



Indicadores tendenciales de inflación y su relevancia como variables indicativas de política monetaria

ADRIÁN ARMAS, LUCY VALLEJOS Y MARCO VEGA*

El Banco Central de Reserva del Perú opera bajo un esquema de metas explícitas de inflación. Esto implica el compromiso de situar el nivel de inflación en un promedio cercano a 2 por ciento a lo largo del tiempo. Sin embargo, la inflación total presenta alta volatilidad debido principalmente a que el componente de alimentos en la canasta del consumidor es relativamente alto en comparación a países más desarrollados, por lo que las variaciones de precios relativos de los alimentos afectan la inflación total de una manera más drástica. El propósito de este documento es caracterizar el proceso inflacionario reciente en varias dimensiones. Así, se descompone la dinámica de la inflación en márgenes intensivos y extensivos, se estudia además la relación entre la tasa de inflación y los momentos de corte transversal en las variaciones de precios, la volatilidad de la inflación, las expectativas inflacionarias, diversos indicadores de inflación, y por último se evalúa un grupo de medidas de inflación subyacente.

Palabras Clave : Inflación, política monetaria.

Clasificación JEL : C22, C53, G01, G15, G17, G21, G32.

El BCRP conduce formalmente su política monetaria bajo un esquema de metas explícitas de inflación (MEI) desde el año 2002. Durante este periodo el proceso de política monetaria ha ido evolucionado para adecuarse mejor a los retos que se presentan en este esquema. En esta línea, la recolección y análisis intensivo de información clave que guíe sobre el estado de la actividad económica o de los movimientos en el nivel general de precios se han convertido en una tarea de suma importancia para el Banco Central.

A pesar de que el esquema MEI se inició oficialmente en el año 2002, el BCRP ha tenido un objetivo numérico anual de inflación desde 1994. La meta numérica se define en términos de la variación porcentual del IPC de Lima Metropolitana respecto al mismo mes del año anterior. El valor de esta meta es de 2 por ciento y admite un rango de tolerancia de ± 1 punto porcentual. Un análisis de la necesidad de pasar a un esquema de metas explícitas de inflación en el caso del Perú se puede encontrar en Armas y otros (2001).

* Armas: BCRP (e-mail: adrian.armas@bcrp.gob.pe). Vallejos: BCRP (e-mail: lucy.vallejos@bcrp.gob.pe). Vega: BCRP, Jr. Miró Quesada 441-445, Lima 1, Perú, Teléfono +511 613-2000 anexo 3871, y Pontificia Universidad Católica del Perú (e-mail: marco.vega@bcrp.gob.pe).

Los autores agradecen el apoyo de Renzo Castellares, Nuria Costa-Jussá, Milenka Moschella y Luis Valdivia en la elaboración de este documento.

En este marco de política monetaria resulta relevante entender de cerca el fenómeno de la inflación. En este sentido, el presente documento tiene por objetivo realizar un análisis de la inflación y sus diversos componentes así como de indicadores afines. El análisis se realiza principalmente para el periodo en el que ha estado vigente el esquema MEI hasta diciembre de 2009, aunque algunos cálculos utilizan una muestra que va más hacia atrás. A partir de 2010 el INEI actualizó la canasta de consumo que se utiliza para medir el IPC de Lima. Con esta actualización la canasta de bienes se amplió y las ponderaciones de los bienes que componen la canasta cambió sustancialmente.¹

Durante el periodo de análisis han ocurrido eventos transitorios y de duración pasajera que han afectado el sistema de precios. El caso más relevante es el aumento de los precios internacionales de alimentos ocurrido durante el 2008. Este hecho provocó un incremento en la inflación total que llegó hasta un nivel de 6.65 por ciento a diciembre de 2008, un valor relativamente alto para los estándares de baja inflación observados en promedio para la década. Lo destacable es que este tipo de choques en los precios de alimentos son por naturaleza efímeros y tienen un efecto transitorio en la inflación ante el cual - en principio - la política monetaria no tiene por qué actuar. Sin embargo, el peligro de estas subidas de precios de alimentos es que pueden desencadenar efectos de segunda vuelta sobre la inflación a través de empujes de costos o expectativas.²

Por ello, en un contexto de choques inflacionarios de este tipo, un banco central siempre requiere de herramientas para determinar qué parte de la inflación parece duradera y qué parte parece transitoria. En este sentido, los bancos centrales observan de cerca las medidas de inflación subyacente que capturan las tendencias inflacionarias latentes y observan indicadores de inflación alternativos que permiten aislar los componentes transitorios de los más persistentes.

En la siguiente sección se estudian algunas características saltantes del proceso inflacionario reciente. Luego, en la sección 2 se describe distintos indicadores de inflación seguidos por el BCRP para pasar luego en la sección 3 a evaluar distintas medidas de inflación subyacente en términos de las bondades que debe tener todo indicador de inflación subyacente. En la sección 4 se concluye.

1 CARACTERÍSTICAS RECIENTES DEL PROCESO INFLACIONARIO

La inflación es el incremento del nivel general de precios en una economía. La inflación se convierte efectivamente en un problema cuando el incremento de los precios es relativamente alto y continuo ya que ello representa una pérdida rápida del poder adquisitivo de la población. Por ello, los bancos centrales generalmente tienen como objetivo lograr que la tasa de inflación sea baja. Así, en los países más desarrollados la tasa de inflación objetivo bordea el 2 por ciento anual mientras que en los países en desarrollo los bancos centrales tienen objetivos entre 2 y 4 por ciento. En el caso del Perú, la meta de inflación es de 2 por ciento en términos anuales y se mide de acuerdo a la variación porcentual del índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana. En Armas y otros (2001) se explican los argumentos a favor del uso del IPC para efectos de la meta en el contexto del esquema MEI en referencia a otras variables que pueden ser utilizadas para medir la evolución de los precios como el deflactor del PBI, el índice de precios al por mayor, entre otras. En particular, dicho documento destaca que la inflación del IPC de Lima Metropolitana es un indicador que es de conocimiento amplio por parte del público, es calculado por un ente ajeno al BCRP y no se revisa hacia atrás como es el caso del deflactor de precios del PBI.

Metodológicamente, la medición de la inflación se hace a partir de la definición del índice de precios

¹ En el Anexo se detallan los cambios ocurridos con esta nueva medición del INEI respecto a la canasta anterior.

