



**“UNA MEDIDA DE INFLACIÓN SUBYACENTE  
'EXCLUSION-BASED' PARA EL PERÚ”**

**Trabajo de Investigación presentado  
para optar al Grado Académico de  
Magíster en Economía**

**Presentado por**

**Sr. Erik Sebastian Hauer**

**Asesor: Profesor Diego Winkelried**

**2015**

Esta tesis está dedicada a toda mi familia que tanto amo. Mi Cynthita, Mamá, Papá, Oskar, Mattias y además mis dos abuelas que todavía están aquí con nosotros.

Estoy muy agradecido a Diego Winkelried por su  
orientación y asesoría, y también por su gran  
conocimiento del tema.

## Resumen ejecutivo

Hay poco consenso en la literatura sobre el diseño y evaluación de medidas de inflación subyacente. Estudios previos han mostrado que las medidas más técnicas de influencia limitada tienen mejor rendimiento empírico. Sin embargo, es deseado que las medidas de inflación subyacente sean lo más transparentes y replicables posibles, lo cual usualmente resulta en medidas más simples “*exclusion-based*”. A este respecto, se utiliza una nueva metodología de extracción de señal a la inflación para encontrar medidas de inflación subyacente “*exclusion-based*” para el Perú, usando cuatro especificaciones diferentes. Los errores estándares de las medidas encontradas con respecto a los *benchmarks* son todos menores que los errores estándares de las medidas de inflación subyacente del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) (medida estándar y medida que excluye alimentos y energía -A&E-) con respecto a los mismos *benchmarks*. Luego, se utilizan tres criterios estadísticos para probar la conveniencia de estas medidas más formalmente.

Aquí se encuentra que, para la muestra corta, la medida estándar del BCRP y la medida encontrada utilizando un promedio móvil centrado (PMC) de 36 meses cumplen con los criterios, y que por lo tanto pueden considerarse medidas válidas de inflación subyacente. Finalmente, se simula un *shock* ortogonal a estas dos medidas de inflación subyacente utilizando un modelo autorregresivo vectorial para evaluar cuán rápido la inflación converge a su valor de equilibrio. La medida de inflación subyacente encontrada utilizando el *benchmark* PMC (36) permite una convergencia más rápida en la inflación que la medida estándar del BCRP. Para futuros estudios, se recomienda encontrar un óptimo global empleando técnicas de simulación.

## Índice

<b>Índice de tablas.....</b>	<b>vi</b>
<b>Índice de gráficos.....</b>	<b>vii</b>
<b>Índice de anexos.....</b>	<b>viii</b>
<b>Capítulo I. Introducción.....</b>	<b>1</b>
1. Objetivos y metodología de la tesis .....	3
2. Estructura de la tesis .....	3
<b>Capítulo II. Marco teórico.....</b>	<b>4</b>
1. Estudios previos.....	4
2. Modelando la inflación (subyacente).....	7
2. Separando el ruido de la señal subyacente de inflación.....	8
3. La relación de largo plazo entre la inflación y la inflación subyacente .....	9
<b>Capítulo III. Implementación empírica .....</b>	<b>11</b>
1. Data.....	11
2. Encontrando las medidas .....	13
3. Resultados.....	14
4. Probando la idoneidad utilizando los criterios de Marques <i>et al.</i> (2002).....	21
5. Dinámicas de corrección de errores .....	24
<b>Capítulo IV. Discusión.....</b>	<b>27</b>
<b>Conclusiones y recomendaciones.....</b>	<b>29</b>
Conclusiones.....	29
Recomendaciones.....	29
<b>Bibliografía.....</b>	<b>30</b>
<b>Anexos.....</b>	<b>31</b>
<b>Nota biográfica.....</b>	<b>39</b>

## Índice de tablas

Tabla 1.	Ítems excluidos para todas las especificaciones (en orden).....	15
Tabla 2.	Errores estándares para todas las medidas de inflación subyacente .....	21
Tabla 3.	Resultados para la prueba de Marques <i>et al.</i> (2002).....	24

## Índice de gráficos

Gráfico 1.	Inflación anual (A) y mensual (M) del Perú entre enero de 1995 y mayo de 2014.....	11
Gráfico 2.	Inflación (Anual), inflación subyacente del BCRP (estándar y excluyendo A&E) del Perú entre diciembre de 1994 y mayo de 2014.....	13
Gráfico 3.	Inflación subyacente con la <i>benchmark</i> PMC (36) – Muestra corta.....	17
Gráfico 4.	Inflación subyacente con la <i>benchmark</i> PMC (36) – Muestra completa.....	18
Gráfico 5.	Inflación subyacente con la <i>benchmark</i> inflación para los siguientes 12 meses – Muestra corta.....	19
Gráfico 6.	Inflación subyacente con el <i>benchmark</i> inflación para los siguientes 12 meses – Muestra completa .....	20
Gráfico 7.	Respuesta de la inflación a un <i>shock</i> de Cholesky de una desviación estándar a la inflación subyacente estándar del BCRP para la muestra corta.....	25
Gráfico 8.	Respuesta de la inflación a un <i>shock</i> de Cholesky de una desviación estándar a la inflación subyacente con el <i>benchmark</i> PMC (36) para la muestra corta.....	25

## Índice de anexos

Anexo 1.	Los ítems del IPC y sus pesos en porcentajes.....	32
Anexo 2.	Derivación del modelo de corrección de errores .....	37



## Capítulo I. Introducción

Las medidas de inflación son estadísticas fundamentales en la toma de decisiones y comunicación al público de los bancos centrales. La medición precisa de la inflación resulta en una buena evaluación de política y predicción de inflación futura, lo cual permite a los bancos centrales ejercer sus políticas contracíclicas exitosamente. Las medidas de inflación subyacente son ampliamente utilizadas por firmas tomando decisiones sobre contrataciones e inversiones, funcionarios públicos decidiendo sobre inversión pública y sindicatos negociando salarios y beneficios de sus miembros. En el contexto de la banca central, la precisión de estas medidas es ahora más importante que nunca cuando varios países, especialmente europeos, se encuentran en situaciones de inflación baja o hasta deflación. Por ejemplo, el Banco Central sueco (el Riksbank) (2015), recientemente fijó la tasa de interés de referencia a  $-0,25\%$  para combatir la persistente presión deflacionaria en la economía sueca. Estos hechos son importantes como motivación para siempre intentar mejorar los métodos usados en la medición de la inflación, porque la situación en la cual se encuentra Europa también podría ser una realidad en otros países en el futuro.

El Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) (2015) implementó una meta de inflación moderna en el 2002. Esta implementación ha sido extremadamente exitosa en términos de estabilidad monetaria y crecimiento económico. En la mayoría de los países, incluyendo el Perú, los precios están medidos y reportados como un índice de precios del consumidor (IPC), que básicamente es una suma ponderada de todos los precios de los bienes y servicios consumidos por el público. Sin embargo, el IPC es sensible a cambios drásticos en los precios de ciertos bienes, lo cual lo hace una medida relativamente volátil de cambios de precios. Para tomar en cuenta esta volatilidad, muchos bancos centrales e instituciones públicas calculan diferentes medidas de inflación subyacente.

El término inflación subyacente fue nombrado por primera vez por Gordon (1975) refiriéndose a la tendencia subyacente de la inflación en la economía. Según Roger (1998), las propiedades convencionales y deseadas de una medida de inflación subyacente son:

- Debe capturar la tendencia de largo plazo de la inflación.
- Debe ser oportuna.
- Debe ser creíble (fácilmente replicable por el público).
- Debe ser transparente (fácilmente entendida por el público).
- Debe ser *insesgada* con respecto a la inflación. Debe anticipar la inflación.

Hay dos principales clases de medidas de inflación subyacente: las que son “*exclusion-based*” o basadas en la exclusión de ciertos ítems, y las que son “*limited influence*”<sup>1</sup> o basadas en técnicas más avanzadas. Las medidas basadas en la exclusión (las más usadas) están caracterizadas por su transparencia y reproducibilidad. Las medidas de influencia limitada son computacionalmente más sofisticadas y carecen de algunas de las propiedades deseadas que se relacionan con las medidas basadas en la exclusión. Como lo ha manifestado Silver (2007), los métodos basados en la exclusión son los más usados para calcular la inflación subyacente. Excluir ítems especialmente volátiles del IPC, sin uso de métodos avanzados de la econometría o la estadística, asegura que la medida sea transparente y fácilmente replicable por el público, y da credibilidad al banco central. Usualmente esto significa excluir energía, alimentos y energía (A&E), u otros conjuntos específicos de ítems volátiles en el IPC. Sin embargo, medidas basadas en la exclusión y especialmente las que excluyen A&E no tienen tan buen rendimiento empírico. Silver (2007) menciona que en ciertos casos excluir A&E en realidad aumenta la volatilidad en las medidas, contradiciendo uno de los propósitos de las medidas de inflación subyacente. Silver (2007) y Detmeister (2012) también explican que al excluir A&E, parte de la señal subyacente de la inflación puede ser eliminada en el proceso. Idealmente, excluyendo ciertos ítems solamente debería bajar la volatilidad, dejando intacta la señal subyacente de la inflación. Además, estas medidas basadas en la exclusión muchas veces son ad-hoc, y por lo tanto no son basadas en un razonamiento estadístico y método econométrico. Esto también puede debilitar la credibilidad de las medidas, ya que muchas funciones de un banco central son basadas en sólidos modelos económicos.

Países en desarrollo generalmente incluyen un porcentaje relativamente grande de alimentos en sus canastas de consumo, en Perú, esto vendría a ser cerca de 40% del IPC<sup>2</sup>. Por lo tanto, para Perú, excluir alimentos ciegamente de una medida de inflación probablemente no sería bueno, ya que también se eliminaría parte de la señal subyacente de inflación, además de volatilidad. De cierto modo también sería irracional excluir de la canasta IPC ítems que son altamente consumidos por el público, sin buenos argumentos. Estos hechos nos llevan a una pregunta de investigación interesante: Es posible crear nuevas, más exitosas medidas de inflación subyacente para el Perú, basadas en la exclusión, que mantengan la transparencia y *replicabilidad* de medidas estándares, pero basadas en métodos estadísticos.

---

<sup>1</sup> Las medidas “*limited influence*” tienen la desventaja que son difíciles de replicar y calcular para el público en general. Por esto, pierden parte de su transparencia y *replicabilidad*. Sin embargo, estas medidas tienden a ser más exitosas en varios contextos [ver Marques (2002, 2003)]. Por lo tanto, hay un “*trade-off*” entre cumplir con las condiciones y propiedades convencionales que debe tener una medida de inflación subyacente, y su rendimiento empírico.

<sup>2</sup> Data disponible previa solicitud.

## 1. Objetivos y metodología de la tesis

Los objetivos principales de esta tesis son crear nuevas medidas de inflación subyacente para el Perú usando diferentes especificaciones. Dado que las medidas de inflación subyacente deben ser transparentes y fácilmente replicadas por el público, estas medidas deben estar basadas en la exclusión. Sin embargo, la idea es que las medidas sean desarrolladas utilizando métodos y propiedades estadísticas. Existen algunas implicaciones estadísticas que las medidas basadas en la exclusión comunes no toman en cuenta, como por ejemplo las covarianzas entre medidas antes y después de excluir ítems (Detmeister 2012). Por lo tanto, se utilizará metodología propuesta por Detmeister (2012) para encontrar nuevas medidas de inflación subyacente basadas en la exclusión para el Perú. Para la *replicabilidad* pública, esto significaría que cualquier miembro del público podría calcular la inflación subyacente solamente excluyendo los ítems del IPC que son señalados en esta tesis. Al hacer esto, las medidas propuestas todavía cumplirán con las condiciones de transparencia y replicabilidad, pero también tratarán de resolver algunos de los problemas que tienen las medidas estándares basadas en la exclusión. Finalmente, se probará estas nuevas medidas contra los criterios estadísticos introducidos por Marques *et al.* (2002) para evaluar su idoneidad más formalmente. En este respecto, se espera que las medidas encontradas superen a las medidas alternativas de inflación subyacente<sup>3</sup> en comparación “*in-sample*”.

