w = \lambda/\pi$ . De lo anterior, se observa que existe una relación inversa entre la frecuencia y el periodo, es decir, entre menor sea la frecuencia mayor será la cantidad de periodos que abarque el ciclo, y viceversa.

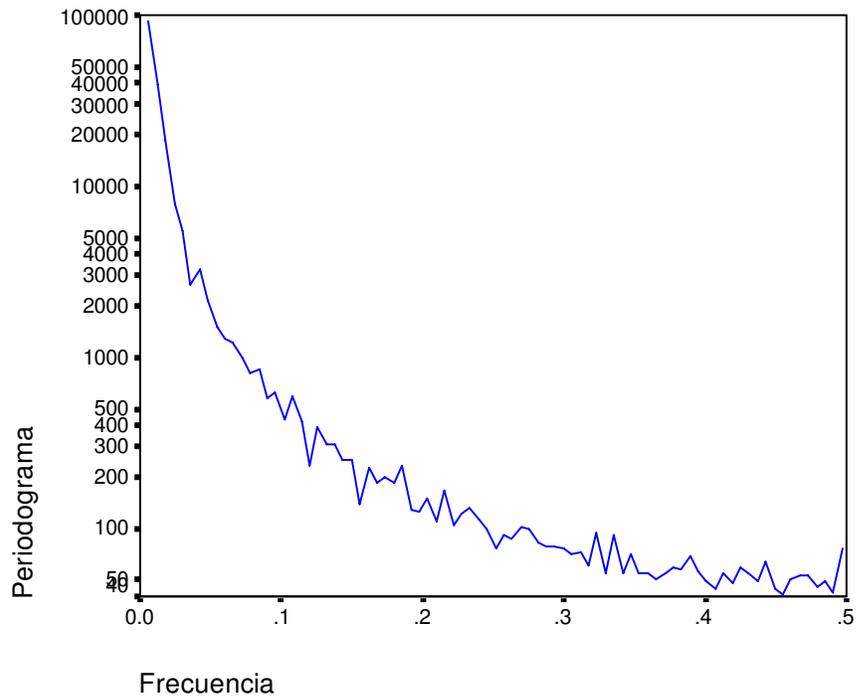
En los siguientes gráficos se representa los periodos y frecuencias de la series del IPC y de la inflación observada a través de un periodograma.<sup>48</sup> En el gráfico A.4.1 se observa la presencia de raíz unitaria, caracterizada por un patrón decreciente en el periodograma. El gráfico A.4.2, por su parte, muestra la ausencia de un patrón definido en la serie de la inflación observada, producto de la extracción de

<sup>47</sup> El Análisis de Domino de Frecuencia, a su vez, comprende el análisis espectral y la desestacionalización de series de tiempo.

<sup>48</sup> El periodograma es un instrumento útil en el análisis de las series de tiempo, a través cual se puede visualizar el comportamiento cíclico de las series, es decir, las frecuencias y periodos. La frecuencia es el número de ocurrencias de un ciclo en una serie de datos y está inversamente relacionada con el período.

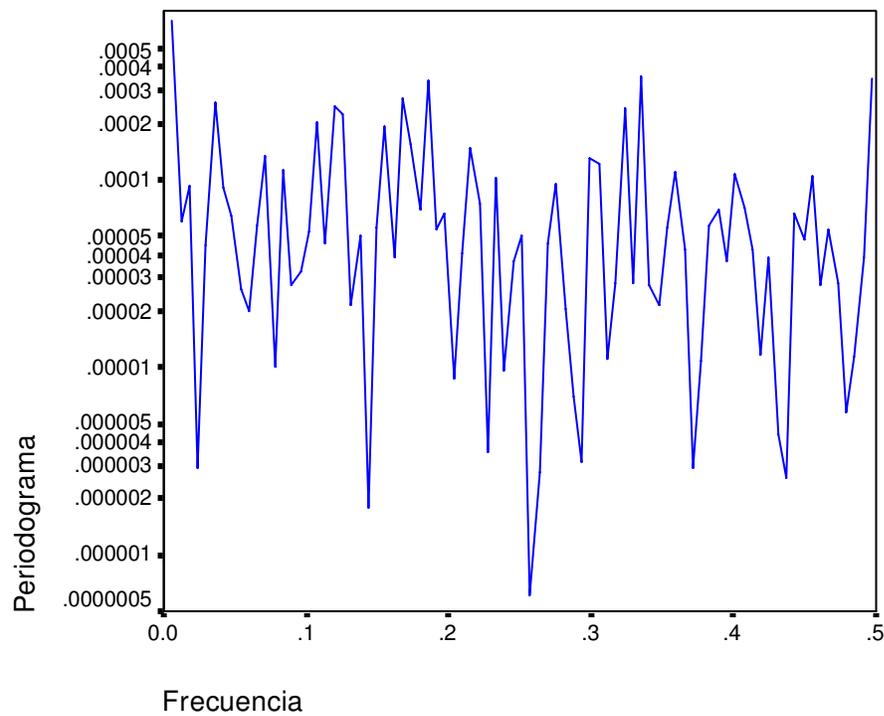
la raíz unitaria presente en la serie del IPC. Es a partir del estudio del gráfico A.4.2 que se puede diferenciar entre el componente tendencial y cíclico de una serie, separando las frecuencias altas y bajas.