² Winkelried (2010) realiza una reflexión sobre los determinantes estructurales del proceso inflacionario reciente.

al consumidor:

$$P_t = \sum_{i=1}^N \omega_i P_{i,t}, \quad (1)$$

donde $P_{i,t}$ es el índice de precios correspondiente al rubro i respecto al periodo base y ω_i es el peso relativo del rubro i en la canasta del consumidor típico de Lima Metropolitana.³ El rubro i puede representar diversos niveles de desagregación de acuerdo a la agrupación que se escoja. En términos de la clasificación provista por el INEI, hasta diciembre 2009, el índice general presentaba 8 categorías principales que se subdividían en 31 grupos, 55 subgrupos, 163 artículos y 515 variedades. Aproximadamente 40 mil precios eran recolectados cada mes de 5 mil establecimientos comerciales, incluyendo 41 mercados, 5 supermercados, 500 viviendas alquiladas, 505 centros educativos, y 210 líneas de transporte urbano e inter-urbano.

Las ponderaciones ω_i se derivaban de la Encuesta Nacional de Propósitos Múltiples (ENAPROM) que se llevó a cabo entre octubre de 1993 y setiembre de 1994 en Lima. Las ponderaciones fueron actualizadas en enero de 2002 como resultado de la revisión de la metodología del INEI. Los principales resultados de esta revisión fueron el incremento del número de hogares incluidos en la muestra, la inclusión de 45 productos nuevos, la exclusión de 18 artículos en desuso, la actualización de tiendas y marcas, y el uso de una media geométrica para variedades heterogéneas.⁴

La inflación se define como la tasa de cambio porcentual del IPC

$$\pi_t = \frac{\Delta P_t}{P_t} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_t}, \quad (2)$$

donde ΔP es el operador de diferencias simples aplicada sobre el índice de precios. Aplicando dicho operador sobre la ecuación (1) se tiene

$$\Delta P_t = \sum_{i=1}^N \omega_i \Delta P_{i,t}. \quad (3)$$

Por tanto, los cambios en el nivel general de precios son un promedio ponderado de los cambios observados en los rubros que lo conforman. Luego, se puede expresar la inflación como

$$\pi_t = \frac{\Delta P_t}{P_t} = \sum_{i=1}^N \frac{\omega_i P_{i,t}}{P_t} \frac{\Delta P_{i,t}}{P_{i,t}}. \quad (4)$$

Ésta última ecuación se puede reacomodar en los siguientes términos

$$\pi_t = \sum_{i=1}^N \left(\frac{\omega_i P_{i,t}}{\sum_{i=1}^N \omega_i P_{i,t}} \right) \frac{\Delta P_{i,t}}{P_{i,t}}, \quad (5)$$

donde resulta que la inflación es el promedio ponderado de las variaciones de los precios de cada uno de los artículos. Los coeficientes de ponderación resaltados en paréntesis son cambiantes en el tiempo y dependen básicamente de la dispersión de precios relativos. Es decir, si un artículo en particular se hace más caro que otros, las variaciones en sus precios tendrán una importancia mayor en la determinación

³ En INEI (2001) se pormenorizan los cálculos en la construcción del IPC.

⁴ El uso de la media geométrica asume que las variedades heterogéneas tienen algún grado de sustituibilidad.

de la inflación total. Sin embargo, en teoría si un bien se hace relativamente más caro, su ponderación verdadera en la canasta debería caer. Dado que los ponderadores oficiales ω_i no pueden ser ajustados de manera dinámica, la inflación reportada tiende a crear un sesgo de sustitución. El sesgo fue bastante marcado en la construcción del IPC hasta diciembre 2009. Esto se debió principalmente a dos razones. Primero, la relativa antigüedad de la encuesta ENAPROM y por ende, de las ponderaciones de cada bien o servicio en la canasta. Segundo, es bastante conocido que el uso del índice Laspeyres agudiza el sesgo de sustitución.⁵

El sesgo por sustitución ocurre porque el IPC no incluye productos nuevos, nuevos puntos de venta ni cambios en calidad.⁶ Por ello, es deseable que el INEI actualice la canasta de medición de manera constante. El INEI inició en el 2009 una nueva encuesta de consumo la que condujo a un nuevo índice con base en 2010 (ver Anexo al final de este documento).

La inflación entre los años 2002 y 2009 fue relativamente baja y estable, alcanzando un promedio de 2.6 por ciento. Sin embargo, durante este periodo hubo un episodio de inflación internacional elevada debido a las alzas extraordinarias de las cotizaciones internacionales de alimentos no vistas desde la década de los 70's. La inflación se incrementó hasta 6.65 por ciento (desde 1.1 por ciento en 2006 y 3.9 por ciento en 2007), principalmente impulsada por el incremento en el precio de los *commodities* (trigo, aceite de soya, maíz) que catapultó el precio de los alimentos domésticos (pan, fideos, petróleo, aceite, pollo). El alza de precios internacionales de fertilizantes también tuvo un impacto negativo sobre el rendimiento de cultivos cruciales como la papa ya que se redujo el uso de estos insumos claves para la producción agrícola. Este aumento del precio de los alimentos fue una característica internacional del año 2008, pero tuvo un mayor impacto en países como el Perú donde los alimentos tienen una mayor ponderación en la canasta de consumo.

El Cuadro 1 (p. 31) muestra la evolución de la inflación, dividida entre sus componentes subyacentes y no subyacentes, desde comienzos del esquema de MEI hasta la actualidad. Como se estudia en la sección 3, la inflación subyacente es la que tiene más relevancia para la instrumentalización de la política monetaria al reflejar más de cerca las verdaderas presiones inflacionarias existentes. La inflación no subyacente por su parte refleja principalmente cambios en precios relativos de carácter transitorio. Hasta el 2006 la inflación promedio se encontraba al mismo nivel que la meta de inflación. Luego, en 2007 se inicia un periodo de aumento de inflación ligado a incrementos en las cotizaciones de *commodities* alimenticios a nivel mundial. El aumento de precios alimenticios generó alzas primero de los elementos no subyacentes de la inflación para luego contaminar los componentes subyacentes. Este hecho hizo más complicado el análisis de las señales subyacentes en la inflación puesto que - en tiempo real - se hizo difícil deslindar los empujes inflacionarios de demanda de aquellas presiones ligadas al aumento de los precios de *commodities*.⁷ Es en esta situación que el Banco Central comenzó a tomar particular atención a otros indicadores de inflación además de la inflación subyacente que se solía reportar. En particular destacan las diversas medidas de inflación que se construyen en el Banco Central, así como otros índices

⁵ Un artículo clásico que explica la relación entre el índice de Laspeyres y el sesgo de sustitución es Braithwait (1980).

