



**“CÁLCULO DE LA DIVERGENCIA RELATIVA DE PRECIOS  
COMO MEDIDA DE PRESIÓN INFLACIONARIA”**

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

**Presentado por**

**Srta. María Gracia Ramos Augusto**

**Asesor: Profesor Diego Winkelried**

**2015**

En agradecimiento a mis padres, por ser siempre mi  
apoyo.

## **Resumen ejecutivo**

En un contexto de un creciente poder adquisitivo de la clase media del Perú, la mayor demanda tiende a generar presiones inflacionarias, con tasas de crecimiento de los precios de los diferentes rubros de bienes y servicios de la canasta básica de consumo (del total considerado en el cálculo del Índice de Precios al Consumidor<sup>1</sup>) con trayectorias diferentes.

El presente trabajo tiene como objetivo analizar la divergencia de precios utilizando un modelo no lineal de coeficientes que varían en el tiempo (Phillips y Sul 2007) e identificar las tendencias inflacionarias comunes por agrupaciones de los rubros de la canasta básica de consumo, así como sus componentes. Una divergencia de precios significativa con tendencias persistentemente al alza de mayor peso en los principales rubros subyacentes podría ser indicio de un cambio de tendencia de la inflación total.

---

<sup>1</sup> <http://series.inei.gob.pe:8080/sirtod-series/>

## Índice

<b>Índice de tablas.....</b>	<b>v</b>
<b>Índice de gráficos.....</b>	<b>vi</b>
<b>Índice de anexos.....</b>	<b>vii</b>
<b>Capítulo I. Introducción.....</b>	<b>1</b>
<b>Capítulo II. Datos.....</b>	<b>4</b>
<b>Capítulo III. Metodología.....</b>	<b>7</b>
<b>Capítulo IV. Estimaciones.....</b>	<b>11</b>
<b>Conclusiones y recomendaciones.....</b>	<b>19</b>
1. Conclusiones.....	19
2. Recomendaciones.....	19
<b>Bibliografía.....</b>	<b>20</b>
<b>Anexos.....</b>	<b>22</b>
<b>Nota biográfica.....</b>	<b>34</b>

## Índice de tablas

Tabla 1.	Ponderaciones del IPC (%).....	4
Tabla 2.	Número de rubros por grandes grupos en el IPC.....	5
Tabla 3.	Tasas de inflación anual - 150 rubros IPC. Variación porcentual .....	5
Tabla 4.	Estimaciones del test de convergencia total .....	12
Tabla 5.	Identificación de <i>clusters</i> (t-estadísticos de log regresiones) .....	13
Tabla 6.	Estadísticas descriptivas -Inflación anual por <i>cluster</i> .....	15
Tabla 7.	Clasificación intra- <i>clusters</i> : Inflación subyacente y no subyacente .....	16
Tabla 8.	Clasificación intra- <i>clusters</i> : Inflación de alimentos y energía (IAE) y sin alimentos y energía (ISAE) .....	17
Tabla 9.	Descomposición de los desvíos de la inflación por <i>cluster</i> , respecto a la meta	18

## Índice de gráficos

Gráfico 1.	Tendencia central y percentiles de IPC por rubros en log .....	6
Gráfico 2.	Curvas de transición relativa de los 150 rubros.....	6
Gráfico 3.	Percentiles de IPC por rubros en log y tendencias tras aplicar filtro HP .....	11
Gráfico 4.	Diferencia de percentiles de IPC por rubros en log .....	12
Gráfico 5.	<i>Clusters</i> .....	13
Gráfico 6.	Tendencias comunes de cada <i>cluster</i> .....	14
Gráfico 7.	Índices promedio por <i>clusters</i> (variación % anual) .....	14
Gráfico 8.	Índices ponderados IPC por <i>clusters</i> (variación % anual).....	15

## Índice de anexos

Anexo 1.	Metodología descomposición histórica de la inflación .....	23
Anexo 2.	<i>Clusters</i> de convergencia entre los 150 rubros (t-estadísticos).....	26

## Capítulo I. Introducción

La inflación subyacente es un indicador que refleja las variaciones de los precios de los bienes de la canasta de consumo menos volátiles y es una buena medida de proyección de la tendencia de la inflación total, por lo que una desviación persistente de la inflación subyacente respecto a su nivel meta en un país con esquema de metas explícitas de inflación (MEI) podría significar un quiebre de tendencia respecto a la inflación total. En los últimos 42 meses la inflación subyacente anual se ha ubicado por encima del rango meta del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y en los últimos veintisiete meses ha sido mayor que la inflación total<sup>2</sup>. Entre los rubros subyacentes que han registrado mayores tasas de inflación en los últimos años destacan los bienes y servicios de alimentos fuera del hogar y servicios de salud y educación; lo que podría ser reflejo de la creciente clase media en el Perú.

El progreso sostenido de la economía peruana en los últimos 10 años, con un crecimiento a una tasa promedio anual de 6,6%<sup>3</sup>, se ha traducido en un incremento del poder adquisitivo de la clase media. El porcentaje de hogares en Lima Metropolitana que pertenecen al sector B y C ha aumentado siete por ciento en promedio en 2013 frente a 2005, con un aumento del ingreso promedio bruto mensual de setenta por ciento aproximadamente (en términos de soles corrientes) y un incremento acumulado de los precios del consumidor de tan solo veintisiete por ciento. En Lima Metropolitana, las clases B y C representaban en el año 2013 el 57% de la población total y en todo el país el 33%<sup>4</sup>. El mayor poder adquisitivo ha generado una mayor demanda tanto de bienes como de servicios a los que antes se tenía limitado o nulo acceso, generando presiones inflacionarias en estos distintos grupos de consumo. Según Winkelried (2010), los choques de demanda son uno de los principales determinantes que contribuyen a la inflación subyacente en el Perú.

Considerando las elevadas tasas de la inflación subyacente en los últimos meses, se busca determinar si los precios estarían creciendo siguiendo una misma tendencia con tasas de variación tal que la inflación subyacente estaría convergiendo a sus niveles dentro de la meta del BCRP o si se logran identificar rubros cuyos precios estarían creciendo según tendencias diferenciadas y divergentes que podrían señalar un mayor peso de las presiones inflacionarias al alza. Sobre la base de la heterogeneidad en las tasas de crecimiento de los rubros de consumo de la canasta básica del consumidor, en el presente trabajo se quiere identificar las tendencias comunes de largo

---

<sup>2</sup> Datos del INEI a diciembre de 2014. <http://series.inei.gob.pe:8080/sirtod-series/>

<sup>3</sup> Datos al 2013. Fuente: Banco Central de Reserva del Perú.

<sup>4</sup> Fuente: Ipsos Apoyo.



plazo a través del uso de pruebas de convergencia utilizando la metodología aplicada por Phillips y Sul (2007). Este procedimiento posee la flexibilidad de permitirnos modelar un gran número de trayectos de transición hacia la convergencia y, además, se diferencia por enfocarse en cómo se comportan los cambios idiosincráticos en relación con una tendencia común, tal que se puede identificar la fuente de divergencia tras analizar el comportamiento de cada subgrupo entre los coeficientes de transición idiosincráticos. En el contexto estudiado, este modelo nos permite analizar la divergencia de las tendencias comunes de los subgrupos hallados y analizar sus ponderaciones dentro de las clasificaciones como inflación subyacente, así como los componentes considerando las desviaciones de las inflaciones resultantes respecto a la meta del BCRP, teniendo en cuenta la potencial atenuación de los coeficientes de transición idiosincráticos tras la introducción del esquema de metas explícitas de inflación por el BCRP.

Desde enero de 2002, el BCRP pasó de un régimen de metas monetarias a aplicar el esquema de metas explícitas de inflación que tiene por objetivo la estabilidad monetaria del país, en la búsqueda de herramientas más efectivas para lograr su objetivo de estabilidad de precios en el Perú. Durante el periodo en que se viene aplicando el esquema MEI en el Perú -con el uso del instrumento de tasa de referencia de política desde octubre de 2003-, la meta operativa ha caído de 2,5% a 2% desde el 2007, con un margen de tolerancia superior e inferior de 1%. El nivel objetivo de inflación en Perú es menor al adoptado por otros países latinoamericanos, que están en el rango de 3 a 5,5%. Armas y Grippa (2005) destacan que el menor nivel de inflación establecido por el BCRP responde a la necesidad de tener un compromiso creíble sobre mantener una estricta estabilidad de precios, en un contexto de una economía parcialmente dolarizada como lo es Perú, que permita que nuestra moneda mantenga una buena posición frente al dólar estadounidense. Ante ello, es de gran importancia para el BCRP identificar potenciales fuentes de presiones inflacionarias y desvíos respecto a su meta operativa.