**Gráfico A.4.1**  
**PERIODIGRAMA DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR**



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

**Gráfico A.4.2**  
**PERIODIGRAMA DE LA INFLACIÓN OBSERVADA**



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

Las frecuencias bajas con largos periodos de duración incorporan el componente tendencial de las series; mientras que las frecuencias altas incorporan el componente transitorio de las mismas.

**ANEXO 5****EL INDICADOR SUBYACENTE DE LA MEDIANA**

En el cuadro A.5.1 se observan las cualidades estadísticas del indicador subyacente de la mediana como atractor del Índice de Precios al Consumidor.

**Cuadro A.5.1****EL INDICADOR SUBYACENTE DE LA MEDIANA COMO ATRACTOR DEL IPC**

		Engle - Granger	Johansen
1ª condición	Cointegración	Si	Si
	Relación 1 a 1	No	No
2ª condición	Mecanismo de corrección de errores	Si	Si
3ª condición	Exogeneidad débil IS Med	Si	No
	IT no GC a IS Med	Si	Si

1/ IT corresponde a la Inflación Total

2/ IS Med corresponde a la Inflación Subyacente calculada en base al índice de la mediana

3/ GC significa causalidad en el sentido de Granger (Granger causa)

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

La ausencia de una relación uno a uno entre la inflación observada y la subyacente de la mediana señala que las tendencias pueden alejarse significativamente en el largo plazo, aún estando cointegradas.

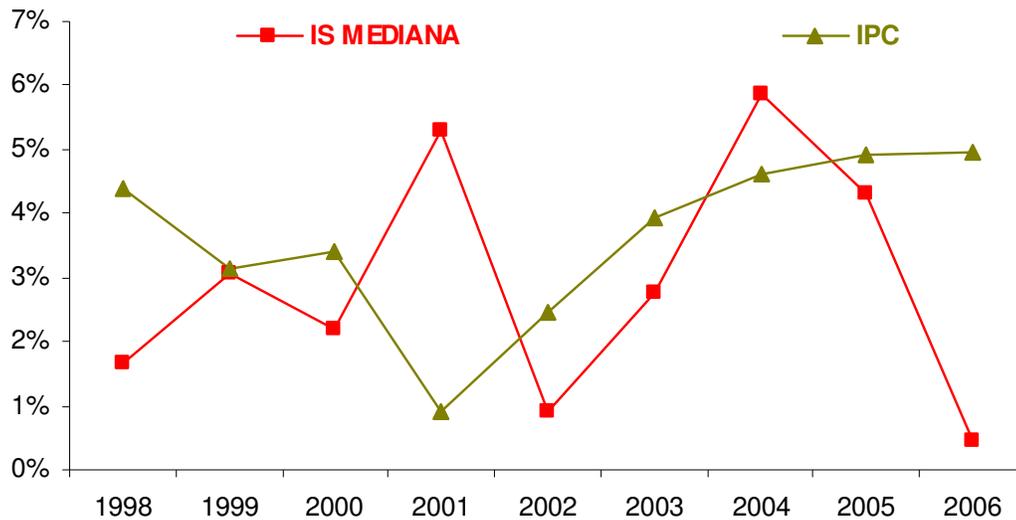
Por otro lado, una de las razones fundamentales por las que se elabora una medida de inflación subyacente es que ésta debe ser capaz de predecir el comportamiento futuro de la inflación observada de mejor manera que ésta por sí misma. La subyacente de la mediana al no Granger causar a la inflación observada, no cumple con este requisito, quedando descalificada como posible indicador subyacente.

En términos de las características cualitativas señaladas anteriormente, esta medida no es creíble, por lo que su trayectoria se separa considerablemente de la trayectoria de la inflación observada.