⁶ Para el caso del Perú se han realizado dos estudios que miden el sesgo de sustitución. Cabredo y Valdivia (1998) encuentran que el valor promedio anual del sesgo para el período 1980-1994 fue de 11 puntos porcentuales y Escobal y Castillo (1994) estiman un sesgo promedio anual de 9.2 puntos porcentuales para el periodo 1979-1993. Estos estimados resultan grandes debido a que las muestras utilizadas incluyen periodos de alta inflación. Es una agenda pendiente en la investigación actual estimar el sesgo de sustitución en la medición del IPC en la era de tasas de inflación bajas de esta década.

⁷ Algunos meses después de estos eventos, Salas (2009) concluye que los choques domésticos de demanda fueron los más relevantes hasta 2005 aproximadamente, mientras que posteriormente los choques asociados a la inflación externa y a los términos de intercambio explican mejor las fluctuaciones inflacionarias. A diferencia de Salas (2009), Lavanda y Rodríguez (2010), utilizando una muestra más grande, encuentra que los choques predominantes fueron los de demanda a excepción de breves episodios donde prevalecieron choques de oferta transitorios.

CUADRO 1. Inflación subyacente y no subyacente últimos 12 meses

	Peso	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Promedio
Inflación	100.0	1.52	2.48	3.48	1.49	1.14	3.93	6.65	0.25	2.60
Inflación subyacente	60.6	1.23	0.73	1.23	1.23	1.37	3.11	5.56	2.35	2.09
Alimentos	25.0	0.70	0.19	2.29	0.80	1.42	4.90	8.35	2.58	2.62
Resto	35.5	1.59	1.07	0.50	1.63	1.28	1.89	3.51	2.16	1.70
Inflación no subyacente	39.4	1.96	5.16	6.75	1.87	0.83	5.07	8.11	-2.54	3.35
Alimentos	22.5	0.28	3.73	5.82	1.62	2.06	7.25	10.97	-1.41	3.72
Resto	16.9	4.22	7.00	7.90	2.17	-0.67	2.37	4.39	-4.10	2.84

NOTA: El promedio es igual a la tasa media anualizada del crecimiento del IPC.

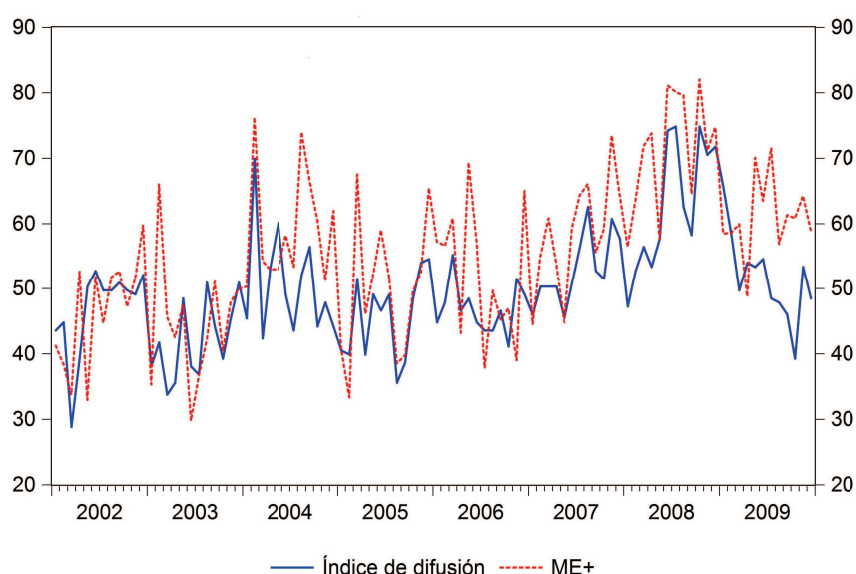
ligados al avance de los precios.

A continuación, se discuten algunas de las características del proceso inflacionario en el Perú: la dispersión transversal en el incremento de precios, la volatilidad del cambio de los precios en su dimensión temporal y transversal, las rigideces de precios y las expectativas de inflación.

1.1 EL ÍNDICE DE DIFUSIÓN DEL IPC

Un indicador utilizado para examinar la tendencia de que la mayoría de los precios se mueve en una dirección es el índice de difusión, que se define como el porcentaje de artículos con una variación positiva de un mes al otro. El Gráfico 1 muestra que entre 2002 y 2003 el índice se mantuvo por debajo del 50 por ciento, luego hasta mediados de 2007 el índice se mantuvo alrededor del 50 por ciento. A partir de mediados de 2007 se observa que el índice comienza a mostrar un importante incremento hasta fines de 2008 cuando comienza a aminorar y retornar nuevamente a porcentajes de alrededor del 50 por ciento.

Se aprecia entonces cierta relación entre los niveles de inflación y el índice de difusión, especialmente durante episodios de inflación relativamente alta. Para entender mejor la relación entre dichas medidas,

GRÁFICO 1. Índice de difusión y $ME_t^{(+)}$ 

CUADRO 2. Momentos no condicionales del análisis de márgenes

	Media %	Desviación estándar	Correlación con inflación
Inflación	0.21	0.34	
Margen extensivo (ME)	0.80	0.11	0.04
Margen intensivo (MI)	0.32	0.44	0.98
Margen extensivo + ($ME^{(+)}$)	0.55	0.12	0.36
Margen extensivo - ($ME^{(-)}$)	0.25	0.08	-0.51
Margen intensivo + ($MI^{(+)}$)	1.25	0.50	0.72
Margen intensivo - ($MI^{(-)}$)	-1.80	0.60	0.21
Término positivo (POS)	0.68	0.27	0.89
Término negativo (NEG)	-0.43	0.15	0.67
Índice de difusión	0.50	0.09	0.28

NOTAS: Se utilizan datos del portal del INEI desde enero 2002 hasta diciembre 2009. La tasa de inflación es mensual.

se analiza la inflación en términos de márgenes a nivel intensivo y extensivo. La tasa de inflación es una combinación de la intensidad en el cambio porcentual de algunos precios nominales (margen intensivo) o la cuantía de rubros que están cambiando de precios (margen extensivo). Este último término está de alguna manera ligado al índice de difusión.