## 2. Estructura de la tesis

El resto de esta tesis está organizada de la siguiente forma: En el capítulo II, sección 1, se revisa y describe estudios previos conducidos sobre medidas de inflación subyacente, con énfasis en el rendimiento de medidas de inflación subyacente basadas en la exclusión comparadas con otros tipos de medidas subyacentes. El capítulo II, sección 2, presenta una explicación teórica de cómo se modela medidas de inflación subyacente basadas en la exclusión. Se presenta un modelo estadístico que está basado en una metodología nueva para “*signal extraction*”. Finalmente, la relación de largo plazo entre la inflación y la inflación subyacente es modelada utilizando un modelo de corrección de errores. En el capítulo III, sección 1, se describe y discute la data utilizada en esta tesis. En el capítulo III, sección 2, se presenta la estrategia empírica usada para encontrar las medidas de inflación subyacente basada en la metodología de “*signal extraction*” descrita en el capítulo II. Además, se discute y prueba las medidas encontradas contra los criterios de Marques *et al.* (2002). El capítulo III, sección 5, contiene un análisis de impulso-respuesta de la inflación frente a un *shock* ortogonal a las medidas de inflación subyacente. El capítulo IV discute los resultados y las limitaciones del estudio. Finalmente, se concluye la tesis y presenta sugerencias para futuros estudios del tema.

---

<sup>3</sup> Medidas del BCRP.

## Capítulo II. Marco teórico

En este capítulo se presentan estudios previos y explica cómo la inflación estándar y la inflación subyacente están medidas matemáticamente. Además, se discute y modela formalmente la separación del ruido y la señal subyacente de inflación. Finalmente, la relación de largo plazo entre la inflación estándar y la subyacente es modelada utilizando el modelo de corrección de errores.

### 1. Estudios previos

En esta sección se hace seguimiento a algunos de los trabajos previos de medidas de inflación subyacente y su rendimiento empírico. El foco principal está en el diseño y rendimiento de otras medidas de inflación subyacente basadas en la exclusión.

Se han realizado varios estudios en el tema de medidas de inflación subyacente (Clark 2001), (Detmeister 2012), (Freeman 1998), (Marques *et al.* 2002, 2003), (Silver 2007), (Rich y Steindel 2007), (Smith 2004). Algunos de los estudios evalúan medidas existentes usadas por bancos centrales y otras instituciones, mientras otros se enfocan en el desarrollo de nuevas, técnicamente más sofisticadas, medidas de inflación subyacente. Al revisar la literatura de medidas de inflación subyacente, se encuentra generalmente que todavía existe una cierta ambigüedad frente a qué medidas se debe elegir porque ninguna medida parece cumplir con todas las propiedades deseadas para una medida de inflación subyacente, y que la evaluación de las medidas muchas veces es insuficiente.

Dentro de los estudios más importantes que han desarrollado nuevas medidas, específicamente basadas en la exclusión, los resultados generalmente son similares. Un resultado común de estos estudios es: medidas basadas en la exclusión más sofisticadas que las medidas estándares excluyendo A&E tienen buen rendimiento en comparación “*in sample*”, pero no logran mejorar la capacidad predictiva en análisis “*out of sample*”. Además, como es el caso en Detmeister (2012), la medida estándar excluyendo A&E en realidad puede tener mejor rendimiento que las otras medidas propuestas en análisis “*out of sample*”, indicando que la medida excluyendo A&E tiene una cierta validez empírica. Las medidas “*limited influence*” como la de “*trimmed mean*” o “*median CPI*” han tenido más éxito empírico sobre las medidas basadas en la exclusión, como es el caso en Smith (2004) utilizando data de los EE.UU. Estas medidas “*limited influence*” son más difíciles de calcular y requieren más conocimiento matemático y estadístico, lo cual significa una dificultad mayor para replicarlas y por tanto menos transparentes para el público general. Sin embargo, como lo han indicado Rich y Steindel (2007) en general ninguna medida de inflación

subyacente consistentemente tiene mejor rendimiento que otras. Por lo tanto, la premisa de los estudios que desarrollan y prueban nuevas medidas basadas en la exclusión parece ser permitir que todas las propiedades listadas por Roger (1998) sean cumplidas, a pesar de cualquier desventaja empírica posible.

Detmeister (2012) emplea una interesante aproximación para encontrar una medida basada en la exclusión con mejor rendimiento. Extendiéndose desde la idea de solo excluir ítems con varianza muestral grande de precios hasta la idea de considerar que la señal subyacente de inflación puede debilitarse, encuentra que esta adaptación efectivamente puede mejorar la medición “*in sample*” con respecto a medidas de inflación subyacente estándares. Sin embargo, este método no mejora el rendimiento en pruebas “*out of sample*”. El estudio encuentra que las medidas modificadas ni siquiera tienen mejor rendimiento sobre las medidas estándares, excluyendo A&E en medición “*out of sample*”. Estos resultados probablemente se deben al hecho de que las covarianzas pasadas de ciertos ítems y otros ítems de una medida de inflación subyacente o una medida de inflación estándar son de poca utilidad para predecir covarianzas futuras.

Clark (2001) desarrolla un procedimiento similar pero metodológicamente distinto. El estudio evalúa medidas estándares de inflación subyacente como las que excluyen A&E, “*trimmed mean*” y “*median CPI*”, y también desarrolla dos nuevas medidas: una excluye solamente energía y otra excluye ocho ítems específicos del IPC. Encuentra que la medida “*trimmed mean*” y su medida excluyendo energía son las que tienen mejor rendimiento, usando data histórica, pero también para predicción. El estudio concluye que la medida con mejor rendimiento para seguir la tendencia inflacionaria y para su predicción es la medida “*trimmed mean*”.

De manera similar, en una extensa revisión sobre estudios de medidas de inflación subyacente, Silver (2007) declara que la metodología utilizada para evaluar diferentes medidas de inflación subyacente tiene un impacto importante en los resultados. Diferentes medidas pueden generar diferentes resultados entre países o entre dos periodos en el tiempo. Por lo tanto, la mejor manera de elegir una medida de inflación subyacente conveniente es mirar a la data. Sin embargo, Silver (2007) argumenta que hay un consenso: muchos países parten de la inflación estándar del IPC, para mantener credibilidad y fijar expectativas del público. En segundo lugar están las medidas de inflación subyacente basadas en la exclusión, como la medida excluyendo A&E. En el diseño de medidas basadas en la exclusión es importante la credibilidad de la institución. Cuando el público tiene alta confianza en el banco central, dicha institución puede permitirse más manipulación del IPC sin perder credibilidad. El estudio concluye que la medida apropiada a usar por un país

depende de los objetivos de las autoridades monetarias y de la credibilidad tenida. Si se requiere mucha transparencia, entonces las medidas basadas en la exclusión pueden ser mejores, pero para tener poder predictivo más exacto las medidas “*limited influence*” parecen ser una mejor opción.

Dirigiéndonos a la evaluación estadística de las medidas de inflación subyacente, la literatura no ofrece mucha variedad. La mayoría de los estudios, incluyendo a Detmeister (2012), que desarrollan medidas de inflación subyacente las evalúa midiendo cuán cerca la inflación subyacente sigue una medida de inflación “*benchmark*”. Esta medida “*benchmark*” generalmente es un promedio móvil centrado de la inflación estándar. La medida que minimiza la raíz del error cuadrático medio (RECM) entre la medida “*benchmark*” y la medida de inflación subyacente es considerada la de mejor rendimiento. Marques *et al.* (2002) argumentan que esta manera de evaluar el rendimiento de las medidas de inflación subyacente puede ser insuficiente, porque las medidas “*benchmark*” de la inflación no han sido elegidas basándose en la teoría y por lo tanto la medida de inflación subyacente que minimiza la RECM con respecto a la medida “*benchmark*” puede estar completamente fuera del contexto, si la misma medida “*benchmark*” en sí no representa la tendencia de la inflación.

Por consiguiente, inspirándose de Freeman (1998) para resolver este problema, Marques *et al.* (2002) proponen un método teóricamente más sólido para evaluar medidas de inflación subyacente. Se presentan tres condiciones incluyendo cointegración y causalidad de Granger usadas para probar medidas de inflación subyacente estándares. Marques *et al.* (2002, 2003) encuentran que en las medidas basadas en la exclusión tienden a fallar los criterios propuestos. En su lugar, las medidas que cumplen con los criterios son las “*trimmed mean*” y “*weighted median*”, o en otras palabras, las medidas que son “*limited influence*”.

Freeman (1998) sigue una metodología parecida a los criterios usados en Marques *et al.* (2002, 2003) comparando las medidas excluyendo A&E y “*median CPI*” como medidas de inflación subyacente. A diferencia de Marques *et al.* (2002), Freeman (1998) argumenta que la medida de inflación subyacente debe ser elegida basada en su capacidad predictiva. El estudio encuentra: ambas medidas se integran con la inflación estándar, pero la medida “*median CPI*” cumple mejor con los criterios que la medida excluyendo A&E. Se concluye que cuando la inflación estándar diverge de la relación de largo plazo con cualquiera de las medidas de inflación subyacente se revierte rápido, esto significa que ambas medidas son relativamente inapropiadas para predecir la inflación estándar a largo plazo.

## 2. Modelando la inflación (subyacente)

La manera más común de modelar la inflación es una suma ponderada de todos los ítems del IPC. La agencia estadística de cada país colecta data de precios de un conjunto de bienes importantes y se les asigna un peso de acuerdo a su importancia. Este peso refleja la parte del consumo total de un bien para una persona representativa. La suma ponderada es el IPC.

Usualmente se escala al IPC a ser igual a 100 para un periodo específico en el tiempo. Por ejemplo, (2009:01=100) significaría que la serie del IPC está escalada a ser igual a 100 para enero del 2009, como es el caso de la data en esta tesis. El propósito de hacer este escalamiento es tener un referente fácil, porque es más fácil visualizar cómo el IPC cambia de un número simple como es 100. Sin embargo, para explícitamente obtener el cambio porcentual en el precio de un bien entre un periodo y otro, se calcula:

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

lo cual es la definición de la inflación para el bien  $i$  entre el periodo  $t$  y el periodo  $t - 1$ , donde  $P_{it}$  es el precio para el bien  $i$  en el periodo  $t$ .

Luego, para obtener la inflación total de todos los ítems del IPC llamado inflación estándar o inflación IPC, se suma la inflación individual de todos los ítems del IPC multiplicados por sus respectivos pesos de consumo. Por lo tanto, la inflación estándar está definida como:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^n w_i \pi_{it} \quad (2)$$

donde  $w_i$  es el peso del ítem  $i$ , y  $\sum_{i=1}^n w_i = 1$ . En el caso de una medida de inflación subyacente basada en la exclusión, se puede definir la inflación subyacente de la siguiente manera:

$$\pi_t^c = \frac{\sum_{i=1}^{n^*} w_i \pi_{it} * 1 + \sum_{i=n^*+1}^n w_i \pi_{it} * 0}{\sum_{i=1}^{n^*} w_i * 1 + \sum_{i=n^*+1}^n w_i * 0} \quad (3)$$

donde los unos y ceros<sup>4</sup> indican cuáles de los ítems son incluidos y excluidos, respectivamente. Vale la pena notar que por simplicidad y transparencia de la medida, los pesos de consumo no se

---

<sup>4</sup> Esto se escribe explícitamente para volver a discutirlo más adelante.

cambian cuando se trata de una medida basada en la exclusión. En lugar de cambiar los pesos, la medida es escalada dividiéndola con la suma de los pesos de los ítems no excluidos. Intuitivamente, este escalamiento se puede considerar una manera de asegurar que los pesos restantes sumen a uno.

### 3. Separando el ruido de la señal subyacente de inflación

La mayoría de los estudios previos, incluyendo los mencionados en esta tesis, utilizan la varianza de cada ítem para determinar si el bien debe ser excluido. Como una medida de inflación subyacente debe capturar la tendencia de inflación de largo plazo, el procedimiento de eliminar los bienes con mucha volatilidad es para reducir la cantidad de ruido en la medida. El método exacto para determinar qué bienes deben ser excluidos difiere entre estudios, pero la idea principal es la misma.