### Gráfico A.5.1

#### EL ÍNDICE SUBYACENTE DE LA MEDIANA Y EL IPC

(Variaciones a 12 meses)



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

El cuadro A.5.1 y el gráfico A.5.1 han sido elaborados en función al índice encadenado calculado en base a la serie de la mediana de las observaciones.

A continuación se presentan las salidas de Eviews que respaldan al cuadro A.5.1

#### ECUACIÓN DE LARGO PLAZO

Dependent Variable: IT  
Method: Least Squares  
Sample: 1993M02 2006M12  
Included observations: 167

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IMED	0.067666	0.046331	1.460483	0.1461
C	0.004199	0.000516	8.133604	0
R-squared	0.012762	Mean dependent var		0.00443
Adjusted R-squared	0.006779	S.D. dependent var		0.006371
S.E. of regression	0.006349	Akaike info criterion		-7.269086
Sum squared resid	0.006651	Schwarz criterion		-7.231744
Log likelihood	608.9686	F-statistic		2.13301
Durbin-Watson stat	1.579579	Prob(F-statistic)		0.146059

## TEST DE RAÍZ UNITARIA DE LOS RESIDUOS

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 9 (Automatic based on Modified AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.584737	0.0099
Test critical values: 1% level	-2.579774	
5% level	-1.942869	
10% level	-1.615359	

## RELACIÓN 1 A 1

Wald Test:

Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	404.949 (1, 165)		0
Chi-square	404.949	1	0

## MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

---

Vector Autoregression Estimates  
Sample (adjusted): 1993M08 2006M12  
Included observations: 161 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---

	DIT	DIMED
DIT(-1)	-0.255602 -0.14708 [-1.73788]	0.25731 -0.25985 [ 0.99022]
DIT(-2)	-0.256956 -0.13232 [-1.94198]	0.158307 -0.23377 [ 0.67719]
DIT(-3)	-0.237981 -0.11727 [-2.02931]	0.223857 -0.20719 [ 1.08043]
DIT(-4)	-0.276024 -0.09945 [-2.77563]	0.192988 -0.1757 [ 1.09841]
DIT(-5)	-0.258145 -0.07828 [-3.29756]	0.13328 -0.13831 [ 0.96364]
DIMED(-1)	-0.037506 -0.04645 [-0.80746]	-1.242186 -0.08207 [-15.1363]
DIMED(-2)	0.060886 -0.06736 [ 0.90393]	-1.276268 -0.119 [-10.7247]
DIMED(-3)	0.077367 -0.07474 [ 1.03513]	-1.063166 -0.13205 [-8.05117]
DIMED(-4)	0.068434 -0.06726 [ 1.01748]	-0.636956 -0.11883 [-5.36021]
DIMED(-5)	0.047297 -0.04592 [ 1.02997]	-0.227441 -0.08113 [-2.80336]
C	-5.85E-05 -0.00049 [-0.12047]	-4.25E-06 -0.00086 [-0.00495]
RESID01(-1)	-0.551429 -0.15657 [-3.52191]	-0.15931 -0.27662 [-0.57591]
R-squared	0.459252	0.63067
Adj. R-squared	0.419331	0.603404
Sum sq. resids	0.005652	0.017643
S.E. equation	0.006159	0.010882
F-statistic	11.50403	23.13029
Log likelihood	597.2508	505.6174
Akaike AIC	-7.270196	-6.131893
Schwarz SC	-7.040526	-5.902223
Mean dependent	-2.21E-05	-1.95E-05
S.D. dependent	0.008082	0.017279

---

---

Wald Test:  
Equation: MCE\_DIT

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	12.40386 (1, 149)		0.0006
Chi-square	12.40386	1	0.0004

### EXOGENEIDAD DÉBIL IT

---

Wald Test:  
Equation: MCE\_DIMED

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.331667 (1, 149)		0.5655
Chi-square	0.331667	1	0.5647

### IT NO GRANGER CAUSA A IMED

---

Pairwise Granger Causality Tests  
Sample: 1993M02 2006M12  
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
IMED does not Granger Cause IT	162	0.9847	0.42911
IT does not Granger Cause IMED		0.95415	0.448

## TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

Sample (adjusted): 1993M06 2006M12  
 Included observations: 163 after adjustments  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: IT IMED  
 Lags interval (in first differences): 1 to 3

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.328888	95.64976	20.26184	0
At most 1 *	0.171376	30.64214	9.164546	0

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.328888	65.00762	15.8921	0
At most 1 *	0.171376	30.64214	9.164546	0

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

## Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

	IT	IMED	C
	160.2645	-300.3809	0.324536
	-232.4036	-83.13623	1.316929

## Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(IT)	-0.00138	0.002642
D(IMED)	0.00598	0.002029