A partir de la ecuación (5) se puede mostrar que

$$\pi_t = \left(\sum_{i=1}^N \theta_{i,t} I_{i,t} \right) \left(\frac{\sum_{i=1}^N \theta_{i,t} \Delta P_{i,t} / P_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N \theta_{i,t} I_{i,t}} \right), \quad (6)$$

donde $\theta_{i,t} = \omega_i P_{i,t} / \sum_{i=1}^N \omega_i P_{i,t}$ y el índice $I_{i,t}$ toma el valor de 1 si el bien i cambia de precio en el mes t . El primer paréntesis se refiere al margen extensivo, es decir, la fracción ponderada de rubros del IPC que cambian y se denota por ME_t . El segundo paréntesis indica la cuantía ponderada del incremento de los precios y se suele denominar como margen intensivo MI_t . Con lo cual la tasa de inflación mensual se puede descomponer como el producto del margen intensivo y el margen extensivo

$$\pi_t = ME_t \times MI_t. \quad (7)$$

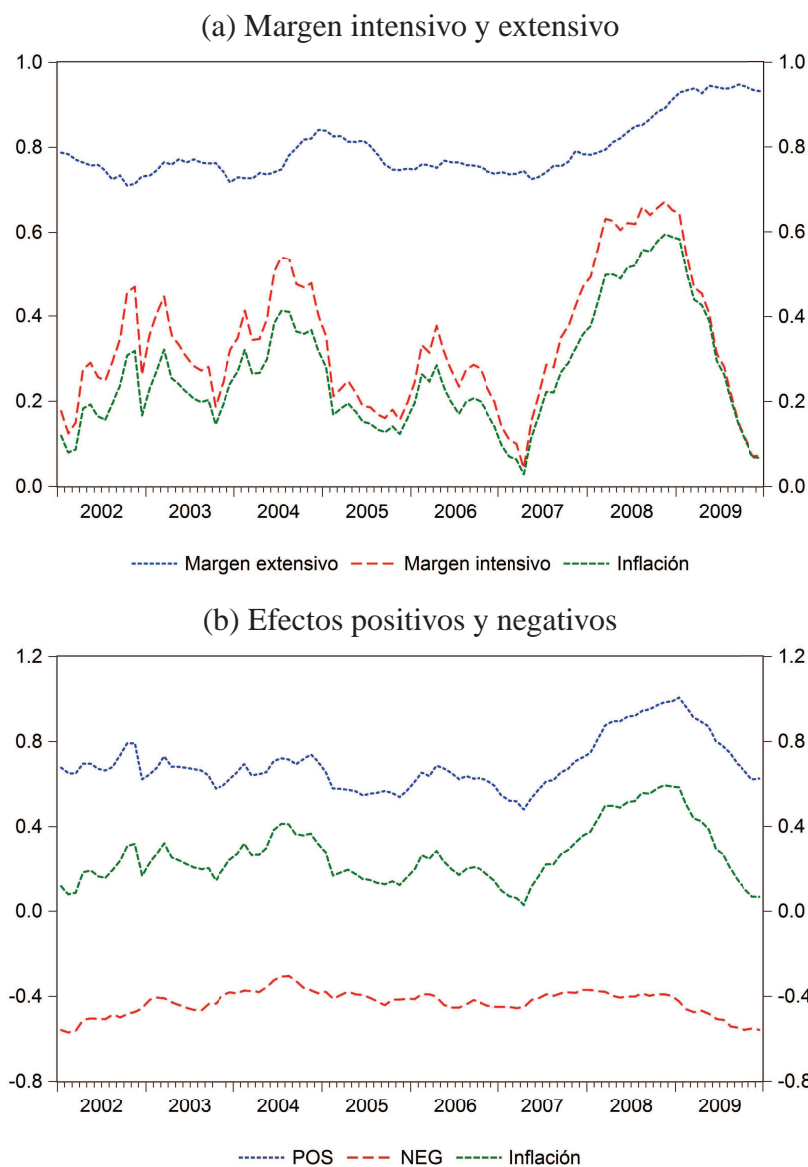
Siguiendo esta idea, se verifica además que la inflación puede ser descompuesta en términos de márgenes positivos y negativos que se construyen de la misma manera que en la ecuación 6 pero teniendo en cuenta el signo de los cambios en los precios:

$$\pi_t = ME_t^{(+)} \times MI_t^{(+)} - ME_t^{(-)} \times MI_t^{(-)} \quad (8)$$

A partir del Gráfico 1 se observa que el índice de difusión guarda bastante cercanía a $ME_t^{(+)}$ que representa a la suma de todas aquellas ponderaciones cuyos precios han tenido cambios estrictamente positivos.⁸ La dinámica semejante de estas dos medidas es resumida en un coeficiente de correlación de 73 por ciento.

En el Cuadro 2 se reportan los momentos no condicionales tomados a márgenes intensivos y extensivos. Se aprecia que a pesar de que el ritmo de inflación promedio ha sido de 0.21 por ciento en la muestra (2.5 por ciento en términos anualizados), el promedio de cambios de precios de aquellos

⁸ En este sentido, $ME_t^{(+)}$ es un índice de difusión ponderado por el peso $\theta_{i,t}$ en la canasta.

GRÁFICO 2. Componentes de la inflación (promedios móviles 12 meses)

bienes que cambiaron de precio (margen intensivo) llega a 0.32 por ciento en promedio (3.9 por ciento anualizado). Se observa también que el margen extensivo positivo ($ME_t^{(+)}$) tiene una media ligeramente mayor que el índice de difusión lo que explica por qué $ME_t^{(+)}$ está mejor correlacionado con la inflación.

En el Gráfico 2 se describe la evolución de los márgenes que contribuyen a la inflación. Se observa que durante el periodo de tasas de inflación altas observadas durante 2008, el margen extensivo se incrementó paulatina y considerablemente desde un promedio inferior a 0.8 observado antes de dicho episodio hasta valores superiores a 0.9 por ciento. Ese hecho evidencia el poder de propagación que tuvo el choque internacional en los precios de *commodities*.