Cambios de precios pueden descomponerse en volatilidad/ruido, y una señal subyacente de inflación. Por lo tanto, en el proceso de eliminar volatilidad existe el riesgo de que una parte importante de la señal subyacente de inflación también sea eliminada. Este riesgo generalmente no está considerado en otros estudios. Sin embargo, Detmeister (2012) propone una solución interesante para este problema, modelando el “*trade off*” estadístico entre ruido y señal. Desarrolla un algoritmo que toma en cuenta dicho “*trade off*” usado para encontrar una medida de inflación subyacente. La metodología es una manera sencilla de extracción de señal para la inflación.

Por lo tanto, siguiendo a Detmeister (2012), se asume que el rendimiento de una medida de inflación subyacente está determinado por el error estándar de la medida de inflación subyacente menos una medida “*benchmark*” de inflación. Esta medida “*benchmark*” puede ser una medida de la tendencia inflacionaria ex-post como un promedio móvil de la inflación estándar para los siguientes doce meses. Así, se puede escribir el error estándar como:

$$\begin{aligned}
 SE(\pi_{t|t-s}^c | \pi_t^{benchmark}) &= \sqrt{\text{Var}(\pi_{t|t-s}^c - \pi_t^{benchmark})} \\
 &= \sqrt{\text{Var}(\pi_t^{benchmark}) + \text{Var}(\pi_{t|t-s}^c) - 2\text{Cov}(\pi_t^{benchmark}, \pi_{t|t-s}^c)}
 \end{aligned} \tag{4}$$

donde  $\pi_{t|t-s}^c$  es la inflación subyacente entre los periodos  $t - s$  y  $t$ , y  $\pi_t^{benchmark}$  es la medida “*benchmark*” de la inflación que la medida de inflación subyacente trata de capturar en el periodo  $t$ .



Luego, la ecuación (4) es minimizada reduciendo el ruido de la medida de inflación subyacente,  $Var(\pi_{t|t-s}^c)$ , mientras se maximiza la señal subyacente de la inflación,  $Cov(\pi_t^{benchmark}, \pi_{t|t-s}^c)$ . La varianza de la medida “*benchmark*” puede considerarse como fija o invariable, dado que es la misma independientemente de la medida de inflación subyacente utilizada.

Luego, se descomponen los dos últimos términos de la ecuación (4) en los términos individuales de la medida de inflación:

$$\begin{aligned}
& Var(\pi_{t|t-s}^c) - 2Cov(\pi_t^{benchmark}, \pi_{t|t-s}^c) \\
&= \sum_i w_i [w_i Var(\pi_{t|t-s}^i) + (1 - w_i) Cov(\pi_{t|t-s}^i, \pi_{t|t-s}^{c\text{ex}i}) \\
&\quad - 2Cov(\pi_{t|t-s}^i, \pi_t^{benchmark})] \\
&= \sum_i w_i [Cov(\pi_{t|t-s}^i, \pi_{t|t-s}^c) - 2Cov(\pi_{t|t-s}^i, \pi_t^{benchmark})]
\end{aligned} \tag{5}$$

donde  $\pi_{t|t-s}^i$  es la inflación anualizada<sup>5</sup> para el ítem  $i$  de la medida de inflación entre el periodo  $t - s$  y  $t$  y  $w_i$  es el peso individual para dicho ítem. Es sencillo ver que el error estándar es minimizado al excluir a los ítems que tienen una alta covarianza con otros ítems de la medida de inflación subyacente, y por lo tanto con una baja covarianza con la medida “*benchmark*”. Puesto más claro, si se denota  $Cov(\pi_{t|t-s}^i, \pi_{t|t-s}^c)$  el ruido y  $Cov(\pi_{t|t-s}^i, \pi_t^{benchmark})$  la señal, se buscaría eliminar los ítems que aumentan el ruido y retener los ítems que aumentan la señal<sup>6</sup>.

#### 4. La relación de largo plazo entre la inflación y la inflación subyacente

VARIABLES macroeconómicas como la inflación generalmente son no estacionarias en niveles. Normalmente, existe algún tipo de tendencia en el tiempo, estacionalidad y persistencia a la serie. Estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de relaciones de largo plazo entre dos series no estacionarias pueden ser completamente falsas. Esto podría resultar en conclusiones falsas sobre su relación. Así, es importante ver cómo se trata esta situación econométricamente cuando se prueba si las medidas cumplen con los criterios de Marques *et al.* (2002, 2003).

<sup>5</sup> La anualización se hace eligiendo  $s$  para calcular  $\pi_{t|t-s}^i = 100 * \left( \left( \frac{\pi_t^i}{\pi_{t-s}^i} \right)^{\frac{12}{s}} - 1 \right)$ . Fijando  $s = 12$ , se obtiene la inflación estándar anual para el ítem  $i$ .

<sup>6</sup> La metodología usada en otros estudios (ver Clark 2001) es un caso especial de Detmeister (2012). Para probar esto se asume que el ruido no está correlacionado cruzando ítems,  $Cov(\pi_{t|t-s}^i, \pi_{t|t-s}^{c\text{ex}i}) = 0$  para todos los ítems de la ecuación (5), y que la señal subyacente de cada ítem es la misma,  $Cov(\pi_{t|t-s}^i, \pi_t^{benchmark}) = n$  para todos los ítems. Luego, la ecuación (5) es reducida a  $-2n + \sum_i w_i^2 Var(\pi_{t|t-s}^i)$ , lo cual es minimizado excluyendo a los ítems con alta volatilidad.

Se asumirá que la medida de inflación subyacente  $\pi_t^c$  está cointegrada con la inflación estándar  $\pi_t$ . Esto significa que existe una combinación lineal estacionaria de ambas medidas. Matemáticamente, se denota esto como  $z_t = \pi_t - \gamma\pi_t^c \sim I(0)$ , y se dice que la inflación subyacente y la inflación estándar son cointegradas con el vector de cointegración  $(1, -\gamma)$ . El coeficiente  $\gamma$  representa la relación de largo plazo entre la inflación subyacente y la inflación estándar. Este supuesto es importante, por razones teóricas, pero también porque se puede trabajar con una variable estacionaria,  $z_t$ , si la inflación subyacente o la inflación estándar sean no estacionarias en niveles.

La relación representada por  $z_t$  es crucial, ya que se necesita que la inflación subyacente y la inflación estándar sean integradas del mismo grado, o  $I(d)$ . Si esta condición se cumple se puede incluir a  $z_t$  en un modelo de corrección de errores (MCE). Partiendo de un modelo estándar ARDL de la inflación subyacente y la inflación estándar, y suponiendo que ambas medidas son  $I(1)$ , se puede expresar el modelo de corrección de errores como<sup>7</sup>:

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta\pi_{t-j}^c - \omega(\pi_{t-1} - \gamma\pi_{t-1}^c) + \varepsilon_t \quad (6)$$

donde  $\omega$  representa la tasa de ajuste hasta la relación de largo plazo entre la inflación estándar y la inflación subyacente frente un *shock*, e  $\gamma$  representa dicha relación de largo plazo. Es importante notar que la ecuación (6) solo contiene variables estacionarias ( $\Delta\pi_{t-j}$ ,  $\Delta\pi_{t-j}^c$ ,  $z_{t-1}$ ), lo cual significa que la estimación de la ecuación se puede hacer con MCO. El modelo de corrección de errores es nada más que una *reparametrización* del modelo ARDL.

Esto significa que la no estacionalidad en niveles no es un requerimiento técnico para la estimación<sup>8</sup>. Esta representación tiene la ventaja que captura las relaciones de corto plazo y de largo plazo entre las variables. Para más detalles de cointegración y del modelo de corrección de errores, ver el anexo 2 o Hamilton (1994).

<sup>7</sup> Se usa la notación de Marques *et al.* (2002, 2003) por consistencia.

<sup>8</sup> Es importante saber esto para la estimación del modelo propuesto por Marques *et al.* (2002), donde se asume que la inflación estándar y la inflación subyacente son estacionarias en primeras diferencias. Ello implicaría que ambas series deben ser probadas para ver si tienen una raíz unitaria para que funcione el modelo. Sin embargo, recordando que el MCE solamente es una *reparametrización*, puede estimarse también si la inflación estándar y la inflación subyacente son estacionarias en niveles.

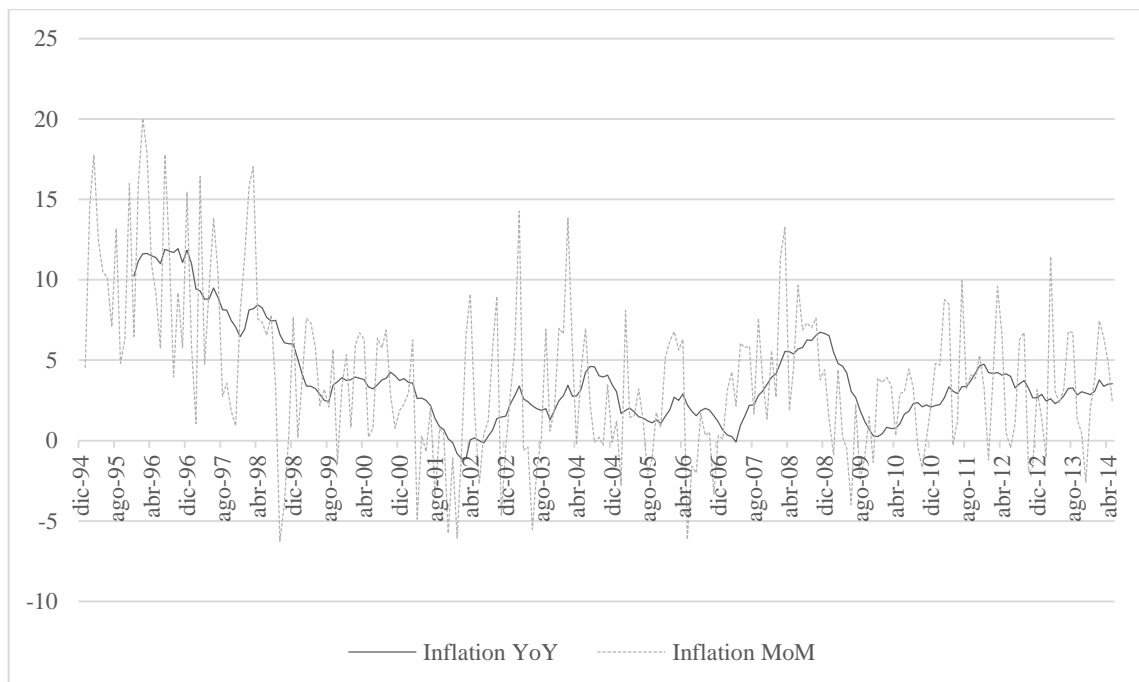
### Capítulo III. Implementación empírica

En este capítulo se presenta la data utilizada para esta tesis. La metodología empírica también es presentada y discutida. Se encuentran las medidas de inflación subyacente basadas en la exclusión para el Perú, y se las prueba contra los criterios propuestos por Marques *et al.* (2002). Finalmente, se estima modelos de corrección de errores vectoriales (MCEV) para analizar cuán veloz es el ajuste de la respuesta de la inflación estándar cuando converge de un *shock* a las medidas de inflación subyacente.

#### 1. Data

La data utilizada en esta tesis es para el periodo de diciembre de 1994 hasta mayo de 2014 y proviene del BCRP. Incluye un índice de precios detallado para 189 bienes de la economía peruana. Desafortunadamente, algunos de los bienes como internet solo se han incluido más tarde en la muestra. Esto se ha tratado agrupando ciertos tipos de bienes, como telecomunicaciones e internet. Luego de agrupar, se tiene 150 bienes restantes en el índice. El año base es 2009 y la data está colectada mensualmente. Por lo tanto, se tiene un panel de data con  $150 \times 234 = 35.100$  observaciones. Mirando a la inflación estándar para el periodo en el gráfico 1, hay unos hechos importantes de considerar.

