

2009

Algunas medidas de inflación subyacente



Autores: Diana Nario- Andres Antoine.

Orientador: Ec. Rosanna Fernández.

Trabajo Monográfico para obtener el título de
Licenciado en Economía.

Facultad de Ciencias Económicas y
Administración.

Universidad de la República

16-02-2009

Resumen:

El banco central debe conocer cuál es la dinámica de los precios y poder predecir cuál será la evolución de éstos en el corto y mediano plazo.

En ese ejercicio ayuda tener claro la diferencia entre inflación headline e inflación subyacente. Este trabajo busca analizar las distintas teorías respecto a este último concepto, así como aplicar distintas técnicas para su medición.

La evaluación de los indicadores aquí calculados se hizo respecto a su poder predictivo frente a la inflación headline. La elección de este criterio se sustentó en que un banco central podrá ser expansivo (contractivo) en su política monetaria si la predicción de la inflación está por debajo (encima) del objetivo inflacionario. Por lo tanto este criterio determina si la inflación subyacente es útil o no como herramienta de política monetaria.

Ninguno de los indicadores de inflación subyacente presentados en este documento tuvo un buen desempeño predictivo con respecto a la inflación headline. Todos los indicadores aquí calculados presentan deficiencias de algún tipo que nos indican que deben ser utilizados con cautela como guía de evaluación de la política monetaria. Algunos de estos indicadores son utilizados por muchos analistas económicos en Uruguay.

Índice

| | |
|--|----|
| Introducción | 5 |
| CAPITULO 1: La inflación subyacente | 10 |
| 1.1 Concepto | 10 |
| 1.2 Críticas esenciales al concepto de inflación subyacente | 13 |
| CAPITULO 2: Las medidas de inflación subyacente | 15 |
| 2.1 Clasificación de las medidas de inflación subyacente | 16 |
| A. Medidas de exclusión simple | 16 |
| B. Inflación subyacente por exclusión media (Estimadores de influencia limitada) | 19 |
| C. Inflación subyacente por exclusión compleja | 27 |
| D. Estimación con métodos multivariados | 30 |
| 2.2 Evaluación de las medidas | 33 |
| 2.2.1 Criterios generales que deben cumplir un buen indicador de inflación subyacente | 33 |
| 2.2.2 Evaluación empírica de los indicadores | 34 |
| CAPITULO 3: Construcción de Medidas para Uruguay | 37 |
| 3.1 Inflación subyacente por persistencia y variabilidad. (IPCEXMPMV) | 37 |
| 3.2 Media Trunca Simétrica | 43 |
| 3.3 Media Trunca Asimétrica | 47 |
| CAPITULO 4: Evaluación de las medidas | 55 |
| 4.1 Cumplimiento de los criterios propuestos para un buen indicador de inflación subyacente. | 55 |
| 4.2 Predicción de la inflación headline | 56 |
| 4.2.1 Desempeño de acuerdo al Error Cuadrático Medio | 56 |
| 4.2.2 Desempeño como atractor de la inflación headline | 57 |
| CAPITULO 5: Conclusiones | 62 |
| Bibliografía | 65 |
| ANEXO 1: El modelo CAPM y su aplicación para el cálculo de la contribución de la volatilidad de la variación de precios de cada componente a la volatilidad total del IPC. | 68 |
| ANEXO 2: Comparación de la estructura de ponderaciones para los componentes del IPC. | 71 |
| ANEXO 3: Aporte a la variabilidad | 74 |
| ANEXO 4: Porcentaje de exclusión para distintos porcentajes de truncamiento | 76 |
| ANEXO 5: Fundamentos del Bootstrap | 79 |

ANEXO 6: Evaluación de los indicadores de acuerdo a su performance como predictores de la inflación headline.

81

Introducción

La tarea tradicional de un banco central ha sido mantener la estabilidad de precios. En la práctica, este objetivo se ha traducido en tratar de mantener una inflación baja y estable, que ayudaría a encaminar a la economía hacia un sendero de crecimiento sostenido, de pleno empleo, y en definitiva, de progreso y bienestar para la población, y que, además, sería beneficiosa desde un punto de vista distributivo.

En sintonía con ese objetivo es que en los últimos años, en todo el mundo se han profundizado dos tendencias. En primer lugar, se ha intentado otorgar a los bancos centrales mayor independencia con relación a otras ramas del gobierno para evitar presiones que comprometan la consecución del objetivo de inflación. Además, en muchos países se ha declarado formalmente que el único objetivo explícito de un banco central debe ser asegurar la estabilidad de precios.

Es en este contexto que muchos países han adoptado un esquema de “inflation targeting” o han anunciado que en algún momento quieren ajustarse a él. Éste es un marco de política monetaria bajo el cual, las decisiones de política son guiadas por la comparación entre la inflación esperada y una meta inflacionaria previamente anunciada. Existe el compromiso institucional de mantener una baja tasa de inflación y una creciente transparencia de la política monetaria a través de la comunicación al público de los objetivos buscados. Además existe una evaluación de los pasos dados para alcanzarlos, en un ejercicio de rendición de cuentas, con mayor o menor grado de “castigo” por el fracaso en el cumplimiento de las metas.

En este esquema, el banco central debe conocer cuál es la dinámica de los precios y poder predecir cuál será la evolución de éstos en el corto y mediano plazo. En ese ejercicio ayuda tener claro la diferencia entre inflación headline e inflación subyacente. La inflación headline, la que divulga la oficina de

estadísticas puede diferir de la inflación subyacente, de la “verdadera” tendencia inflacionaria de la economía. Aunque el objetivo de inflación esté referido a la inflación headline, no es lo mismo que este objetivo no se cumpla cuando la inflación headline difiere sustancialmente de la “verdadera” tendencia inflacionaria de la economía que cuando está cerca de ella.

El anuncio de metas de inflación sería un mero trámite a menos que el mismo influyera en las expectativas de los agentes. El banco central intentará obtener la máxima credibilidad posible, tratando de construir y preservar su reputación para controlar dichas expectativas. En ese sentido es esencial que el banco central logre cumplir sus objetivos o que en caso de incumplimiento explique claramente por qué se produjo y logre convencer al público que las medidas de política monetaria se toman en condiciones de incertidumbre, que demoran en tener efectos y que fueron las más convenientes dadas las restricciones imperantes en ese momento.

Es necesario que los bancos centrales tengan un panorama lo más claro posible de la evolución futura de la inflación , pues la política monetaria la afecta con rezagos prolongados y variables, haciendo necesario tener una medida que les permita predecir la inflación headline, con respecto a la cual suele expresar sus objetivos, con la máxima exactitud posible. Si sus predicciones son erróneas, su política incrementará la volatilidad de las variables nominales y esto se traducirá probablemente en volatilidad de las variables reales en el corto plazo.

El banco central debería contar con una medida de inflación subyacente que cumpla simultáneamente con dos elementos: ser de utilidad en la implementación de la política monetaria, y además, de fácil comunicación al público. Con una medida de esta naturaleza, se ganaría una mayor confianza de los agentes, que comprenderían por qué se reacciona o no, ante ciertas fluctuaciones en la tasa de inflación headline.

A la autoridad monetaria le debería interesar un índice cuyas variaciones estén relacionadas con el concepto de inflación que los bancos centrales en general tienen en cuenta. Se trataría de ese crecimiento generalizado y persistente de precios que desalienta el uso del dinero en las transacciones y afecta la coordinación de las actividades económicas. Es la inflación entendida como algo que le sucede al dinero y que se refleja en los precios.

Tradicionalmente se recurre a la variación del Índice de Precios del Consumo (IPC) como medida de inflación. Este índice se construye, mediante la agregación ponderada de los precios de una canasta de bienes, representativa del gasto de los consumidores de una economía en un momento determinado del tiempo. La variación de este indicador daría información para evaluar cómo cambia el poder de compra de los consumidores. Esta medida de inflación, es construida desde el punto de vista del consumidor, de acuerdo al concepto microeconómico tradicional del costo de vida. Cabe preguntarse entonces, si la toma de decisiones de política monetaria debería hacerse en base a este indicador.

El problema es que hay variaciones del IPC ante las que el banco central no debería reaccionar. Así, si el IPC sube por incrementos de precios relativos y perturbaciones de carácter transitorio, la política monetaria no debería tornarse más contractiva ya que estos shocks no tienen efectos sobre la inflación entendida como aumento persistente y generalizado de precios. Sólo requerirían respuestas contractivas de política monetaria aquellos aumentos del IPC que reflejen presiones inflacionarias subyacentes. En ese caso, el banco central debería tomar medidas que eviten convalidar dichas presiones.

En la implementación de la política monetaria se necesita de un indicador que sólo tenga en cuenta cambios persistentes y generalizados en los precios, que sólo refleje “verdaderas” presiones inflacionarias.

Sin embargo, es muy difícil interpretar “adecuadamente” las variaciones del IPC. Para los analistas, no es fácil decidir si el aumento del IPC es realmente la inflación por la que se debe preocupar el banco central. Entre las dificultades usualmente analizadas se destaca:

- a) La teoría cuantitativa del dinero sostiene que al menos que existan variaciones en la oferta monetaria, los shocks de oferta y demanda que provoquen cambios de algunos precios relativos no afectan al nivel general de precios de la economía. Así, si suben algunos precios, estas subas son compensadas por bajas en otros precios. Los aumentos de precios relativos por lo tanto no constituyen inflación. Sin embargo, un cambio de precios relativos en una economía puede hacer variar al IPC:
 - El IPC es un subconjunto de todos los precios de la economía que además se actualiza con poca frecuencia. Así, un aumento de precio de un rubro incluido en el IPC y un descenso de otro que no integre la canasta de dicho índice, es un aumento de precios relativos que va acompañado de un aumento del IPC.
 - Los precios no son completamente flexibles en el corto y mediano plazo, por lo que puede llevar tiempo la desaparición del impacto de un cambio de precios relativos en el IPC, aunque los rubros involucrados formen parte de la canasta de dicho índice.
 - Las ponderaciones fijas del IPC no reflejan los cambios en el consumo cuando cambian los precios relativos. Si estos ponderadores cambiaran, los bienes que se encarecen relativamente disminuirían su ponderación en la canasta disminuyendo el impacto del cambio de precios relativos.
- b) Los cambios de calidad de los bienes incluidos en el IPC pueden generar errores de medición.
- c) El IPC incluye componentes de distinta ciclicidad, erraticidad y estacionalidad.

En la década del 70, se realiza el primer intento de conseguir una medida que refleje la verdadera tendencia de los precios, y surge el concepto de inflación subyacente. La misma puede definirse, siguiendo a Eckstein (1981), como “la inflación de largo plazo en ausencia de presiones de demanda y choques”. Si bien, no hay un consenso en torno al concepto, y existen gran cantidad de definiciones, sí hay coincidencia en que la inflación subyacente es más útil para la toma de decisiones de un banco central que la inflación headline.

En particular, un indicador de inflación subyacente es de utilidad, porque le permite a un banco central separar en los datos recién publicados, el ruido, los movimientos transitorios, los shocks idiosincrásicos de la tendencia permanente de los precios y así explicar mejor que no reaccionar ante todo movimiento del IPC no es equivalente a no cumplir con el compromiso de inflación. Se minimiza así la probabilidad de que un choque transitorio tenga efectos secundarios tales como modificar las expectativas inflacionarias. En este sentido, la inflación subyacente puede ser vista como una herramienta, cuya finalidad es servir de predictor de la inflación futura.

En este trabajo, nos proponemos calcular y evaluar algunas medidas de inflación subyacente para Uruguay. La evaluación se realiza de acuerdo a la capacidad del indicador de predecir la tasa de inflación headline. El trabajo se ordena de la siguiente forma: en el capítulo 1 introducimos al tema realizando un análisis del concepto de inflación subyacente. En el capítulo 2, exponemos las principales aproximaciones para su medición. En el capítulo 3, calculamos tres medidas de inflación subyacente para el caso uruguayo. Finalmente en los capítulos 4 y 5 evaluamos estas medidas y procedemos a plantear nuestras conclusiones.

CAPITULO 1: La inflación subyacente

1.1 Concepto

El concepto de inflación subyacente no presenta una definición clara y exacta. Como apunta Roger (1998), en la literatura se encuentra que el concepto tiende a ser definido más en términos del método particular usado como medida, que por el propio fenómeno que intenta describir.

Parece razonable, en primer lugar, tener claro qué es la inflación. Se entiende que la inflación es el aumento sostenido y generalizado de precios asociado a un fenómeno también sostenido de pérdida de valor de la moneda.

La medida usual de inflación es la variación del IPC, pero, esta medida se basa en la teoría microeconómica del costo de vida más que en el concepto monetario de inflación del párrafo anterior.

Siguiendo a Roger (1998), podemos clasificar las definiciones de inflación subyacente en aquellas que la asocian con el componente de persistencia en el tiempo de la inflación, y aquellas que la asocian al componente generalizado de la misma. Debemos destacar que dicha clasificación es en sí, bastante arbitraria, existiendo además, definiciones en las que esa distinción no es tan clara.

Tanto el componente de persistencia como el generalizado de la inflación, están relacionados con las presiones de demanda sobre la capacidad productiva, shocks y cambios en las expectativas inflacionarias, dejando de lado los shocks de oferta (Rodrigues, 2001). En definitiva, el concepto de inflación subyacente está asociado al concepto de inflación de tendencia.

Persistencia:

Siguiendo entonces el primer enfoque, de persistencia, la mayoría de las definiciones parten del mismo punto, observado por Wynne en 1999. Un cambio en el precio de cualquier bien (π_{it}) puede ser visualizado de la siguiente manera:

$$\pi_{it} = \Pi_t - r_{it}$$

En donde:

~~$\pi_{it} = p_{it} - p_{it-1}$~~ π_{it} es el cambio en p_{it} (precio del bien i en el período t).

Π_t : es el componente común en la variación de todos los precios, que mostraría persistencia y que puede ser asociado al crecimiento de la cantidad de dinero. Al concentrarse en este componente se ve a la inflación como algo que le ocurre al dinero no a los precios.

r_{it} : es el cambio de precio relativo del bien i en el período t, es el componente idiosincrásico.

De acuerdo a esta formulación, el elemento relevante es Π_t , esto es, el componente persistente del cambio de precios. El problema de la medición de la inflación subyacente es entonces, poder diferenciar cambios persistentes en el nivel general de precios Π_t de movimientos transitorios producto de cambios en los precios relativos r_{it} y a shocks transitorios sobre el nivel general de los mismos.

La asociación de la inflación con la persistencia ya era tomada en cuenta por Milton Friedman en su definición de inflación, como “el incremento continuo y sostenido en el nivel general de precios”. La distinción entre la variación de precios

persistente de aquella que no lo es, importa, porque según este autor, el componente persistente de las variaciones de precios tiende a incorporarse a las expectativas y consecuentemente sería comparativamente más benigna que la variación de precios intermitente. Esta última, sin embargo, sería mucho menos benigna precisamente porque sería más difícil de anticipar.

De manera similar, Laidler y Parkin (1975) definen a la inflación como un “proceso de continua alza de precios, o de forma equivalente, una continua caída en el valor de la moneda”, enfatizando también la persistencia o continuidad de los cambios de precios.

También Quah y Vahey (1995), al definir la inflación subyacente como el elemento persistente de la inflación, definen a aquélla “como la parte de la inflación que no tiene impacto en la producción real en el mediano ni en el largo plazo”. Pero para que ello ocurra, este componente debe reflejar las expectativas de inflación. La definición de estos autores excluye el impacto de los shocks de oferta que pueden tener un impacto permanente sobre el nivel de precios, pero no un efecto duradero sobre la tasa de inflación.

Como se mencionó en el capítulo anterior, Eckstein (1981) define la inflación subyacente como “la inflación de largo plazo en ausencia de presiones de demanda y choques”, siendo estos últimos los cambios repentinos que afectan sólo la tasa de inflación de corto plazo. A diferencia de los autores anteriores Eckstein deja explícitamente fuera de la definición a las influencias cíclicas en la inflación. Considera que la inflación subyacente tiene una alta propensión a persistir y que es el resultado de un aumento tendencial de los costos de los factores de producción.

En esta misma línea, otros autores como Bryan y Cecchetti (1993) definen a la inflación subyacente, o a la inflación que interesa a los bancos centrales, como el

componente de largo plazo o persistente del índice de precios, el cual está relacionado con el crecimiento monetario.

Movimientos Generalizados:

En otras definiciones de inflación subyacente se pone énfasis en los movimientos generalizados de precios asociados a la expansión monetaria y a las expectativas sobre ésta. El problema es que la variación de cualquier precio también puede incluir un componente llamado “cambio de precios relativos” (r_{it}) que refleja básicamente distorsiones de oferta.

Los cambios en los precios relativos son vistos como un “ruido” que oscurece la evolución más general o, como se la suele llamar en la literatura, a la inflación “underline”. En la práctica, la mayoría de los bancos centrales tienden a hablar acerca de la inflación subyacente en estos términos, como observa Roger (1998), definiendo a la inflación subyacente como la variación de un índice que se obtiene de excluir de uno más general, (casi siempre el IPC) una variedad de ítems cuyos movimientos de precios se consideran que “oscurecen” la tendencia de los otros precios.