1.2 VOLATILIDAD DE SERIES DE TIEMPO Y CORTE TRANSVERSAL

Sobre la base del análisis efectuado anteriormente se puede realizar un ejercicio de descomposición de varianza. Se realizan dos formas de descomposición. A partir de la ecuación (7) se explica la varianza de

CUADRO 3. Descomposición de varianza de la inflación mensual

Ecuación (7)		Ecuación (8)	
Varianza de la inflación	0.125	Varianza de la inflación	0.125
Varianza del margen extensivo	0.001	Varianza del término positivo	0.075
Varianza del margen intensivo	0.125	Varianza del término negativo	0.023
Término de covarianza	-0.001	Término de covarianza	0.022

NOTAS: Se utilizan datos del portal del INEI desde enero 2002 hasta diciembre 2009. La tasa de inflación es mensual.

la inflación en términos de los márgenes intensivo y extensivo, para lo cual se tiene que hacer primero una aproximación lineal.⁹ La otra forma es a partir de la ecuación (8) donde se toma las varianzas de los términos positivos y negativos. La varianza del margen intensivo explica prácticamente la totalidad de la varianza de la inflación y la fracción de precios que cambia mes a mes juega un rol poco significativo. Este es un resultado usual para entornos de inflación baja tal como lo documenta Klenow y Kryvstov (2008) para Estados Unidos en donde estos autores utilizan una mayor desagregación a través de bienes y en su dimensión temporal. La idea es que la trayectoria de precios ha estado anclada a expectativas bajas de aumentos de precios y por tanto las alzas de inflación han obedecido a cambios de precios relativos de algunos rubros. En otras palabras, en el caso peruano la dinámica de la inflación en este periodo muestra que los aumentos temporales observados en la inflación no han correspondido a aumentos generalizados de precios. Por otro lado, en la descomposición de varianza hecha a partir de la ecuación (8) se observa que la varianza de los términos positivos explica más de la mitad de la varianza de la inflación mensual.

Seguidamente se estudian los momentos transversales de los cambios de precios y cómo ellas pueden explicar el proceso inflacionario. Se hace uso de la base de datos desagregada de precios del INEI para probar si las teorías que relacionan los momentos transversales de la inflación con la inflación promedio tienen relevancia para el caso peruano. Así, se sigue a Bryan y Cecchetti (1999), para construir medidas de volatilidad de corte transversal (*csv*) y asimetría (*css*) basados en 163 artículos del IPC:

$$csv_t = \sum_{i=1}^N \omega_i (\pi_{i,t} - \pi_t)^2 \quad \text{y} \quad css_t = \sum_{i=1}^N \omega_i (\pi_{i,t} - \pi_t)^3 (csv_t)^{-\frac{3}{2}} . \quad (9)$$

En estas ecuaciones, ω_i representa la ponderación de cada producto en la canasta del IPC, $\pi_{i,t}$ representa el cambio porcentual en el índice de precio del producto i , mientras π_t - en este caso - es el cambio porcentual promedio ponderado de todos los productos.¹⁰ Cuando la asimetría de corte transversal es positiva, entonces la distribución transversal de cambios en los precios se concentra a la derecha, ello sirve como evidencia de que algunos precios podrían estar sujetos principalmente a choques reales.¹¹ La pregunta clave es si la forma de la distribución transversal o los momentos de los precios guarda alguna relación con la dinámica de la inflación agregada. Al respecto existen dos tipos de teorías, aquellas que enfatizan la relación causal de inflación hacia la variabilidad de precios relativos¹² o aquellas que subrayan el efecto de la variabilidad de precios relativos u otros momentos de mayor orden sobre la inflación como Ball y Mankiw (1995) que proporciona una teoría de costos de menú que explica la correlación positiva entre la asimetría de la distribución de precios y la inflación promedio. Si los cambios de precios son

⁹ En Klenow y Kryvstov (2008) se detalla la implementación algebraica de esta descomposición de varianza.

¹⁰ Por definición es aproximadamente igual a la inflación total.

¹¹ Si los choques nominales fueran los principales impulsores de los precios, ellos afectarían a todos los precios por igual y de manera simétrica. Se entiende por choque real a los choques en precios relativos.

¹² Ver por ejemplo Bakhshi (2002), Choi (2010) y Choi y Kim (2010).

CUADRO 4. Regresión de la inflación IPC y sus momentos de corte transversal

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0.130 (4.051) ***	0.024 (0.461)	0.069 (1.972)	-0.010 (0.200)
Rezago de π	0.441 (5.889) ***	0.376 (4.864) ***	0.392 (5.372) ***	0.345 (4.583) ***
Varianza transversal del IPC		0.013 (2.639) **		0.010 (2.151) *
Asimetría transversal del IPC			0.032 (3.666) ***	0.029 (3.31) **
R^2	0.196	0.234	0.266	0.290
Estadístico Breusch-Godfrey ($H_0 =$ no hay correlación serial)	7.255	1.559	1.829	2.754
Estadístico Jarque-Bera ($H_0 =$ normalidad)	1.818	2.116	0.402	0.616

NOTAS: La variable dependiente es la inflación IPC. Estadísticos t entre paréntesis. *** [**] [*] denota rechazo de la hipótesis nula de no significación estadística al 1% [5%] {10%}. La muestra ajustada abarca de enero de 1998 a diciembre de 2009.

pequeños, entonces las firmas no ajustan sus propios precios dado los costos de menú. Sin embargo, si los cambios de precios son grandes, las empresas como un todo incrementan los precios nominales y la inflación promedio se incrementa.

Para observar las implicancias de esta teoría para el caso peruano, primero se corre una regresión del tipo Ball y Mankiw con csv y csc como variables explicativas y la inflación del IPC como variable explicada, utilizando datos mensuales para el periodo enero 1998 a diciembre 2009:

$$\pi_t = b_0 + b_1\pi_{t-1} + b_2csv_t + b_3csc_t + \varepsilon_t. \quad (10)$$

Los resultados pueden observarse en el Cuadro 4. Tanto la varianza como la asimetría afectan positivamente el promedio de la inflación. Esto significa que existe evidencia de existencia de costos de menú que hacen que los precios sean rígidos a choques pequeños de costos. Sin embargo, esta evidencia no es concluyente a la luz de Bryan y Cecchetti (1999) que muestra que existe un sesgo de muestra pequeña que presiona a que exista forzosamente una correlación positiva entre la asimetría y el promedio de la inflación.¹³

Con el objetivo de verificar la robustez de esta evidencia sobre la existencia de rigideces de precios frente al sesgo de muestra pequeña sugerido por Bryan y Cecchetti (1999), se repite el ejercicio pero en esta oportunidad se usa la asimetría de corte transversal y la varianza de la inflación de los precios al por mayor (IPM). Estas dos medidas representan también choques de precios relativos que se pueden trasladar a la inflación total. El Cuadro 5 (p. 36) muestra que la hipótesis de Ball y Mankiw es aún válida para Perú. Esto significa que si la distribución transversal de los precios se vuelve asimétrica a la derecha y muy volátil, la inflación tiende a aumentar, *ceteris paribus*, ello implica que la curva de Phillips se traslada hacia arriba.

¹³ La inflación en cada periodo se obtiene con promedios de cambios de precios generados de una distribución transversal de precios. Si esta distribución es asimétrica hacia la derecha con media cero, es más probable que cuando se tengan pocas observaciones el promedio sea mayor a cero y por tanto se tenga inflación positiva que correlaciona positivamente con la asimetría. En muestras grandes, el promedio muestral es igual a la media nula y la inflación es cero a pesar de la asimetría.