**Gráfico 1. Inflación anual (A) y mensual (M) del Perú entre enero de 1995 y mayo de 2014**

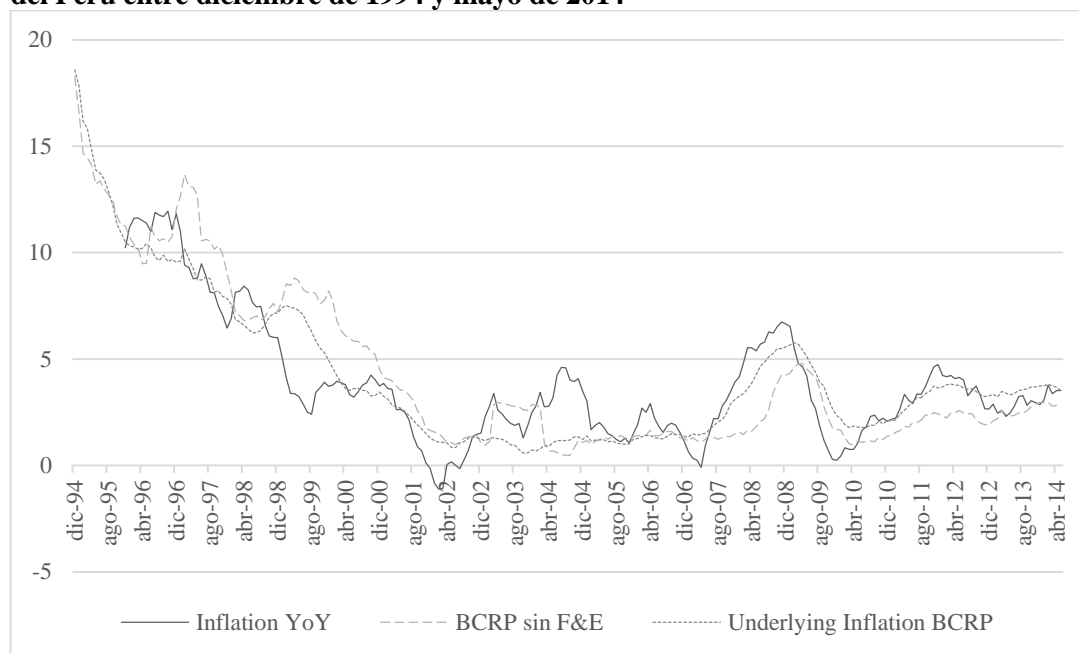


Fuente: Elaboración propia 2015. Data del Banco Central de Reserva del Perú.

Se esperaría y está claro que la inflación mensual anualizada es mucho más volátil que la inflación anual. Este hecho podría llevarnos a concluir que es mejor trabajar con la inflación mensual anualizada. Sin embargo, se argumentará que es más conveniente usar la inflación anual como intervalo de muestra principal. Esto está fuertemente conectado con la discusión sobre la volatilidad en los precios, y con el objetivo principal que tiene una medida de inflación subyacente: capturar la señal subyacente de la inflación. La inflación anual es mucho más estable en el tiempo, y por lo tanto de más utilidad para el análisis. Otro aspecto favorable para la inflación anual puede ilustrarse con un ejemplo: En el Perú, el año escolar empieza en marzo y los padres de familia tienen que pagar una matrícula más grande todos los años. Naturalmente, esto resultará en un aumento esperado en la inflación mensual entre febrero y marzo, no siendo parte de la inflación subyacente. La única manera de evitar este problema es utilizar la inflación entre marzo un año a marzo del año siguiente.

También vale la pena notar que la inflación estaba en una trayectoria descendente mucho antes de la implementación formal de la meta de inflación por el BCRP en 2002. Esto fue consecuencia del conocido “Fujishock” que el presidente Fujimori presentó como solución a la hiperinflación de los últimos años de 1980 en el Perú. Por lo tanto, la inflación estándar parece encontrar su nueva tendencia a largo plazo alrededor del 1999, la cual se mantiene cerca del 2% por el resto del periodo. Se podría decir que tenemos dos regímenes inflacionarios diferentes que pueden ser analizados. En el gráfico 2, la medida de inflación subyacente oficial del BCRP está graficada junto con la medida de inflación subyacente excluyendo A&E del BCRP y la inflación estándar. Se puede observar que las medidas subyacentes siguen a la inflación estándar relativamente bien, pero que la inflación subyacente oficial parece seguir la inflación estándar más cerca. Se incluye la inflación subyacente excluyendo A&E para poder comparar los ítems excluidos en las medidas de esta tesis con los ítems excluidos por el BCRP.

**Gráfico 2. Inflación (Anual), inflación subyacente del BCRP (estándar y excluyendo A&E) del Perú entre diciembre de 1994 y mayo de 2014**



Fuente: Elaboración propia 2015. Data del Banco Central de Reserva del Perú.

## 2. Encontrando las medidas

Las medidas se derivarán usando cuatro especificaciones diferentes dependiendo de (i) el periodo de muestra (diciembre 1994 - mayo 2014, enero 2001 – mayo 2014), y (ii) la medida “*benchmark*” ex-post utilizada como referencia (promedio móvil centrado de 36 meses, inflación estándar para los siguientes 12 meses). Las cuatro especificaciones serán calculadas usando la inflación anual. Detmeister (2012) utiliza cuatro intervalos de muestra diferentes, pero para mantener la simplicidad y para capturar las dinámicas de una tendencia más larga de la inflación, esta tesis utiliza la inflación anual exclusivamente. Se puede relacionar esto con la discusión en la sección de la data, donde es sencillo observar que la inflación mensual es más volátil en el tiempo, buscándose en una medida de inflación subyacente un indicador de la tendencia de largo plazo de la inflación. Los periodos de muestra son elegidos para separar la muestra en una parte donde la inflación se había consolidado a su meta de largo plazo, después de disminuir durante un periodo largo, rebotando para arriba para luego estabilizarse. Por lo tanto, se encuentra una medida para toda la muestra que es más volátil, y la medida para la muestra de inflación “estacionaria” después de la implementación de la meta de inflación. Las medidas “*benchmark*” son elegidas para capturar la tendencia de largo plazo de la inflación y para la predicción de la inflación futura. El promedio móvil centrado captura la tendencia de largo plazo, mientras la inflación para los siguientes doce meses prueba la capacidad predictiva de la medida de inflación subyacente. Estas medidas “*benchmark*” son el estándar de la literatura sobre medidas de inflación subyacente. Cabe

también mencionar que la inflación estándar utilizada en el análisis empírico es calculada con los ítems agrupados y sus pesos para crear una inflación agregada. Por lo tanto, la inflación estándar difiere ligeramente de la inflación reportada por el BCRP y mostrada en los gráficos 1 y 2.

Siguiendo a Detmeister (2012), el procedimiento de encontrar la medida empieza con los 150 ítems contenidos en el índice de precios, e iterativamente eliminando del índice el ítem que genera la reducción máxima al error estándar por unidad de consumo. Matemáticamente, esto significa ordenar los ítems del índice en una lista en cada paso de acuerdo a:

$$\frac{\text{standard error of the core index after excluding item } i - \text{standard error prior to excluding item } i}{|\text{average consumption share of index after excluding item } i - \text{consumption share prior to excluding item } i|} \quad (7)$$

La idea del proceso iterativo es importante, por eso cabe resaltar que la ecuación (7) representa cada paso del procedimiento. El error estándar de la inflación subyacente es calculado usando la primera línea de la ecuación (4). El primer ítem de la lista es eliminado, y el proceso es repetido hasta que no haya ninguna exclusión más que reduzca el error estándar. Además, se impone un freno al proceso si los pesos restantes suman menos de 60% de la participación del consumo. Esto se hace para asegurar que los ítems restantes representen una cantidad razonable de la canasta de consumo peruana. El número de 60% es elegido ya que A&E representan cerca de 40% de la canasta de consumo peruana. Según lo mencionado por Detmeister (2012), este procedimiento está relacionado al método “*steepest ascent gradient method*” de optimización donde la meta es maximizar el ajuste de la medida mientras se minimiza el porcentaje excluido de la participación de consumo. Por lo tanto, es importante notar que esta aproximación es fuertemente “*path dependent*” dado que encuentra el mínimo dadas las exclusiones previas. Lo encontrado por lo tanto es un mínimo local.

### 3. Resultados

Para poder evaluar el rendimiento de las medidas es importante calcular los errores estándar de las medidas de inflación subyacente del BCRP contra las medidas “*benchmark*”. Se encuentra que el error estándar entre la medida de inflación subyacente estándar del BCRP y la “*benchmark*” PMC (36) es de 0,8831, utilizando toda la muestra. Para la muestra corta, el mismo error estándar es de 0,9655. Calculando el error estándar de la misma medida de inflación subyacente contra la “*benchmark*” inflación para los siguientes doce meses, se ve que es de 1,736 para toda la muestra y 1,7491 para la muestra corta. De manera similar, calculando el error estándar de la medida de inflación subyacente del BCRP excluyendo A&E contra la “*benchmark*” PMC (36), se encuentra que es de 1,2048 para toda la muestra, y de 0,8790 para la muestra corta. Finalmente, el error

estándar de la medida de inflación subyacente del BCRP excluyendo A&E contra la “benchmark” inflación para los siguientes doce meses es de 2,3480 para toda la muestra, y de 1,6981 para la muestra corta. Se esperaría que estos errores estándar se reduzcan utilizando las medidas de inflación subyacente resultantes de la optimización.

Para ilustrar cómo funciona el procedimiento, se demuestra en la tabla 1 algunas exclusiones de ítems del IPC y en el orden que han sido excluidos, para todas las especificaciones. Tomando la primera columna como ejemplo, el primer ítem excluido y por lo tanto el ítem que más reduce el error estándar dado que los otros ítems están incluidos en el índice, es el arroz. En el siguiente paso, dado que el arroz está excluido, el ítem que genera la máxima reducción del error estándar es carne de pollo, y por lo tanto es excluido. Esta representación da una idea de cuáles ítems generalmente parecen ser los más importantes de excluir para las medidas de inflación subyacente. Enseguida, se comenta cada especificación de izquierda a derecha en la tabla 1.

**Tabla 1. Ítems excluidos para todas las especificaciones (en orden)**

<i>Benchmark</i>			
Promedio móvil centrado de 36 meses		Inflación estándar para los siguientes doce meses	
<b>Muestra</b>		<b>Muestra</b>	
2001-2014	Entera	2001-2014	Entera
1. Arroz	1. Arroz	1. Carne de pollo	1. Pje. urbano e interurbano, tiques
2. Carne de pollo	2. Electricidad	2. Electricidad	2. Teléfono+Internet
3. Papa	3. Papa	3. Papa	3. Papa
4. Electricidad	4. Carne de pollo	4. Arroz	4. Arroz
5. Comidas fuera del hogar	5. Gas	5. Cebolla	5. Electricidad
6. Leche evaporada	6. Cebolla	6. Comidas fuera del hogar	6. Cebolla
7. Cebolla	7. Comidas fuera del hogar	7. Teléfono+Internet	7. Consumo de agua
8. Huevos	8. Leche evaporada	8. Consumo de agua	8. Carne de pollo
9. Teléfono+Internet	9. Consumo de agua	9. Papaya	9. Comidas fuera del hogar
10. Aceites	10. Papaya	10. Otras frutas frescas	10. Alquiler de vivienda
11. Consumo de agua	11. Alquiler de vivienda	11. Huevos	11. Gas
12. Papaya	12. Huevos	12. Pje. urbano e interurbano	12. Medicina+ natural manufacturado+ anticonceptivo
13. Otras frutas frescas	13. Transporte nacional	13. Azúcar	13. Artículos de limpieza
14. Gas	14. Aceites	14. Otros alimentos fuera del hogar	14. Otras frutas frescas
15. Compra de vehículos	15. Teléfono+Internet	15. Compras fuera del hogar	15. Legumbres frescas
16. Pasajes en avión	16. Otros alimentos fuera del hogar	16. Otros combustibles/gas natural	16. Cerveza
17. Frejol	17. Pasajes en avión	17. Otros cereales poco transformados	17. Huevos
18. Otros cereales poco transformados	18. Fideos		
19. Otras legumbres	19. Otros combustibles/gas natural		
20. Olluco y similares	20. Otros cereales poco transformados		
21. Zanahoria			
22. Otras hortalizas			
23. Transp. nacional			

---

**Benchmark**

---

Promedio móvil centrado de 36 meses

Inflación estándar para los siguientes doce meses

**Muestra**

2001-2014

Entera

24. Otros alimentos fuera del hogar
25. Productos alimenticios preparados y alimentos preparados
26. Zapallo
27. Cítricos
28. Alquiler de vivienda
29. Camote
30. Legumbres frescas
31. Otros preparados de carne
32. Otros
33. Periódicos
34. Otros combustibles/gas natural
35. Aparatos de televisión
36. Gira turística y hoteles
37. Aparatos de recreo y cultura
38. Colchón

**Muestra**

2001-2014

Entera

16. Leche evaporada
17. Otras legumbres
18. Carne de res

21. Otras frutas frescas
22. Otras legumbres
23. Zanahoria
24. Pescados en conserva
25. Aparatos de televisión
26. Olluco y similares
27. Servicio dental
28. Cigarrillos
29. Productos alimenticios y alimentos preparados
30. Quesos
31. Hospitalización por diversos motivos
32. Bebidas alcohólicas
33. Productos azucarados
34. Periódicos
35. Compra de vehículos
36. Combustibles y lubricantes

---

Cálculos “*in sample*” para ambos periodos.