1.2 Críticas esenciales al concepto de inflación subyacente

El concepto de inflación subyacente se basa en la idea de que existe un tipo de inflación para el banco central que difiere sustancialmente de la inflación medida a través del IPC. Sin embargo, ¿qué tan preciso es ese concepto y cómo podemos medirlo? Wynne (1999) argumenta lo siguiente:

Consideremos el equilibrio del mercado de dinero,

$$\frac{M}{P} = (Y, R)$$

y supongamos que sobreviene un shock de oferta, como por ejemplo, una suba sostenida en el precio del petróleo. Según los supuestos estándar sobre los determinantes de la demanda de dinero, un shock de estas características bajaría la demanda de saldos reales. Si el banco central no altera la cantidad de dinero M^S , los precios deben subir para equilibrar al mercado monetario. ¿Es el aumento de P inflación monetaria?

Por un lado, no es inflación monetaria, en el sentido de que su causa no fue una acción llevada adelante por el banco central. Pero, también puede ser considerado inflación monetaria, porque el banco central pudo haberla evitado, bajando la base monetaria. Además, la tasa de inflación está determinada por la tasa de crecimiento del stock de dinero con respecto a la demanda del mismo, por lo que la tasa de inflación no está determinada únicamente por el banco central sino por éste conjuntamente con los agentes privados.

Además de la crítica anterior, es claro que aún no existe consenso sobre qué es la inflación subyacente. No es un fenómeno observable. Para obtener una medida que sea útil para un banco central, debemos primero tener en mente qué es lo que queremos medir y para qué. En este sentido un banco central puede considerar útil una medida de inflación subyacente que:

- mida el componente tendencial generalizado y sostenido de los precios,
- que sea un indicador de avance del IPC, o
- que sea un índice robusto para neutralizar determinada clase de shocks y evitar efectos de segunda ronda en negociaciones salariales.

CAPITULO 2: Las medidas de inflación subyacente

El indicador de inflación subyacente debe ayudarnos a interpretar los movimientos del indicador en el que la autoridad monetaria exprese sus metas de inflación. Nos ayudará a interpretar la tendencia de largo plazo de esa medición, limpiándola de perturbaciones transitorias, de ruido.

Todos los países calculan varios indicadores de precios que se basan en un conjunto más o menos reducido de bienes. Se destacan el IPC (índice de precios al consumo) o el IPP (índice de precios al productor). Sin embargo, para expresar sus metas de inflación, la mayoría de los países utiliza el IPC o un subconjunto de componentes del mismo. Como argumenta Roger, esto es así por razones teóricas y prácticas.

Desde el punto de vista teórico, se argumenta que el objetivo de la política monetaria es reducir la inflación para maximizar el bienestar de los individuos, y es lógico, entonces, basarse en el IPC, por ser éste el indicador que busca reflejar el costo de vida de los individuos de un país.

Otro argumento en favor de la utilización del IPC es que se conoce ampliamente que uno de los mayores costos de la inflación es la falta de certeza respecto al precio de los bienes en el futuro. Teniendo en cuenta que en una economía existen muchos más consumidores que empresas y que los primeros son los que están menos protegidos ante aumentos de la tasa de inflación, es mejor realizar política monetaria para minimizar los costos de la inestabilidad de los precios futuros concentrándose en el IPC y no en un índice que tenga en cuenta, por ejemplo, los precios al productor.

Junto a las razones teóricas también existen razones prácticas para que las metas de inflación de la autoridad monetaria se refieran al IPC. La metodología de elaboración del IPC es ampliamente conocida y su calidad supera a la de otros

indicadores porque los países tienden a utilizar más recursos en el cálculo del mismo que en el correspondiente a cualquier otro indicador.

2.1 Clasificación de las medidas de inflación subyacente

Existe en la literatura, gran cantidad de medidas de inflación subyacente para las cuales también existen varias clasificaciones. En definitiva, dichas medidas pueden pertenecer simultáneamente a varias clasificaciones de acuerdo al uso que les de cada investigador. En este trabajamos, las utilizamos como medidas de exclusión de menor a mayor grado de dificultad.

- a) Inflación subyacente por exclusión simple.
- b) Inflación subyacente por exclusión media.
- c) Inflación subyacente por exclusión compleja.
- d) Estimación con métodos multivariados.

A. Medidas de exclusión simple

Se eliminan del IPC aquellos precios que son más volátiles en el entendido que, por lo ya fundamentado, shocks de oferta y de demanda transitorios o fenómenos estacionales, pueden causar grandes cambios de precios ante los que el banco central no debe reaccionar.

A continuación presentamos medidas que excluyen a priori y de forma permanente ciertos componentes del IPC.

Ex Food and Energy

En la década de los 70's se produce el primer intento sistemático de medir a la inflación subyacente. Las altas tasas de inflación que predominaron en esa época, incitaron a que los bancos centrales intentaran medir la inflación excluyendo

aquellos componentes del IPC que presentaran movimientos de precios volátiles y que no estuviesen bajo la influencia de la política monetaria.

Hoy en día, el enfoque Ex Food and Energy es el más difundido y utilizado por los distintos bancos centrales del mundo. Este enfoque se origina en 1975 en un trabajo de Gordon (1975) sobre la importancia de la demanda y de los costos de los factores de producción en la inflación de Estados Unidos. A partir del mismo, se empieza a utilizar el término “core inflation” (inflación subyacente) para referirse a la medida de inflación que excluye del índice de precios al consumo, los alimentos y los combustibles.

En 1978 la Oficina de Estadísticas Laborales de Estados Unidos empieza a publicar mensualmente los datos del IPC y del IPP excluyendo estos componentes. El motivo de su exclusión radica en que tanto los alimentos como la energía tienen altas variaciones mensuales de precios de carácter temporal que difieren sustancialmente de la “tendencia subyacente” de los precios y por lo tanto se considera que al ser retirados, se logra un mejor análisis de la verdadera tendencia de los mismos.

En particular, a principios de la década de los 70's se observó, que las fluctuaciones en los precios de los alimentos se debían a shocks de oferta por factores climáticos que producían cosechas “inestables”, así como a una importante estacionalidad en algunos productos, mientras que las fluctuaciones del precio de los combustibles se debían a la influencia política de la OPEC, consideradas como shocks de oferta autorreversibles.

Otras medidas de exclusión simple

Actualmente existen diversas variaciones de este enfoque que tienen como premisa excluir aquellos movimientos de precios sobre los cuales la política económica no tiene influencia. En particular, Estados Unidos utiliza ampliamente el enfoque Ex- Food and Energy, mientras que la zona europea calcula una medida

de inflación que excluye los combustibles y los alimentos no procesados. En algunos casos se excluyen también los pagos de intereses de hipotecas, los impuestos indirectos y aquellos componentes cuyos precios están sujetos a regulación gubernamental.

Supóngase que el objetivo de inflación se refiere a la evolución del IPC y que este índice incluye los pagos de hipotecas. Roger (1998) argumenta que si se está implementando una política monetaria restrictiva, el aumento en las tasas de interés inicialmente va a incrementar el rubro “pagos de hipoteca”, con lo que la medida de política puede ser vista como una medida equivocada, ya sea porque el IPC termine aumentando, ya sea porque caiga menos de lo considerado “correcto”. Para interpretar correctamente la medida de política monetaria debería analizarse la evolución del “IPC sin pagos de hipotecas”.

La exclusión de los impuestos indirectos tiene como fundamento su carácter de shock de oferta. Por ejemplo, si se implementara una reforma tributaria que redujera el IVA, se estaría ante un shock de oferta positiva. Para que el banco central no tenga la “tentación” de compensar este shock con una política expansiva, debería analizarse una medida que no incluyese el impacto de dicha reforma.

Evaluación:

La utilización de este tipo de medidas tiene una ventaja muy importante. Se trata de medidas ampliamente difundidas porque son fácilmente entendibles por el público en general. En particular D’Amato, Sanz y Sotes (2005) argumentan que esta ventaja adquiere mayor relevancia para los bancos centrales si éstos utilizan un esquema de metas de inflación cuya variable objetivo se refiera a una de estas medidas, dado que le daría a la autoridad monetaria mayor transparencia y credibilidad al utilizar una medida “clara” de inflación.

Sin embargo existen muchas desventajas en su utilización:

- a) Los componentes a excluir son elegidos de forma discrecional: ¿por qué ese umbral de variabilidad y no cualquier otro?
- b) Se deja de lado la posibilidad de excluir otros componentes, dado que se da por hecho que éstos no serán afectados por shocks transitorios. Pero no es cierto que todas las perturbaciones temporales se deban necesariamente a los elementos que se están excluyendo.
- c) Al excluir sistemáticamente ciertos precios (dándoles una ponderación igual a cero cada vez que se publican los datos del IPC), se está asumiendo que no tienen información útil para entender la evolución, tanto presente como futura de los precios, afirmación que es altamente probable que no sea correcta. En ese sentido, podría ocurrir que precisamente aquellos precios que no estamos incluyendo sean tan significativos, o más, que los que discrecionalmente sí estamos teniendo en cuenta. En un país con indexación salarial al IPC y con una autoridad monetaria que le dé mucha importancia a la evolución del nivel de actividad podría ser peligroso excluir rubros volátiles pero de gran peso en el IPC. Los aumentos de dichos rubros se incorporarán a los salarios, los empresarios con poder de mercado los trasladarán a precios y se terminará dando una variación del IPC que el indicador de inflación subyacente habrá subestimado.

B. Inflación subyacente por exclusión media (Estimadores de influencia limitada)

B.1 Definiciones y justificación

Estos estimadores fueron originalmente desarrollados por Bryan y Cecchetti (1994). Aquí, también se tendrán en cuenta los aportes de Marques y Mota (2000).

Tengamos en cuenta el siguiente marco conceptual:

Si $\pi_{(it)}$: variación del componente i del IPC.

Podemos interpretar:

$$\pi_{it} = \pi_t^* + r_{it}$$

r_{it} : Cambio de precios relativos

π_t^* : Cambio en nivel general de precios asociado a factores monetarios

Definamos:

π_t^* : Indicador de inflación subyacente

Tengamos en cuenta, además:

Si π_t variación en IPC

$$\pi_t = \sum_{i=1}^N \omega_i \pi_{it}$$

Con :

$$\pi_t = \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \right) * 100$$

$$P_t = \sum_{i=1}^N \alpha_i P_{i,t}$$

$$\pi_{it} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}} - 1 \right) * 100$$

$$\omega_i = \alpha_i \left(\frac{P_{i,t-1}}{P_{t-1}} \right)$$

$$\sum_{i=1}^N \omega_i = 1$$

Por lo tanto:

$$\pi_{it} = \pi_t^* + r_{it}$$

$$\sum_{i=1}^N \omega_i \pi_{it} = \pi_t^* \sum_{i=1}^N \omega_i + \sum_{i=1}^N \omega_i r_{it}$$

$$\pi_t - \pi_t^* = \sum_{i=1}^N \omega_i r_{it} = u_t$$

Supuesto:

u_t : Variable estacionara de media nula

En definitiva, el estimador de inflación subyacente debe reflejar los cambios en el nivel general de precios de la economía asociados a factores monetarios y debe ser un estimador insesgado de la variación del IPC. Lo que implica que se requiere un estimador π_i^* (Π_i^*) tal que $E(\pi_i^*) = E(\pi_i)$ donde $E(\pi_i)$ es la media poblacional del IPC.

Bryan y Cecchetti (1994) se basan en el hecho de que si las variaciones de los precios incluidos en el IPC no tienen una distribución normal, la estimación de la media poblacional del IPC no debería realizarse recurriendo a $\sum_{i=1}^N \omega_{it} \pi_{it}$, cálculo realizado por las oficinas estadísticas. Esta media muestral no es un estimador eficiente de la media poblacional del IPC. Los llamados estimadores de influencia limitada, como la media trunca, podrían ser estimadores eficientes de esa media. Estos indicadores ignoran los componentes del IPC que presentan las variaciones máximas y mínimas, promediando únicamente alguna porción de los cambios de precios. La media trunca se puede centrar en distintos percentiles. Si se centra en 50%, se obtiene la media trunca simétrica. Si no fuera así, la media trunca es asimétrica.

La media trunca simétrica al $\alpha\%$, excluye las π_{it} más bajas tales que $\sum_{i=1}^j \omega_{it} = \frac{\alpha}{10}$ y las π_{it} más altas tales que $\sum_{i=j}^N \omega_{it} = \frac{\alpha}{10}$ y sólo considera las π_{it} restantes para las que se cumple que $\sum_{i=1}^N \omega_{it} = 1 - 2\alpha$

También se puede truncar en mayor proporción de un lado de la distribución que del otro. Podríamos tener la media trunca asimétrica al $\alpha\%$ centrada en el percentil $\beta\%$, excluyendo las π_{it} más bajas tales que $\sum_{i=1}^j \omega_{it} = \frac{\alpha}{10}$ y las π_{it} más altas tales que $\sum_{i=j}^N \omega_{it} = \frac{\alpha}{10}$ y sólo

considera las π_{it} restantes para las que se cumple que

$$\sum_{i=1}^n \pi_{it} = 1$$

Existen dos tipos de argumentos en favor de esta medida: estadísticos y económicos.

Argumento estadístico:

Los cambios de precios al consumo que releva la oficina estadística provienen de una población cuya distribución desconocemos. Si se tratara de la distribución normal la media muestral es el estimador más eficiente de la media poblacional. Pero si la distribución tiene colas más gordas que la normal, entonces medias calculadas a partir de distribuciones muestrales con colas recortadas serán estimadores más eficientes de la media poblacional, que la media de la distribución sin cortar. En particular, la distribución de corte transversal de las variaciones en el IPC tiene colas bastante pesadas, con una curtosis que está a menudo muy alejada de la curtosis de una distribución normal (leptocurtosis), lo que hace suponer que se utilizaron muestras de una población con una distribución leptocúrtica. La existencia de poblaciones leptocúrticas crea dificultades al momento de realizar inferencia debido a que de las mismas se obtienen muestras sesgadas. Se ha demostrado cómo este problema provoca movimientos transitorios en la media muestral, llevando a que la misma tenga una varianza alta.

Si la distribución poblacional de los cambios de precios es leptocúrtica y simétrica, un estimador para la media poblacional que ponga más peso en los cambios de precios centrales, es más eficiente que la media muestral. Marques y Mota (2000) afirman que esto se da porque en una distribución leptocúrtica, la probabilidad de que una mayor contribución a la variación del IPC de una observación extrema no sea compensada por una observación igualmente extrema pero del otro lado de la distribución, es mayor que en la distribución normal.

En estas condiciones, todo estimador que brinde mayores pesos a las observaciones centrales de la distribución, será más eficiente para estimar la variación del IPC. En ese sentido, cuanto más leptocúrtica sea la distribución, menos eficiente será la media muestral, y además mayor truncamiento será óptimo realizar (Bryan 1997). La idea que se intenta plasmar es que cuánto más leptocúrtica sea la distribución, mayor es la proporción de cambios de precios no representativos que deben ser eliminados con el objetivo de identificar la inflación de tendencia.

Argumento económico:

Si se trabaja con modelos de precios rígidos, los shocks de precios relativos pueden afectar temporalmente el nivel de precios agregado, aunque el efecto de largo plazo, cuando todos los precios se han ajustado, sea cero. Los aumentos de precios de los bienes y servicios que son afectados por un shock temporal se situarían en la cola derecha de la distribución. Por lo tanto la media trunca no los tendría en cuenta, ayudando de esta forma a resolver el problema.

Este sustento teórico, siguiendo a Bryan y Cecchetti, resulta del modelo de costos de menú de Ball y Mankiw (1995). Supongamos que existen firmas que pueden revisar sus precios sin costo en períodos regulares y que si desean ajustar precios antes deben incurrir en un costo fijo derivado del enojo de los clientes, del descuido de otras actividades que supone estudiar la pertinencia de tal ajuste, etc.

Asumamos que la economía es golpeada por un shock de precios relativos, que dará lugar a un equilibrio en que algunos precios relativos suben sin afectar al nivel de precios agregado, ya que el ejercicio de optimización de los agentes económicos, resultará en aumentos de precios en algunas empresas que serán compensados por bajas de precios en otras. Téngase presente que según estos modelos el nivel de precios agregado de equilibrio no debería cambiar ya que

depende del comportamiento de la demanda que se suele asociar a variaciones en la cantidad de dinero.

Los precios óptimos para unas pocas firmas crecen por un monto considerable mientras que los de las otras firmas de la economía caen por un monto pequeño (dejando el agregado de precios deseados incambiado). Sólo aquellas pocas firmas que experimentaron cambios positivos elevados en los precios que consideran óptimos, encontrarán conveniente pagar los costos de menú y ajustar precios. En este caso, una medida de la variación del nivel de precios agregado que promedie todos los cambios de precios de las firmas mostrará un incremento, aunque el nivel promedio de los precios deseados no haya cambiado. En el largo plazo, una vez que todas las firmas hayan respondido al shock, los precios actuales convergerán a los precios deseados, y la media de esos precios deseados también igualará a la media de los precios actuales.