CUADRO 5. Regresión de la inflación IPC frente a momentos del IPM

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0.076 (1.976)	0.050 (0.836)	0.045 (1.3)	0.077 (1.459)
Rezago de π	0.627 (9.271) ***	0.628 (9.258) ***	0.502 (7.914) ***	0.497 (7.778) ***
Varianza transversal del IPM		0.013 (0.571)		-0.017 (0.809)
Asimetría transversal del IPM			0.130 (5.977) ***	0.135 (5.989) ***
R^2	0.402	0.403	0.533	0.536
Estadístico Breusch-Godfrey ($H_0 =$ no hay correlación serial)	7.978	8.428	4.777	5.150
Estadístico Jarque-Bera ($H_0 =$ normalidad)	0.448	0.156	0.243	0.027

NOTAS: La variable dependiente es la inflación IPC. Estadísticos t entre paréntesis. *** [**] [*] denota rechazo de la hipótesis nula de no significación estadística al 1% [5%] [10%]. La muestra ajustada abarca de febrero de 1999 a diciembre de 2009.

Finalmente, se descompone la variabilidad de la inflación en su dimensión temporal. Para ello se reporta la desviación estándar por año de un conjunto de agregados de inflación. Se confirma que la inflación subyacente presenta una menor volatilidad que la inflación total. El Cuadro 6 muestra cómo la desviación estándar de la inflación mensual para el periodo 2002-2009 ha sido un poco más del doble que la desviación estándar de la inflación subyacente. Sin duda los componentes más volátiles lo conforman los precios de bienes que pertenecen al rubro restos de la inflación no subyacente. En general la inflación no subyacente tiene una variabilidad que es más del doble que la variabilidad de la inflación total.

En suma, los ejercicios realizados hasta este punto indican que en las muestras utilizadas (1) el margen intensivo de la inflación explica prácticamente la totalidad de la variabilidad del ritmo inflacionario, (2)

CUADRO 6. Desviación estándar de las tasas de inflación total, subyacente y no subyacente

	Peso	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Promedio
Inflación	100.0	0.41	0.42	0.34	0.24	0.35	0.19	0.27	0.21	0.35
Subyacente	60.6	0.07	0.07	0.10	0.11	0.10	0.14	0.11	0.15	0.16
Alimentos	25.0	0.14	0.12	0.12	0.15	0.12	0.31	0.12	0.17	0.27
Resto	35.5	0.11	0.14	0.17	0.18	0.18	0.15	0.14	0.23	0.18
Bienes	21.0	0.12	0.07	0.18	0.13	0.15	0.07	0.13	0.14	0.15
Servicios	14.5	0.19	0.22	0.31	0.25	0.30	0.28	0.28	0.35	0.27
No subyacente	39.4	1.03	1.00	0.77	0.46	0.77	0.52	0.61	0.51	0.77
Alimentos	22.5	1.54	1.12	1.50	0.90	1.33	0.77	1.08	0.79	1.18
Resto	16.9	0.57	1.72	0.61	0.50	0.31	0.48	0.70	0.91	0.87
Combustibles	3.9	2.26	2.17	0.89	1.46	0.74	1.43	1.53	2.89	1.89
Transporte	8.4	0.30	2.73	0.59	0.37	0.53	0.49	1.02	0.52	1.11
Servicios públicos	4.6	0.43	0.48	1.07	0.76	1.31	0.72	2.54	0.79	1.20

NOTAS: Las desviaciones estándar para cada año corresponden a la desviación estándar de las respectivas tasas de inflación mensual. El promedio corresponde a la desviación estándar de toda la muestra de datos en el periodo 2002 a 2009.

CUADRO 7. Frecuencia de ajuste de precios por sector económico

	Total	Industria	Comercio	Servicios
Más de una vez al año	49.0	41.4	70.4	48.4
Una vez al año	26.4	27.6	20.4	29.4
Menos de una vez al año	24.5	31.0	9.3	22.6

FUENTE: Encuesta de Expectativas Macroeconómicas BCRP 2007.

como se esperaba, la volatilidad de la inflación subyacente es mucho menor que la volatilidad de la inflación total y (3) se corrobora la hipótesis de Ball y Mankiw (1995) sobre la existencia de importantes costos de menu y la presencia de rigideces de precios. Precisamente, en la siguiente subsección se habla de dichas rigideces.

1.3 RIGIDECES DE PRECIOS

En 2007, siguiendo los estudios realizados en Canadá, Inglaterra, España, entre otros, el BCRP realizó una encuesta a un grupo de empresas de los sectores industria, comercio y servicios sobre cuán frecuentemente actualizaban sus precios. El resultado principal de la encuesta fue que casi el 50 por ciento de las empresas ajustan su precio más de una vez cada año.

Si los precios fueran totalmente flexibles, los ajustes de precios ocurrirían continuamente ante cualquier variación en las fuentes de fijación de precios. Si los precios se ajustan una vez o menos cada año, entonces se tiene un indicador de que existen rigideces en la formación de precios y por consiguiente la política monetaria puede afectar al producto.

La evidencia presentada en el Cuadro 7 indica que el sector comercio es el que posee más rigideces de precios. Es útil señalar que una agenda de investigación pendiente en el Perú es estudiar más en detalle las rigideces de precios individuales en línea con Nakamura y Steinsson (2008) o Klenow y Malin (2011) para EUA. Para ello se requiere utilizar bases de datos de precios individuales de alta frecuencia.

1.4 EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN

El Banco Central realiza mensualmente una encuesta de expectativas macroeconómicas. La encuesta se inició con el objetivo de acopiar proyecciones privadas sobre las cuatro principales variables macroeconómicas de interés para la política monetaria como inflación, tipo de cambio, crecimiento del PIB y tasas de interés. Esta encuesta mide el pulso de las expectativas por tres tipos de agentes:¹⁴ (1) empresas no financieras, (2) analistas económicos y (3) instituciones financieras.

Este estudio se enfoca en las expectativas de inflación y se utilizan los datos de estas encuestas para estudiar la relación entre expectativas y las proyecciones de inflación. La relación entre expectativas de inflación y la publicación de proyecciones oficiales de inflación es y ha sido tema de arduo debate académico tanto en términos teóricos como empíricos. Partiendo por la teoría, dicha relación se enmarca en la teoría de los mecanismos de comunicación de los bancos centrales y los resultados beneficiosos que ello puede traer. En general, como se evidencia en la literatura resumida en Blinder y otros (2008) la comunicación y la transparencia son beneficiosas en general para anclar las expectativas y lograr los fines

¹⁴ La encuesta incluye expectativas de inflación de dichos agentes para el año calendario corriente y el siguiente. El resultado se publica durante la primera semana de cada mes.

de la política monetaria.