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1110.978

## Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

	IT	IMED	C
	1	-1.874282	0.002025
		-0.21015	-0.00101

## Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(IT)	-0.221219
	-0.08572
D(IMED)	0.958354
	-0.12636

**ANEXO 6****EL ÍNDICE SUBYACENTE DE MEDIO COMO ATRACTOR DEL IPC****ECUACIÓN DE LARGO PLAZO**

Dependent Variable: IT  
 Method: Least Squares  
 Sample: 1993M02 2006M12  
 Included observations: 167

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ISM	0.998662	0.052111	19.16398	0
C	4.56E-05	0.000358	0.127351	0.8988
R-squared	0.69	Mean dependent var		0.00443
Adjusted R-squared	0.688121	S.D. dependent var		0.006371
S.E. of regression	0.003558	Akaike ITo criterion		-8.427424
Sum squared resid	0.002089	Schwarz criterion		-8.390083
Log likelihood	705.6899	F-statistic		367.258
Durbin-Watson stat	0.437394	Prob(F-statistic)		0

**TEST DE RAÍZ UNITARIA DE LOS RESIDUOS**

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 2 (Automatic based on Modified AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.424647	0.0007
Test critical values:		
1% level	-2.579139	
5% level	-1.942781	
10% level	-1.615416	

**RELACIÓN 1 A 1**

Wald Test:  
 Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.000659 (1, 165)		0.9796
Chi-square	0.000659	1	0.9795

## MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 1993M11 2006M12

Included observations: 158 after adjustments

Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]

	DIT	DISM
DIT(-1)	1.223208 -0.69454 [ 1.76118]	-0.3996 -0.69393 [-0.57585]
DIT(-2)	0.483121 -1.46893 [ 0.32889]	0.999694 -1.46764 [ 0.68116]
DIT(-3)	-0.973349 -1.44122 [-0.67537]	-0.279583 -1.43995 [-0.19416]
DIT(-4)	0.351071 -1.50018 [ 0.23402]	-0.231919 -1.49886 [-0.15473]
DIT(-5)	1.033041 -1.53665 [ 0.67227]	0.457179 -1.5353 [ 0.29778]
DIT(-6)	-0.109897 -1.44837 [-0.07588]	0.307553 -1.4471 [ 0.21253]
DIT(-7)	-0.680569 -1.36942 [-0.49698]	-0.505264 -1.36822 [-0.36929]
DIT(-8)	0.802619 -0.73408 [ 1.09337]	0.43772 -0.73343 [ 0.59681]

DISM(-1)	-2.946181	-1.337649
	-0.69973	-0.69912
	[-4.21044]	[-1.91334]
DISM(-2)	-2.885876	-3.410535
	-1.46828	-1.467
	[-1.96548]	[-2.32484]
DISM(-3)	-1.733144	-2.427771
	-1.46292	-1.46164
	[-1.18471]	[-1.66099]
DISM(-4)	-2.925683	-2.352011
	-1.51069	-1.50936
	[-1.93666]	[-1.55828]
DISM(-5)	-3.073636	-2.499536
	-1.56396	-1.56259
	[-1.96529]	[-1.59961]
DISM(-6)	-1.058182	-1.463784
	-1.47776	-1.47646
	[-0.71607]	[-0.99141]
DISM(-7)	0.198113	0.025927
	-1.35051	-1.34932
	[ 0.14669]	[ 0.01921]
DISM(-8)	-0.91148	-0.547076
	-0.74352	-0.74287
	[-1.22590]	[-0.73644]
C	-0.000259	-0.000247
	-0.00029	-0.00029
	[-0.88241]	[-0.84229]
RESID01(-1)	-0.402377	-0.230898
	-0.23423	-0.23403
	[-1.71785]	[-0.98663]
R-squared	0.815864	0.800944
Adj. R-squared	0.793505	0.776773
Sum sq. resids	0.00189	0.001886
S.E. equation	0.003674	0.003671
F-statistic	36.48874	33.13645
Log likelihood	671.1933	671.332
Akaike AIC	-8.26827	-8.270025
Schwarz SC	-7.919367	-7.921121
Mean dependent	1.54E-05	2.65E-05
S.D. dependent	0.008085	0.007769

---

Wald Test:  
Equation: MCE\_DIT

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.951021	(1, 140)	0.088
Chi-square	2.951021	1	0.0858

### EXOGENEIDAD DÉBIL IT

---

Wald Test:  
Equation: MCE\_DISM

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.973436	(1, 140)	0.3255
Chi-square	0.973436	1	0.3238