En definitiva, según el modelo descrito, una estimación más exacta del nivel agregado de precios deseado, (al cual convergerá en el largo plazo el nivel agregado de precios efectivamente observado) se obtendrá ignorando unos pocos cambios de precios que son claramente suficientes para justificarle a las firmas pagar el costo de menú asociado. La mediana y el modo del cambio de precios serán mejores estimadores del cambio de largo plazo en el nivel de precios (el cual es cero).

El desarrollo planteado más arriba asume que sólo shocks de precios relativos pueden causar cambios asimétricos en los precios deseados. Pero debemos tener en cuenta que también shocks de demanda agregada pueden generar distribuciones en los cambios deseados de precios distintas de la normal. Consideremos una economía donde la fijación de precios depende puramente del paso del tiempo (los precios se ajustan a intervalos regulares). Supongamos que hay un crecimiento constante en la oferta de dinero, pero que no hay shocks de oferta ni de demanda que afecten a los precios relativos. Este crecimiento

monetario no es lo suficientemente importante para justificar que las firmas paguen el costo de menú asociado al “adelanto” en el ajuste de precios. Las empresas simplemente actualizan precios nominales a la frecuencia preestablecida en línea con esta tasa de crecimiento constante de la cantidad de dinero. Si no todas las empresas ajustan al mismo tiempo, si los ajustes son escalonados, entonces aunque los precios relativos deseados no cambien, los precios relativos actuales cambiarán cada vez que una firma alcance su fecha de ajuste de precios. Pero la media trunca descartará los cambios de precios de aquellas firmas que han alcanzado sus fechas de revisión.

Consideremos el siguiente ejemplo extremo. En cada instante sólo una empresa ajusta sus precios, entonces en cada instante toda la distribución de cambio de precios estará concentrada en cero, con una firma formando la cola de la distribución con un valor igual a la tasa de crecimiento en la oferta monetaria. La media trunca calculada en cada una de estos instantes descartaría dicho valor. En este caso extremo, la media trunca nunca registraría ningún incremento en los precios, aunque el nivel de precios agregado de equilibrio de largo plazo aumente por la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero. En este tipo de economía, uno debería poner más peso no menos peso sobre las observaciones en la cola de la distribución de los cambios de precios, ya que dichas colas contienen más, no menos, información acerca de la tendencia inflacionaria de la economía.

En definitiva, en un mundo con costos de menú en la fijación de precios, si quisiéramos estimar la variación de los precios “óptimos” o “deseados” (inflación de largo plazo), el peso a asignar a cada percentil de la distribución de los cambios de precios relevados debería depender del balance exacto de shocks de precios relativos y de shocks de demanda agregada. Si supiéramos la magnitud exacta de dichos shocks en el momento en que los shocks golpean la economía, entonces no necesitaríamos calcular la media trunca, la cual es construida para ajustar por la influencia temporal de shocks de precios relativos sobre el nivel agregado de precios que estimamos.

Un comentario final acerca de la motivación teórica para utilizar la media trunca: ésta descansa sobre el supuesto de que los costos de menú son un fenómeno económico importante. Pero la evidencia empírica directa sobre los costos de menú no es demasiado convincente. Por ejemplo, en el Reino Unido, Hall preguntó a casi 650 compañías sobre la importancia de los costos de menú y sólo el 7% de la muestra consideraba que los mismos fueran importantes.

B.2 Cálculo

El estimador de inflación subyacente debe ser un estimador insesgado de la media poblacional del IPC. ¿Cómo calcularlo?:

Marques y Mota sugieren la siguiente *regla*, para una distribución con coeficiente de asimetría positivo bajo el supuesto de que la curtosis y el coeficiente de asimetría de la distribución de los cambios de precios no varían en el tiempo.

i)- Para un nivel de truncamiento dado, computar las medias truncas en los percentiles 50, 51, 52, etc.

ii)- Detenerse cuando la media trunca satisface la condición

$$\sum_{i=1}^T \pi_i^* = \pi_t \quad (\text{donde } \pi_i^* \text{ es la media trunca y } \pi_t \text{ la variación del IPC}).$$

La condición i) reconoce que si la distribución tiene coeficiente de asimetría positivo, las medias truncas centradas en percentiles inferiores al 50% no pueden cumplir $E(\pi_i^*) = E(\pi_t)$. La condición ii) impone un límite superior al procedimiento de búsqueda iniciado en i). Nos está diciendo, que luego de encontrar el percentil donde desaparece el sesgo sistemático, para un porcentaje de truncamiento dado, no tiene sentido seguir calculando medias truncas adicionales para percentiles más altos, dado que no es posible encontrar otra media trunca a ese porcentaje que satisfaga aquella propiedad. Si el porcentaje de truncamiento es $\alpha\%$ y la

condición ii) se cumple para el percentil $\beta\%$, esto implica que la contribución a la variación del IPC de las π_{it} más bajas tales que ~~_____~~ es igual a la correspondiente a las π_{it} más altas tales que ~~_____~~. Con un $\beta\%$ más alto nos alejaríamos de la media poblacional del IPC ya que agregamos variaciones de precios mayores y excluimos variaciones de precios más bajas.

C. Inflación subyacente por exclusión compleja

En 1997, Blinder propuso un concepto de inflación subyacente muy diferente a los conceptos manejados hasta la época. Su preocupación radicaba en extraer el ruido de las medidas mensuales de inflación y retener la variación persistente.

Cuando un banco central se enfrenta al problema de extracción de señales, le interesa la inflación futura. Por lo tanto, no es correcto evaluar las medidas de inflación subyacente utilizando como benchmark, por ejemplo, medias móviles con ventanas de 36 meses porque se está dando el mismo peso a $t-1$ como a $t+1$. Aunque estas medias estén debidamente centradas, siendo proyectados los últimos 18 datos, Blinder, argumenta que cuando la autoridad monetaria tiene que tomar una decisión en el momento t , los 18 meses futuros importan mucho más que los 18 meses pasados.

Utilizando esta idea define a la parte durable de las variaciones de precios como aquella información que es útil a mediano plazo para predecir la inflación futura y por lo tanto propone ponderar a cada componente del IPC por su capacidad de predecir la evolución de dicho índice. La idea es, obtener una medida que asigne altos pesos a cambios persistentes de precios, y bajos pesos a cambios con poca o ninguna persistencia.

Cutler (2001) calculó una medida de inflación subyacente que recoge esas ideas de Blinder. En particular, elabora un indicador en donde las variaciones de precios

se ponderan por la persistencia que hayan mostrado en el pasado. Utilizando datos mensuales y tasas interanuales de variación de precios, calcula un modelo AR(1) para series que, con los pesos de la oficina estadística, dan lugar al IPC

$$\pi_{it} = \beta \pi_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

donde π_{it} representa la variación de precios del rubro i en el período t y β la persistencia de la variación de precios.

A continuación Cutler determina cuáles rubros deben descartarse, analizando el signo de β . Si este coeficiente resulta negativo, se concluye que la variación del precio del componente i del IPC tiene una rápida reversión a su media y se le asigna un peso igual a cero porque la persistencia de sus variaciones sería extremadamente baja. A todos las series consideradas del IPC para las que se obtengan β positivos se les asigna un ponderador igual al cociente entre su β y la suma de todos los β que resulten positivos, logrando así que los ponderadores obtenidos sumen uno. Con los ponderadores obtenidos Cutler calcula una media ponderada de las variaciones de las series del IPC seleccionadas. Esta serie es utilizada para construir un índice de precios.

Persistencia y Volatilidad

D'Amato, Sanz y Sotes (2005) aplican la metodología desarrollada por Cutler para el caso argentino, aplicándole ciertas modificaciones y combinándola con estimaciones de la volatilidad de los precios de cada componente del IPC o de su contribución a la volatilidad conjunta del índice agregado.

En particular, utilizan un criterio más exigente para determinar la persistencia de las variaciones de las series del IPC, manteniendo solamente aquellas cuyo coeficiente β no sólo sea positivo sino que también resulte significativo al 5%, de

forma tal que no sólo se eliminan los rubros cuya variación tiene rápida reversión a la media, sino también aquellos para los que no resulta demasiado convincente la persistencia de sus variaciones.

Para calcular la volatilidad de cada serie, utilizan varios métodos, entre los cuales destaca la utilización de un método análogo al modelo CAPM (Capital Asset Pricing Model). En este modelo se calcula la contribución de un activo al riesgo total de una cartera a través de un coeficiente conocido como coeficiente beta. Teniendo en cuenta que al igual que este modelo, podemos ver al índice agregado inflación como la sumatoria ponderada de las tasas de variación de sus componentes, se puede hacer una analogía con este modelo y calcular el coeficiente beta, que representa aquí el aporte de cada componente i a la volatilidad de la inflación medida a través del IPC. Dicha contribución se mide como:

$$\beta = \frac{Cov(\pi_i, \pi)}{\sigma^2}$$

Donde π_i es la tasa de variación interanual del precio del i -ésimo componente del IPC, π es la variación interanual del IPC y σ^2 es la varianza de π . En el anexo 1 de este trabajo, se encuentra una explicación más detallada de esta metodología así como del cálculo de β .

Los autores finalmente combinan estas medidas de persistencias y aporte a la variabilidad y elaboran un índice "final", a diferencia de Cutler, asignando los ponderadores obtenidos a índices de precios y no a variaciones de precios.

Por último, otra diferencia significativa entre ambas medias es que las ponderaciones del IPC que se utilizan cambian anualmente en el caso británico y cada diez años en el argentino.

D. Estimación con métodos multivariados

De acuerdo a Wynne (1999), todas las medidas discutidas anteriormente se basan en alguna variante de la teoría cuantitativa del dinero, esto es, un cambio en la cantidad de dinero afecta equiproportionalmente a todos los precios. En este escenario, el mejor estimador de la inflación monetaria, es aquel que mejor estime al componente común de los cambios de precios. Si bien estas medidas utilizan de alguna forma un concepto monetario, son más que nada aplicaciones de distintas metodologías estadísticas o econométricas con un “ligero” sustento teórico.

Si en definitiva la inflación subyacente debería reflejar el concepto de inflación que le sea útil a un banco central, esto es, un concepto monetario de la misma, habría que dedicar esfuerzos para que en su construcción se utilice realmente la teoría monetaria. En este sentido el trabajo de Quah y Vahey (1995), es el primero en aplicar un enfoque monetario en vez de uno estadístico a la medición de la inflación subyacente.

Para estos autores, existen dos tipos de shocks que explican al crecimiento del nivel general de precios:

- Los que no tienen un efecto de largo plazo sobre la producción.
- Los que sí afectan el nivel potencial o de largo plazo del producto de la economía.

La inflación subyacente es definida como “aquel componente de la inflación que no tiene impacto sobre el producto de largo plazo”; dicho de otra forma, es el componente permanente de la inflación en el sentido de Beveridge y Nelson (1981). La inflación subyacente es aquella senda que hubiese seguido la inflación si sólo hubiese sido afectada por perturbaciones neutrales al producto. Por lo

tanto, se considera que en el largo plazo, la inflación es neutral respecto del producto, lo que implica una curva de Phillips vertical en el largo plazo.

A la luz de estas consideraciones, para estimar la inflación subyacente se construye un modelo VAR de dos variables, la inflación y el producto, imponiendo la restricción teórica de que la inflación es neutral en el largo plazo.

Para representar esta idea, los autores utilizan el siguiente sistema:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \\ \alpha_3 & \alpha_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

Donde Y_t y π_t representan respectivamente al producto y a la inflación en el período t y $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)'$. La restricción que incorporan al modelo, esto es, la neutralidad de la inflación en el largo plazo se representa por:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{1,1}(j) = 0$$

y el proceso inflacionario se escribe como:

$$\pi_t = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{2,1}(j) \Delta Y_{t-j} + \epsilon_{2,t}$$

La medida que utilizan los autores para el cambio de la inflación subyacente es:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \alpha_{2,1}(j) \Delta Y_{t-j}$$

La ventaja principal de esta metodología radica en el hecho de que tiene una clara interpretación económica, así como también, al utilizar modelos VAR, se puede observar cuales son las respuestas dinámicas en el corto y largo plazo para el producto y la inflación ante los dos tipos de perturbaciones mencionadas.

Sin embargo, una de las críticas más importantes a este método radica en el supuesto de que la curva de Phillips sea vertical en el largo plazo, porque ello implica que la inflación subyacente, esto es, la inflación que puede ser manejada por la autoridad monetaria, no tiene efectos en el producto real. Si esto fuese cierto, ¿por qué un banco central entonces tendría que preocuparse por la inflación? Wynne argumenta que si en definitiva éste controla únicamente el nivel de precios en el largo plazo, y la tasa de crecimiento de los mismos no tiene incidencia en la economía, entonces no existe ninguna razón para preferir bajas tasas de inflación sobre tasas altas.

Alternativamente, se puede argumentar que un cambio en las tasas de inflación tiene efectos en las decisiones de los agentes en cuanto a la cantidad de dinero que quieren mantener, y por ello, tener efectos en el producto real, ya que, por ejemplo, una cantidad “insuficiente” de dinero hace más costosas las transacciones. En definitiva el planteamiento de Quah y Vahey es simplista y no parece correcto. Un supuesto que se adaptaría mejor a la realidad sería suponer una curva de Phillips con pendiente positiva, lo que implicaría que la inflación en el largo plazo sí es costosa para un país.

Existen numerosos trabajos que subsanan las desventajas del trabajo pionero de Quah y Vahey (1995). Sin embargo se han identificado dos problemas importantes en todos ellos. En primer lugar, se trata de modelos complejos. En segundo lugar, la especificación del modelo afecta mucho los resultados obtenidos.

2.2 Evaluación de las medidas

En la sección anterior hemos introducido distintas medidas de inflación subyacente, sin embargo no se ha dicho nada respecto a cuál de ellas es mejor. Para determinar cuál es la medida que mejor se adapta a los propósitos de un banco central, es necesario disponer de criterios que sirvan para evaluarlas. En esta sección discutimos cuáles son las condiciones que debería cumplir un buen indicador de inflación subyacente.

2.2.1 Criterios generales que deben cumplir un buen indicador de inflación subyacente

En el caso de que la meta de inflación se refiera a la variación del IPC, un indicador de inflación subyacente debería ser un insumo útil en la implementación, seguimiento y evaluación de la política monetaria. En ese sentido, debería cumplir las siguientes condiciones:

Debería ser de cálculo sencillo, con el objeto de que sea fácilmente comprendido por el público y reproducible. Se contribuiría a la transparencia de la actividad del banco central y se facilitaría la toma de decisiones de los agentes.

Sería deseable que el indicador de inflación subyacente fuera estable, que no estuviera sujeto a revisiones frecuentes. De todas formas una buena política de comunicación que explicara cómo se utiliza el indicador y cómo se interpreta sus movimientos ayudaría a subsanar el problema de las revisiones.

La diferencia entre la tasa promedio de inflación headline y la correspondiente al indicador de inflación subyacente debería ser nula en un período suficientemente largo para no comprometer su credibilidad.

El indicador de inflación subyacente debe ser oportuno, debe estar disponible en tiempo real.

Si se pretende acercarse a la tendencia inflacionaria de la economía, el indicador de inflación subyacente debería caracterizarse por su baja rugosidad. No se espera que una tendencia, por su propia definición, tenga frecuentes quiebres o cambios de pendiente.

Deberían privilegiarse medidas de inflación subyacente inclusivas frente a las de exclusión. La inflación es algo que le ocurre al dinero que se refleja en todos los precios de la economía

2.2.2 Evaluación empírica de los indicadores

En este documento se utilizaron dos métodos para la evaluación de las medidas: el Error Cuadrático Medio y el enfoque desarrollado por Marques, Neves y Sarmiento (2000).

A. Error Cuadrático Medio

Para evaluar la bondad de una predicción, debe definirse una función de “pérdida”. Si estamos interesados en obtener errores de predicción pequeños independientemente del signo del mismo, usualmente utilizamos como criterio la minimización de una función simétrica del error, como el error cuadrático medio.

En nuestro caso, calcularemos el ECM entre el indicador de inflación subyacente y la variación de precios de la siguiente forma:

$$ECM = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\pi_t^* - \pi_t)^2$$

Donde T representa la cantidad de meses en la muestra, y π^* , π tiene la representación usual. El mejor predictor de la variación de los precios será aquel con menor ECM.

B. Atractor de la inflación

Marques, Neves y Sarmento (2000) establecen que un buen indicador de inflación subyacente debe cumplir las siguientes condiciones:

- 1) Si la inflación headline es un proceso integrado de orden 1, se debe cumplir que la diferencia entre la inflación headline y la inflación subyacente debe ser una serie estacionaria con media cero. :

$$z_t = \pi_t - \pi_t^* \quad (1)$$

La inflación headline y la subyacente serían series con coeficiente de integración unitario.