Fuente: Elaboración propia 2015.

**Especificación 1:**

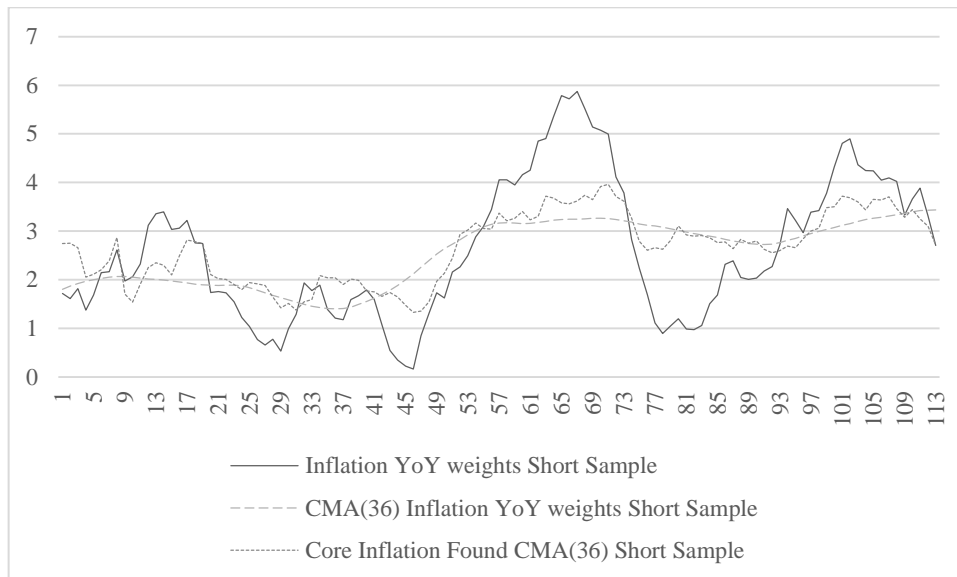
Esta especificación usa el periodo de inflación estable o “estacionaria” entre 2001 y 2014. La medida “*benchmark*” que es usada en este caso es un promedio móvil centrado de 36 meses, a la cual tiene que seguir la inflación subyacente. En total se excluyó 38 ítems del índice del IPC, y el error estándar con respecto a la “*benchmark*” PMC (36) es 0,3838, lo cual es una mejora significativa comparada con el error estándar de la medida de inflación subyacente del BCRP contra la misma “*benchmark*”. Los ítems excluidos caen en gran parte en la categoría de A&E, pero también se llega a excluir ítems de diferentes tipos como transporte, periódicos y colchones.

Como se puede observar en el gráfico 3, la medida de inflación subyacente sigue la PMC (36) relativamente cerca. La idea de la “*benchmark*” PMC (36) es que represente una tendencia ex-post de la inflación, lo cual también parece representar la medida de inflación subyacente encontrada. La señal subyacente está retenida y todavía se tiene 60% de la participación del



consumo intacto. Una observación interesante es que, opuesto a la medida estándar de inflación subyacente del BCRP, esta medida carece de características de suavización.

**Gráfico 3. Inflación subyacente con la *benchmark* PMC (36) – Muestra corta**



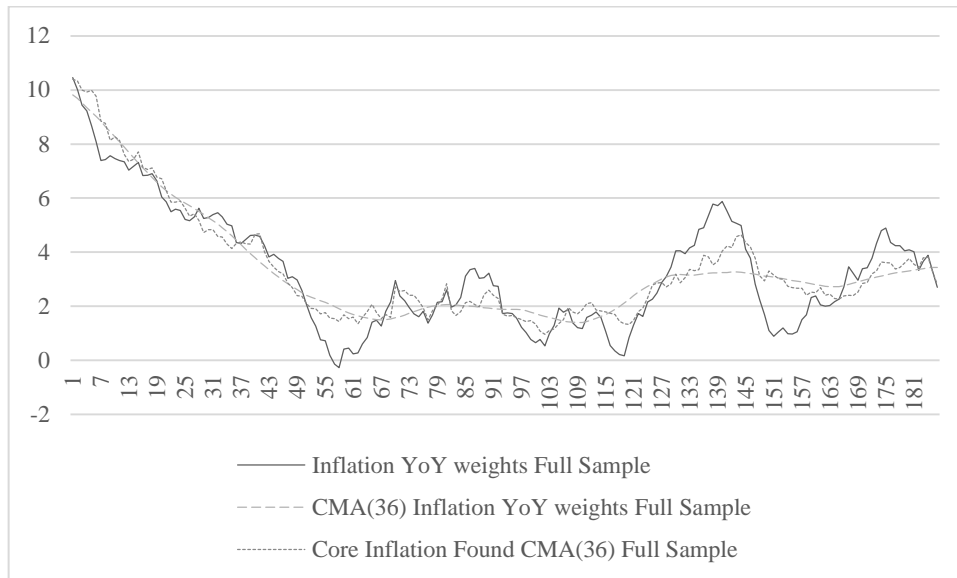
Fuente: Elaboración propia 2015.

**Especificación 2:**

La especificación 2 considera el periodo de la muestra entera entre 1994 y 2014, con la “*benchmark*” PMC (36). Para esta especificación se excluyó 36 ítems del índice del IPC para llegar a la medida de inflación subyacente óptima. Esta medida tiene un error estándar de 0,4499 con respecto a la “*benchmark*” PMC (36). En este caso también se nota una mejora sustancial comparada a los errores estándares de las medidas de inflación subyacente reportadas por el BCRP contra la misma “*benchmark*”. Parecido a la especificación 1, los ítems excluidos caen en términos generales en la categoría de A&E. Otros ítems excluidos son cigarrillos, compra de vehículos y hospitalización.

De manera similar a la especificación 1, se observa en el gráfico 4 que la medida de inflación subyacente sigue bien a su “*benchmark*”. Algo sorprendente, el procedimiento no parece ser sensible a diferentes “regímenes”, al poderse considerar que la muestra entera está compuesta por dos regímenes. En otras palabras, si la inflación para la muestra entera es más volátil, la medida de inflación subyacente encontrada parece seguir la tendencia ex-post de inflación relativamente cerca para toda la muestra, conservando el 60% de la participación de consumo. Esta especificación sí exhibe una volatilidad total más alta que en la especificación 1.

**Gráfico 4. Inflación subyacente con la *benchmark* PMC (36) – Muestra completa**



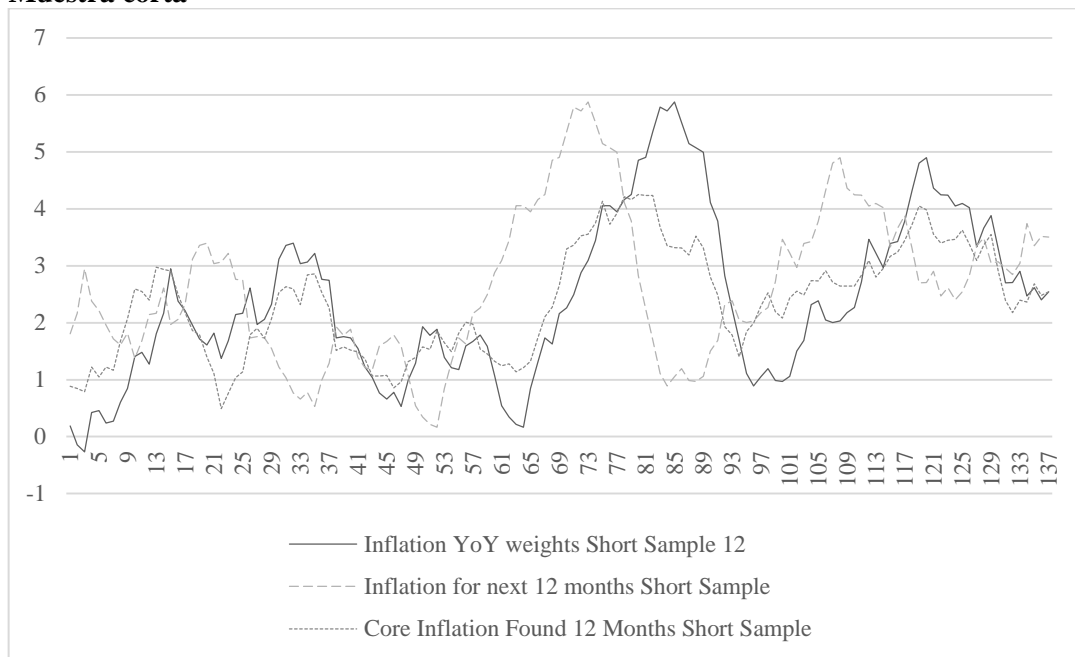
Fuente: Elaboración propia 2015.

### **Especificación 3:**

La tercera especificación utilizada es la “*benchmark*” inflación para los siguientes doce meses. El periodo de muestra es entre 2001 y 2014. En este caso, 18 ítems son excluidos del índice del IPC. El error estándar de la medida es 1,3548 con respecto a la “*benchmark*”, lo cual es una ligera mejora comparado con el error estándar de las medidas de inflación subyacente del BCRP con respecto a la misma “*benchmark*”. Es interesante observar que bajo esta especificación, los ítems excluidos son tales que se llega al límite inferior de 60% de la participación de consumo después de excluir solamente 18 ítems, que es la mitad del número de ítems excluidos para las dos primeras especificaciones utilizando la “*benchmark*” PMC (36). Los ítems excluidos pertenecen casi exclusivamente a la categoría de A&E. Sin embargo, se excluye también otros ítems como teléfono+internet y compra de vehículos.

Mirando al gráfico 5, se puede visualizar que el procedimiento de optimización jala a la inflación estándar hacia la “*benchmark*” y también reduce la volatilidad de la medida. Esta “*benchmark*” es utilizada para representar la capacidad predictiva de la medida de inflación subyacente. Del gráfico queda claro que esta propiedad es parcialmente cumplida. Si se mira a la medida de inflación subyacente se tiene una indicación hacia dónde está yendo la inflación estándar.

**Gráfico 5. Inflación subyacente con la *benchmark* inflación para los siguientes 12 meses – Muestra corta**



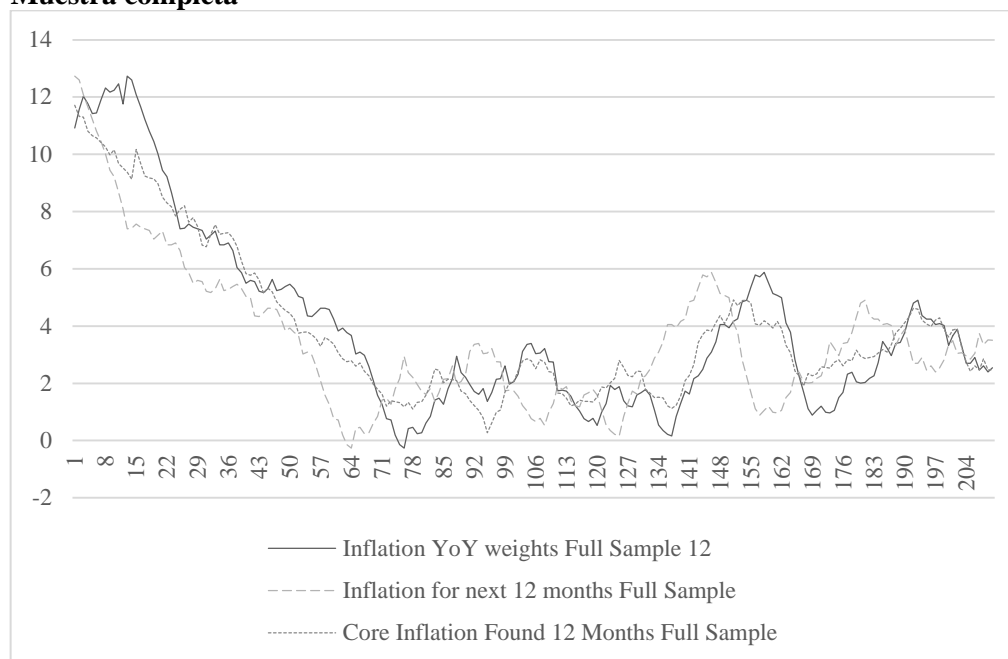
Fuente: Elaboración propia 2015.