Con el propósito de identificar los principales determinantes de las inflaciones de cada agrupación de rubros con una tendencia común, se utiliza la metodología de McCarthy (2007) teniendo en cuenta su desviación respecto a la meta del BCRP (ver el anexo 1). Los resultados permiten evaluar las características de cada grupo de rubros convergentes a una tendencia común, tanto para los que poseen tasas inflacionarias altas como bajas, y las implicancias en la política monetaria de una divergencia significativa de estas, que podría ser señal de presiones inflacionarias futuras que deriven en una desviación permanente de la inflación total respecto a la meta de inflación, que deterioraría la credibilidad de la entidad para lograr la estabilidad de precios.

En el capítulo II se presenta la evolución de los datos y se muestra la heterogeneidad que estos presentan. En el capítulo III se desarrolla detalladamente la metodología utilizada para los test de convergencias elaborada por Phillips y Sul (2007) y el algoritmo empleado para hallar los respectivos *clusters*. Posteriormente, en el capítulo IV se presentan los resultados de aplicar estos test así como la descomposición por componentes de los *clusters* hallados. Finalmente se presentan las conclusiones y recomendaciones que se han derivado de la investigación.

## Capítulo II. Datos

El Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) difunde mensualmente el Índice General de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana (IPC) con base 2009=100 que incorpora 174 bienes y servicios de la canasta representativa de consumo, clasificados en ocho grandes grupos:

**Tabla 1. Ponderaciones del IPC\* (%)**

	Índice general	Subyacente	No subyacente
Alimentos y bebidas	37,8	23,0	14,8
Vestido y calzado	5,4	5,4	0
Alquiler de vivienda combustible y electricidad	9,3	3,2	6,1
Muebles, enseres y mantenimiento de la vivienda	5,8	5,8	0
Cuidado, conservación de la salud y servicios médicos	3,7	3,7	0
Transportes y comunicaciones	16,5	2,5	13,9
Esparcimiento, diversiones, servicio cultural y enseñanza	14,9	14,9	0
Otros bienes y servicios	6,7	6,7	0
Total	100,0	65,1	34,8

\*Utilizada a partir de 2010. Fuente: Elaboración propia 2015.

Se utilizan los datos de los rubros incorporados en el IPC del periodo de 1994:12 a 2013:12. La canasta de consumo básica ha sido modificada a lo largo del tiempo de estudio dado que los hábitos de consumo de los individuos no son estáticos, sobre todo en un contexto de aumento del poder de compra y de continuas innovaciones tecnológicas. A lo largo del periodo de estudio, el INEI ha incorporado veinticuatro nuevos rubros en el cálculo del IPC, los que se han ponderado con series similares tal que finalmente se procede a trabajar con 150 rubros. Además, en el periodo evaluado el INEI ha realizado cambios en las ponderaciones de los rubros tal que las ponderaciones actuales de alimentos y bebidas han caído en un tercio frente a las ponderaciones utilizadas en 1994, mientras que las de transporte y comunicaciones, y esparcimiento, diversiones, servicio cultural y enseñanza han doblado y triplicado sus pesos respectivamente (ver tabla 2).

De las 150 series con las que se trabaja, 106 son consideradas en el cálculo de la inflación subyacente, con un peso de 65,1%, mientras que el resto (44 series con un peso de 34,9%) corresponden a la inflación no subyacente, como se muestra en la tabla 2. De estas, aproximadamente un 80% corresponde a bienes y el resto son servicios<sup>5</sup>. Los niveles de inflación han caído respecto a los observados a finales de la década de 1990, periodo en el que se continuaba el proceso de reversión de la hiperinflación (1987-1990), y gracias a la introducción del esquema MEI en 2002.

<sup>5</sup> Clasificación propia.

**Tabla 2. Número de rubros por grandes grupos en el IPC**

	Índice general	Subyacente	No subyacente	Bienes	Servicios
Alimentos y bebidas	74	39	35	74	0
Vestido y calzado	10	10	0	8	2
Alquiler de vivienda combustible y electricidad	7	3	4	1	6
Muebles, enseres y mantenimiento de la vivienda	24	24	0	21	3
Cuidado, conservación de la salud y servicios médicos	6	6	0	1	5
Transportes y comunicaciones	10	5	5	2	8
Esparcimiento, diversiones, servicio cultural y enseñanza	11	11	0	8	3
Otros bienes y servicios	8	8	0	5	3
Total	150	106	44	120	30

Fuente: Elaboración propia 2015.

Según la tabla 3, a partir de la introducción del esquema MEI se observan menores tasas inflacionarias -la inflación promedio cayó de 5,3% (en el periodo previo) a 3,2%-, y asimismo la dispersión de los datos cayó -la desviación estándar se redujo de 13 a 10,1- en línea con la introducción de un esquema que reduce la incertidumbre en el mercado sobre la estabilidad de precios.

**Tabla 3. Tasas de inflación anual - 150 rubros IPC. Variación porcentual**

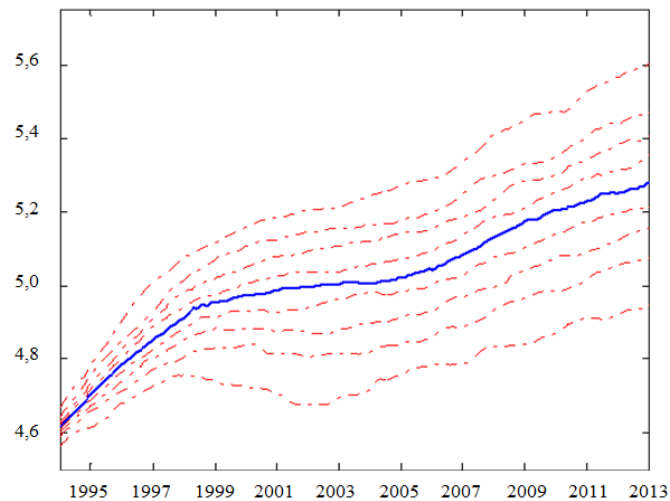
Periodo	Media	Mediana	D. E.	Percentil 5	Percentil 95
Dic. 95 - Dic. 13	4,0	2,4	11,4	-8,0	18,8
Dic. 95 - Nov. 02	5,3	4,3	13,0	-10,0	20,5
Dic. 02 - Dic. 13	3,2	1,7	10,1	-6,9	17,1

Fuente: Elaboración propia 2015.

Se puede observar que en los últimos meses, la tasa de crecimiento anual de los grandes grupos de alimentos, alquiler de vivienda, salud y esparcimiento ha crecido a tasas superiores que la inflación total. Estos cuatro grupos representan un 66% del total de la canasta representativa peruana. Para el cálculo de la inflación subyacente se substraen los componentes más volátiles con un peso total de aproximadamente 35% del total de la canasta representativa. Del 65% restante, un 45% corresponde a componentes dentro de los cuatro grupos mencionados. Esta tendencia se acentúa en un mayor número de meses hacia atrás al comparar cada grupo frente a la inflación total excluyendo alimentos -uno de los grupos más volátiles- dado que se limpia del efecto del *boom de commodities* del 2010-2011.

Del análisis gráfico 1 se observa que dentro de cada grupo hay una aparente divergencia en tasas de crecimiento, la cual destaca en el grupo de alimentos y esparcimiento. Los percentiles 90 y 10 de corte transversal periodo por periodo del logaritmo de los índices de los 150 rubros evidencian la heterogeneidad en toda la muestra:

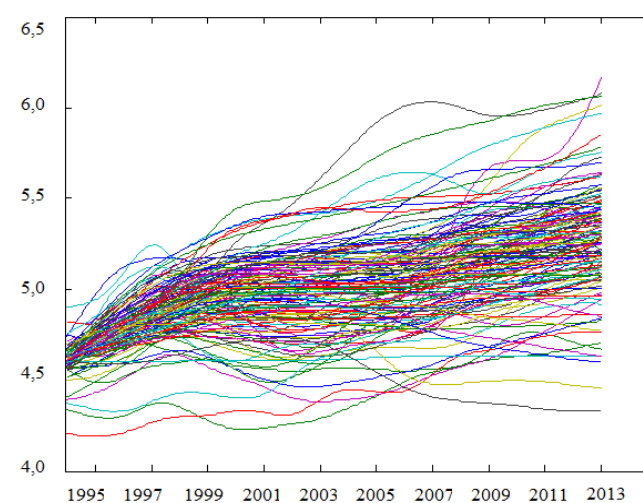
**Gráfico 1. Tendencia central y percentiles de IPC por rubros en log**



Fuente: Elaboración propia 2015.

Las curvas de transición relativa, una vez suavizadas las series, evidencian la heterogeneidad existente, con rubros de precios que aceleran su ritmo de aumento en los últimos 9 años, mientras que otros caen progresivamente en los últimos 14 años; todos estos en relación con el comportamiento promedio de los demás rubros.