### IT NO GRANGER CAUSA A ISM

---

Pairwise Granger Causality Tests  
Sample: 1993M02 2006M12  
Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
ISM does not Granger Cause IT	159	34.4998	9.80E-30
IT does not Granger Cause ISM		0.14648	0.99673



## ANEXO 7

### APROXIMACIÓN AL ISM

La canasta base del Índice de Precios al Consumidor debe ser actualizada con cierta periodicidad para poder reflejar de manera precisa las variaciones de precios de los bienes de consumo frecuente en la población. De acuerdo a un estudio realizado en 1996 por una comisión encabezada por Michael Boskin, un índice de precios cuya canasta no está actualizada puede sobreestimar la inflación por cuatro razones principales:

1. El sesgo generado por la sustitución de los productos que se encarecen de manera prolongada por aquellos que se mantienen con niveles de precios bajos.
2. El sesgo de sustitución por tiendas de descuento, que se genera por la aparición reciente de cadenas de tiendas que ofrecen precios especiales y no fueron consideradas en las encuestas realizadas para la elaboración de la canasta.
3. El sesgo de mejor calidad, que se refiere a la posibilidad de que el aumento del precio esté reflejando una mejora en el producto y no un problema inflacionario.
4. El sesgo de productos nuevos que refleja la modificación en el comportamiento del consumidor por la aparición de nuevos productos que no es considerada en una canasta obsoleta.

La última actualización realizada a la canasta del IPC fue en 1990, razón por la cual el Instituto Nacional de Estadística está realizando un ajuste a la misma. La nueva canasta y la actual no podrán ser directamente comparables impidiendo la aplicación de filtros estadísticos y por ende del cálculo del ISM.<sup>49</sup>

Para subsanar este inconveniente se ha calculado una aproximación a la ISM a través de una combinación no lineal de cuarto orden, que consiste en una

---

<sup>49</sup> Un filtro estadístico requiere como mínimo cincuenta observaciones.

regresión de la variación mensual de la ISM sobre la variación mensual del IPC. Para su cálculo requiere de dos observaciones únicamente.

La regresión estimada es:

$$ISM = C_1 + C_2 \times IPC + C_3 \times IPC^2 + C_4 \times IPC^4 \quad (\text{A.7.1})$$

Donde:

*ISM* es la variación mensual del Índice Subyacente Medio

*IPC* es la variación mensual del Índice de Precios al Consumidor

Los resultados obtenidos son:

**Cuadro A.7.1**  
**APROXIMACIÓN AL ISM**

ISM = C <sub>1</sub> + C <sub>2</sub> × IPC + C <sub>3</sub> × IPC <sup>2</sup> + C <sub>4</sub> × IPC <sup>4</sup>			
	Coefficiente	Estadístico- t	Probabilidad
C <sub>1</sub>	0.00161	5.56384	0.00000
C <sub>2</sub>	0.78304	17.84108	0.00000
C <sub>3</sub>	-15.43764	-3.04141	0.00270
C <sub>4</sub>	13026.02	2.02584	0.04440
R <sup>2</sup>	0.711502		
R <sup>2</sup> ajustado	0.706193		

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

Las características estadísticas de la serie, obtenida con los coeficientes de la anterior regresión, como atractor de la inflación observada son superiores a las de la medida subyacente del BCB. Sin embargo, no cumple una de las condiciones propuestas por Marques *et al.* (2000), siendo por esto inferior a la ISM.

**Cuadro A.7.2****LA APROXIMACIÓN ISM COMO ATRACTOR DEL IPC**

		Engle - Granger	Johansen
1ª condición	Cointegración	Si	Si
	Relación 1 a 1	No	No
2ª condición	Mecanismo de corrección de errores	Si	Si
3ª condición	Exogeneidad débil IT	Si	Si
	IT no GC a AP	Si	Si

1/ IT corresponde a la Inflación Total

2/ AP corresponde a la inflación calculada en base a la aproximación al índice subyacente medio

3/ GC significa causalidad en el sentido de Granger (Granger causa)