#### **Especificación 4:**

La cuarta especificación representa la medida de inflación subyacente para la muestra entera, utilizando la “*benchmark*” inflación para los siguientes doce meses. Bajo esta especificación, se excluyó 17 ítems del índice del IPC. El error estándar de esta medida es de 1,4630 con respecto a la “*benchmark*”, lo cual es una mejora comparado a las medidas de inflación subyacente del BCRP con respecto a la misma “*benchmark*”. Como es el caso en las otras especificaciones, la mayoría de los ítems excluidos pertenecen a la categoría A&E, pero también se encuentran excluidos ítems como medicinas naturales y anticonceptivos.

El gráfico 6 muestra características similares al gráfico 5, donde la medida de inflación subyacente es jalada hacia la izquierda y tiene una volatilidad más baja que la inflación estándar. De manera similar a la “*benchmark*” PMC (36), la metodología parece no ser sensible a los regímenes diferentes. La medida de inflación subyacente encontrada parece predecir a la inflación estándar relativamente bien, lo cual es el propósito bajo esta especificación.

**Gráfico 6. Inflación subyacente con la *benchmark* inflación para los siguientes 12 meses – Muestra completa**



Fuente: Elaboración propia 2015.

### Observaciones generales

Como se ha mencionado en la introducción, es importante tener buenos argumentos para excluir ítems del IPC, por varias razones. Por lo tanto, es interesante mirar a qué bienes han sido excluidos. Como queda claro de la tabla 1, muchos de los ítems excluidos efectivamente son alimentos y energía, que son ítems clásicamente descartados en medidas basadas en la exclusión. Sin embargo, también surgen otros tipos de ítems excluidos. Se encuentra por ejemplo diferentes tipos de transporte (pasajes en avión, Pje. urbano e interurbano) y servicios de teléfono+internet. Se excluye también compra de vehículos, artículos de limpieza, anticonceptivos y artículos de higiene personal. Se puede tomar tres conclusiones de estos hechos: (i) excluir A&E parece ser un procedimiento apropiado para diseñar una medida de inflación subyacente; dependiendo de los propósitos de la medida, diferentes ítems A&E deben excluirse/retenerse, (ii) algunos ítems A&E ciertamente pertenecen a la señal subyacente de la inflación, y (iii) en términos generales, la metodología parece permitir una manera sencilla de determinar cuáles de los ítems deben ser excluidos.

Luego, mirando qué ítems son mutuamente excluidos cruzando especificaciones, se observa que existe cierta consistencia. Por ejemplo, dentro de los diez primeros ítems excluidos se encuentran arroz, carne de pollo, papa, electricidad, comidas fuera del hogar y cebolla [06/10] cruzando las cuatro especificaciones. De igual manera, dentro de los primeros 17 ítems excluidos se

encuentran arroz, carne de pollo, papa, electricidad, comidas fuera del hogar, cebolla, huevos, teléfono+internet y consumo de agua [09/17]. Por lo tanto, los ítems excluidos cruzando las cuatro especificaciones tienen una correlación no trivial. Esto implica consistencia, y que las medidas de inflación subyacente encontradas son robustas a diferentes especificaciones.

Otra observación importante es que los periodos de muestra verdaderos son algo acortados para poder obtener las “*benchmarks*”. Esto podría, especialmente en el caso de la “*benchmark*” PMC (36) donde se pierde las primeras 18 observaciones y las últimas 18, resultar en una pérdida de precisión del procedimiento de optimización. Los resultados son resumidos en la tabla 2:

**Tabla 2. Errores estándares para todas las medidas de inflación subyacente**

<b>Medida de inflación subyacente</b>	<b><i>Benchmark</i></b>	<b>Error estándar</b>
BCRP muestra entera	PMC (36)	0,8831
BCRP ex A&E muestra entera	PMC (36)	1,2048
Tesis muestra entera	PMC (36)	0,4499
BCRP muestra corta	PMC (36)	0,9655
BCRP ex A&E muestra corta	PMC (36)	0,8790
Tesis muestra corta	PMC (36)	0,3838
BCRP muestra entera	Inf. para sig. 12 meses	1,736
BCRP ex A&E muestra entera	Inf. para sig. 12 meses	2,3480
Tesis muestra entera	Inf. para sig. 12 meses	1,4630
BCRP muestra corta	Inf. para sig. 12 meses	1,7491
BCRP ex A&E muestra corta	Inf. para sig. 12 meses	1,6981
Tesis muestra corta	Inf. para sig. 12 meses	1,3548

Fuente: Elaboración propia 2015.

#### **4. Probando la idoneidad utilizando los criterios de Marques *et al.* (2002)**

Como se ha discutido en las primeras secciones, hay poco consenso sobre qué es una buena medida de inflación subyacente en términos de evaluar su rendimiento técnicamente. Probablemente el criterio más usado para esta evaluación es el error estándar y también el criterio usado en esta tesis. Las “*benchmark*” por su parte no son elegidas basándose en teoría económica robusta. Sin embargo, estas “*benchmark*” son el estándar de la literatura y, por lo tanto, desviarse de ellas no tendría mucho sentido. Otra razón para utilizar estas “*benchmark*” es por la transparencia que tienen en la manera de cómo son calculadas. Una aproximación basada en un modelo bajaría la transparencia y la *replicabilidad* que se busca. Por lo tanto, luego de haber encontrado las medidas de inflación subyacente, el siguiente paso es probar su rendimiento más formalmente. Para ello, se utiliza los criterios econométricos de Marques *et al.* (2002)<sup>9</sup>, que permite una evaluación paso por paso de la idoneidad de las medidas. El modelo de Marques *et al.* (2002) extiende a la idea de una relación de cointegración de largo plazo entre la medida de

<sup>9</sup> Notar que esta metodología también se refiere a pruebas “*in sample*”.

inflación subyacente y la inflación estándar, lo cual se puede conectar a la discusión en la sección teórica. La idea es que independientemente de las posibles desventajas de la metodología usada para encontrar las medidas, las medidas pueden considerarse válidas si cumplen con estos criterios.

Así, siguiendo a Marques *et al.* (2002), se asume que la inflación  $\pi_t$  puede definirse como la suma de un componente permanente, la inflación subyacente  $\pi_t^c$ , y un componente temporal,  $z_t$ . La inflación en el periodo  $t$  vendría a ser

$$\pi_t = \pi_t^c + z_t \quad (8)$$

Se asume que  $z_t$  tiene media cero y varianza finita, y por lo tanto  $I(0)$ . Luego, si se asume que la inflación  $\pi_t$  es  $I(1)$  entonces la inflación subyacente  $\pi_t^c$  también tiene que ser  $I(1)$  por construcción. Esto significa que las dos series cointegran, y que la variable  $z_t = \pi_t - \pi_t^c$  es  $I(0)$  con media cero. Nótese que se asume explícitamente que  $\gamma = 1$ . Así se refleja el hecho de que el propósito de una buena medida de inflación subyacente es que debe anticipar a la inflación y también capturar a la señal subyacente de largo plazo de la inflación.

Luego, se enumeran los tres criterios que las medidas de inflación subyacente deben cumplir. Cuando la inflación  $\pi_t$  es  $I(1)$ , se denomina a  $\pi_t^c$  una medida válida de inflación subyacente si:

1. La inflación subyacente  $\pi_t^c$  es  $I(1)$  y ambas medidas  $\pi_t$  y  $\pi_t^c$  cointegran con un coeficiente unitario. Esto significa que  $z_t = \pi_t - (1)\pi_t^c$  es  $I(0)$  con  $E(z_t) = 0$ .
2. Existe una especificación de un modelo<sup>10</sup> de corrección de errores para  $\Delta\pi_t$  incluyendo a  $z_{t-1}$  dada por:

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta\pi_{t-j}^c - \omega(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^c) + \varepsilon_t \quad (9)$$

con  $\omega \neq 0$ . Por lo tanto, la inflación subyacente  $\pi_t^c$  “*Granger causes*” a la inflación  $\pi_t$ .

---

<sup>10</sup> Nótese que se ha impuesto  $\gamma = 1$  aquí. Por lo tanto, se impone esta condición sobre la ecuación (6), y se dice que el criterio 2 es un caso especial del modelo de corrección de errores en la ecuación (6).

3. La inflación subyacente  $\pi_t^c$  es fuertemente exógena para los parámetros de la ecuación (9). Esta condición también implica que la especificación del modelo de corrección de errores  $\Delta\pi_t^c$  dada por

$$\Delta\pi_t^c = \sum_{j=1}^r \delta_j \Delta\pi_{t-j}^c + \sum_{j=1}^s \theta_j \Delta\pi_{t-j} - \lambda(\pi_{t-1}^c - \pi_{t-1}) + u_t \quad (10)$$

tiene que tener que  $\lambda = \theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ . Aquí es importante notar que, si  $\lambda = 0$ , la inflación subyacente  $\pi_t^c$  es débilmente exógena para los parámetros de la ecuación (9), o puesto en términos econométricos, “*long-run forcing*”. Solamente si también se tiene que  $\theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ , la inflación subyacente  $\pi_t^c$  es fuertemente exógena para los parámetros de la ecuación (9), y la inflación  $\pi_t$  no “*Granger causes*” a la inflación subyacente  $\pi_t^c$ . En otras palabras, si la inflación subyacente es fuertemente exógena, de ninguna manera puede ser una función de la inflación. Esta condición es muy fuerte, por lo tanto se considerará una suficiente condición la exogenidad débil. Se prueba estos tres criterios de la siguiente manera: El primer paso es probar si la serie  $(\pi_t - \pi_t^c)$  tiene una raíz unitaria, usando el test de Dickey-Fuller aumentado. Marques *et al.* (2002) consideran la siguiente ecuación:

$$(\pi_t - \pi_t^c) = \alpha + (\beta - 1)\pi_t^c + v_t \quad (11)$$

donde es verdad que  $(\pi_t - \pi_t^c)$  es estacionaria si y solo si  $v_t$  es estacionario y  $\beta = 1$ . Si la serie es estacionaria se puede probar la hipótesis que  $\alpha = 0$ , permitiendo una constante en la prueba de Dickey-Fuller aumentada. Si todavía se concluye estacionaridad, se continúa estimando las ecuaciones (9) y (10). La tabla 3 contiene los resultados.

Solamente dos de las ocho medidas probadas cumplen los criterios propuestos por Marques *et al.* (2002). La medida de inflación subyacente estándar del BCRP es “*long-run forcing*” hacia la inflación estándar para el periodo entre enero de 2001 y mayo de 2014. Sin embargo, se rechaza la hipótesis nula en la prueba de Wald que todos  $\theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ . La medida de inflación subyacente con la “*benchmark*” PMC (36) también es “*long-run forcing*” hacia la inflación estándar, y por lo tanto cumple con los criterios mirando a la muestra corta. Esto significa que esta medida de inflación subyacente es una mejora al tener un error estándar más bajo que la medida del BCRP, pero también debido a que tiene buen rendimiento cuando es probado contra los criterios formales.

Ambas medidas de inflación subyacente con la “*benchmark*” inflación para los siguientes doce meses no cumplen con la primera condición de ser “*long-run forcing*”. Esto significa que la

inflación estándar es “*Granger causes*” a la inflación subyacente y viceversa, cuando lo que se quiere es que solamente la inflación subyacente sea “*Granger causes*” a la estándar, como es el caso de las dos medidas que cumplieron los criterios. Si se mira a la medida del BCRP excluyendo a A&E, es la que peor cumple con los criterios. Para ambos periodos de la muestra, se tiene que  $\omega = 0$ , y por lo tanto la inflación subyacente no es “*Granger causes*” a la estándar.