En contraposición a esa visión general se puede citar a Morris y Shin (2005) cuyo principal resultado es que - en ocasiones - la comunicación de un banco central puede ser perjudicial para el bienestar de la sociedad. Esto ocurre por que, según Morris y Shin (2005), la comunicación del banco central tiene un doble rol, por un lado provee señales sobre la información privada que maneja el banco central y de otro lado, coordina las creencias de los agentes privados. Si los agentes privados dan demasiado peso a las proyecciones que publica un banco central, puede ocurrir un efecto desplazamiento o *crowding out* de la información privada por la información pública que puede llevar a un equilibrio inferior. Sin embargo, la validez de este argumento requiere que el banco central tenga información agregada y capacidad de procesamiento inferior a la de agentes privados.¹⁵ En la práctica se observa que los bancos centrales poseen amplia información macroeconómica relevante para predecir y tomar decisiones de política.

En términos empíricos, Fujiwara (2005) encuentra que las proyecciones del Banco Central de Japón afectan las proyecciones de los pronósticos privados profesionales pero no viceversa. Adicionalmente, prueba que las proyecciones del Banco de Japón reducen la incertidumbre de los pronósticos privados. Un resultado parecido se halla en Kelly (2008) que evalúa la relación entre la inflación y las expectativas de inflación en el Reino Unido al introducir el esquema MEI. El documento halla que al introducir MEI causó que el público en general y los pronósticos privados anclen sus expectativas.

En virtud de esta evidencia internacional, este documento realiza una revisión sencilla de la relación entre las expectativas de agentes privados y las proyecciones de inflación publicadas por el Banco Central. Desde 2002, el Banco Central ha publicado regularmente proyecciones oficiales de inflación. En el Gráfico 3 (p. 39) se comparan las expectativas de inflación de los analistas económicos y las proyecciones publicadas por el BCRP en cada reporte de inflación para el año calendario corriente y el siguiente.¹⁶ Se encontró una doble causalidad a lo Granger entre las predicciones de los analistas económicos y las del Banco Central, lo que significa que para periodos cortos, tanto el Banco Central como los analistas económicos ajustan sus proyecciones de la misma manera, usando toda la información relevante para las proyecciones de corto plazo.

Sin embargo, las expectativas de inflación por parte de los analistas económicos para el año calendario siguiente siguen estadísticamente las proyecciones del Banco Central como lo muestra el Cuadro 8. La prueba de causalidad de Granger rechaza la hipótesis de que las proyecciones de los reportes de inflación del BCRP no afectan a lo Granger las proyecciones de los economistas. Esto está en línea con Fujiwara (2005) para Japón y por tanto da consistencia a la idea de que el BCRP deba reaccionar fuertemente a las expectativas de inflación. De acuerdo a Muto (2008), cuando las expectativas de los agentes privados siguen al Banco Central, éste debe reaccionar fuertemente ante cambios en las expectativas de inflación para lograr estabilidad de expectativas.

Una observación clave es la heterogeneidad en la formación de expectativas entre tipos de agentes.

CUADRO 8. Prueba de causalidad a lo Granger entre la proyección del Reporte de Inflación para el próximo año y las expectativas de los analistas económicos para el próximo año

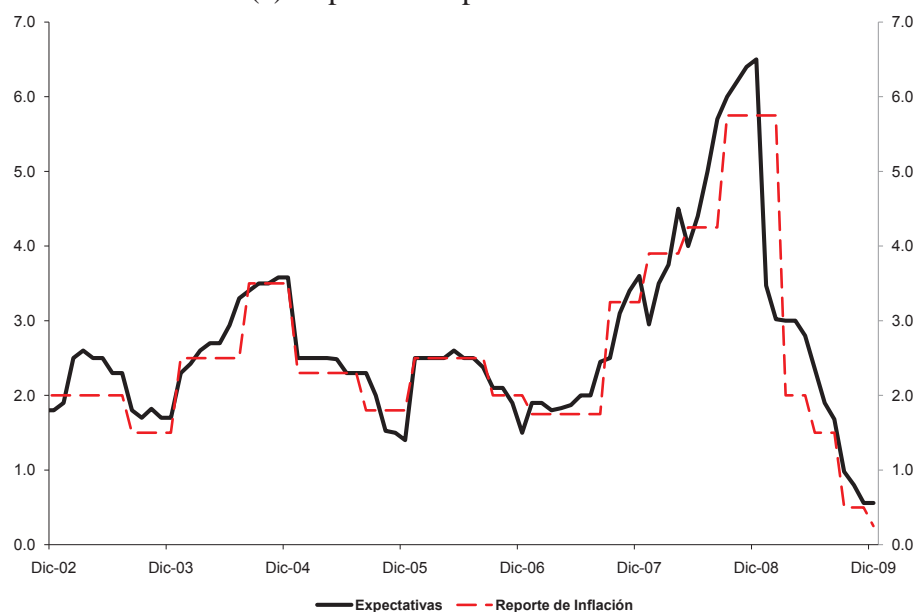
Hipótesis nula	Obs.	Estadístico F	Prob.
Proyección del Reporte de Inflación → Proyecciones de analistas económicos	71	8.02684	0.0008
Proyecciones de analistas económicos → Proyección del Reporte de Inflación		0.77263	0.4659

¹⁵ Esto significa que el banco central tendría que tener un ratio bajo de señal a ruido.