**Gráfico 2. Curvas de transición relativa de los 150 rubros**



Fuente: Elaboración propia 2015.

### Capítulo III. Metodología

Se considera el modelo no lineal de coeficientes que varían en el tiempo extendido tal que incorpora el componente de ciclos económicos. Dado que se trabaja con un amplio número de series, la modelación no lineal nos permite capturar la dinámica propia de cada una considerando que puede variar en el tiempo ya que, por ejemplo, un choque negativo transitorio de oferta como un fuerte incremento en el precio de los *commodities* afectará en mayor medida a determinados rubros -directa e indirectamente-, para luego revertir dicha dinámica según la persistencia del choque. Así, se logran identificar los efectos transitorios de cada serie que bajo una modelación lineal podrían llevar a rechazar incorrectamente su convergencia hacia determinado grupo:

$$p_{it} = \beta_{it}n_t + \kappa_{it} \quad (1)$$

Donde  $p_{it}$  es el logaritmo del índice de precios del rubro “i”;  $\beta_{it}$  es el efecto transitorio del precio común  $n_t$ , que puede variar en el tiempo; y  $n_t$  es el componente de tendencia común determinística o estocástica. Se trabaja con  $p_{it}$  una vez que se ha extraído el efecto de los ciclos económicos<sup>6</sup>. El comportamiento de  $\beta_{it}$  se modela de una forma semi-paramétrica implicando un comportamiento transitorio no estacionario:

$$\beta_{it} = \beta_i + \xi_{it} * L(t)^{-1} * t^{-\alpha_i} \quad (2)$$

$$\text{con } \xi_{it} \sim iid(0, \sigma_i^2)$$

Donde  $\beta_i$  es fijo, y  $L(t)$  es una función de  $t$  que varía de forma lenta hacia el infinito, como por ejemplo  $\log(t + 1)$ . La ventaja de este enfoque es que no se establece ningún supuesto sobre la *estacionariedad* de  $p_{it}$  o  $n_t$ , y además nos permite modelar empíricamente el comportamiento de equilibrio de largo plazo fuera del marco de cointegración. El equilibrio de largo plazo en términos relativos dentro del panel heterogéneo:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{p_{i,t+k}}{p_{j,t+k}} = 1 \quad \text{para todo } i, j$$

---

<sup>6</sup> Se le aplica el filtro de Hodrick-Prescott para obtener el componente de largo plazo, con el cual finalmente se trabaja.

Lo que implica una convergencia de los factores que varían en el tiempo:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \beta_{i,t+k} = \beta$$

Reemplazando (2) en (1) se observa que Cuando  $t \rightarrow \infty$  y  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\beta_{it} \rightarrow \beta_i$  y por lo tanto  $p_{it} \rightarrow \beta_i n_t$ ; y cuando además,  $\beta_i = 1$  para todo  $i$ ,  $p_{it} \rightarrow n_t$ . Esto nos permite establecer pruebas de hipótesis respecto a la convergencia o divergencia de las series de tiempo  $p_{it}$  en el panel observado. Dado que la dinámica de los precios dependerá del factor que varía en el tiempo,  $\beta_{it}$ , existirá convergencia de  $p_{it}$  a  $n_t$  si  $\beta_i = \beta = 1$  y  $\alpha_i \geq 0$  para todo "i", caso contrario, si  $\beta_i \neq \beta$  o  $\alpha_i < 0$  para cualquier "i",  $p_{it}$  divergirá en el tiempo.

El test de convergencia plantea como hipótesis nula:

$$H_0: \beta_i = \beta \wedge \alpha_i \geq 0 \quad (3)$$

Y la hipótesis alternativa:

$$H_A: \{\beta_i = \beta \text{ para todo "i" con } \alpha_i < 0\} \vee \{\beta_i \neq \beta \text{ para algún "i" con } \alpha_i \geq 0 \text{ o } \alpha_i < 0\} \quad (4)$$

El test de convergencia de Phillips y Sul (2007) se basa en la varianza  $H_t$  de corte transversal de la curva de transición relativa  $h_{it}$ , esta última mide el elemento de transición para cada rubro "i" en relación con el promedio de corte transversal. El test rechaza la hipótesis nula de convergencia en la presencia de al menos una serie divergente, lo cual nos permite estudiar la existencia de *clusters* respecto al total de rubros que pueden converger.

$$H_t := N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \quad (5)$$

$$\text{Con } h_{it} := \frac{p_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N p_{it}} = \frac{\beta_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \beta_{it}} \quad (6)$$

Se halla el ratio de corte transversal de varianzas  $\left(\frac{H_1}{H_t}\right)$  y ejecuta la siguiente regresión OLS para testear la hipótesis nula de convergencia, la cual se deriva de  $h_{it}$  (Phillips y Sul 2007, anexo 1):

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log(\log(t + 1)) = a + \phi \log(t) + u_t \quad (7)$$

Para  $t = rT, rT + 1, \dots, T$  Con algún  $r > 0$

Como prueba de robustez, se descarta la parte inicial de la muestra ( $rT - 1$ ) de la regresión. Dado que las propiedades de distribución límite y de potencia de la prueba depende de la fracción de muestra excluida, es muy importante la elección de  $r$ ; sobre la base de sus simulaciones, Phillips y Sul (2007) recomiendan descartar el treinta por ciento de la muestra. Además, existe un problema por el efecto del año base dado que los índices de precios no reflejarían la posible discrepancia en variaciones de precios a lo largo del tiempo en la medida en que se aproximan al año base por construcción, mostrando una convergencia de las series. Este problema se aborda tomando el primer año de la muestra como año base y analizando el número de observaciones a eliminarse tal que a partir de ahí el efecto se haya disipado y las series diverjan. Sobre la base del análisis de las curvas relativas de transición (tras aplicarle el filtro Hodrick-Prescott:  $p_{it}$ ) en el presente estudio se observa que el efecto del año base se disipa a los tres años.

Bajo la hipótesis nula, el estimado de  $\alpha$  es tal que  $\hat{\phi} = 2\hat{\alpha}$ , y las hipótesis nula y alternativa de (3) y (4) se transforman en:

$$H_0: \phi \geq 0$$

$$H_A: \phi < 0$$

En la prueba de hipótesis se aplica una prueba t de un solo lado sobre la hipótesis nula con  $\alpha_i \geq 0$ , utilizando  $\hat{\phi}$  y un error estándar HAC (*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent*-estimador de Newey-West). Bajo los supuestos determinados por Phillips y Sul (2007), el estadístico  $t_{\hat{\phi}}$  se distribuye asintóticamente como una normal estándar por lo que se pueden utilizar los valores críticos usuales. La hipótesis nula será rechazada para valores negativos grandes de  $t_{\hat{\phi}}$ .

La coherencia metodológica se fortalece dado que el mismo test utilizado para la convergencia de toda la muestra se utiliza en el procedimiento de *clustering*. La divergencia de algunos rubros del total que comprenden la construcción del IPC da lugar al análisis e identificación de unidades de *clusters* que convergen, así como de rubros aislados que divergen.

El algoritmo planteado por Phillips y Sul (2007) sigue básicamente 4 pasos: (1) se ordenan los rubros del panel de mayor a menor de acuerdo a la última observación ( $p_{iT}$ ). (2) Posteriormente,



se seleccionan las  $k$  unidades más altas en un subgrupo  $G_k$  para algún  $N > k \geq 2$  y se calcula el estadístico de prueba  $t_{\hat{\phi}}(k)$  para cada  $k$ . Se maximizan los valores hallados  $t_{\hat{\phi}}(k)$  bajo la condición  $\min\{t_{\hat{\phi}}(k)\} > -1,65$ , reduciendo la probabilidad de error tipo II, y sobre la base de ello se elige el subgrupo *core* de tamaño  $k^*$ .

Tras formar un grupo *core*, (3) se agrega a cada uno de los rubros que quedan separadamente y se corre la regresión de  $\log(t)$ . Si el correspondiente estadístico de prueba  $t_{\hat{\phi}}(k)$  excede un valor crítico  $c$  entonces dicho rubro se incluye en el subgrupo. La composición del subgrupo se da sobre la base de la aplicación de la regresión  $\log(t)$  a todo el subgrupo. Si  $t_{\hat{\phi}}(k) > -1,65$ , entonces ha finalizado la formación del subgrupo, caso contrario se eleva el valor crítico  $c$  y se repite el procedimiento. Phillips y Sul (2007) recomiendan valores críticos altamente conservativos ( $c = 0$ ) para evitar incluir un rubro indebido en un subgrupo de convergencia.