Contrastando con la discusión previa de medidas no sensitivas a diferentes regímenes, estas pruebas parecen revelar que efectivamente existe un problema cuando se utiliza la metodología de Detmeister sobre periodos de tiempo largos en donde puede haber diferentes regímenes inflacionarios. Esto se refleja en la falta de capacidad para cumplir con los criterios de todas las medidas considerando el periodo de la muestra entera entre diciembre de 1994 y mayo de 2014. Otra observación es que las medidas de la tendencia inflación subyacente<sup>11</sup> cumplen más fácilmente con el modelo econométrico de Marques *et al.* (2002).

**Tabla 3. Resultados para la prueba de Marques *et al.* (2002)**

Medida de inflación subyacente	ADF para $(\pi - \pi^c) \sim I(0)$	test $\alpha = 0$ dado $\beta = 1$	$\omega = 0$	$\lambda = 0$	Fuerte exogeneidad $\theta_1 = \dots = \theta_s = 0$ dado $\lambda = 0$	Cumple criterios (Sí, No)
Paso	1	2	3	4	5	6
BCRP muestra entera	Sí	Sí	No	No	-	No
BCRP muestra corta	Sí	Sí	No	Sí	No	Sí*
BCRP ex A&E muestra entera	Sí	No	Sí	-	-	No
BCRP ex A&E muestra corta	Sí	Sí**	Sí	-	-	No
Tesis PMC (36) muestra entera	Sí	Sí	No	No	-	No
Tesis PMC (36) muestra corta	Sí	Sí	No	Sí	No	Sí*
Tesis IPS12M muestra entera	Sí	Sí	No	No	-	No
Tesis IPS12M muestra corta	Sí	Sí	No	No	-	No

\*Medida es “*long-run forcing*”. \*\*Débilmente no estacionario.

Fuente: Elaboración propia 2015. Inspirada por Marques *et al.* (2002).

## 5. Dinámicas de corrección de errores

Una de las ventajas de haber estimado las ecuaciones (9) y (10) es que se puede estimar un modelo de corrección de errores vectorial de dos variables endógenas, la inflación estándar y la inflación

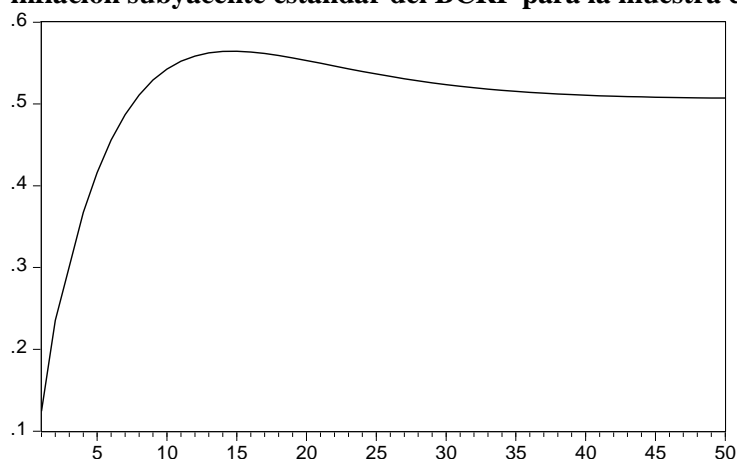
<sup>11</sup> La medida de inflación subyacente estándar del BCRP es una tendencia más suave y la “*benchmark*” PMC (36) es una tendencia ex-post.



subyacente, y analizar las funciones de impulso-respuesta. Como dos de las ocho medidas probadas cumplieron con los criterios, se desarrollará el análisis para ambas medidas de inflación subyacente para ver cuál converge más rápido a su relación de cointegración de largo plazo con la inflación estándar.

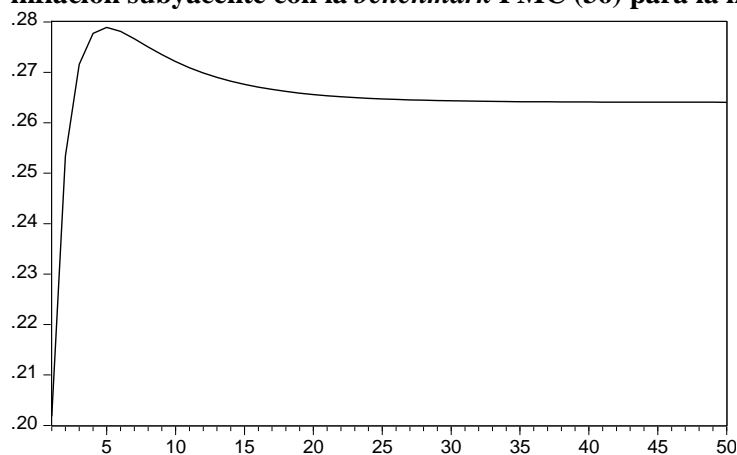
Por lo tanto se estima dos modelos MCEV, restringiendo al vector de cointegración a ser  $(1, -1)$ , y fijando el coeficiente de ajuste a cero para la ecuación (10). Luego, se simula un *shock* de Cholesky de una desviación estándar a la inflación subyacente<sup>12</sup>. En los gráficos 7 y 8 se puede visualizar los resultados.

**Gráfico 7. Respuesta de la inflación a un *shock* de Cholesky de una desviación estándar a la inflación subyacente estándar del BCRP para la muestra corta**



Fuente: Elaboración propia 2015.

**Gráfico 8. Respuesta de la inflación a un *shock* de Cholesky de una desviación estándar a la inflación subyacente con la *benchmark* PMC (36) para la muestra corta**



Fuente: Elaboración propia 2015.

<sup>12</sup> Para más información sobre modelos MCEV y simulación de *shocks*, ver Hamilton (1994).

Se observa que la inflación estándar converge después de más o menos 25 meses, cuando se simula un *shock* de Cholesky de una desviación estándar a la inflación subyacente con la “*benchmark*” PMC (36). Cuando se simula un *shock* de Cholesky de una desviación estándar a la medida de inflación subyacente del BCRP, la inflación estándar converge después de cerca de 45 meses. Este hecho da más credibilidad a la medida de inflación subyacente encontrada en esta tesis, dado que un ajuste más rápido a la relación de largo plazo es deseado.

## Capítulo IV. Discusión

Comparado con los resultados de Detmeister (2012), los resultados en esta tesis en la mayor parte son esperados dado que la metodología ha demostrado mejorar medidas “*in sample*” de inflación subyacente. Asimismo que los resultados sean positivos en el sentido que se pudo hallar nuevas medidas de inflación subyacente con errores estándar más bajos que las medidas del BCRP, se puede concluir que no es trivial crear una “buena” medida de inflación subyacente basada en la exclusión. Quizás el aspecto más importante a considerar es que no se ha realizado un análisis “*out of sample*” en esta tesis. Esto es problemático en el sentido muy claro de que en la vida real, los bancos centrales no tienen acceso a data del futuro y por lo tanto necesitan tener métodos sólidos para predecir la inflación utilizando data del pasado. Detmeister (2012) encuentra que las medidas técnicamente más sofisticadas “*limited influence*” tienen mejor rendimiento bajo un análisis “*out of sample*”, lo cual también se esperaría para el caso del Perú.

Sin embargo, el propósito de esta tesis fue encontrar una medida basada en la exclusión con propiedades deseables incluyendo las de fácil *replicabilidad* y transparencia. Así, la idea fue que si una medida “*in sample*” cumple con los criterios formales de Marques *et al.* (2002) podría considerarse una buena medida de inflación subyacente en un sentido más amplio, y las limitaciones de un análisis “*in sample*” en cierto modo podrían ser descartadas. En este sentido, los resultados de probar las medidas contra los criterios son interesantes dado que, como lo han manifestado Marques *et al.* (2002), medidas de inflación subyacente basadas en la exclusión tienden a fallar este tipo de pruebas. Aquí, sin embargo, la medida que tiene mejor rendimiento en la prueba es una de las medidas basadas en la exclusión encontradas en esta tesis. Esto significa que podría existir una solución conjunta para el problema “*in sample*” – “*out of sample*”, y también al problema de medidas basadas en la exclusión para pasar pruebas de cointegración a través el uso de las técnicas de Detmeister (2012) y Marques *et al.* (2002), simultáneamente.

Luego de desarrollar una nueva medida de inflación subyacente basada en la exclusión, sigue naturalmente el análisis de qué bienes son excluidos de la canasta del IPC. Similar a los hallazgos de otros estudios, que la medida excluyendo A&E tiene una validez empírica, se encuentra también en esta tesis que muchos de los primeros 17 ítems excluidos, independientemente de la especificación del modelo, efectivamente son ítems que pertenecen a la categoría de alimentos y energía. Sin embargo, también se puede concluir que algunos ítems de alimentos y energía deben considerarse parte de la señal subyacente de la inflación, y por lo tanto deben retenerse en la medida basada en la exclusión. El hecho de que las medidas excluyen muchos ítems de alimentos

y energía es interesante dado que en otros estudios la medida excluyendo A&E ha tenido una capacidad predictiva más alta que otras medidas basadas en la exclusión, lo cual significaría que una medida simple basada en la exclusión puede ser mejor a una medida basada en la exclusión más avanzada y que, al mismo tiempo, medidas basadas en la exclusión más elaboradas tienen mejor rendimiento en pruebas “*in sample*”. Por ende, se tiene un tema para una futura investigación donde un número más grande de especificaciones<sup>13</sup> del modelo de Detmeister podría ser comparado a medidas estándares excluyendo A&E utilizando los criterios de Marques *et al.* (2002).

Aunque lo más importante puede ser que la metodología usada en esta tesis es fuertemente “*path dependent*”. Esto significa que cada medida encontrada solamente representa un mínimo local<sup>14</sup> entre muchos posibles mínimos. Considera encontrar el mínimo global entre todas las medidas de inflación subyacente posibles, de tal manera que la medida resultante de inflación subyacente cumpla completamente con las pruebas formales de Marques *et al.* (2002), por construcción. Volviendo al párrafo anterior donde se menciona promediar entre un número grande de especificaciones, esto sería el siguiente paso a tomar en estudios futuros, pero de una manera más general. Una buena manera de hacer esto sería utilizar algún tipo de algoritmo de optimización como por ejemplo el algoritmo de “*simulated annealing*” usado por Kapetanios (2007) para un procedimiento de selección de variables, incluyendo un número grande de variables. Básicamente, como se tiene ítems en el índice del IPC, significaría probar posibles óptimos. Si  $n = 150$  se tendría un número tan grande de posibles óptimos que tomaría demasiado tiempo encontrar el óptimo paso por paso. En lugar, el método de Kapetanios de “*simulated annealing*” minimiza una función objetiva utilizando “*strings*” vecinales de unos y ceros<sup>15</sup>, llevando a la convergencia más rápidamente que la evaluación individual de todos los posibles “*strings*”.

---

<sup>13</sup> Al agregar más periodos de muestra o más medidas “*benchmark*” de la inflación estándar, el número de especificaciones aumenta rápidamente. Los resultados pueden ser promediados de diferentes maneras para encontrar una medida que tiene buen rendimiento para todas las circunstancias.

<sup>14</sup> Esto viene de haber minimizado la raíz del error medio cuadrático.

<sup>15</sup> Los unos indican cuáles de los ítems son incluidos y los ceros cuáles son excluidos.

## **Conclusiones y recomendaciones**

### **Conclusiones**

Basado en los objetivos de esta tesis, se encontró que todas las medidas de inflación subyacente propuestas tienen errores estándares más bajos con respecto a las medidas “*benchmark*” comparado con las medidas de inflación subyacente reportadas por el BCRP. Sin embargo, cuando se prueba estas medidas de inflación subyacente contra criterios estadísticos formales, solamente la medida de inflación subyacente estándar del BCRP y la medida de inflación subyacente con la “*benchmark*” PMC (36) para la muestra corta cumplen con todos los criterios. Un análisis de impulso-respuesta revela que la inflación estándar converge más rápido a su relación de cointegración de largo plazo con la inflación subyacente, cuando se utiliza la medida de inflación subyacente con la “*benchmark*” PMC (36) para la muestra corta, que cuando se utiliza la medida de inflación subyacente estándar del BCRP. Esto significa que la metodología utilizada para desarrollar las medidas de inflación subyacente es exitosa para mejoramiento “*in sample*” a medidas de inflación subyacente basadas en la exclusión, y además se encontró una medida de inflación subyacente mejor para el Perú.