Si la inflación headline fuera estacionaria se debe cumplir:

$$E(\pi_t - \pi_t^*) = 0$$

En definitiva, la inflación subyacente no debe apartarse en forma sistemática de la headline:

- 2) La inflación headline debe converger a la subyacente. Existe un mecanismo de corrección de errores que asegura que tarde o temprano la inflación headline converge a la subyacente. El indicador de inflación subyacente funciona como un atractor de la inflación headline. Más técnicamente:

$$\pi_t = \alpha + \beta \pi_t^* + \epsilon_t \quad (2)$$

3) π_t^* debe ser fuertemente exógena para los parámetros de la ecuación. El cumplimiento de esta condición implica probar:

a. Exogeneidad débil de la inflación subyacente a la inflación headline. Esto es, se requiere que la condición (2) no se dé en sentido contrario, que no resulte válido un modelo condicional de la inflación subyacente en la variación del IPC. Se debe probar que $\pi_t^* \not\rightarrow \pi_t$ en:

$$\pi_t^* = \alpha + \beta \pi_t + \epsilon_t \quad (3)$$

b. La inflación π_t no debe causar en el sentido de Granger a la inflación subyacente π_t^* . Si π_t^* fuese función de π_t no sería posible anticipar el futuro de π_t observando la trayectoria de π_t^* .

CAPITULO 3: Construcción de Medidas para Uruguay

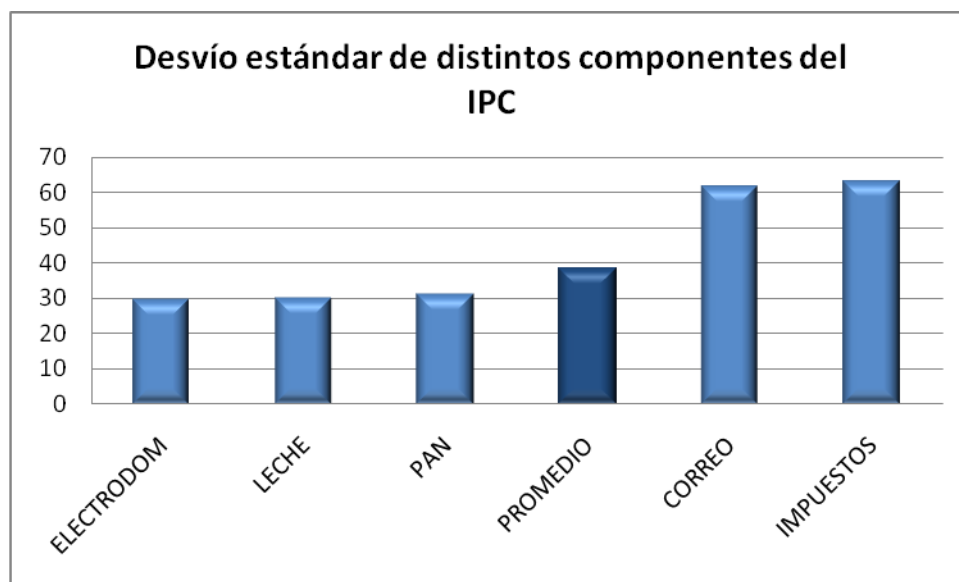
En este capítulo calculamos tres indicadores alternativos de inflación subyacente para el caso uruguayo. Utilizamos las series del IPC que utiliza el Banco Central del Uruguay en sus estimaciones de inflación subyacente: 74 series resultantes de reagrupar los rubros del IPC a 5 dígitos de desagregación. Se trabajó con el período marzo de 1992 - junio del 2007.

Al primer indicador calculado lo llamamos IPCExMPMv y se basa en una combinación del enfoque de persistencia y de exclusión. El segundo tipo de indicadores que calculamos son medias truncas simétricas para distintos porcentajes de truncamiento. Por último calculamos medias truncas asimétricas para distintos porcentajes de truncamiento y distintos percentiles “centro”.

3.1 Inflación subyacente por persistencia y variabilidad. (IPCExMPMV)

El enfoque Ex Food and Energy es el método más utilizado por los distintos bancos centrales del mundo, para el cálculo de la inflación subyacente, pues entre otras razones es de muy fácil comprensión por el público en general.

Sin embargo del simple análisis descriptivo de los datos uruguayos, observamos que algunos precios de alimentos presentan menos variabilidad que la variabilidad promedio de los distintos componentes del IPC. Por otro lado, existen series con excesiva variabilidad de las que se podría sospechar que “oscurecen” la “verdadera” tendencia inflacionaria de la economía que, sin embargo, no son excluidas por el indicador Ex Food and Energy.



Gráfica 1

Por esta razón, en esta sección calculamos una nueva medida de inflación subyacente para Uruguay, basándonos en un enfoque de exclusión, en el que realmente se tome en cuenta la contribución de la serie a la volatilidad del IPC para decidir sobre su exclusión.

El método de exclusión a utilizar no tendrá en cuenta sólo la contribución de la volatilidad de cada serie a la del IPC. También tendrá en consideración la persistencia de las variaciones de las series utilizadas.

La persistencia se mide de acuerdo a la propuesta de Cutler (2001) con las modificaciones propuestas por D'Amato, Sanz y Sotes (2005), en cambio, la volatilidad se mide utilizando un enfoque que analiza la contribución marginal de cada serie utilizada a la volatilidad del IPC, a través de un modelo CAPM (Capital Asset Pricing Model)¹.

¹ El Anexo 1 contiene una introducción a esta metodología.

En definitiva, calcularemos un indicador que conserve únicamente del conjunto de 74 series utilizadas aquellas que demuestren tener variaciones de precios más persistentes y aquellas que demuestren tener un coeficiente β con mayor contribución marginal a la variabilidad total del IPC. Se obtendrán dos “rankings”, uno para persistencia y otro para contribución a la volatilidad del IPC, que se ordenarán de menor a mayor. Se eliminarán las primeras series de cada ranking.

Análisis de la persistencia:

Para calcular el vector de “coeficientes de persistencia” para Uruguay, corremos un modelo autorregresivo de orden 1, AR (1) para cada uno de las 74 series del IPC utilizadas, usando datos mensuales y tasas interanuales de inflación para el período de referencia.

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \epsilon_t$$

La regla utilizada es que si β_i resulta negativo o no significativo al 5%, se le asigna peso cero a la serie i .

La tabla 1.A.2 en el Anexo 2 compara los ponderadores del IPC, con las ponderaciones por persistencias obtenidas. A partir del análisis de esta tabla podemos realizar los siguientes comentarios:

En primer lugar, un rubro determinado puede tener mucho peso en el IPC, sin embargo, sus movimientos de precios no perduran en el tiempo. Rubros como Mutualistas, Comidas fuera del hogar, Vestimenta y Servicios de transporte son ejemplos de lo anterior. Adicionalmente observamos que casi ningún rubro presenta alta ponderación en el IPC y a la vez una alta persistencia, con la excepción de “Alquileres”.

En segundo lugar, los precios de los servicios regulados (aquellos en cuya determinación de precios participa el Estado) tuvieron cambios de precios poco

persistentes. Los movimientos de precios de “Mutualistas”, “Agua”, “Teléfono”, “Servicios de Transporte” e “Impuestos”, no están incluidos entre los 10 más persistentes. El único servicio regulado cuyos movimientos de precios se encuentran entre los más persistentes es la Electricidad, que sube del puesto 9, de acuerdo a la ponderación por IPC, al puesto 4 si se tiene en cuenta la persistencia de sus variaciones.

En cambio, los servicios médicos, de esparcimiento y doméstico, al igual que alquiler, medicinas y artículos para el cuidado personal, adquieren relevancia para la construcción de una medida de inflación subyacente en la que se tenga en cuenta la persistencia de los cambios de precios.

En tercer lugar, si nos basamos exclusivamente en los ponderadores calculados según el enfoque de persistencia, podemos concluir que la aplicación del método Ex food and Energy no carece de sentido para el caso uruguayo. Los rubros que se excluyen por este método efectivamente son los que presentan menor persistencia relativa. Las naftas, el supergas y el gas por red se encuentran al final de la tabla. Sin embargo, no todos los alimentos presentan baja persistencia, un porcentaje importante de los mismos se encuentra entre los 25 rubros con mayor persistencia.

Por lo tanto, sería útil un análisis previo de la persistencia de las variaciones de sus precios antes de excluir alimentos y combustibles de un indicador de inflación, ya que de otra forma se corre el riesgo de excluir rubros que pueden contener información relevante.

Análisis de la volatilidad:

Se calculó la contribución marginal de cada serie a la variabilidad total del IPC, recurriendo al coeficiente beta de un modelo CAPM.

Para la obtención de dicho beta calculamos el ratio que relaciona la covarianza entre la variación de cada serie y la del IPC con la varianza de esta última serie.

$$\frac{Cov(p_t, \pi_t)}{\sigma^2} = \beta_t$$

En la tabla 1.A.3 del anexo 3 se encuentra el orden asignado a cada rubro de acuerdo a su contribución marginal a la variabilidad del IPC. Aquí, las variaciones de precios de los servicios junto a las variaciones de precios de rubros relacionados con la enseñanza son los que están más correlacionados con las variaciones del IPC para el periodo de estudio.

En particular, los servicios de esparcimiento, servicios diversos y servicios médicos están entre los más seis rubros con mayores β 's.

Al igual que en el método de persistencia, el comportamiento de los alimentos utilizando este método tampoco es claro. Rubros como frutas, verduras, carnes rojas y carnes blancas no serían removidos de una medida de inflación subyacente utilizando exclusivamente este método, pues los mismos se encuentran en la mitad de la tabla. Los alimentos con los mayores coeficientes β resultaron ser las galletas, bizcochos y carnes blancas, en cambio los alimentos con menores coeficientes β fueron el azúcar, pescado, manteca, huevos y quesos.

Los cambios de precios de servicios regulados, como el agua, servicios de transporte y teléfono demostraron tener alta covarianza con los cambios de precios del IPC.

Sin embargo, cabe aclarar que una medida que se enfoque sólo en el análisis de la volatilidad para el período en consideración no es robusta, ya que si dividimos el periodo de análisis en dos, el aporte de cada rubro a la variabilidad del IPC

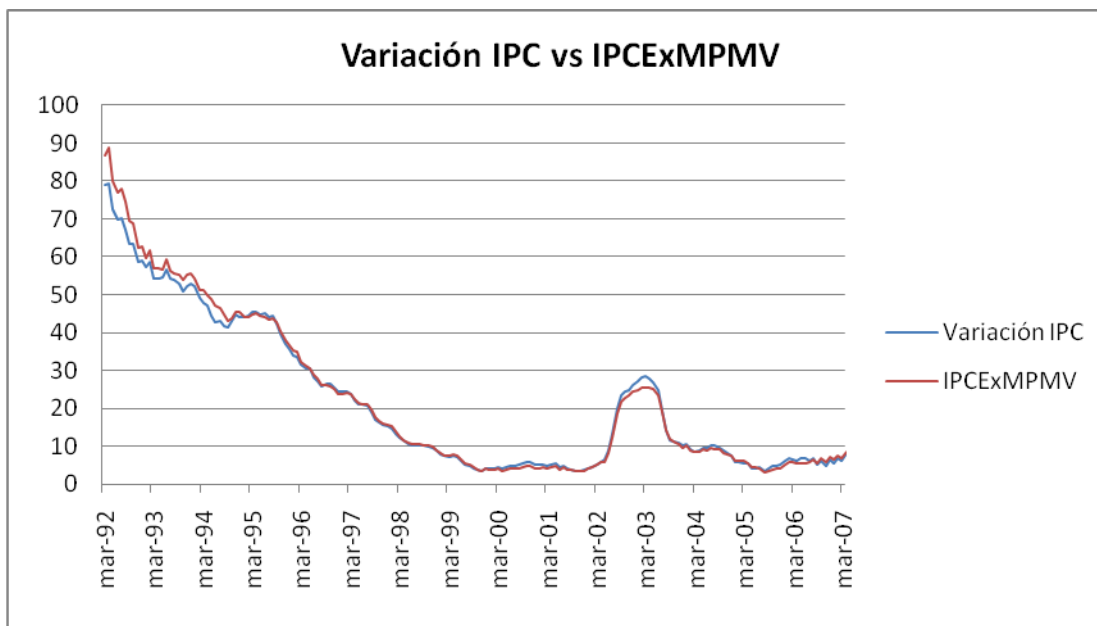
cambia sustancialmente. Tanto es así que rubros con mucho aporte a la volatilidad en los noventa, tienen aporte casi nulo en esta década.

Una causa posible de los cambios en el aporte a la volatilidad del IPC, para rubros como vestimenta y calzado es el cambio asignado a sus ponderaciones con el cambio de metodología realizado por el Instituto de Estadística en 1997. Aunque esta explicación no es factible para rubros que cambian sustancialmente su aporte y no tuvieron cambios drásticos en sus ponderaciones en el año 1997.

Nueva medida IPCExMPMV:

Una vez que obtenemos la persistencia y la variabilidad, combinamos los dos métodos anteriores y excluimos (asignamos peso cero) todos los rubros que se ubicaron simultáneamente entre el 30% menos persistente y el 30% con menor coeficiente β , normalizamos los coeficientes, utilizamos los pesos acumulados y obtenemos un nuevo indicador de inflación subyacente.

La gráfica 2 presenta la comparación de la inflación medida a través del IPC con el nuevo indicador de inflación subyacente IPCExMPMV, para el período Marzo-1992 Junio-2007.



Gráfica 2

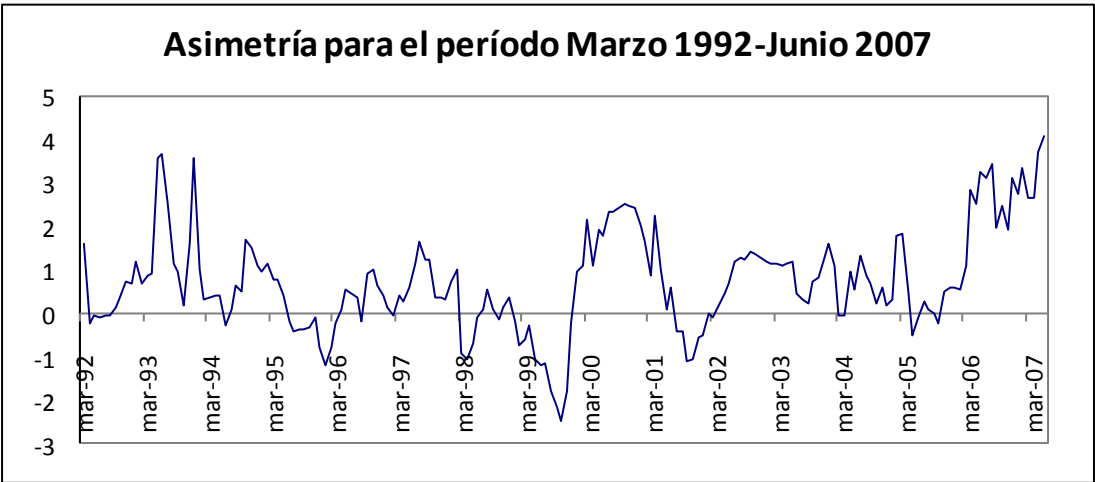
Los resultados obtenidos indican que, es pobre la coincidencia entre rubros cuando se combinan ambos métodos. Los rubros excluidos aquí son: gas por cañería, supergas, naftas, vinos, whisky, yerba, azúcar, huevos, electrodomésticos y textiles.

En la gráfica 2 podemos observar que desde el año 1992 hasta el año 1999 la inflación subyacente sobrestimó constantemente a la inflación medida a través del IPC. Esta dinámica cambia a partir de enero del año 2000 hasta el año 2006 cuando el IPCEXMPMV subestimó en casi todo el período al IPC.

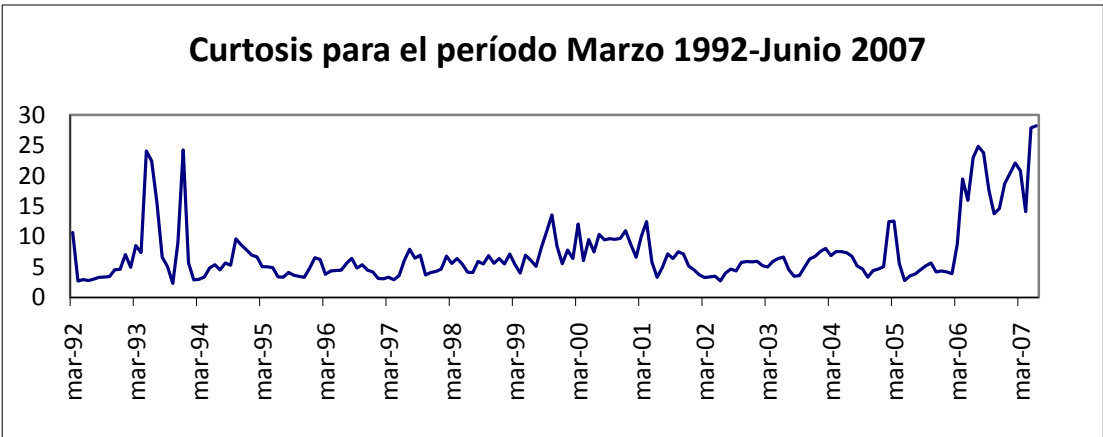
3.2 Media Trunca Simétrica

La evidencia internacional ha demostrado que las variaciones de los precios no siguen una distribución normal y Uruguay no es ajeno a esa realidad. De hecho si aplicamos un test de Shapiro-Wilk al 5 % de significación, para cada uno de los meses considerados en la muestra, obtenemos que la distribución de los cambios de las series del IPC consideradas no es normal para el 73% de los casos.