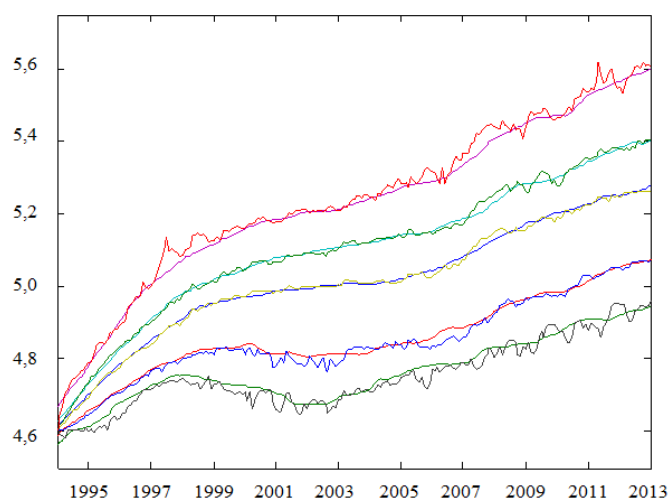
Con el subgrupo formado, (4) se prueba si los demás rubros convergen. De ser así, solo existe un subgrupo adicional de convergencia. En caso contrario, en que se rechace la hipótesis nula, se repiten los pasos previos. Si no se detectan otros subgrupos convergentes se concluye que el resto de rubros pertenecen a un subgrupo de unidades divergentes.

Finalmente se analiza la descomposición de las tasas inflacionarias tras construir los índices ponderados con los pesos dentro de la canasta básica del consumidor peruano (aquel utilizado por la INEI desde el 2010 para construir el IPC) tomando los rubros dentro de cada *cluster*. Esta metodología se basa en la aplicada por McCarthy (2007) en la que estima un VAR utilizando la descomposición a la Cholesky (ver el anexo 1) con el que identifica cómo afectan las fluctuaciones del tipo de cambio a cada nivel de inflación dentro de la cadena de distribución de una economía (importador, productor y consumidor).

## Capítulo IV. Estimaciones

En las estimaciones se trabaja con las series suavizadas utilizando el filtro del Hodrick-Prescott tras calibrar correctamente el factor lambda<sup>7</sup>. En el gráfico 3 se observa que el componente tendencial varía en línea con su comportamiento verdadero, por lo que el filtro estaría capturando correctamente su tendencia y no se introduciría un ruido en los resultados finales sobre convergencia.

**Gráfico 3. Percentiles de IPC por rubros en log y tendencias tras aplicar filtro HP**

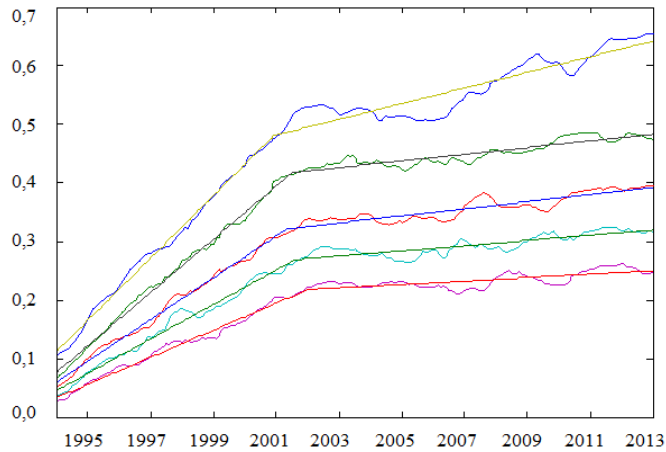


Fuente: Elaboración propia 2015.

Al analizar el comportamiento de la diferencia entre percentiles altos y bajos de las series suavizadas (P95-P10, P90-P15, P85-P20, P80-P25, P75-P30) se aprecia que hacia 2002 -fecha en que inicia el MEI- hay una caída de la pendiente que muestra una menor tasa de crecimiento en los rubros (ver gráfico 4). Esto justifica eliminar las observaciones previas al 2002, en línea con la disipación del efecto asociado a las condiciones iniciales por el año base considerado (diciembre 1994=100) y teniendo en cuenta el porcentaje descartado de la muestra como demostración de robustez en la prueba. De tal modo, los test de convergencia se aplican excluyendo los primeros siete años de observaciones.

<sup>7</sup> En orden para mejorar la metodología utilizada por el filtro Hodrick-Prescott, se utiliza un valor de lambda consistente con la frecuencia mensual de las series, tal que el filtro para estimar la tendencia se aproxima bastante bien a un filtro ideal que pasa los componentes con períodos de hasta cinco años. Ver Gómez (2001).

**Gráfico 4. Diferencia de percentiles de IPC por rubros en log**



Fuente: Elaboración propia 2015.

El test de convergencia sobre el total de la muestra se realiza considerando distintos valores de  $r$ , tal que  $r \in [0.15; 0.4]$ , como prueba de robustez. Los resultados de la tabla 4 evidencian un fuerte rechazo de la convergencia a un nivel de confianza de 95% para todo nivel de  $r$ , es decir, que se concluye que no se acepta la hipótesis nula de convergencia.

**Tabla 4. Estimaciones del test de convergencia total**

	jun-00	nov-00	mar-01	ene-02	nov-02	sep-03	jul-04
	( $r = 0,15$ )	( $r = 0,18$ )	( $r = 0,20$ )	( $r = 0,25$ )	( $r = 0,30$ )	( $r = 0,35$ )	( $r = 0,40$ )
$\hat{\phi}$	-0,7140	-0,7170	-0,7220	-0,7379	-0,7599	-0,7880	-0,8229
$t_{\hat{\phi}}$	-41,6841	-37,0867	-33,5614	-30,6266	-27,2632	-24,9862	-23,63

Fuente: Elaboración propia 2015.

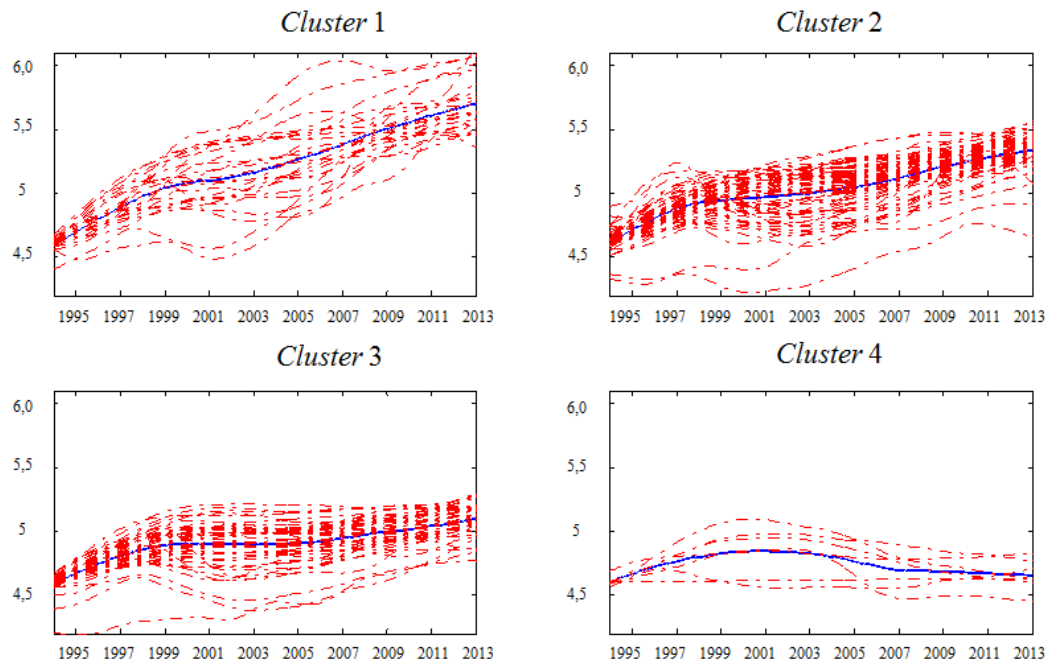
Al evaluar la hipótesis de la existencia de *clusters* de convergencia, las regresiones t consideran un valor de  $r = 0,2$ . Se identifican 4 *clusters* de convergencia tras aplicar los 4 pasos del algoritmo (ver el anexo 2): el *cluster* 1 agrupa 24 rubros, con un peso de 19,6% del total de la inflación, el *cluster* 2 agrupa 68 rubros con un peso de 42,6%, el *cluster* 3 agrupa 50 rubros con un peso de 32,0% y el *cluster* 4 agrupa 7 rubros con un peso de 5% (ver la tabla 5 y el gráfico 5). Una observación -aparatos de recreo y cultura- queda fuera de todo *cluster*, se puede observar en el gráfico 6 que cae por debajo del nivel promedio de otros *clusters*.

**Tabla 5. Identificación de *clusters* (t-estadísticos de log regresiones)**

Clasificación inicial	
Cluster 1 [24]	(1,2874)
Cluster 2 [68]	(2,5104)
Cluster 3 [50]	(2,6416)
Cluster 4 [7]	(5,2228)
Cluster 5 [1]	-

Fuente: Elaboración propia 2015.