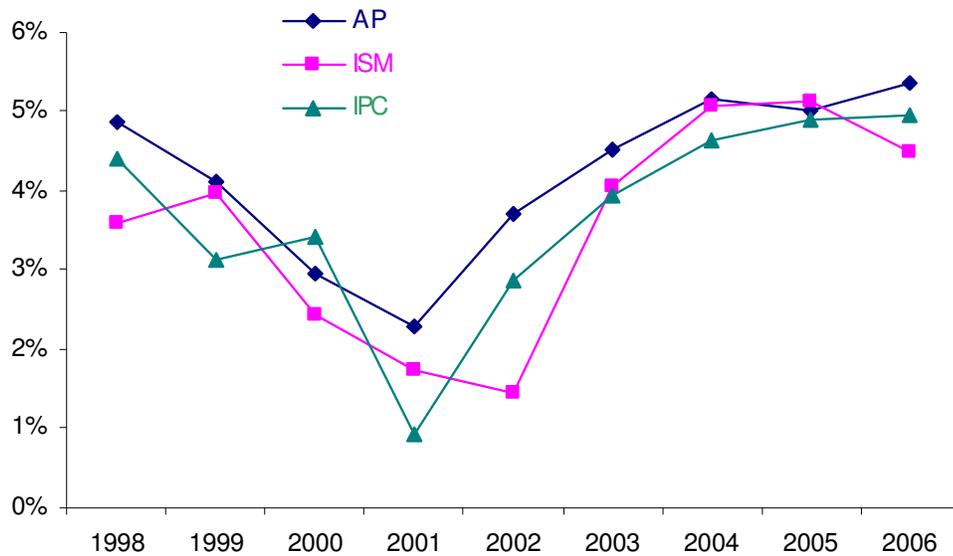
FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

La ausencia de una relación uno a uno entre la inflación observada y la aproximación a la ISM señala que las tendencias pueden alejarse significativamente en el largo plazo, aún estando cointegradas. Sin embargo, al ser una aproximación aplicable únicamente hasta contar con los datos necesarios para el cálculo de la ISM, este problema no resulta relevante, pues su cálculo está previsto para el corto plazo.

En el gráfico A.7.1 se observa la evolución de la inflación a doce meses del IPC, del ISM y de la Aproximación al ISM.

### Gráfico A.7.1 EVOLUCIÓN DEL IPC, ISM Y AP

(Variación anual, en porcentajes)



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística.  
Elaboración propia.

Dadas las características estadísticas, la aproximación al ISM es confiable como medida provisional de la inflación subyacente.

A continuación se presentan las salidas de Eviews que respaldan al cuadro A.7.2

## ECUACIÓN DE LARGO PLAZO

Dependent Variable: IPC  
 Method: Least Squares  
 Sample: 1993M02 2006M12  
 Included observations: 167

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AP	1.403597	0.019289	72.7652	0
C	-0.001732	0.000121	-14.35453	0
R-squared	0.969779	Mean dependent var		0.00443
Adjusted R-squared	0.969596	S.D. dependent var		0.006371
S.E. of regression	0.001111	Akaike info criterion		-10.75546
Sum squared resid	0.000204	Schwarz criterion		-10.71812
Log likelihood	900.0808	F-statistic		5294.775
Durbin-Watson stat	1.499424	Prob(F-statistic)		0

## TEST DE RAÍZ UNITARIA DE LOS RESIDUOS

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 5 (Automatic based on Modified AIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.988288	0.0001
Test critical values:		
1% level	-2.579404	
5% level	-1.942818	
10% level	-1.615392	

## RELACIÓN 1 A 1

Wald Test:  
 Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	437.782 (1, 165)		0
Chi-square	437.782	1	0

## MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERRORES

Vector Autoregression Estimates		
Sample (adjusted): 1993M05 2006M12		
Included observations: 164 after adjustments		
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]		
	DIPC	DAP
DIPC(-1)	0.301269 -0.65628 [ 0.45905]	0.297054 -0.47385 [ 0.62689]
DIPC(-2)	-0.642685 -0.51059 [-1.25870]	-0.54274 -0.36866 [-1.47219]
DAP(-1)	-1.199309 -0.92961 [-1.29012]	-1.00674 -0.6712 [-1.49991]
DAP(-2)	0.444508 -0.71669 [ 0.62022]	0.395452 -0.51747 [ 0.76421]
C	5.49E-05 -0.00054 [ 0.10105]	3.62E-05 -0.00039 [ 0.09228]
RESID01(-1)	-1.632941 -0.71519 [-2.28322]	-0.72091 -0.51639 [-1.39606]
R-squared	0.272526	0.295357
Adj. R-squared	0.249505	0.273058
Sum sq. resids	0.007638	0.003982
S.E. equation	0.006953	0.00502
F-statistic	11.83797	13.24542
Log likelihood	585.1983	638.6131
Akaike AIC	-7.063394	-7.71479
Schwarz SC	-6.949984	-7.60138
Mean dependent	3.88E-05	2.55E-05
S.D. dependent	0.008026	0.005888

---

Wald Test:  
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	5.213071 (1, 158)		0.0238
Chi-square	5.213071	1	0.0224