En las gráficas 3 y 4 se presentan los resultados de la asimetría y la curtosis para los datos de inflación en Uruguay en el período de estudio. Aquí podemos observar que la asimetría tiene valores negativos en pocas ocasiones, su promedio es de 0.74, tiene como mínimo el valor -2,48 y como máximo el valor 4,04. La curtosis en cambio tiene como promedio 7.33 y toma como máximo el valor 28,32 y como mínimo el valor 2,31. Si consideramos que el valor de estos coeficientes para la distribución normal es de 0 y 3 respectivamente, podemos concluir que en Uruguay la distribución de los cambios de precios no es normal.



Gráfica 3



Gráfica 4

Siguiendo la línea de trabajo respecto al cálculo de medidas de inflación para distribuciones no normales, en esta sección calculamos las llamadas “medias truncas”, resultantes de eliminar determinado porcentaje de la distribución de corte transversal de los datos de inflación.

Para calcular la media trunca $T(\alpha)$, aplicamos la metodología propuesta por Bryan y Cecchetti (1994) utilizando datos mensuales y tasas interanuales de inflación para el período marzo 1992-Junio 2007.

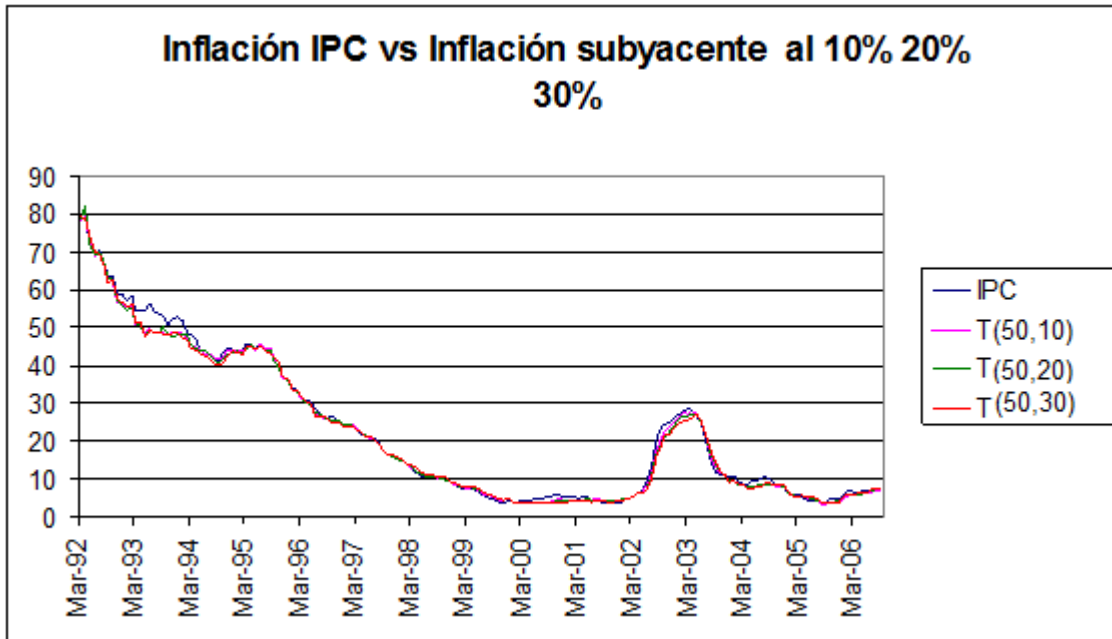
El procedimiento utilizado es el siguiente:

- Ordenamos de mayor a menor las variaciones de los precios de los 74 componentes del IPC y sus respectivos pesos. A los primeros los llamamos π_i y a los segundos, w_i para $i= 1, \dots, 184$.
- Calculamos la matriz de pesos acumulados (X), sumando los pesos de cada componente, de forma tal que $x_{i,1}$ representa el peso del componente con menor variabilidad para el mes i y $x_{i,74}$ sea igual a 1.
- A partir de la matriz obtenida en el punto anterior, asignamos peso igual a cero a todos los datos menores que $\alpha\%$ y a todos aquellos mayores a $(1-\alpha)\%$, obteniendo de esta forma una nueva matriz que tiene en sus extremos izquierdo y derecho valores nulos.
- Para cada mes identificamos el primer dato mayor a $\alpha\%$ y el primer dato menor a $1-\alpha\%$ y le asignamos respectivamente un peso w_i , igual a su peso acumulado menos α , y un peso igual a $(1-\alpha)$ menos su peso acumulado.
- Calculamos la media trunca $T(\alpha)$; promediando para los datos remanentes la inflación de cada componente multiplicada por su respectivo peso.

$$T(\alpha) = \frac{1}{\sum_{i \in \Omega} w_i} \sum_{i \in \Omega} w_i \pi_i$$

Donde Ω es el conjunto de i 's (variaciones de precios de la parte central de la

distribución) a promediar, de forma tal que $\frac{\alpha}{100} < w_i < \frac{1-\alpha}{100}$.



Gráfica 5

El gráfico 5 compara la inflación medida a través del IPC con distintas medidas de inflación $T(\alpha)$, donde α representa el porcentaje que se truncó de la muestra.

La dinámica de los indicadores es bastante particular, ya que existen largos períodos donde los indicadores sobrestiman sistemáticamente a la inflación, seguidos de largos períodos donde la subestiman. Teniendo en cuenta que la asimetría de la distribución es positiva, se podría esperar que una media truncada simétricamente subestimara de manera sistemática a la inflación medida a través del IPC, sin embargo este comportamiento existe solamente para determinados períodos.

Exclusión

La tabla 1.A.4 en el anexo 4 presenta los resultados completos para 15 porcentajes de truncamiento. En este sentido, todas las series son excluidas en algún momento del tiempo para porcentajes de truncamiento mayores al 8%.

En particular, los alimentos son los rubros que se excluyen con más frecuencia para todos los porcentajes de truncamiento. Si tomamos un porcentaje pequeño como el 5%, las verduras se excluyen en un 53% de las veces, las frutas un 41%, los cereales un 40%, carnes blancas un 39% y carnes rojas un 33%. Para mayores porcentajes de truncamiento, como por ejemplo un 30%, las verduras se excluyen un 88%, las frutas un 90%, cereales un 80%, carnes blancas un 84% y carnes rojas un 76%. Este grupo por lo tanto, es el que ha tenido mayor variabilidad en el período de estudio y es el que fue excluido en la mayor cantidad de veces utilizando una media trunca a cualquier porcentaje.

Respecto a los combustibles, si truncamos al 5% las naftas se excluyen un 19% de las veces, otros combustibles un 14% y Supergas un 26%. Estos porcentajes suben al 48%, 36% y 57% respectivamente cuando se trunca al 15%.

Los servicios básicos como Electricidad, Teléfono y Agua en cambio, requieren de un porcentaje superior al 25% de truncamiento para pasar el umbral del 40% de exclusión, indicando que los movimientos de precios no han sido comparativamente altos.

Los rubros relacionados con la salud como Mutualistas, Servicios Médicos y Medicinas tampoco presentan grandes porcentajes de exclusión; de hecho, estos rubros fueron los menos excluidos para porcentajes pequeños de truncamiento. Este resultado demuestra la diferencia entre los distintos indicadores para la medición de la inflación, en la medida que contradice al resultado obtenido con la metodología anterior.

3.3 Media Trunca Asimétrica

Al observar el gráfico 3, vemos que existen muchos períodos donde la asimetría de la distribución de los precios es positiva, indicando que esta última está

corrida hacia la derecha Si superponemos los gráfico 3 y 4 podemos ver además que al igual que lo que plantean Marques y Mota (2000) los periodos que se caracterizan por alta asimetría también presentan alta curtosis. Lo que hace suponer que ambos indicadores están correlacionados.

Estos autores indican que la explicación para este comportamiento radica en que si las distribuciones tienen asimetría positiva (negativa), la muestra tiende a ser asimétrica hacia la derecha (izquierda) indicando que la cola derecha (izquierda) es la más grande. Como la curtosis evalúa la importancia relativa de las colas de la distribución, este indicador será más grande cuanto más grande sea la asimetría (positiva o negativa).

La segunda explicación radica en que en una distribución leptocúrtica, la probabilidad de que una mayor contribución a la inflación de una observación extrema no sea compensada por una observación igualmente extrema pero del otro lado de la distribución, es mayor que en la distribución normal. Esto es, cuanto mayor la curtosis mayor la probabilidad de asimetría incluso si la distribución de la cual vienen los datos es simétrica.

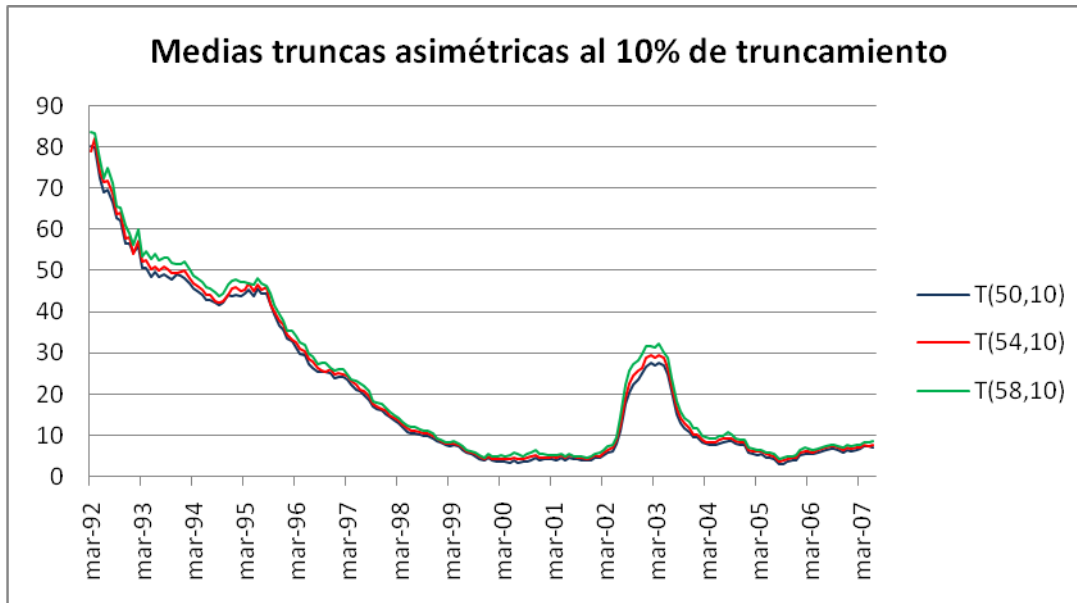
Teniendo en cuenta esto, deberíamos preguntarnos si es correcto truncar simétricamente. Al tener la distribución de los precios un coeficiente de asimetría positivo, estamos indicando que los precios de los componentes de la rama derecha están aportando mayor información que los precios de los componentes de la rama izquierda. Por este motivo, al truncar porcentajes iguales de ambas ramas de la distribución podríamos estar quitando demasiados componentes de la rama derecha, lo cual implicaría una pérdida de información relevante.

En esta sección calculamos medias truncas asimétricas $T(\beta, \alpha)$, esto es, construimos indicadores que excluyen más de la cola izquierda de la distribución que de la derecha. Para ello utilizamos 3 estrategias distintas que van de menor a mayor grado de dificultad.

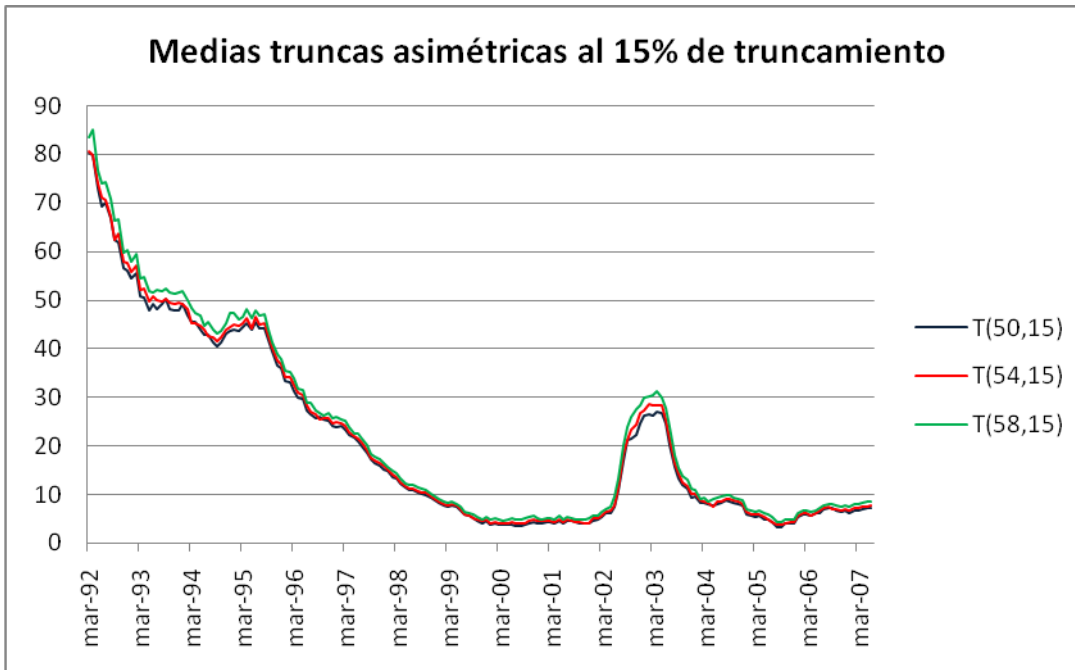
En primer lugar, realizamos una exploración sencilla de las propiedades del nuevo indicador, calculando $T(\beta, \alpha)$ para $\alpha = 10\%$, 15% y $\beta = 50, 54$ y 58 donde β indica el percentil a utilizar como “centro” y al igual que en la sección anterior α indica el porcentaje de truncamiento.

Supongamos entonces que el porcentaje de truncamiento α es 10% y se centrará el truncamiento en el percentil 54. Aquí tomaremos, el 80% de las observaciones y truncaremos $10\% + 4\%$ de la rama izquierda y $10\% - 4\%$ de la rama derecha.

Las gráficas a continuación presentan los resultados:



Gráfica 6



Gráfica 7

El indicador $T(58,\alpha)$ para cualquier valor de α , siempre tiene mayor media que la media de los demás indicadores, esto es, a medida que nos vamos alejando del percentil 50, la media del indicador también se mueve hacia arriba.

De acuerdo a Márquez y Mota (2000), este comportamiento es esperable para distribuciones simétricas. Pero en nuestro caso, asimétrico, dicho comportamiento debe acentuarse, dado que al pasar del percentil 50 al 58, estamos incluyendo 8 puntos más en la cola derecha que tienen mayor contribución que el promedio a la media trunca resultante, además que estamos excluyendo el 8% de la cola izquierda que tienen una contribución menor que el promedio a la media trunca. Por lo tanto el resultado final es una media trunca con una media mayor que el promedio.

Sin embargo hay que resaltar que el movimiento hacia arriba de la media de los indicadores no es paralelo. En este sentido existen varios periodos donde la media de $T(58,\alpha)$ es superior a la media $T(50,\alpha)$ y $T(54,\alpha)$, y periodos donde las mismas

son casi iguales. Lo que está indicando que el coeficiente de asimetría aporta una explicación significativa a este comportamiento.

Teniendo en cuenta este comportamiento de las medias truncas asimétricamente y bajo el supuesto de que tanto el coeficiente de asimetría como el coeficiente de curtosis son invariantes en el tiempo, optamos en segundo lugar por un procedimiento más sistemático. Para esto calculamos el percentil óptimo donde debemos centrarnos, para un 5%, 10%, 15%, 20% y 25% de truncamiento. Entendiéndose por percentil óptimo aquel que permita obtener un indicador que no esté sistemáticamente sesgado respecto a la inflación medida por el IPC.

Siguiendo a Marques y Mota, la regla utilizada es la siguiente:

1) Computamos la media centrada en el percentil 50, 51, 52, 53,..., etc.

2) Nos detenemos cuando la media truncada asimétrica cumpla la condición:

$$\sum_{i=1}^T (x_i - \mu^*) = 0$$

El cuadro a continuación muestra los resultados obtenidos:

| Truncamiento | 5% | 10% | 15% | 20% | 25% | 30% |
|------------------|------|------|-------|-------|-------|-------|
| Percentil óptimo | 52,7 | 53,3 | 54,06 | 54,32 | 54,33 | 54,51 |

Cuadro 1

El percentil óptimo de truncamiento no se mantiene si truncamos a distintos porcentajes. Bajo distribuciones simétricas, cuando se varía el porcentaje de truncamiento varía únicamente la eficiencia del estimador pero no su valor esperado. Es así por lo tanto que Bryan (1997) demuestra que cuánto más leptocúrtica la distribución, mayor debe ser el porcentaje a truncar. Sin embargo, esto no es cierto cuando la distribución es asimétrica. En este caso cuando se varía el porcentaje de truncamiento se varía también el valor esperado de la media

truncada y por lo tanto el percentil óptimo de truncamiento cambia a medida que se cambia α .