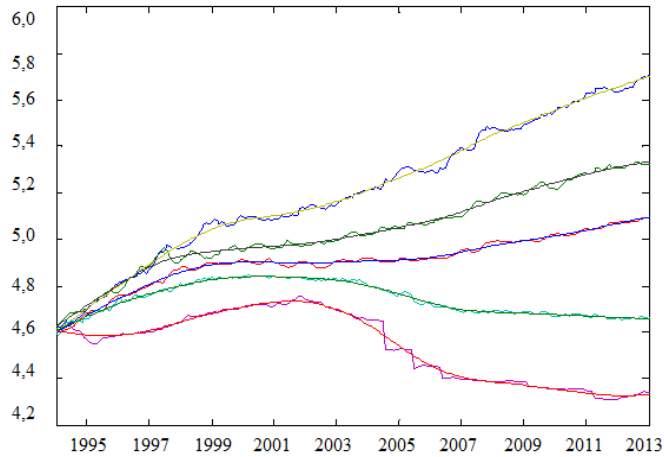
**Gráfico 5. *Clusters***



Fuente: Elaboración propia 2015.

El cálculo de una tendencia común dentro de cada *cluster* como promedio ponderado de los rubros que lo componen (logaritmo de los índices) permite visualizar la existencia de 4 tendencias diferenciadas divergentes. En los primeros 60 meses, hacia el 2002, se da una convergencia relativa de los *clusters* 2, 3 y 4 para luego divergir, mientras que el *cluster* 1 muestra una divergencia respecto al promedio a lo largo de la muestra.

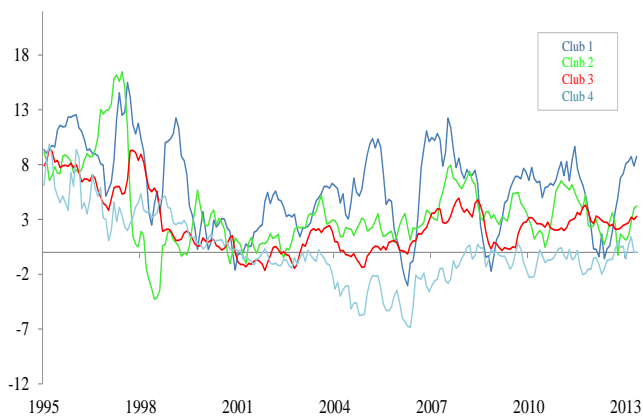
**Gráfico 6. Tendencias comunes de cada *cluster***



Fuente: Elaboración propia 2015.

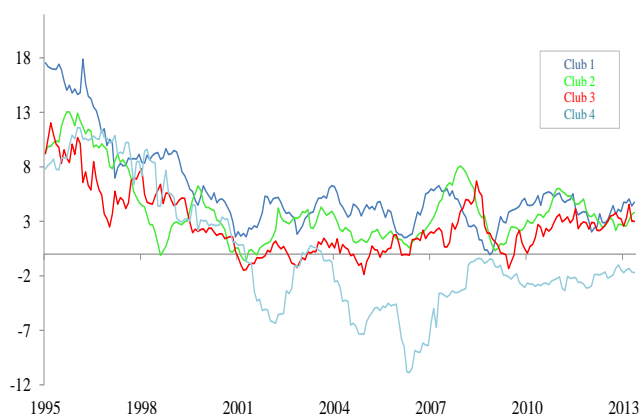
Las tasas de inflación de los índices construidos sobre la base de un promedio simple muestran un comportamiento más volátil y con mayores tasas de inflación en el caso del *cluster* 1 (ver el gráfico 7). Sin embargo, para efecto del estudio de presiones inflacionarias en la inflación total al consumidor, se analizan las tasas de inflación de los índices construidos con las ponderaciones utilizadas en el cálculo del IPC, según se muestra en el gráfico 8. A partir de pruebas de diferencias de medias se concluye que a un nivel de confianza del 95% estas no son iguales entre *clusters*. Mientras que el *cluster* 1 y el *cluster* 2 tienen en promedio una inflación anual de 6% y 4% aproximadamente, en los dos *clusters* de menores inflaciones son 3% y 0,1%, respectivamente. Esto podría dar la señal, considerando el peso de los rubros en cada *cluster* del total (ver la tabla 6), de un predominio de presiones al alza.

**Gráfico 7. Índices promedio por *clusters* (variación % anual)**



Fuente: Elaboración propia 2015.

**Gráfico 8. Índices ponderados IPC por *clusters* (variación % anual)**



Fuente: Elaboración propia 2015.

**Tabla 6. Estadísticas descriptivas -Inflación anual por *cluster***

	<i>Cluster 1</i>	<i>Cluster 2</i>	<i>Cluster 3</i>	<i>Cluster 4</i>
Media	5,84	4,08	2,68	0,12
Mediana	4,80	3,10	2,10	-1,40
Máximo	17,90	13,00	12,00	11,60
Mínimo	-0,10	-0,60	-1,90	-10,90
Desviación estándar	3,89	3,17	2,87	5,62
Coefficiente de asimetría	1,49	1,11	1,03	0,55
Coefficiente de curtosis	4,73	3,52	3,65	2,35
Jarque-Bera	106,83	47,07	41,89	14,73
Observaciones	217			

Fuente: Elaboración propia 2015.

El *cluster* de mayor inflación se caracteriza por tener una mayor composición de bienes y servicios no transables que poseen mayores presiones inflacionarias. En comparación al resto de *clusters*, el *cluster 1* está compuesto por 90% de rubros no transables, el *cluster 2* por 63% de rubros no transables y el *cluster 3* por 53% de rubros no transables. En el caso del *cluster 1*, la convergencia a una tendencia común viene altamente señalada por la composición de un 60% correspondiente a rubros de medicina y enseñanza que vienen aumentando a altas tasas en los últimos años por presiones de demanda. Mientras que el *cluster 2*, por su lado, incorpora todos los alimentos, bebidas y servicios fuera del hogar y la mayoría de alimentos no transables. El *boom* gastronómico en Perú en los últimos años y el creciente rol de la mujer en el mercado laboral han generado una mayor demanda de comidas fuera del hogar, cuya oferta ha crecido

progresivamente para satisfacerla. En línea con la mayor demanda por alimentos, por los restaurantes, la tendencia de crecimiento de los precios de los alimentos no transables sigue al aumento de los precios de las comidas fuera del hogar.

En oposición a estos resultados, el *cluster* de menor inflación está compuesto por un 82% de bienes y servicios no transables; sin embargo, posee una caracterización peculiar a la que responde su tendencia con inflación baja. De las ponderaciones de los rubros que lo componen, un 93% está afectado por la tecnología. En la medida en que los progresos tecnológicos han ido avanzando, se ha generado una mayor competencia entre aparatos electrónicos y servicios de teléfono e internet, y a la vez, una mayor facilidad para difusión de información que ha generado una caída en la demanda de bienes tradicionales de difusión de información como radios y periódicos. De tal modo, las inflaciones en este *cluster* son bajas.

Analizando la desagregación por bienes y servicios según la clasificación subyacente oficial del BCRP (ver la tabla 7), dentro de los dos *clusters* de mayores precios su composición tiene mayoría de peso de bienes y servicios subyacente (dos tercios). Lo mismo ocurre con el *cluster* 3, sin embargo, a diferencia de los *clusters* 1 y 2 cuyo total suma 60,2% como peso subyacente del total del IPC, la del *cluster* 3 tan solo es el 38,0% del IPC. Por otro lado, el *cluster* de menores tasas de inflación tiene un menor peso de bienes y servicios subyacentes, representando tan solo el 5% del total del IPC. Si se realiza el mismo análisis considerando la inflación sin alimentos y energía (ISAE) como medida subyacente, los resultados varían. Según lo observado en la tabla 8, los dos *clusters* de inflaciones superiores contienen similar proporción de componentes pertenecientes a la ISAE que los dos *clusters* con inflaciones inferiores, por lo que en promedio cualquier presión inflacionaria por el lado de los *clusters* 1 o 2 sería compensada por las menores tasas registradas en los *clusters* 3 o 4.

**Tabla 7. Clasificación *intra-clusters*: Inflación subyacente y no subyacente**

	<i>Cluster</i> 1	<i>Cluster</i> 2	<i>Cluster</i> 3	<i>Cluster</i> 4
Ponderación del IPC	19,7	42,9	32,2	5,1
Ponderación subyacente en IPC	20,4	39,8	38,0	1,8
Ponderación no subyacente en IPC	18,5	48,7	21,7	11,2
Ponderación subyacente en <i>cluster</i>	67,0	60,2	76,4	22,7
Ponderación subyacente en <i>cluster</i>	33,0	39,8	23,6	77,3

Fuente: Elaboración propia 2015.