### EXOGENEIDAD DÉBIL IT

---

Wald Test:  
Equation: MCE\_DAP

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.948995 (1, 158)		0.1647
Chi-square	1.948995	1	0.1627

### IT NO GRANGER CAUSA A AP

---

Pairwise Granger Causality Tests  
Sample: 1993M02 2006M12  
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statisti	Probability
AP does not Granger Cause IPC	165	0.3964	0.6734
IPC does not Granger Cause AP		0.6429	0.52714



**ANEXO 8****SERIES DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR  
ÍNDICE SUBYACENTE DEL BCB E ÍNDICE SUBYACENTE MEDIO**

(De enero 1993 a diciembre 2006)

	IPC	IS	ISM
ene-93	118.22485	100.00000	100.00000
feb-93	119.34911	100.68250	100.67491
mar-93	119.28867	100.69478	100.73296
abr-93	119.42782	100.89255	101.09832
may-93	120.33559	101.17858	101.87302
jun-93	121.42445	101.94116	102.36729
jul-93	122.77170	102.87729	102.78783
ago-93	124.92162	103.84084	103.94432
sep-93	125.58311	104.59576	104.18923
oct-93	126.22489	105.68732	104.80263
nov-93	126.45908	106.08597	105.28433
dic-93	127.06738	106.43977	106.09311
ene-94	128.12349	107.29874	107.21805
feb-94	128.82119	107.67643	108.04186
mar-94	128.71194	107.58964	108.27242
abr-94	129.34153	107.66797	109.21209
may-94	130.13124	108.11587	110.26484
jun-94	130.75295	108.59720	111.01988
jul-94	131.97671	109.21957	112.06153
ago-94	133.60378	110.35676	113.26471
sep-94	134.41357	111.50514	113.72397
oct-94	135.44456	112.20773	114.46037
nov-94	137.71471	113.24262	116.42886
dic-94	137.89568	113.76025	116.81510
ene-95	139.03641	114.80753	118.07886
feb-95	139.80814	115.42026	118.92898
mar-95	141.11145	116.17026	120.01888
abr-95	143.30553	116.82569	121.71750
may-95	143.98041	116.91483	122.22779
jun-95	144.97020	117.82676	123.34797
jul-95	145.53344	118.41189	124.47860
ago-95	146.29181	119.24741	125.82477
sep-95	147.04519	120.51441	126.68421
oct-95	149.81696	122.48916	128.36286
nov-95	152.50038	124.43196	129.13030
dic-95	155.23890	125.62116	129.64493
ene-96	157.64016	127.60057	130.29700
feb-96	161.99497	130.59561	133.48454
mar-96	161.63607	130.85915	133.52612
abr-96	161.27594	131.25435	133.93720
may-96	161.89812	131.58261	135.03645

jun-96	162.75223	131.57117	135.95888
jul-96	164.58992	132.32902	137.45168
ago-96	166.30676	132.88122	138.84937
sep-96	166.57040	134.12420	139.21660
oct-96	166.44934	134.34617	139.49056
nov-96	167.30372	135.06224	140.78528
dic-96	167.58146	135.18406	141.77774
ene-97	167.57045	135.65788	142.68501
feb-97	167.88777	136.16348	143.87188
mar-97	167.48168	136.16511	144.14181
abr-97	168.40858	136.03439	144.95002
may-97	169.62400	136.28892	145.42973
jun-97	171.21167	137.41902	146.05875
jul-97	173.38221	138.60055	147.57652
ago-97	174.52770	139.82564	148.90219
sep-97	172.69937	140.07495	148.09652
oct-97	173.35722	140.36196	149.05291
nov-97	173.57105	140.59398	148.67589
dic-97	178.86126	143.23715	151.59672
ene-98	181.36148	145.12229	151.80602
feb-98	182.86594	145.19544	151.68400
mar-98	183.25101	145.80729	151.62899
abr-98	183.75989	146.30274	152.53320
may-98	184.33379	146.00443	153.73972
jun-98	184.75154	146.79753	154.51316
jul-98	185.17740	147.25451	154.87692
ago-98	185.22749	147.68802	154.78824
sep-98	185.13271	148.80469	154.77000
oct-98	186.96083	149.31063	156.63249
nov-98	187.01299	149.58312	157.05590
dic-98	186.71715	149.39465	157.05482
ene-99	186.99052	150.10681	157.45405
feb-99	187.70060	150.60652	158.39117
mar-99	186.91218	149.89867	158.40159
abr-99	186.62810	149.96612	159.03298
may-99	186.79425	150.06000	159.84355
jun-99	187.47745	150.59481	160.55918
jul-99	187.85046	150.70761	160.50326
ago-99	188.82725	151.56966	160.80418
sep-99	189.94955	153.22465	161.45001
oct-99	191.30709	153.82636	162.58089
nov-99	191.43565	154.08940	162.67914
dic-99	192.56790	154.76108	163.30043
ene-00	193.57905	155.48412	163.47570
feb-00	194.38293	156.26667	163.50162
mar-00	195.57222	156.51857	164.34059
abr-00	197.45945	157.35094	166.38593
may-00	195.00108	156.41313	164.99988