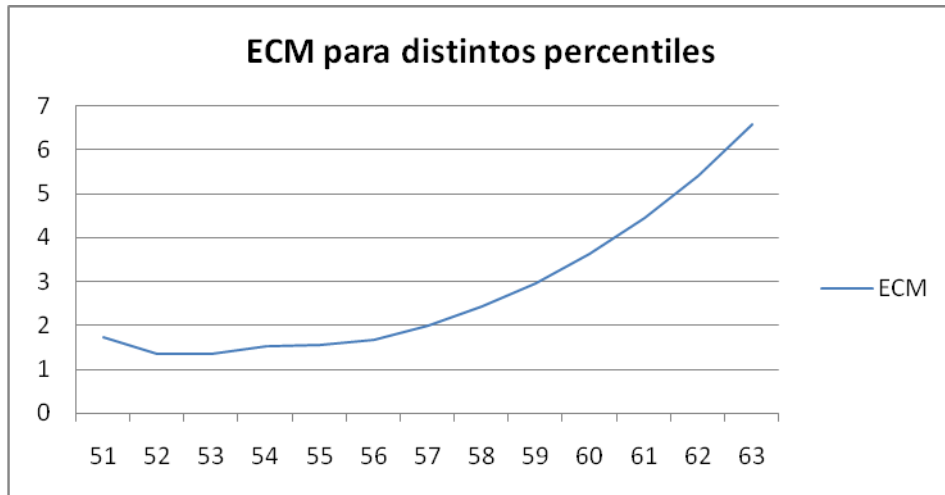
Adicionalmente debemos observar que en todos los caso el percentil óptimo siempre está por debajo de 55. Lo que podría estar indicando que si bien existe cierto grado de asimetría en los datos, no es necesario alejarse demasiado del percentil 50 para corregirla. Utilizando esta regla; los resultados obtenidos demuestran que por ejemplo para un 10% de truncamiento el percentil óptimo es de 53,3, lo que está indicando que el grado de asimetría es tal que la contribución a la inflación del 6,7% de los cambios de precios más altos es en promedio igual a la contribución de los 13,3% cambios de precios más bajos.

En tercer lugar, optamos por un procedimiento alternativo, similar al utilizado por Bryan y Cecchetti (1997) para conocer cuál es el porcentaje óptimo de truncamiento. Para ello, consideramos una matriz de 184 filas por 420, que contiene en cada columna la media truncada resultantes de utilizar $\alpha= 1\dots30$ y $\beta= 51,\dots64$. Una vez que calculamos estos indicadores, debemos decidir cuál será el estadístico a utilizar para compararlos, en este sentido optamos por determinar el indicador óptimo como aquel que resulte ser el mejor predictor de la inflación medida a través del IPC adelantada 2 meses². A continuación generamos una nueva matriz, a partir de la anterior, con los desvíos de cada indicador respecto al IPC adelantado 2 pasos y generamos 10.000 muestras de cada columna de esta matriz, a través de un método bootstrap por bloques³. Por último, calculamos el ECM para cada una de las muestras generadas.

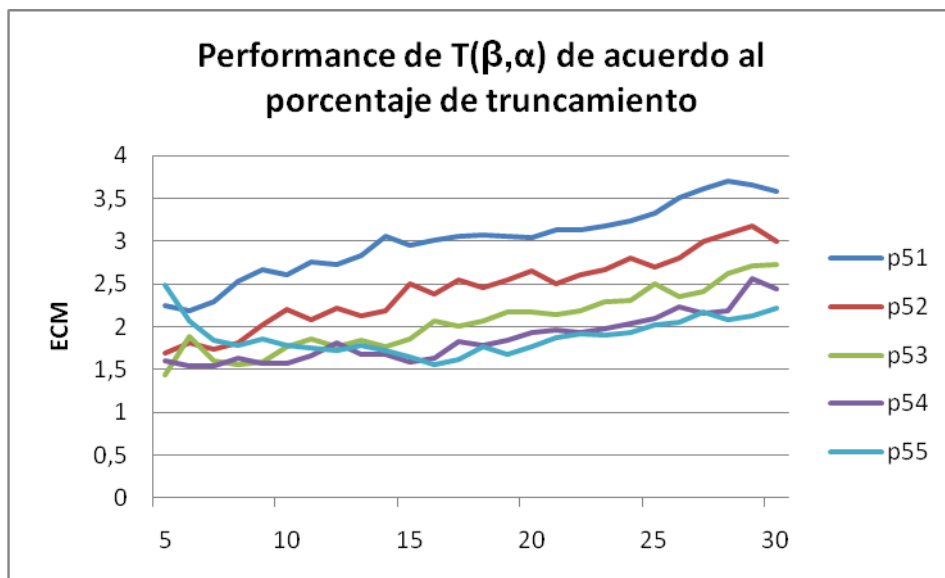
En las gráficas a continuación se muestran los resultados obtenidos.

² Si bien se podría indicar que el horizonte relevante para la política monetaria son 18 meses, la predicción del IPC a un horizonte de mediano a largo plazo no resulta útil, pues la calidad de los indicadores empeora considerablemente. Por este motivo se optó por trabajar con un indicador de corto plazo. Los resultados obtenidos con la utilización del IPC adelantado a mayores pasos se encuentran con los autores y están a disposición del lector en caso de necesitarlo.

³ En el anexo 5 se encuentra una breve explicación de esta metodología.



Gráfica 8



Gráfica 9

En la gráfica 8 se muestra el mínimo error cuadrático medio para cada percentil considerado sin importar el porcentaje de truncamiento. Aquí observamos claramente que a medida que nos alejamos del centro de la distribución la performance de los indicadores disminuye. En este sentido el mejor indicador resulta ser aquel asociado al percentil 52.

La gráfica 9 tiene en cuenta solamente las medias trunca centradas hasta el percentil 55, pues éstas demostraron mejor desempeño. En esta gráfica observamos que si bien el menor error cuadrático medio se encontró para el percentil 52, el porcentaje de truncamiento es muy importante para determinar la performance de los mismos, en este sentido para $5 < \alpha < 10$ el mejor indicador es $T(54, \alpha)$ y para porcentajes mayores de truncamiento $T(55, \alpha)$.

Podemos observar aquí, que a medida que α asciende la media trunca en el percentil 55 $T(55, \alpha)$, resulta tener sistemáticamente los ECMs más bajos. Por lo que podemos concluir que convergemos hacia una media trunca centrada en el percentil 55. Este resultado, es similar al obtenido con el método anterior donde también convergemos hacia este percentil.

CAPITULO 4: Evaluación de las medidas

4.1 Cumplimiento de los criterios propuestos para un buen indicador de inflación subyacente.

IPCexMPMV

Este indicador no presenta facilidad en los cálculos, por tal motivo, no será fácilmente comprendido por los agentes. Su cálculo tiene en cuenta modelos de series temporales y un modelo de CAPM (Capital Asset Pricing) que no son manejados por el público en general. Sin embargo, si el banco central es capaz de generar confianza a partir de la utilización de este indicador, se podría solucionar dicha dificultad.

Este indicador es oportuno, en la medida en que puede ser calculado rápidamente una vez obtenido los resultados de la inflación. Sin embargo, cada componente del IPC es ponderado de acuerdo a la persistencia que hayan demostrado sus cambios de precios y en este sentido, tiene el inconveniente de no ser estable pues debe estar sujeto a revisiones en el tiempo ya que la persistencia puede cambiar a medida que éste pasa.

Media trunca simétrica y asimétrica

La principal ventaja de este método, en relación a los otros vistos, radica en que el público puede fácilmente comprender una medida de este tipo, lo que le puede dar al banco central transparencia y credibilidad en su política monetaria.

Además de lo anterior, esta medida no tiene que ser revisada constantemente en el tiempo pues no tiene en cuenta las propiedades de las series temporales que

generan los datos y en este sentido la medida se actualiza con cada nuevo dato publicado, lo que le proporciona una ventaja respecto al método anterior.

4.2 Predicción de la inflación headline

Para evaluar el desempeño de las medidas calculadas, las comparamos teniendo en cuenta qué tan buenas son como predictoras de la inflación headline.

En particular los dos criterios utilizados son:

- 1) El Error Cuadrático Medio
- 2) Desempeño como atractor de la inflación headline.

4.2.1 Desempeño de acuerdo al Error Cuadrático Medio

Evaluamos las medidas calculadas en este trabajo a través del error cuadrático medio de éstas respecto a la inflación, medida a través del IPC, adelantada a 1, 3, 6, 9 y 12 meses.

$$ECM = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-j} (\hat{\pi}_t^k - \pi_{t+j})^2$$

El cuadro 2 presenta el ECM para el IPCexMPMV y para las medias truncas asimétricamente que demostraron mejor desempeño de acuerdo a los criterios utilizados en el capítulo anterior. Dejamos de lado en esta evaluación a todas las medias truncas simétricas⁴ ya que de acuerdo a lo justificado anteriormente, las mismas son de inferior calidad que las medias truncas asimétricas.

⁴ Los resultados para la evaluación de las medias truncas simétricas se encuentran con los autores y están a disposición del lector en caso de necesitarlo.

| Indicador | 1 paso | 3 pasos | 6 pasos | 9 pasos | 12 pasos |
|-------------|-------------|-------------|--------------|--------------|-------------|
| T(52.7,5) | 3.74 | 13.73 | 37.39 | 64.50 | 89.78 |
| T(53.3,10) | 4.33 | 14.87 | 38.78 | 65.60 | 90.39 |
| T(54.06,15) | 4.18 | 14.93 | 39.11 | 66.15 | 90.79 |
| T(54.32,20) | 4.54 | 15.36 | 39.41 | 65.67 | 89.76 |
| T(54.33,25) | 5.13 | 16.11 | 40.16 | 66.37 | 90.31 |
| T(54,5) | 3,89 | 13,2 | 34,2 | 59,2 | 79,6 |
| T(54,7) | 4,32 | 12,9 | 33,82 | 59,4 | 79,5 |
| T(54,10) | 4,52 | 14,1 | 34,51 | 59,38 | 79,7 |
| T(55,15) | 4,01 | 14,1 | 34,43 | 59,13 | 81,1 |
| T(55,20) | 4,11 | 14,56 | 34,54 | 59,41 | 81,30 |
| IPCExMPMV | 7,56 | 22,46 | 49,01 | 79,61 | 107,25 |

Cuadro 2

Para un horizonte de 1 mes, el mejor predictor, entendiéndose por este aquel con minimiza el ECM es la media trunca asimétrica T(52.7,5), para 3 y 6 meses T(54,7) , para 9 meses T(55,15) y para 12 pasos nuevamente T(54,7).

4.2.2 Desempeño como atractor de la inflación headline

Para evaluar los distintos indicadores de inflación subyacente se ha seguido el procedimiento de Marques, Neves, Sarmiento (2000).

Estos autores utilizan los siguientes 3 criterios para determinar si un indicador cumple las propiedades necesarias para ser utilizado como predictor de la inflación:

1) La inflación IPC y la inflación subyacente, deben tener coeficiente de integración unitario y la diferencia entre ambas debe ser una serie estacionaria con media cero $z_t = \pi_t - \pi_t^*$ (1)

2) Debe existir un mecanismo de corrección de errores para $\Delta\pi_t$ dado por $z_{t-1} = \pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*$ y que pueda ser representado por

$$\Delta z_t = \alpha z_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

3) π_t^* debe ser fuertemente exógena para los parámetros de la ecuación 2.

Para probar la condición 1 debemos tener series con el mismo orden de integración, motivo por el cual previamente analizamos el orden de integración de las series a través de un test Aumentado de Dickey Fuller, utilizando una ecuación que permite la existencia de una constante.

En todos los casos, se realizó el test de Breush y Pagan para los residuos de la ecuación y se determinó el número de lags de forma tal que no existiese autocorrelación en los residuos.

La columna 1 de la tabla 1.A.6 del anexo 6 presenta el estadístico de McKinnon para una ecuación con constante mientras que la columna 2 presenta el p-valor para la significación de la constante en el modelo. La columna 3 presenta el estadístico de McKinnon para un modelo sin constante. En este sentido, todas las medidas calculadas resultaron tener el mismo orden de integración y son un proceso estacionario I(0).

A continuación analizamos, la estacionariedad de z utilizando también el estadístico ADF. La columna 4 presenta los resultados para todos los indicadores. En todos los casos la variable z resultó ser estacionaria.

Debido a que las condiciones propuestas por los autores, utilizan el supuesto de series del tipo I(1) y la inflación medida por el IPC y todos los indicadores de inflación subyacente, en Uruguay, son un proceso del tipo I(0), debe introducirse un cuarto criterio a cumplir por cualquier medida que pretenda ser un buen atractor de la inflación headline:

- 4) La diferencia promedio de la inflación subyacente respecto de la inflación IPC debe ser nula para la muestra, lo que implica comprobar la validez de suponer que ambas series tienen igual media incondicional”

Para probar la existencia de media incondicional entre los indicadores de inflación subyacente y la inflación medida a través del IPC; estimamos por mínimos cuadrados ordinarios la regresión y pusimos a prueba la restricción $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$.

Las columnas 5 y 6 de la tabla 1.A.6 presenta el p-valor para las pruebas t de significación de parámetros. De acuerdo a este criterio, ninguna medida cumple con la primera parte de la condición $\beta_0 = 0$, pero todas cumplen la segunda.

Para probar la condición 2; evaluamos la significación del parámetro γ a través de un estadístico convencional t, en un modelo del tipo:

$$\Delta \ln I_{t+h} = \gamma + \beta_0 + \beta_1 \ln I_t + \epsilon_t$$

Para la especificación de este modelo tuvimos en cuenta varios factores. En primer lugar, utilizamos un modelo con y sin constante, los resultados obtenidos fueron los mismos independientemente de la misma.

En segundo lugar, en este modelo resulta importante determinar la estructura óptima de rezagos a utilizar. Para esto calculamos varios modelos variando m y n y nos quedamos con aquel modelo que pase de forma más efectiva los diferentes test realizados a los residuos del mismo. Los resultados que se presentan imponen una estructura de 6 lags para cada variable.

Por último, la muestra utilizada se vio afectada para el período de estudio por varios outliers, motivo por el cual también se incluyeron en la ecuación variables dummies para limpiar a los datos del efecto de éstos. Cabe aquí resaltar que los resultados obtenidos fueron muy similares independientemente de la inclusión de estas variables.

La columna 7 presenta los p-valores para los indicadores estudiados.

La mayoría de los indicadores cumple esta condición, solamente T(54,06,15), T(54.32,20) y T(54.33,25) no la cumplen.

Por último, la condición 3 se debe probar en dos etapas, la primera de ellas prueba $\lambda = 0$ en la siguiente ecuación:

$$\pi_t = \lambda + \rho \pi_{t-1} + \epsilon_t$$

Al igual que en el caso anterior este test se realiza con una prueba t convencional.

La segunda etapa prueba $\rho = 1$ dado que $\lambda = 0$ utilizando el estadístico F.

La columna 8 presenta el p-valor para la prueba t utilizada para la condición $\lambda = 0$. No se puede descartar la presencia de una mecanismo de corrección de errores que haga que π_t^* converja a π_t para todos los indicadores considerados. En particular para T(54,06,15), T(54.32,20) y T(54.33,25), el mecanismo se da en el sentido opuesto, estos indicadores no son indicadores adelantados de la inflación

headline, al contrario son indicadores retrasados de la misma. Por lo tanto, π_t^* no es exógenamente débil con respecto a π_t .

Es decir, se está cumpliendo el teorema estipulado por Granger respecto a series con coeficiente de integración unitario, pues existe un mecanismo de corrección de errores entre los diferentes indicadores de inflación subyacente y la inflación, aunque el mismo no se da en el sentido que esperábamos.

En definitiva, la inflación actúa como atractor de la inflación subyacente y no al revés, esto es, ningún indicador es un indicador adelantado de la inflación headline, y por lo tanto no es posible utilizarlos para adelantar los valores de la inflación IPC, lo que hace que este concepto no sea de utilidad como guía para el banco central.

La segunda parte de esta condición no se probó pues ningún indicador cumple simultáneamente con la condición 2 y 3.

CAPITULO 5: Conclusiones

En este trabajo calculamos tres medidas de inflación subyacente para Uruguay. En primer lugar, usamos un método sistemático de exclusión que tiene en cuenta la persistencia de los movimientos de precios de cada rubro del IPC, así como también la contribución de sus movimientos de precios a la volatilidad total de mismo.

En segundo lugar, optamos por calcular medias truncas simétricas para distintos porcentajes de truncamiento. Sin embargo, demostramos que la distribución de la variación de precios en Uruguay es leptocúrtica y asimétrica. Por lo que, calculamos en tercer lugar medias truncas asimétricas. Para la elección del porcentaje de exclusión y percentil centro óptimo, utilizamos dos métodos distintos. Para ello, buscamos aquel percentil centro que permita obtener un indicador que no esté sistemáticamente sesgado respecto a la inflación medida por el IPC. Por último hicimos remuestreo por bootstrap de las series utilizadas, a través de un método similar al propuesto por Bryan y Cecchetti (1997).