**Tabla 8. Clasificación *intra-clusters*: Inflación de alimentos y energía (IAE) y sin alimentos y energía (ISAE)**

	<i>Cluster 1</i>	<i>Cluster 2</i>	<i>Cluster 3</i>	<i>Cluster 4</i>
Ponderación del IPC	19,7	42,9	32,2	5,1
Ponderación ISAE	26,4	30,9	34,0	8,7
Ponderación IAE	11,3	58,3	30,1	0,4
Ponderación ISAE en <i>cluster</i>	74,9	40,4	59,0	96,5
Ponderación IAE en <i>cluster</i>	25,1	59,6	41,0	3,5

Fuente: Elaboración propia 2015.

La descomposición de los desvíos de la inflación (ver la tabla 9) muestra que en 2011 las inflaciones de todos los *clusters* tuvieron un mayor efecto de los choques de oferta, lo que estaría en línea con el aumento de los precios de *commodities* en 2010-2011.

Los choques por el lado de la oferta también fueron el principal componente para todos los *clusters* en 2012, salvo para el *cluster* de mayor inflación (*cluster 1*) que fueron los choques de demanda, que respondería al fuerte incremento de los rubros de salud y enseñanza, con un peso de dos tercios en el índice de este *cluster*.

Los componentes que explicaron en mayor medida las inflaciones en 2013 varían para cada *cluster*; en los *clusters 3* y *4* viene dado por la depreciación nominal por su integración de rubros de electrodomésticos y alquileres, que les afecta directamente, y alimentos como el pollo, que se ven influenciados indirectamente en menor medida.

Destaca en el *cluster* de segunda mayor inflación el efecto creciente por el lado de choques de demanda, reflejando el incremento constante de precios en los últimos años de los rubros de alimentos fuera del hogar, categoría que ha experimentado un gran *boom* en los últimos años y con un gran peso en el *cluster 2*.



**Tabla 9. Descomposición de los desvíos de la inflación por *clusters*, respecto a la meta**

	Año	Desvío de la inflación	Expectativas de inflación	Choques de oferta	Depreciación nominal	Inflación Importada	Choques de demanda
<i>Cluster 1</i>	2011	3,6	2,1	1,4	-0,3	0,1	0,1
	2012	0,0	1,6	-1,3	-0,1	-0,3	0,5
	2013	2,8	1,6	1,1	0,2	-0,3	-0,1
<i>Cluster 2</i>	2011	4,0	2,1	2,2	-0,1	0,5	0,1
	2012	1,4	1,2	0,4	-0,2	0,0	0,3
	2013	0,6	0,7	-0,9	0,1	-0,2	0,4
<i>Cluster 3</i>	2011	1,6	0,6	2,0	-0,2	-0,4	-0,2
	2012	0,9	0,2	0,9	-0,5	0,5	0,1
	2013	0,6	-0,2	-0,6	1,0	-0,4	0,8
<i>Cluster 4</i>	2011	-4,1	-5,3	1,8	0,0	-0,2	-0,5
	2012	-4,9	-4,5	0,9	-0,7	0,2	-0,5
	2013	-3,7	-4,2	-0,7	1,2	-0,1	-0,3

Fuente: Elaboración propia 2015.

## Conclusiones y recomendaciones

### 1. Conclusiones

Dentro de los 150 rubros con los que se trabaja que componen el cálculo del IPC en Perú, no existe una convergencia de estos utilizando la regresión logarítmica planteada por Phillips y Sul (2007), lo que otorga una primera evidencia de que la inflación total no necesariamente sigue una trayectoria predecible por una tendencia común que permita inferir niveles dentro del rango meta del BCRP. Sin embargo, se encuentran 4 *clusters* de convergencia caracterizados por una relación positiva entre inflación y su composición de bienes y servicios no transables (salvo el *cluster* de menor inflación por la fuerte influencia del desarrollo tecnológico).

Los resultados señalan que los dos *clusters* con mayores desvíos respecto al promedio total acumulan 60,2% de la ponderación de la inflación total en bienes subyacentes. Esto podría ser una señal de que las mayores presiones de demanda estarían presionando al alza los niveles de precios en contraposición a un solo efecto transitorio. Sin embargo, estas presiones se verían compensadas si se realiza el mismo análisis considerando como medida subyacente la inflación sin alimentos y energía, ya que la ponderación de la inflación total en bienes subyacentes se distribuye de forma igual en los *clusters* de alta y baja inflación.

Finalmente, destaca el creciente componente de choques de demanda en el *cluster* 2, que corresponde en gran parte al mayor incremento de precios en el rubro de alimentos fuera del hogar, lo que podría ser una preocupación sobre las presiones al alza en la medida en que la clase media se consolide.

### 2. Recomendaciones:

Queda como agenda pendiente realizar estimaciones sobre la base de modelos de corrección de errores (VECM) en cada *cluster* de convergencia como prueba de robustez. Se espera que en cada *cluster* exista cointegración de las series, sin embargo hay dos limitaciones: (1) el número de series con las que se trabaja, y (2) que una lenta tasa de convergencia de las series conlleve al rechazo de cointegración en un VECM.

## **Bibliografía**

Armas, Adrián y Grippa, Francisco (2005). “Targeting inflation in a dollarized economy: The peruvian experience”. *Inter-American Development Bank*, WP N° 538. Noviembre de 2005.

Asencios, Roger (2014). “Crecimiento de la clase media en el Perú”. *Revista Moneda*. Banco Central de Reserva del Perú, N° 159, p. 27-30.

Banco Central de Reserva del Perú (2014). *Estadísticas BCRPData*. Fecha de consulta: diciembre 2014. Enlace: < <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/login> >

Bartkowska, Monika y Riedl, Aleksandra (2011). “Regional convergence *clusters* in Europe: Identification and conditioning factors”. *Elsevier, Economic Modelling* 29, p. 22-31.

Castillo, Paul (2012). “Algunas lecciones de la crisis financiera para el diseño de política monetaria”, *Revista Moneda*. Banco Central de Reserva del Perú, N° 150, p. 12-15.

Choi, Horag; Greenaway-McGrevy, Ryan; Se Kim, Young; Sul, Donggyu (2013). *The role of labor share in relative price divergence*. Texas: The University of Texas at Dallas.

Fritsche, Ulrich y Kuzin, Vladimir (2010). “Analysing convergence in Europe using the non-linear single factor model”. Hamburgo: Hamburg University, Department Wirtschaft und Politik.

Gómez, Victor (2001). “The Use of Butterworth Filters for Trend and Cycle Estimation in Economic Time Series”. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19:3, p. 365-373.

Instituto Nacional de Estadísticas Nacionales (2014). *Series Nacionales*. Fecha de consulta: diciembre 2014. Enlace: < <http://series.inei.gob.pe:8080/sirtod-series/> >

Ipsos Perú (2013). *Perfiles socioeconómicos Lima Metropolitana 2013*. Lima: Ipsos Apoyo.

Lahura, Erick (2005). *El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004*. Banco Central de Reserva del Perú, Documento de trabajo N° 2005-008. Lima: BCRP.

- Lutkepohl, Helmut (2011). "Vector Autoregressive Model". EUI Working Paper ECO 2011/30.
- McCarthy, J (2007), "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies". *Eastern Economic Journal*, 33:4, p. 511-537.
- Phillips, Peter C. B. y Sul, Donggyu (2009). "Economic transition and growth". *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, p. 1153-1185.
- Phillips, Peter C. B. y Sul, Donggyu (2007). "Some empirics on economic growth under heterogeneous technology", *Journal of Macroeconomics*, Mayo de 2007, p. 455-469.
- Phillips, Peter C. B. y Sul, Donggyu (2006). "Transition modeling and econometric convergence tests". *Econometrica*, Vol. 75, N° 6, November 2007, p. 1771-1855.
- Quah, DT (1997). "Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clusters", *J Econ Growth* 2:27-59.
- Rossini, Renzo (2001). "Aspectos de la adopción de un régimen de metas de inflación en el Perú". *Revista Estudios Económicos*. Banco Central de Reserva del Perú, N° 07.
- Seminario, Bruno (2006). "Los regímenes monetarios del Perú". *Revista Moneda*. Banco Central de Reserva del Perú, N° 133, p. 20-26.
- Svensson, Lars (2010). "Inflation Targeting and Financial Stability". *Policy lecture at the CEPR/ESI 14th Annual Conference*.
- Vallejos, Lucy y Valdivia, Luis (2000). "Inflación subyacente en el Perú". *Revista Estudios económicos*. Banco Central de Reserva del Perú, N° 06.
- Winkelried, Diego (2013). "Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru". *Empirical Economics*, Vol. 46, 4, p. 1181-1196.
- Winkelried, Diego (2010). "Sobre los determinantes de la inflación". *Revista Moneda*. Banco Central de Reserva del Perú, N° 145, p. 12-15.