### **Recomendaciones**

A pesar de que la prueba formal puede considerarse una excusa para no tener que realizar un análisis “*out of sample*”, la limitación más importante de esta tesis es justamente que no se ha realizado un análisis de este tipo, y lo que se halló solamente podría considerarse mínimos locales. Por lo tanto, se recomienda futuros estudios utilizando algoritmos de simulación para encontrar el óptimo global.

## Bibliografía

- BCRP (2015). “Información de la página web del BCRP.” <http://www.bcrp.gob.pe/docs/sobre-el-bcrp/folleto/folleto-institucional-2.pdf>.
- Clark, Todd E. (2001). “Comparing Measures of Core Inflation”. *Economic Review*. Vol. 86, issue 2.
- Detmeister, Alan K. (2012). “What should core inflation exclude?”. *Federal Reserve Board*. Vol. 43.
- Freeman, Donald G. (1998). “Do core inflation measures help forecast inflation?”. *Economic Letters*. Vol. 58, issue 2, p. 143-147.
- Gordon, Robert (1975). “Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks”. *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 1, p. 183-206.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Kapetanios, George (2007). “Variable selection in regression models using nonstandard optimisation of information criteria”. *Computational Statistics & Data Analysis*. Vol. 52, issue 1, p. 4-15.
- Marques, Carlos Robalo; Neves, Pedro Duarte; y Morais Sarmiento, Luis (2003). “Evaluating core inflation indicators”. *Economic Modelling*. Vol. 20, issue 4, p. 765-775.
- Marques, Carlos Robalo; Neves, Pedro Duarte; y Gonçalves da Silva, Afonso (2002). “Why should central banks avoid the use of the underlying inflation indicator?”. *Economic Letters*. Vol. 75, issue 1, p. 17-23.
- Rich, Robert y Steindel, Charles (2007). “A Comparison of Measures of Core Inflation” *FRBNY Economic Policy Review*.
- Riksbank (2015). “Comunicación al público el 18 de marzo de 2015.” [http://www.riksbank.se/Documents/Pressmeddelanden/2015/prm\\_150318\\_eng.pdf](http://www.riksbank.se/Documents/Pressmeddelanden/2015/prm_150318_eng.pdf)
- Roger, Scott (1998). “Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement”. *Reserve Bank of New Zealand*. Discussion Paper N° G98/9.
- Silver, Mick (2007). “Core inflation: Measurement and statistical issues in choosing among alternative measures”. *International Monetary Fund*, Vol. 54, issue 1.
- Smith, Julie K. (2004). “Weighted Median Inflation: Is this Core Inflation?”. *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol. 36, issue. 2, p. 253-263.
- Winkelried, Diego (2014). *Tópicos de econometría avanzada: Notas de clase 5*. Lima: Universidad del Pacífico.

## **Anexos**

## Anexo 1. Los ítems del IPC y sus pesos en porcentajes

**Tabla 4: Todos los ítems del IPC y sus respectivos pesos**

Arroz	1,9
Avena	0,1
Maíz	0,1
Trigo	0,0
Otros cereales poco transformados	0,1
Galletas	0,4
Pan	1,9
Fideos	0,5
Pasteles y similares	0,4
Harina de cereales y Cereales procesados	0,1
Carne de carnero	0,1
Carne de cerdo	0,1
Carne de res	1,2
Carne de pollo	3,0
Carne de otras aves	0,1
Menudencia de pollo y otras aves	0,1
Otras menudencias	0,3
Otros preparados de carne	0,4
Pescado fresco y congelado	0,7
Mariscos	0,0
Pescados en conserva	0,2
Huevos	0,6
Leche en conserva	1,6
Leche fresca	0,1
Quesos	0,5
Otros	0,4
Aceites	0,5
Mantequilla	0,0
Margarina	0,2
Aji	0,1
Ajos	0,1
Apio	0,0
Cebolla	0,4
Choclo	0,1



Legumbres frescas	0,2
Tomate	0,2
Zanahoria	0,1
Zapallo	0,1
Otras hortalizas	0,4
Cítricos	0,5
Duraznos	0,1
Manzana	0,2
Palta	0,1
Papaya	0,2
Plátano	0,3
Uva	0,1
Otras frutas frescas	0,4
Frutas secas + conserva	0,0
Frejol	0,1
Otras menestras	0,2
Camote	0,1
Olluco y similares	0,1
Papa	0,9
Yuca	0,0
Harina y otros derivados	0,0
Azúcar	0,5
Cacao y sucedáneos	0,1
Café	0,2
Te	0,0
Otras hierbas para infusión y similares	0,0
Aceituna	0,1
Especias y sazónadores	0,5
Productos alimenticios diversos	0,1
Productos azucarados	0,2
Sal	0,0
Productos alimenticios preparados y alimentos preparados	0,6
Gaseosa+jugos+refrescos	1,7
Beb. con alto contenido alcohólico	0,1
Beb. con bajo contenido alcohólico	0,1
Cerveza	0,8
Bebidas alcohólicas	0,4

Bebidas no alcohólicas	0,7
Comidas fuera del hogar	8,4
Otros alimentos fuera del hogar	2,3
Telas	0,0
Artículos de confecciones y tejido	0,1
Ropa para hombres y niños mayores de 12 años	1,5
Ropa para mujeres y niñas mayores de 12 años	1,5
Ropa 2+niños+niñas+reparación	0,8
Confección de diversas prendas	0,0
Calzado para hombres y niños mayores de 12 años	0,6
Calzado para mujeres y niñas	0,5
Calzado 2+niños+niñas	0,3
Reparaciones diversas	0,1
Alquiler de vivienda	2,4
Arbitrios municipales	0,2
Reparación+servicio+gasto vivienda	0,6
Consumo de agua	1,6
Electricidad	2,9
Gas	1,4
otros combustibles + gas natural	0,1
Camas	0,1
muebles guardar+ juego muebles	0,4
Compostura de muebles	0,0
Colcha y cubrecamas	0,1
Colchón	0,1
cortinas + otros muebles y accesorios fijos+otros accesorios	0,2
Frazadas	0,0
Sábanas	0,1
Toallas	0,0
Aparatos de cocina y calentar	0,2
Lavadora	0,2
Licuadora y extractor	0,0
Plancha	0,0
Refrigeradora	0,2
Reparación y repuestos	0,0
Bombas de luz	0,2
Cristalería	0,0

Vajilla	0,0
Otros utensilios domésticos	0,1
Artículos de limpieza	0,9
Otros artículos del hogar	0,6
Servicio de limpieza	0,2
Empleados del hogar	2,1
Medicina+natural manufacturado+anticonceptivo	2,2
Aparatos terapéuticos	0,2
Consultas médicas	0,3
Servicio dental	0,2
Servicios médicos otros	0,1
Hospitalización por diversos motivos	0,4
Seguros diversos	0,3
Compra de vehículos	1,6
Combustibles y lubricantes	1,3
Reparación de vehículos	0,2
Repuestos y lavado de vehículos	0,2
Otros gastos de vehículos	0,1
Pasaje en avión	0,4
Transporte nacional	0,3
Pje. urbano e interurbano	8,5
Servicio de correo	0,0
Teléfono+Internet	3,8
Aparatos de radio y equipos de sonido	0,2
Aparatos de recreo y cultura	0,9
Aparatos de televisión	0,5
Artículos recreativos	0,7
Reparación de radio y t.v.	0,0
Entradas a espectáculos y gastos en clases y mascotas	2,4
Libros no escolares	0,0
Periódicos	0,2
Revistas y afines	0,1
Textos y útiles escolares y de escritorio	0,7
Enseñanza y matrícula	9,1
Artículos de cuidado personal	4,9
Servicio de cuidado personal	0,6
Artículos de joyería	0,1

Gira turística y hoteles	0,2
Gastos en bautismo y matrimonio	0,1
Gastos judiciales	0,4
Otros gastos diversos	0,3
Cigarrillos	0,1

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú.

## Anexo 2. Derivación del modelo de corrección de errores

Al explicar la cointegración y el modelo de corrección de errores, se sigue a Winkelried (2014). Si la inflación  $\pi_t$  y la inflación subyacente  $\pi_t^c$  son  $I(1)$ , se dice que son cointegradas si existe una combinación lineal estacionaria de las series, o  $I(0)$ . Matemáticamente, se escribe esto como  $z_t = \pi_t - \gamma\pi_t^c \sim I(0)$ . Esto significa que existe una relación estable de largo plazo entre las dos series representada por  $\gamma$ .

Para entender mejor, considere un caso más general, asumiendo un modelo ARDL ( $p, q$ ) dado por

$$A(L)\pi_t = c + B(L)\pi_t^c + \varepsilon_t \quad (1^*)$$

donde  $A(L) = 1 - \sum_{i=1}^p a_i L^i$  y  $B(L) = \sum_{i=0}^q b_{i+1} L^i$  son polinomios de rezagos de grado  $p$  y  $q$ , respectivamente, y  $\varepsilon_t$  un proceso de ruido blanco. Además, se asume que las raíces del polinomio característico  $A(z) = 0$  se encuentran fuera del círculo unitario,  $|z| > 1$ , y que  $A(1) > 0$ .

Luego, puede definirse el multiplicador de largo plazo para la relación entre la inflación  $\pi_t$  y la inflación subyacente  $\pi_t^c$  como  $\gamma = \frac{B(1)}{A(1)}$ . Haciendo un poco de álgebra, los polinomios de rezagos  $A(L)$  y  $B(L)$  pueden expresarse como  $A(L) = A(1)L + A^*(L)(1 - L)$  y  $B(L) = B(1)L + B^*(L)(1 - L)$ , respectivamente. Así, adicionando y restando  $\gamma A(L)\pi_t^c$  a la ecuación (1\*) se obtiene:

$$A(L)\pi_t = c + \gamma A(L)\pi_t^c + [B^*(L) - \gamma A^*(L)]\Delta\pi_t^c + \varepsilon_t = c + \gamma A(L)\pi_t^c + A(L)z_t \quad (2^*)$$

donde el término  $A(L)z_t$  está definido como  $[B^*(L) - \gamma A^*(L)]\Delta\pi_t^c + \varepsilon_t$ . Dividiendo ambos lados con  $A(L)$ , resolviendo por  $\pi_t$ , da:

$$\pi_t = \mu + \gamma\pi_t^c + z_t \quad (3^*)$$

donde  $\mu = \frac{c}{A(1)}$ . Si luego se supone que la inflación subyacente  $\pi_t^c$  es integrada,  $I(1)$ , entonces por definición la primera diferencia de la inflación subyacente sería estacionaria,  $\Delta\pi_t^c \sim I(0)$ . Como se asumió la estabilidad del polinomio  $A(L)$  y que  $\varepsilon_t$  es un proceso de ruido blanco, se ve que  $z_t \sim I(0)$ . Por lo tanto, se concluye que

$$z_t = \pi_t - \mu - \gamma\pi_t^c \sim I(0) \quad (4^*)$$

y la inflación  $\pi_t$  también es  $I(1)$ , por construcción. Finalmente, se dice que la inflación  $\pi_t$  y la inflación subyacente  $\pi_t^c$  cointegran con el vector de cointegración  $(1, -\gamma)$ . Con estos resultados en mente, se puede expresar la ecuación (1\*) como:

$$A^*(L)\Delta\pi_t = \alpha(\pi_{t-1} - \mu - \gamma\pi_{t-1}^c) + B^*(L)\Delta\pi_t^c + \varepsilon_t \quad (5^*)$$

donde  $\alpha = -A(1)$ . Este es el modelo de corrección de errores (MCE).

## **Nota biográfica**

### **Erik Sebastian Hauer**

Natural de Umeå, Suecia. Tiene título de bachiller en gobernanza y administración con especialización en economía de la Universidad de Umeå. Ha trabajado como jefe de prácticas del curso de pregrado de economía “Teoría del Comercio Internacional” en la Universidad del Pacífico, Lima, Perú. Ha finalizado el programa de maestría en economía de la Universidad del Pacífico. Actualmente labora como economista en el Instituto Nacional de Estadística de Suecia (SCB), Estocolmo, Suecia.