Evaluamos los indicadores aquí calculados, de acuerdo a su poder predictivo de la inflación headline. Para esto, también utilizamos dos técnicas distintas. En principio buscamos aquellos indicadores que minimicen el error cuadrático medio respecto a la inflación medida a través del IPC adelantada a 1, 3, 6 y 12 pasos. Por último utilizamos la metodología propuesta por Marques, Neves y Sarmento (2000) y los evaluamos de acuerdo a su performance como atractores de la inflación headline.

A través de esta última técnica concluimos que los indicadores presentados en este trabajo no son de “buena calidad”. Aquí nos basamos en la idea de que, un indicador de inflación subyacente debería ser utilizado como herramienta de política monetaria por un banco central, y que éste debería utilizar las señales que

proporcione dicho indicador para reaccionar ante shocks de precios. Pero, las medidas aquí calculadas en vez de actuar como atractores de la variación del IPC y dar una señal de la evolución de la inflación headline, se ven atraídos por ésta. Ningún indicador resultó ser un indicador adelantado de la inflación futura. Este resultado, compromete la utilización de los mismos como guía para el banco central.

En definitiva, en este trabajo utilizamos el concepto de inflación subyacente con fines predictivos y los resultados no fueron los esperables. La evolución de la inflación uruguaya presenta varios cambios de tendencias y outliers que no son fácilmente modelables y que hace sospechar que los esfuerzos de predicción de su evolución en un horizonte relevante de política monetaria no serán efectivos. Adicionalmente, si el objetivo es predecir, sería razonable pensar que al igual que a la inflación headline, los efectos de las decisiones de política monetaria tomadas en el pasado afectarían al propio indicador de inflación subyacente. Sea cual sea el indicador utilizado, debería poderse contextualizar los resultados obtenidos con estas predicciones. En este sentido queda como agenda de trabajo, la utilización de modelos VARs estructurales que permitan la inclusión de dichos efectos de política monetaria.

Sin embargo, el uso de una medida de este tipo no se limita solamente a fines predictivos, como se indicó en los capítulos anteriores, puede ser usada también como una medida que permita diferenciar cuál es la tendencia general de los precios, o ser usada por el banco central como un indicador que permita bloquear determinados shocks de precios y manejar las expectativas de los agentes. En este sentido, es razonable que junto a la publicación de la inflación headline también se publique una medida de inflación que permita ver la tendencia subyacente de los precios independientemente de los shocks coyunturales.

El concepto de inflación subyacente, surgió para representar a la inflación como ese crecimiento generalizado y persistente de precios que desalienta el uso del

dinero en las transacciones y que no es correctamente medido por el IPC. Por lo tanto, el gobierno podría incentivar a que la indexación de los contratos en la economía se realizara sobre algún indicador de inflación subyacente en vez de la utilización del IPC y de esta forma poder evitar la convalidación de estos shocks en la economía.

Independientemente de cuál sea el uso de este tipo de indicadores, es claro, que para obtener la transparencia y credibilidad que busca cualquier banco central, es necesario optar por una única medida de inflación subyacente que sea fácil de entender por el público en general, estable y oportuna. La utilización de múltiples indicadores confundiría al público y proporcionaría el incentivo a la autoridad monetaria de optar por el indicador que le proporcione resultados más convenientes.

Por último, a pesar de los inconvenientes de la utilización del IPC como medida de inflación, es razonable mantenerlo para la fijación por parte de la autoridad monetaria de sus objetivos y mantener a los indicadores de inflación subyacente como instrumentos que ayuden a alcanzar estos objetivos.

En este trabajo se tomaron indicadores de inflación subyacente contruidos únicamente a partir de la inflación headline. Los resultados obtenidos aquí deberían complementarse con el estudio de indicadores que tengan en cuenta otras series para su construcción, además de considerar el análisis de métodos alternativos para el cálculo de la inflación subyacente que tengan en cuenta una mayor cantidad de variables con fundamentos teóricos más sólidos.

Bibliografía

- Arango, et all (2005): "*La inflación Subyacente en Colombia: Un enfoque de tendencias estocásticas comunes asociadas a un VEC estructural*", Banco de la República de Colombia
- Banco Central de México (2000): "*Informe sobre la Inflación. Enero – Marzo 2000*".
- Banco Central del Uruguay (2007): "*Informe de Política Monetaria*". División de Política Económica.
- Bashkin.H., Yates,T.(1999): "*To trim or not to trim?: An application of a trimmed mean inflation estimator to the United Kingdom*". Bank of England.
- Blinder, A. (1997): "*Commentary*". Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 79,157-160.
- Blix,M. (1997): "*Underlying Inflation a common trend approach*". Sveriges Riksbank Working Papers
- Bryan, Michael F. y Stephen G. Cecchetti (2000): "*A note on the efficient estimation of Inflation in Brazil*". Banco Central do Brasil Working Paper No. 11
- Bryan, Michael F. y Stephen G. Cecchetti (1996): "*Inflation and the distribution of price changes*". National Bureau of Economic Research. Working paper N° 5793.
- Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti y Rodney L. Wiggins II (1997): "*Efficient Inflation Estimation*". National Bureau of Economic Research. Working Paper N°6183
- Carstensen, K (2007) "*Is core money growth a good and stable predictor in the euro area*". Kieler Working Paper N°1318
- Cecchetti, S (1996): "*Measuring Short-Run inflation for central bankers*". National Bureau of Economic Research. Working Paper 5786.
- Cheung,C, Demers, F(2007): "*Evaluation forecast from Factor Model for Canadian GDP Growth and Core inflation*". WP2007-08 Bank of Canada
- Clark,T "Comparing measures of core inflation" Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Cristadoro,R. (2001): "*A core inflation index for the euro area*". Temi di Discussione Banco d' Italia. Number 435.

Cupé,E. (2006): "*Inflación subyacente y análisis por descomposición: Una radiografía de la inflación en tiempos de estabilidad*". Centro de Investigaciones económicas y empresariales, Universidad privada Boliviana.

Cutler, J. (2001): "*Core Inflation in the UK*". External MPC Unit Discussion Paper No.3, Marzo.

Diewert, W. E. (1995): "*Commentary*". Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 79,127-137.

Diez de Medina,D., Jiménez,F (2005): "*Una estimación dinámica para la Inflación Subyacente en Bolivia*", Revista de Análisis Económico UDAPE-Vol 20.

Economic Brief (2006) "*Headline vs Core inflation*", Comerica Bank.

Ferreyros,G., Grippa, F (2000): "*Medidas alternativas de inflación subyacente en un esquema de inflation targeting*". Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos,Perú

Fernández, R (2004): "*Una medición de inflación subyacente para Uruguay*". Versión preliminar. Área de Investigaciones Económicas. Banco Central de Uruguay.

Fernández, R (2005): "*Cuatro medidas de inflación subyacente para Uruguay*". Versión preliminar. Área de Investigaciones Económicas. Banco Central de Uruguay.

Fernández, R (2006): "*Algunas reflexiones sobre el concepto de inflación subyacente*" (Presentación Power Point). Área de Investigaciones Económicas .Banco Central del Uruguay.

Hogan, S.,Johnson,M., Laflèche, T(2001): "*Core inflation*". Bank of Canada. Technical Report No. 89

Laflèche,T(1997A) "*Measures of trend inflation*" Bank of Canada. Working Paper 97-9

Laflèche,T(1997B): "*Statical Measures of trend rate of inflation*". Bank of Canada Review (Autumn), pp.29-47.

Landau(2000): "*Core inflation rates: A comparison of methods based on west German Data*". Discussion Paper 4/00. Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank

Mankikar,A., Pasley,J. (204): "*Core inflation: A critical guide*" Bank of England. Working paper N°242

Marques, C, P. Duarte y L. Morais(2000): “ *Evaluating Core Inflation indicators* “. Documento de trabajo N° 3. Banco Central De Portugal.

Marques, C.,Machado, J (2000): “Using the asymmetric trimmed mean as a core inflation indicator”. Banco do Portugal, Economic Research Department WP6-00

Marques, C.,Machado, J,Neves P, Da silva, A. (2001): “Using the first principal component as a core inflation indicator”. Banco de Portugal, Economic Research Department WP 9-01.

Marques,C., Neves, P, Da Silva A. (2000) “*Why should central bankers avoid the use of underlying inflation*”. Banco Central Do Portugal. Economic Research Department W5-00

Melo,L., Hamann,S (1998): “*Banco de la República de Colombia: Inflación Básica: una estimación basada en Modelos VAR estructurales*”. Borradores de Economía, Banco de la República de Colombia.

Moron, E(1999): “*Predecibilidad de la inflación: Lecciones para Guatemala y Perú*”. Departamento de Economía Universidad del Pacífico.

Patiño, R., Tellez,R.(2001): “*Metas explícitas de inflación y la política monetaria en Bolivia*” DT03-00. Banco Central de Bolivia. Asesoría de Política Económica

Pedersen, M.(2006): “*An alternative measure of core inflation*” Banco Central de Chile. Documento de trabajo

Rich,R., Steindel C (2005): “ *A review of ore inflation and a evaluation of its measures*”. Federal Reserve of New York, Staff Report. N° 236

Rodrigues Figuereido (2001): “*Evaluating Core Inflation Measures for Brazil*”. Banco Central do Brasil. Working Paper Series Nro. 14, marzo.

Roger, S. (1998): “*Core Inflation: Concepts, uses and measurements*”. Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series Number G98/9.

Sanz, L. (2004): “EL IPC y las medias truncadas”. Mimeo BCRA.

Wynne, M (1999): “*Core Inflation: A Review of some conceptual issues*” European Central Bank. Working Paper N° 5.

ANEXO 1: El modelo CAPM y su aplicación para el cálculo de la contribución de la volatilidad de la variación de precios de cada componente a la volatilidad total del IPC.

En finanzas, el modelo CAPM (Capital Asset Pricing Model) es ampliamente utilizado para medir la contribución de un activo al riesgo total de una cartera.

Este modelo permite determinar la relación existente entre el riesgo de un único activo y el riesgo global ó sistemático del mercado de acciones.

Este último riesgo es el más importante para el capm y está medido por el coeficiente β .

Para este modelo el equilibrio de mercado y la existencia de un portafolio eficiente se resumen en la siguiente fórmula:

$$R_i - R_f = \beta_i (R_m - R_f) + \epsilon_i \quad (1)$$

Esta ecuación está indicando que la tasa de rendimiento esperada sobre un activo es igual a la tasa libre de riesgo (R_f), más una tasa de premio por el riesgo; representado por $E(R_m) - R_f$, multiplicado por la cantidad de riesgo, σ_{im}/σ_m^2 .

Donde σ_{im} es la covarianza del rendimiento de la acción y el rendimiento del portafolio de mercado y σ_m^2 es la varianza del rendimiento del portafolio de mercado. Este último término en la ecuación (1) también es llamado coeficiente beta.

Este coeficiente mide el riesgo sistemático o no diversificable (riesgo que no puede eliminarse) representados por factores que afectan a todas las empresas en forma conjunta y se calcula por medio de línea característica del mercado de valores:

$$R_{it} = \alpha + \beta_i R_{m,t} + e_{it} \quad (2)$$

D'Amato, Sanz y Sotes(2005) argumentan que esta metodología puede aplicarse para medir qué precios contribuyen en mayor medida a la variabilidad del IPC. En particular, la inflación del IPC puede ser visto como la sumatoria ponderada de las tasas de variación de sus componentes:

$$\pi_t \cong \sum_{i=1}^N w_i \pi_{i,t}$$

π_t es la inflación interanual del IPC en el período t, $\pi_{i,t}$ es la tasa de variación interanual del precio del i-ésimo componente del IPC y w_i es su ponderación en este índice.

La varianza de π (σ^2) es igual a la suma de las varianzas de las tasas de cambio de sus componentes, σ_i^2 más dos veces la covarianza entre las tasas de variación de los precios de los componentes i y j, σ_{ij} .

$$\sigma^2 = \sum_{i=1}^N w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i < j} w_i w_j \sigma_{ij} \quad (3)$$

Si esta ecuación se diferencia parcialmente con respecto a w_i , se obtiene la contribución marginal a la volatilidad de la inflación del IPC del componente i:

$$\frac{\partial \sigma^2}{\partial w_i} = 2w_i \sigma_i^2 + 2 \sum_{j \neq i} w_j \sigma_{ij} \quad (4)$$

Teniendo en cuenta que:

$$\frac{\partial \sigma^2}{\partial w_i} \cong 2w_i \frac{\partial \sigma}{\partial w_i} \quad (5)$$

Al igualar las ecuaciones (4) y (5)

$$\frac{\partial^2 \sigma}{\partial w_i^2} = \frac{\partial \sigma}{\partial w_i} = \beta_i \quad (6)$$

Reordenando los términos de la ecuación anterior; se obtiene que el cambio relativo en la volatilidad de la inflación IPC ante un cambio en la ponderación de su i-ésimo

componente $\frac{\partial \sigma}{\sigma \partial w_i}$; es igual al coeficiente beta.

$$\frac{\partial \sigma}{\sigma \partial w_i} = \frac{\partial \sigma}{\sigma} = \beta_i \quad (7)$$

ANEXO 2: Comparación de la estructura de ponderaciones para los componentes del IPC.

La tabla 1.A.2 compara el ranking* de cada uno de los rubros que componen el IPC, de acuerdo a la ponderación que tienen en el mismo (base 1997) con el ranking que ocupan en el vector de ponderaciones por persistencia para el período 1992-2007.

Tabla 1.A.2:

| Componente | Ordenamiento por IPC | Ordenamiento por persistencia |
|--------------|----------------------|-------------------------------|
| ALQUILER | 3 | 1 |
| SERVMED | 17 | 2 |
| SERVESPARC | 11 | 3 |
| ELECTRICIDAD | 9 | 4 |
| SERVDIV | 27 | 5 |
| MEDICINAS | 24 | 6 |
| CPERSON | 39 | 7 |
| ANTEOJOS | 60 | 8 |
| CERVEZA | 58 | 9 |
| SERVDOM | 15 | 10 |
| COMFHOG | 2 | 11 |
| REPCALZ | 71 | 12 |
| ENSCURR | 8 | 13 |
| BIZCOCHOS | 49 | 14 |
| SERVTRANSP | 4 | 15 |
| MUTUALISTA | 1 | 16 |
| ENSEXCURR | 36 | 17 |
| PAN | 26 | 18 |
| REFRESCOS | 14 | 19 |
| ALIMNOC | 52 | 20 |
| GALLETAS | 22 | 21 |
| GTOSCOM | 16 | 22 |
| LECHE | 20 | 23 |
| AGUA | 40 | 24 |
| PESCADO | 50 | 25 |
| TELEF | 12 | 26 |
| MATLECT | 46 | 27 |
| CAFÉ | 67 | 28 |

| | | |
|-------------|----|----|
| OGTOSTRANSP | 21 | 29 |
| TELAS | 63 | 30 |
| AGUA | 43 | 31 |
| CIGARRILLOS | 28 | 32 |
| VESTIMENTA | 5 | 33 |
| PASTAS | 41 | 34 |
| EPERSON | 19 | 35 |
| CARNEC | 32 | 36 |
| VIVMO | 35 | 37 |
| CALZADO | 13 | 38 |
| VIVMAT | 37 | 39 |
| TÉ | 70 | 40 |
| SERVHOG | 65 | 41 |
| MANTECA | 69 | 42 |
| EQESPARC | 34 | 43 |
| DULCES | 45 | 44 |
| MODISTA | 72 | 45 |
| REPARA | 59 | 46 |
| QUESO | 38 | 47 |
| MUEBLES | 30 | 48 |
| OTROSCOMB | 62 | 49 |
| VERDURAC | 66 | 50 |
| UTHOG | 25 | 51 |
| MATESC | 44 | 52 |
| AUTO | 6 | 53 |
| TURISMO | 31 | 54 |
| TEXTHOG | 33 | 55 |
| CARNE | 7 | 56 |
| VINO | 57 | 57 |
| GASRED | 68 | 58 |
| WHISKY | 53 | 59 |
| CEREALES | 51 | 60 |
| ESPECIAS | 61 | 61 |
| AVES | 42 | 62 |
| IMPUESTOS | 48 | 63 |
| ELECTRODOM | 23 | 64 |
| CORREO | 74 | 65 |
| SUPERGAS | 47 | 66 |
| NAFTA | 10 | 67 |
| HUEVOS | 56 | 68 |
| ACEITE | 55 | 69 |
| COCOA | 73 | 70 |
| YERBA | 54 | 71 |

| | | |
|---------|----|----|
| FRUTA | 29 | 72 |
| AZÚCAR | 64 | 73 |
| VERDURA | 18 | 74 |

*. Ranking hace referencia al ordenamiento que ocupa cada rubro en el vector de ponderaciones ordenado en forma descendente.

ANEXO 3: Aporte a la variabilidad

La tabla 1.A.3 muestra el ranking de aporte a la variabilidad de cada rubro a la variabilidad de la variación de precios medida por el IPC.