## **Anexos**

## Anexo 1. Metodología descomposición histórica de la inflación

### Descomposición histórica de series

Considerando el modelo VAR:

$$y_t = A(L)y_{t-1} + u_t$$

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

$$E(u_t) = 0$$

$$E(u_t u_t') = \Omega$$

$$E(u_t u_s') = 0 \text{ para } t \neq s$$

Donde  $y_t$  es el vector de dimensión  $k \times 1$  de variables aleatorias definidas conjuntamente en  $t$  -en este caso  $k=7$ -,  $A(L) = A_1 + A_2 L + \dots + A_p L^p$  y  $L$  es el operador de rezagos. La matriz de covarianzas de las innovaciones  $\Omega$  es  $k \times k$  definida positiva. Reescribiéndolo a su representación VMA:

$$y_t = A(L)^{-1} u_t = \Phi(L) u_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j u_{t-j}$$

Donde  $\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j L^j = A(L)^{-1}$ .

Ante la dificultad para dar un significado conceptual claro a  $u_t$ , se impone una estructura que vincula a las  $k$  innovaciones a  $k$  choques estructurales, tal que  $v_t = H u_t$ , donde  $H$  es una matriz no singular  $k \times k$  y  $v_t$  es un vector de choques, entonces:

$$H y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j H u_{t-j} = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j v_{t-j}$$

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j H^{-1} v_{t-j} = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j v_{t-j}$$

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_j u_{t-j} = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j v_{t-j}$$

Con:

$$E(v_t) = H 0 = 0$$

$$E(v_t v_t') = H \Omega H' = \Lambda$$

$$E(v_t v_s') = H 0 H' = 0 \text{ para } t \neq s$$

Se puede estimar los choques asociados con el periodo de la muestra y utilizar una descomposición histórica estimada tal que por substitución sucesiva el proceso VAR se puede escribir como:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i} + A_1^{(t)} y_0 + \dots + A_p^{(t)} y_{p-1}$$

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i v_{t-i} + A_1^{(t)} y_0 + \dots + A_p^{(t)} y_{p-1}$$

Donde  $\Phi_i$  y  $\Psi_i$  son los coeficientes de las matrices MA definidos previamente y  $A_i^{(t)}$  son tal que  $[A_1^{(t)}, \dots, A_p^{(t)}]$  consiste de las primeras  $k$  filas de la matriz  $A^t$  de dimensión  $(pk \times pk)$ , donde:

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I_k & \ddots & 0 & 0 \\ 0 & & I_k & 0 \end{bmatrix}$$

Se puede descomponer  $y_{jt}$  como:

$$y_{jt}^{(k)} = \sum_{i=0}^{t-1} \psi_{jk,i} v_{k,t-i} + \alpha_{j1}^{(t)} y_0 + \dots + \alpha_{jp}^{(t)} y_{-p+1}$$

Donde  $\psi_{jk,i}$  es el elemento  $(j, k)$  de  $\Psi_i$  y  $\alpha_{ji}^{(t)}$  es la columna  $j$  de  $A_i^{(t)}$ . Las series  $y_{jt}^{(k)}$  representan la contribución del choque estructural  $k$  al componente  $j$  de la serie de  $y_t$ , dados  $y_0, \dots, y_{-p+1}$ . Las series correspondientes  $\hat{y}_{jt}^{(k)}, k = 1, \dots, K$ , representan la descomposición histórica de  $y_t$ .

### Modelo base

Se plantea un modelo de fijación de precios a lo largo de la cadena distributiva, en línea con lo planteado por McCarthy (2007) y Winkelried (2013), tal que en cada periodo de tiempo la inflación a cada nivel (importador, mayorista y consumidor) se asume que está compuesta de varios componentes -choques de oferta, demanda, tipo de cambio, del nivel previo de la cadena distributiva y los propios de cada nivel, que pueden estar determinados por el poder de fijación de precios-. Se asume que los choques de oferta están identificados por la diferencia entre el índice de inflación al consumidor y la inflación sin energía y alimentos; los choques de demanda por la dinámica de la brecha producto tras tener en cuenta el efecto contemporáneo de los choques de oferta; y los choques de tipo de cambio están identificados por la dinámica de la depreciación del tipo de cambio tras tener en cuenta los efectos contemporáneos de los choques de oferta y demanda. Considerando que cada variable depende del valor esperado en el periodo previo, en adición a los choques correspondientes, y que estas expectativas corresponden a las proyecciones lineales de sus rezagos para cada variable, salvo para la inflación del consumidor, la cadena distributiva se puede escribir tal que:

$$\pi_t^s = (\pi_{t-1}^s) + \varepsilon_t^s$$

$$\hat{y}_t = (\hat{y}_{t-1}) + \alpha_1 \varepsilon_t^s + \varepsilon_t^d$$

$$\Delta e_t = (\Delta e_{t-1}) + b_1 \varepsilon_t^s + b_2 \varepsilon_t^d + \varepsilon_t^e$$

$$\pi_t^m = (\pi_{t-1}^m) + \alpha_1 \varepsilon_t^s + \alpha_2 \varepsilon_t^d + \alpha_3 \varepsilon_t^e + \varepsilon_t^m$$

$$\pi_t^w = (\pi_{t-1}^w) + \beta_1 \varepsilon_t^s + \beta_2 \varepsilon_t^d + \beta_3 \varepsilon_t^e + \beta_4 \varepsilon_t^m + \varepsilon_t^w$$

$$\pi_t^c = (\pi_{t-1}^c) + \gamma_1 \varepsilon_t^s + \gamma_2 \varepsilon_t^d + \gamma_3 \varepsilon_t^e + \gamma_4 \varepsilon_t^m + \gamma_5 \varepsilon_t^w + \varepsilon_t^c$$

$$E_t(\pi_{t+1}^{c+1}) = (\pi_{t-1}^{c+1}) + \sigma_1 \varepsilon_t^s + \sigma_2 \varepsilon_t^d + \sigma_3 \varepsilon_t^e + \sigma_4 \varepsilon_t^m + \sigma_5 \varepsilon_t^w + \sigma_6 \varepsilon_t^c + \varepsilon_t^{c+1}$$

Donde  $\pi_t^s$  es la inflación a de energía y alimentos,  $\hat{y}_t$  es la brecha producto,  $\Delta e_t$  es la apreciación del tipo de cambio,  $\pi_t^m$  es la inflación importada,  $\pi_t^w$  es la inflación al mayorista y  $\pi_t^c$  es la inflación al consumidor; y  $\varepsilon_t^s$ ,  $\varepsilon_t^d$ ,  $\varepsilon_t^e$ ,  $\varepsilon_t^m$ ,  $\varepsilon_t^w$ ,  $\varepsilon_t^c$  y  $\varepsilon_t^{c+1}$  son choques de oferta, demanda, de tipo de cambio, a la inflación importada, a la inflación al mayorista, a la inflación al consumidor y a las expectativas inflacionarias, respectivamente. Se asume que los choques no están autocorrelacionados y son contemporáneamente independientes. De este modo, el modelo se puede estimar como un VAR usando la descomposición de Cholesky para identificar los choques. La descomposición histórica nos permite hallar la composición de choques en cada periodo de tiempo de cada inflación analizada

Los datos utilizados son de frecuencia mensual, desde 2002. Para el caso de la brecha producto, inflación importada en US\$ y las expectativas de inflación, se utiliza data trimestral obtenida del BCRP y se convierten a frecuencia mensual mediante la interpolación lineal. La inflación al consumidor y la inflación sin alimentos y energía corresponden a la variación de los índices construidos para cada *cluster* (del IPC), la inflación mayorista corresponde al Índice de Precios al por Mayor, la inflación importada corresponde al Índice a los Precios al por Mayor Importado y el tipo de cambio corresponde al nominal bancario venta de fin de periodo (nuevos soles por dólar).