jun-00	195.37518	156.60646	165.60475
jul-00	196.78148	157.08332	166.27618
ago-00	197.55904	157.68024	165.78129
sep-00	201.20104	159.85623	167.72334
oct-00	203.89258	161.93276	169.56817
nov-00	198.69878	158.89182	165.71459
dic-00	199.13815	158.94394	167.25819
ene-01	199.58602	159.18601	168.81569
feb-01	199.53496	158.82721	169.43372
mar-01	199.08477	158.62057	169.05794
abr-01	199.50555	158.49732	168.98159
may-01	199.14562	158.21124	168.15243
jun-01	200.61411	158.78871	169.00941
jul-01	203.01191	159.87149	170.85690
ago-01	201.68179	159.57557	169.73052
sep-01	201.15280	159.56822	169.42042
oct-01	201.30016	159.74040	169.80261
nov-01	200.84510	159.51197	169.75029
dic-01	200.97997	159.81106	170.17447
ene-02	200.96705	159.86092	170.35912
feb-02	201.39380	160.22284	170.78877
mar-02	200.77675	160.13087	170.29992
abr-02	200.71437	160.27579	170.35242
may-02	200.80227	160.32516	170.61892
jun-02	201.01611	160.44300	170.94926
jul-02	201.83945	160.88822	171.55708
ago-02	202.29012	161.23526	171.50583
sep-02	203.21967	161.76347	171.59948
oct-02	204.31903	162.18858	171.82369
nov-02	205.41380	162.61498	172.29269
dic-02	205.89575	162.89142	172.61662
ene-03	206.71243	163.34133	173.53265
feb-03	206.27212	163.15332	173.52441
mar-03	206.39672	163.24045	173.97549
abr-03	207.04875	163.30590	174.79130
may-03	207.08105	163.36012	175.00828
jun-03	207.50364	163.69860	175.47568
jul-03	208.73906	164.16498	176.49609
ago-03	210.08430	164.54552	177.41131
sep-03	210.57243	165.10349	177.41741
oct-03	213.20340	167.03388	179.18576
nov-03	212.10590	166.29308	177.97337
dic-03	214.00558	167.10825	179.62229
ene-04	215.32795	167.49695	181.11680
feb-04	215.73982	167.95522	182.01120
mar-04	215.16452	167.76207	182.01878
abr-04	215.21277	168.03334	182.36289
may-04	216.09413	168.36151	183.23716

jun-04	217.70262	169.29440	184.66636
jul-04	218.84731	169.53971	185.72907
ago-04	219.61997	169.82861	186.46738
sep-04	219.56345	170.06195	186.36673
oct-04	221.34713	171.17620	187.58007
nov-04	222.55519	172.10243	188.10655
dic-04	223.90157	172.47159	188.73172
ene-05	226.97277	174.15353	191.00721
feb-05	227.08888	174.60180	191.07881
mar-05	227.44813	175.08213	191.56993
abr-05	226.59387	174.86398	191.07083
may-05	228.12245	175.61345	192.47477
jun-05	231.63403	178.12718	195.43161
jul-05	230.55830	177.19201	194.48985
ago-05	231.36569	177.56270	195.21002
sep-05	231.71355	178.00643	195.62158
oct-05	232.57677	178.59385	196.46776
nov-05	233.59403	179.40806	197.36329
dic-05	234.89182	179.77853	198.41936
ene-06	235.84006	180.43260	199.19459
feb-06	236.57504	181.03103	199.89540
mar-06	235.91861	180.63228	199.52305
abr-06	236.24935	180.70650	199.96546
may-06	238.22546	181.70943	201.61690
jun-06	239.70972	182.72989	202.58285
jul-06	241.05844	183.22294	203.21077
ago-06	241.51284	183.37927	203.02132
sep-06	241.70852	183.67648	202.74655
oct-06	242.83827	183.99535	203.54413
nov-06	244.66376	184.84410	205.27781
dic-06	246.50761	185.56085	207.34715

FUENTE: Instituto Nacional de Estadística, Banco Central de Bolivia.  
Elaboración propia.