Tabla 1.A.3

| Componente | Ordenamiento por β |
|-------------|--------------------------|
| SERVESPARC | 1 |
| ALQUILER | 2 |
| SERVDIV | 3 |
| CPERSON | 4 |
| ENSCURR | 5 |
| SERVMED | 6 |
| OGTOSTRANSP | 7 |
| ENSEXCURR | 8 |
| REPCALZ | 9 |
| OSE | 10 |
| IMPUESTOS | 11 |
| MUTUALISTA | 12 |
| CORREO | 13 |
| ANTEOJOS | 14 |
| REFRESCOS | 15 |
| SERVDOM | 16 |
| GTOSCOM | 17 |
| SERVTRANSP | 18 |
| ALIMNOC | 19 |
| MEDICINAS | 20 |
| GALLETAS | 21 |
| BIZCOCHOS | 22 |
| TELEF | 23 |
| COMFHOG | 24 |
| VIVMO | 25 |
| MATLECT | 26 |
| EPERSON | 27 |
| AUTO | 28 |
| AVES | 29 |
| CAF/ | 30 |
| TURISMO | 31 |
| FRUTA | 32 |
| CERVEZA | 33 |
| PAN | 34 |

| | |
|--------------|----|
| VERDURA | 35 |
| PASTAS | 36 |
| ELECTRICIDAD | 37 |
| SERVHOG | 38 |
| CALZADO | 39 |
| MATESC | 40 |
| CARNE | 41 |
| AGUA | 42 |
| VIVMAT | 43 |
| MUEBLES | 44 |
| COCOA | 45 |
| TELAS | 46 |
| LECHE | 47 |
| CEREALES | 48 |
| VESTIMENTA | 49 |
| ESPECIAS | 50 |
| EQESPARC | 51 |
| MODISTA | 52 |
| DULCES | 53 |
| CARNEC | 54 |
| QUESO | 55 |
| VERDURAC | 56 |
| TE | 57 |
| HUEVOS | 58 |
| REPARA | 59 |
| MANTECA | 60 |
| ACEITE | 61 |
| VINO | 62 |
| CIGARRILLOS | 63 |
| UTHOG | 64 |
| GASRED | 65 |
| PESCADO | 66 |
| TEXTHOG | 67 |
| ELECTRODOM | 68 |
| OTROSCOMB | 69 |
| WHISKY | 70 |
| AZUCAR | 71 |
| SUPERGAS | 72 |
| NAFTA | 73 |
| YERBA | 74 |

ANEXO 4: Porcentaje de exclusión para distintos porcentajes de truncamiento

| Componente | 5.00% | 7,5% | 10.00% | 12.00% | 15.00% | 20.00% | 30.00% | 40.00% |
|--------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| ACEITE | 30.98% | 39.13% | 45.65% | 48.91% | 55.98% | 65.76% | 77.72% | 88.59% |
| AGUA | 19.57% | 23.37% | 26.09% | 33.70% | 38.59% | 44.02% | 61.96% | 77.72% |
| ALIMNOC | 5.43% | 8.15% | 10.33% | 15.22% | 20.11% | 28.26% | 47.28% | 70.65% |
| ALQUILER | 14.13% | 20.65% | 25.54% | 28.80% | 34.24% | 47.28% | 72.28% | 89.13% |
| ANTEOJOS | 7.07% | 14.13% | 20.11% | 26.63% | 32.61% | 40.76% | 63.04% | 81.52% |
| AUTO | 4.89% | 10.33% | 16.85% | 20.65% | 24.46% | 33.15% | 52.72% | 73.91% |
| AVES | 40.22% | 54.89% | 62.50% | 66.30% | 72.83% | 78.80% | 85.87% | 91.85% |
| AZUCAR | 24.46% | 32.07% | 39.13% | 44.57% | 52.72% | 5.98% | 73.91% | 84.78% |
| BIZCOCHOS | 4.89% | 10.33% | 16.30% | 18.48% | 20.11% | 28.26% | 46.20% | 71.20% |
| CAF. | 16.85% | 22.28% | 31.52% | 38.04% | 45.65% | 54.35% | 74.46% | 89.67% |
| CALZADO | 0.54% | 2.17% | 4.89% | 11.41% | 18.48% | 34.24% | 52.72% | 73.37% |
| CARNE | 34.24% | 40.22% | 41.85% | 46.74% | 53.80% | 62.50% | 77.72% | 92.39% |
| CARNEC | 3.26% | 15.22% | 22.28% | 29.89% | 38.59% | 48.37% | 64.67% | 82.07% |
| CEREALES | 40.76% | 48.91% | 56.52% | 60.33% | 63.04% | 68.48% | 82.07% | 90.22% |
| CERVEZA | 0.00% | 0.54% | 3.26% | 4.89% | 12.50% | 20.11% | 43.48% | 69.02% |
| CIGARRILLOS | 14.13% | 17.39% | 25.00% | 29.89% | 34.24% | 45.65% | 66.30% | 76.09% |
| COCOA | 30.98% | 40.22% | 47.28% | 51.63% | 57.61% | 64.13% | 75.54% | 85.87% |
| COMFHOG | 0.00% | 0.54% | 1.09% | 1.63% | 5.43% | 19.02% | 53.26% | 88.59% |
| CORREO | 8.70% | 20.65% | 29.89% | 39.67% | 46.74% | 55.98% | 77.72% | 85.87% |
| CPERSON | 9.24% | 13.04% | 16.85% | 24.46% | 32.61% | 43.48% | 61.41% | 78.26% |
| DULCES | 7.61% | 11.41% | 14.13% | 16.30% | 23.37% | 26.63% | 45.11% | 72.28% |
| ELECTRICIDAD | 2.72% | 3.80% | 13.04% | 15.22% | 22.83% | 33.70% | 57.07% | 78.80% |
| ELECTRODOM | 21.20% | 34.78% | 48.37% | 56.52% | 64.13% | 72.83% | 88.59% | 97.28% |
| ENSCURR | 9.24% | 20.11% | 31.52% | 36.41% | 46.74% | 56.52% | 71.74% | 86.41% |
| ENSEXCURR | 5.98% | 9.78% | 16.30% | 21.20% | 27.17% | 34.24% | 53.80% | 76.09% |
| EPERSON | 4.89% | 6.52% | 10.33% | 15.22% | 22.83% | 43.48% | 68.48% | 86.41% |
| EQESPARC | 4.35% | 8.70% | 18.48% | 25.00% | 35.33% | 52.17% | 73.37% | 85.33% |
| ESPECIAS | 9.24% | 13.04% | 21.74% | 28.26% | 37.50% | 54.35% | 73.37% | 86.41% |
| FRUTA | 42.39% | 50.54% | 60.33% | 67.39% | 71.20% | 78.80% | 92.39% | 96.20% |

| | | | | | | | | |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| GALLETAS | 1.09% | 4.89% | 10.33% | 12.50% | 14.67% | 21.74% | 35.87% | 64.67% |
| GASRED | 11.41% | 18.48% | 24.46% | 28.80% | 32.61% | 44.02% | 60.33% | 81.52% |
| GTOSCOM | 9.24% | 17.93% | 25.00% | 30.98% | 35.87% | 43.48% | 61.96% | 76.09% |
| HUEVOS | 26.09% | 37.50% | 41.30% | 47.83% | 49.46% | 59.78% | 73.91% | 86.96% |
| IMPUESTOS | 19.57% | 22.28% | 23.37% | 25.54% | 27.17% | 32.07% | 47.28% | 70.65% |
| LECHE | 0.00% | 0.54% | 2.17% | 3.80% | 11.41% | 18.48% | 35.33% | 65.22% |
| MANTECA | 0.00% | 2.17% | 4.35% | 8.70% | 11.96% | 20.11% | 38.04% | 66.85% |
| MATESC | 15.22% | 17.39% | 22.83% | 28.26% | 35.87% | 51.63% | 76.63% | 89.67% |
| MATLECT | 19.02% | 26.09% | 29.89% | 32.07% | 38.04% | 45.65% | 63.04% | 82.61% |
| MEDICINAS | 3.26% | 7.07% | 11.96% | 15.76% | 21.20% | 33.70% | 60.33% | 86.41% |
| MODISTA | 28.80% | 36.96% | 41.85% | 46.20% | 54.35% | 64.13% | 78.80% | 92.39% |
| MUEBLES | 13.04% | 16.30% | 20.11% | 23.37% | 29.35% | 44.57% | 59.24% | 80.98% |
| MUTUALISTA | 0.54% | 2.72% | 6.52% | 9.24% | 14.67% | 25.00% | 45.11% | 70.65% |
| NAFTA | 20.11% | 30.98% | 40.22% | 42.93% | 48.91% | 59.24% | 74.46% | 89.13% |
| OGTOSTRANSP | 14.13% | 16.85% | 25.54% | 32.07% | 39.13% | 46.20% | 58.70% | 76.63% |
| OSE | 7.07% | 13.04% | 17.39% | 20.65% | 26.63% | 30.98% | 47.83% | 77.72% |
| OTROSCOMB | 14.67% | 24.46% | 29.89% | 33.70% | 37.50% | 47.83% | 66.30% | 79.89% |
| PAN | 9.24% | 10.87% | 15.76% | 18.48% | 22.83% | 33.15% | 52.17% | 78.26% |
| PASTAS | 3.80% | 4.89% | 8.70% | 10.87% | 15.22% | 26.09% | 50.00% | 76.63% |
| PESCADO | 8.15% | 11.41% | 17.93% | 21.20% | 27.17% | 36.96% | 57.07% | 76.63% |
| QUESO | 5.43% | 8.70% | 14.67% | 17.93% | 22.28% | 32.07% | 53.80% | 73.37% |
| REFRESCOS | 15.76% | 16.85% | 18.48% | 21.20% | 23.91% | 30.98% | 46.74% | 70.11% |
| REPARA | 8.15% | 14.13% | 17.93% | 22.28% | 25.00% | 35.33% | 53.80% | 76.09% |
| REPCALZ | 9.78% | 16.30% | 23.91% | 30.43% | 38.04% | 53.80% | 75.00% | 84.24% |
| SERVDIV | 3.80% | 7.61% | 11.96% | 14.13% | 17.39% | 29.35% | 52.17% | 76.09% |
| SERVDOM | 7.61% | 18.48% | 28.80% | 36.96% | 41.30% | 48.37% | 66.85% | 83.70% |
| SERVESPARC | 7.07% | 13.59% | 14.13% | 14.67% | 15.76% | 28.26% | 46.20% | 75.00% |
| SERVHOG | 8.15% | 10.87% | 11.96% | 16.85% | 21.20% | 30.98% | 57.07% | 83.70% |
| SERVMED | 9.24% | 15.76% | 22.28% | 27.17% | 35.33% | 44.02% | 66.85% | 79.89% |
| SERVTRANSP | 5.43% | 11.96% | 17.93% | 25.54% | 29.35% | 45.11% | 63.59% | 85.33% |
| SUPERGAS | 27.17% | 35.87% | 41.85% | 50.54% | 58.15% | 69.02% | 84.24% | 91.85% |
| TE | 19.57% | 27.17% | 36.41% | 40.22% | 45.11% | 58.70% | 76.09% | 88.04% |
| TELAS | 5.43% | 10.87% | 15.76% | 20.65% | 26.63% | 38.04% | 66.85% | 82.07% |
| TELEF | 10.33% | 15.22% | 17.93% | 22.28% | 27.72% | 33.70% | 48.37% | 75.00% |
| TEXTHOG | 11.96% | 14.13% | 17.93% | 23.37% | 29.35% | 38.04% | 64.67% | 84.78% |

| | | | | | | | | |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| TURISMO | 11.96% | 19.57% | 27.17% | 34.78% | 41.30% | 51.63% | 68.48% | 84.24% |
| UTHOG | 1.63% | 2.17% | 3.26% | 5.43% | 17.39% | 29.35% | 60.33% | 79.89% |
| VERDURA | 54.35% | 65.22% | 71.20% | 74.46% | 79.89% | 82.61% | 90.22% | 94.02% |
| VERDURAC | 14.67% | 23.37% | 31.52% | 40.22% | 46.74% | 59.78% | 78.80% | 94.02% |
| VESTIMENTA | 12.50% | 15.22% | 19.02% | 22.83% | 29.35% | 42.39% | 64.13% | 84.24% |
| VINO | 7.61% | 13.04% | 17.93% | 22.83% | 30.98% | 44.57% | 68.48% | 83.70% |
| VIVMAT | 11.41% | 16.85% | 24.46% | 27.72% | 29.89% | 35.87% | 55.98% | 79.35% |
| VIVMO | 2.72% | 4.35% | 5.43% | 9.78% | 11.96% | 19.57% | 41.85% | 66.85% |
| WHISKY | 13.59% | 19.02% | 23.37% | 28.26% | 33.15% | 47.83% | 64.13% | 83.15% |
| YERBA | 22.28% | 32.07% | 39.67% | 47.83% | 56.52% | 66.85% | 85.33% | 94.57% |

ANEXO 5: Fundamentos del Bootstrap

El bootstrap es un método que permite obtener la varianza y distribución de un estadístico $Z = g(X_1, X_2, \dots, X_n)$ sacando una muestra con reemplazo de otra muestra. Esta técnica ha demostrado ser muy útil pues tiene dos atractivos importantes. El primero de ellos, radica en el hecho de que no es necesario conocer la distribución poblacional de los datos y el segundo es que utiliza como insumo los únicos datos que conocemos, esto es, la propia muestra. La idea que sustenta este método es sencilla y consiste en que podemos evaluar la precisión del estadístico que se calculó para la muestra original utilizando a ésta como si fueran datos poblacionales, de forma tal que se pueda calcular el mismo estadístico en nuevas muestras obtenidas de la muestra original.

Si los datos provienen de una muestra aleatoria, el bootstrap se puede realizar de 2 formas distintas de acuerdo a si la función de distribución es conocida o no. En el primer caso se puede aplicar haciendo un muestreo aleatorio con reemplazo de los datos, en cambio si la distribución poblacional es conocida, haciendo un muestreo del modelo paramétrico de la distribución de los mismos.

Para realizar este reemuestro, se utilizan los siguientes supuestos:

1. La muestra que posee el investigador es representativa
2. Cada submuestra proviene de la misma distribución y se obtiene de forma independiente a las demás.

Sin embargo los datos que manejamos en este trabajo no son generados aleatoriamente sino que son series de tiempo, por lo tanto en este caso, el método bootstrap requiere mayor cuidado ya que el reemuestro debe hacerse de forma tal que capture la estructura de dependencia del proceso generador de datos.

Para captar esta estructura, el método más sencillo consiste en dividir los datos en bloques no solapados de observaciones y realizar un muestreo aleatorio con reemplazo para cada uno de los bloques considerados.

Así por ejemplo, para $\{X_1, X_2, \dots, X_n\}$ utilizamos bloques de tamaño m , donde el bloque 1 se compone por las observaciones $\{X_1, X_2, \dots, X_m\}$, el bloque 2 por las observaciones $\{X_{m+1}, X_{m+2}, \dots, X_{2m}\}$ y así sucesivamente.

Para la obtención de las muestras obtenidas en este trabajo se utilizó el método mencionado anteriormente, con una longitud de bloque igual a 12 observaciones.

ANEXO 6: Evaluación de los indicadores de acuerdo a su performance como predictores de la inflación headline.

| Indicador | ADF | $\alpha = 0 / \beta=1$ | ADF | ADF $z = \pi - \pi^*$ | $\beta_0=0$ | $\beta_1=1$ | $\gamma=0$ | $\lambda=0$ |
|-------------|-------|------------------------|-------|--------------------------|-------------|-------------|------------|-------------|
| IPC | -2,26 | 0,68 | -2,43 | | | | | |
| T(52,7,5) | -1,98 | 0,53 | -2,24 | -3,65 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0.02 |
| T(53,3,10) | -2,08 | 0,55 | -2,35 | -2,78 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0.01 |
| T(54,06,15) | -1,86 | 0,55 | -2,05 | -3,05 | 0,01 | 0,06 | 0,25 | 0.04 |
| T(54.32,20) | -1,93 | 0,34 | -2,35 | -3,01 | 0,00 | 0,01 | 0,58 | 0.03 |
| T(54.33,25) | -1,99 | 0,40 | -2,36 | -2,73 | 0,06 | 0,15 | 0,42 | 0.00 |
| T(54,5) | -2,39 | 0,43 | -2,64 | -3,08 | 0,00 | 0,08 | 0,00 | 0.01 |
| T(54,7) | -2,20 | 0,48 | -2,45 | -3,49 | 0,00 | 0,11 | 0,00 | 0.00 |
| T(54,10) | -2,49 | 0,38 | -2,68 | -4,42 | 0,00 | 0,09 | 0,01 | 0.00 |
| T(55,15) | -2,14 | 0,51 | -2,40 | -4,87 | 0,00 | 0,35 | 0,00 | 0.01 |
| T(55,20) | -2,40 | 0,38 | -2,53 | -3,80 | 0,01 | 0,01 | 0,00 | 0.00 |
| IPCEXMPMV | -2,97 | -- | -- | -3,37 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |

*. El valor para el estadístico ADF en una ecuación con constante es igual a -2,87

*. El valor para el estadístico ADF en una ecuación sin constante es igual a -1,94