**Anexo 2. Clusters de convergencia entre los 150 rubros (t-estadísticos)**

	<b>Rubro</b>	<i>Cluster 1</i>			<i>Cluster 2</i>			<i>Cluster 3</i>			<i>Cluster 4</i>		
1	Otros cereales poco transformados	Core	tin=	1,2874	tin=	2,5104	tin=	2,6416	tin=	5,2228			
2	Gas natural y otros combustibles	Core	tout=	-14,622	tout=	-9,5781	tout=	-7,6453	tout=	-			
3	Transporte nacional	Core											
4	Mariscos	Core	tcore=	2,4769	tcore=	4,1952	tcore=	5,0862	tcore=	8,1045			
5	Consumo de agua	Core	tnocore=	-16,793	tnocore=	-12,011	tnocore=	-5,9827	tnocore=	-3,1324			
6	Cigarrillos	1,811											
7	Enseñanza y matrícula	1,853											
8	Combustibles y lubricantes	1,563											
9	Frejol	0,95											
10	Pasaje en avión	1,807											
11	Artículos de joyería	0,712											
12	Pescado fresco y congelado	0,703											
13	Productos alimenticios diversos	0,819											
14	Medicinas, medicina natural manufacturado y anticonceptivos	0,999											
15	Servicio de correo	1,457											
16	Camote	2,475											
17	Hospitalización por diversos motivos	0,469											
18	Cortinas, otros muebles y accesorios fijos	-0,24			Core								

19	Sal	0,495											
20	Camas	-0			Core								
21	Pescados en conserva	0,009											
22	Trigo	0,065											
23	Otros gastos de vehículos	-0,25			Core								
24	Huevos	-0,21			Core								
25	Comidas fuera del hogar	-0,55			Core								
26	Otras hortalizas	-0,31			Core								
27	Maíz	0,09											
28	Harina de cereales y cereales procesados	-0,18			Core								
29	Aparatos terapéuticos	-0,91			Core								
30	Seguros diversos	-0,09				3,107							
31	Pan	0,222											
32	Otros alimentos fuera del hogar	-0,89				4,085							
33	Papa	-0,66				4,24							
34	Gastos judiciales	0,187											
35	Telas	-1,11				3,046							
36	Otros preparados de carne	-1,27				4,046							
37	Bebidas con alto contenido alcohólico	-1,07				4,437							
38	Margarina	-1,09				4,768							
39	Textos y útiles escolares y de escritorio	-0,88				4,467							
40	Gira turística y hoteles	-1,31				4,979							
41	Pasaje urbano e interurbano	-1,04				4,106							
42	Arbitrios municipales	-1,07				4,081							

43	Ropa para hombres y niños mayores a 12 años	-1,33			3,838								
44	Cacao y sucedáneos	-1,07			5,641								
45	Otros utensilios domésticos	-1,07			4,302								
46	Bebidas con bajo contenido alcohólico	-1,24			3,965								
47	Legumbres frescas	-0,69			4,035								
48	Pasteles y similares	-1,5			3,67								
49	Confecciones de diversas prendas	-1,86			2,648								
50	Choclo	-0,42			4,418								
51	Tomate	-1,41			3,831								
52	Plátano	-1,14			2,843								
53	Arroz	-1,34			4,611								
54	Cebolla	-0,3			3,885								
55	Otras menestras	-0,65			6,888								
56	Papaya	1,618											
57	Artículos de limpieza	-1,38			4,022								
58	Reparación y repuestos	-2,57			1,832								
59	Colchón	-0,45			2,72								
60	Servicio dental	-2,03			3,455								
61	Gastos en bautismo y matrimonio	-1,6			3,843								
62	Consultas médicas	-2,2			2,682								
63	Frazadas	-2,39			1,941								
64	Productos alimenticios preparados y alimentos preparados	-1,41			4,77								
65	Zapallo	-0,88			3,321								

66	Vajilla	-1,58			3,935								
67	Gas	-2,44			2,849								
68	Artículos de confección y tejido	-1,67			4,798								
69	Juegos de muebles y muebles para guardar objetos	-2,25			2,538								
70	Ropa para niños y niñas y reparaciones	-2,35			1,691								
71	Apio	-1,78			1,664								
72	Reparación de vehículos	-2,24			2,995								
73	Bebidas no alcohólicas	-2,55			-0,13			Core					
74	Ajos	-1,69			0,84								
75	Reparaciones diversas	-2,74			-1,18			Core					
76	Reparación de radio y tv	-3,01			-2,86			Core					
77	Leche en conserva	-2,38			1,217								
78	Aceites	-1,18			4,295								
79	Otros servicios médicos	-2,79			-0,15			Core					
80	Repuestos y lavado de vehículos	-2,26			1,464								
81	Leche fresca	-2,75			-0,84			Core					
82	Productos azucarados	-2,4			1,358								
83	Ropa para mujeres y niñas mayores de 12 años	-2,67			0,052								
84	Carne de carnero	-2,02			1,855								
85	Frutas secas y en conserva	-2,37			0,428								
86	Carne de otras aves	-2,27			0,742								
87	Yuca	-1			4,173								
88	Licuadora y extractor	-2,58			1,688								
89	Carne de cerdo	-2,01			1,454								

90	Zanahoria	-0,77			3,301								
91	Servicio de limpieza	-3,67			-8,18			Core					
92	Refrigeradora	-2,95			1,308								
93	Empleados del hogar	-3,37			-1,78			Core					
94	Calzado para mujeres y niñas	-3,59			-7,21			Core					
95	Alquiler de vivienda	-3,66			-0,49			Core					
96	Bebidas alcohólicas	-4,22			-14,6			Core					
97	Revistas y afines	-3,27			-0,76			Core					
98	Aparatos de cocina y calentar	-3,42			-0,65			Core					
99	Calzado para niños y niñas	-3,46			-4,94			Core					
100	Avena	-2,94			-1,8			Core					
101	Servicio de cuidado personal	-3,87			-12,2			Core					
102	Artículos de cuidado personal	-4,01			-11,9			Core					
103	Otras frutas frescas	-2,58			0,05								
104	Café	-1,92			1,789								
105	Entradas a espectáculos y gastos en clases y mascotas	-3,84			-8,87			Core					
106	Calzado para hombres y niños mayores de 12 años	-3,83			-8,61			Core					
107	Compostura de muebles	-4,84			-17,5			Core					
108	Reparación, servicio y gasto de vivienda	-3,63			-5,07			Core					
109	Cerveza	-4,91			-31,6			4,858					
110	Otros gastos diversos	-4,33			-12,8			5,04					
111	Electricidad	-4,86			-19,8			4,736					
112	Quesos	-3,8			-4,85			4,169					
113	Carne de res	-3,14			-1,53			4,878					

114	Colcha y cubrecamas	-4,57			-15,1			5,068					
115	Fideos	-3,82			-5,32			5,429					
116	Duraznos	-3,02			-1,07			3,624					
117	Azúcar	-1,76			1,247								
118	Artículos recreativos	-4,68			-7,49			5,2					
119	Plancha	-4,93			-6,99			5,552					
120	Toallas	-5,02			-18,5			4,697					
121	Carne de pollo	-3,9			-4,73			5,093					
122	Gaseosa, jugos y refrescos	-3,49			0,315								
123	Compra de vehículos	-5,74			-13			4,884					
124	Otras menudencias	-3,71			-3,33			4,541					
125	Galletas	-4,26			-9,15			4,477					
126	Mantequilla	-5			-17,7			3,799					
127	Manzana	-3,59			-2,6			3,712					
128	Harina y otros derivados	-3,5			-2,54			3,995					
129	Otros artículos del hogar	-5,98			-33,5			3,991					
130	Especias y sazónadores	-5,62			-22,1			2,622					
131	Sábanas	-5,55			-30,2			3,772					
132	Otros	-7,42			-20,1			0,93					
133	Aceituna	-3,7			-3,56			2,612					
134	Cristalería	-6,26			-14,2			4,269					
135	Lavadora	-6,73			-10,6			3,981					
136	Cítricos	-3,67			-2,04			2,345					
137	Uva	-4,07			1,793								
138	Té	-8,36			-14			2,039					
139	Libros no escolares	-7,68			-6,49			3,117					

140	Palta	-4,87			-4,98			2,144					
141	Bombas de luz	-8,83			-34,9			-2,86			Core		
142	Aparatos de radio y equipos de sonido	-9,77			-15,1			-3,86			Core		
143	Olluco y similares	-4,3			-0,21			6,171					
144	Menudencia de pollo y otras aves	-8,95			-43			-2,1			Core		
145	Ají	-3,17			1,773								
146	Otras hierbas para infusión y similares	-12			-21,6			-7,76			Core		
147	Teléfono e internet	-12,4			-15,3			-9,79			Core		
148	Aparatos de televisión	-14,1			-18,5			-14,3			Core		
149	Periódicos	-17,9			-23			-24,4				5,223	
150	Aparatos de recreo y cultura	-25,4			-21,9			-23,9				-1,32	

Fuente: Elaboración propia 2015.

## **Nota biográfica**

### **María Gracia Ramos Augusto**

Nació el 5 de mayo de 1990 en la ciudad de Piura. Realizó sus estudios de pregrado en la Universidad de Piura (2006-2011) y sus estudios de postgrado en la Universidad del Pacífico (2012-2014). Obtuvo el Premio Excelencia otorgado por PRIMA AFP.

Es analista júnior en el Banco Central de Reserva del Perú desde abril 2011. Labora en el Departamento de Economía Mundial desde agosto 2012 y previamente estuvo en el Departamento de Estadísticas Macroeconómicas de Precios.