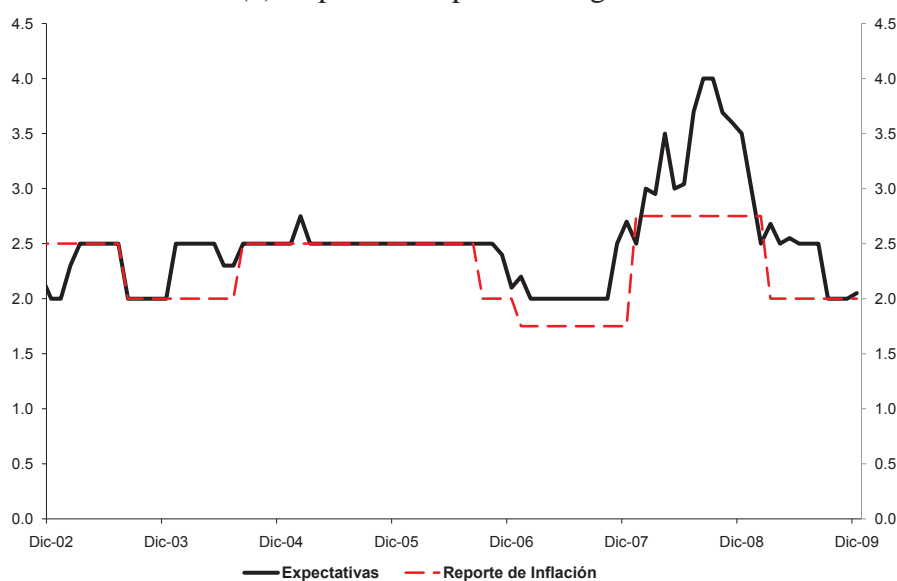
¹⁶ La muestra de encuestas de expectativas no considera directamente expectativas a horizonte fijo (1 ó 2 años hacia adelante).

GRÁFICO 3. Expectativas de inflación de analistas económicos versus proyecciones del BCRP

(a) Expectativas para año corriente



(b) Expectativas para año siguiente



Esta heterogeneidad proviene del hecho que no todos los agentes procesan la información de la misma manera. La evidencia mostrada en el Cuadro 9 (p. 40) establece que las expectativas de las empresas no financieras tienden a ser las más persistentes. Además, dichas expectativas tienen una menor sensibilidad a la meta numérica de inflación del Banco Central. En la medida que la formación de precios en la economía depende principalmente de la conducta de las empresas no financieras, el Banco Central las debe monitorear de cerca e intentar mejorar los canales de comunicación para anclar dichas expectativas. Otro hecho saltante del Cuadro 9 es que a pesar de la heterogeneidad, los agentes en general dan más peso a la meta de inflación que al rezago de la inflación cuando forman expectativas.

Si bien el seguimiento de expectativas de inflación para uno o dos años adelante es relevante para fines de política, quizás más importante aún es el monitoreo de las expectativas de inflación a más largo plazo, aquellas que están más allá del horizonte de política. Las expectativas de inflación de largo

CUADRO 9. Dterminantes de las expectativas de inflación 18 meses adelante por tipo de agente

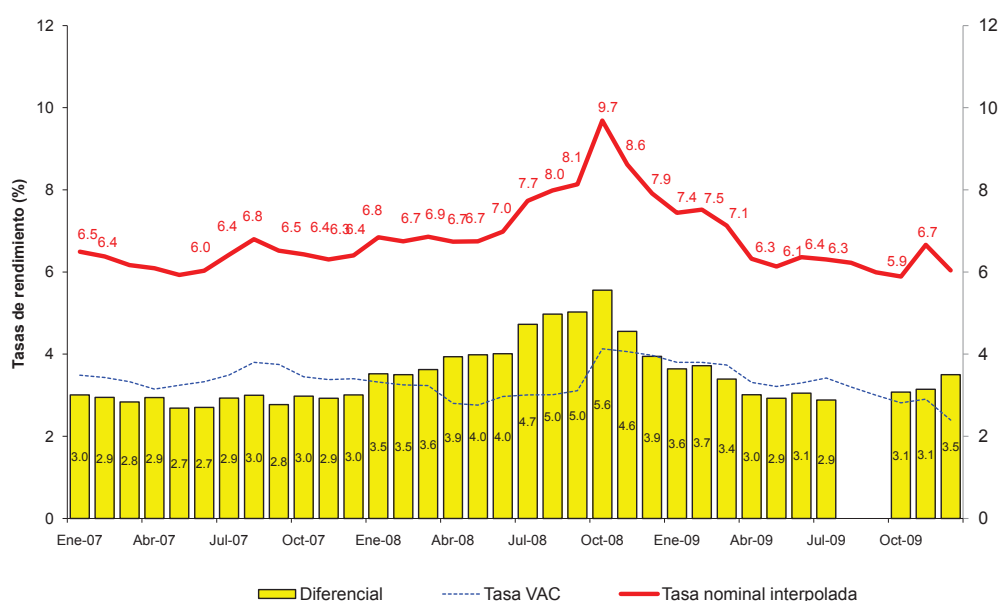
	Empresas financieras		Analistas económicos		Empresas no financieras	
Expectativa rezagada	0.883 (17.019)	***	0.815 (14.086)	***	0.890 (26.402)	***
Rezago de la inflación a 12 meses	0.03 (1.717)		0.041 (2.489)	*	0.050 (3.539)	***
Meta de inflación	0.098 (2.198)	*	0.150 (3.19)	**	0.068 (2.324)	*
R^2	0.995		0.995		0.996	
Estadístico Breusch-Godfrey	0.057		0.045		6.521	

NOTAS: Estadísticos t (estimados con errores estándares HAC) entre paréntesis. *** [**] [*] denota rechazo de la hipótesis nula de no significación estadística al 1% [5%] [10%]. La muestra ajustada abarca de febrero de 1999 a diciembre de 2009.

plazo (hasta 15 años) se pueden estimar sobre la base de la diferencia entre la tasa nominal y real de los bonos soberanos. Los bonos indexados que pagan una tasa real constante fueron introducidos en Perú en 2002. Una estimación directa que resulta de estos datos es la tasa de inflación *break-even* $\pi^{be} = \text{Rendimiento nominal} - \text{Rendimiento real}$.

Teóricamente, la inflación *break-even* está compuesta por un inflación esperada desconocida, un riesgo inflacionario y un diferencial de primas de riesgo de liquidez entre los bonos nominales y reales. La estimación exacta de la inflación esperada es difícil por la falta de series históricas y la iliquidez de los bonos indexados al IPC. En el Gráfico 4 se muestra ambas tasas y su diferencial (en barras). Se observa que la inflación *break-even* se elevó hasta 5.6 por ciento en octubre de 2008, en parte debido al aumento de las expectativas de inflación y en parte a la mayor prima de riesgo de los bonos a largo plazo.

GRÁFICO 4. Tasa nominal versus tasa real del bono del tesoro (al 2024) y su diferencial



NOTAS: Diferencial de tasas entre el bono soberano VAC 2024 y la tasa interpolada para el 2024 de los bonos soberanos nominales 2020 y 2026.

2 OTROS ÍNDICES DE PRECIOS

2.1 IPC NACIONAL

Entre enero de 2003 y diciembre de 2009, el INEI publicó el IPC Nacional como el promedio de los índices de precios calculados en base a las 25 ciudades más importantes de Perú y sobre la base de la encuesta ENAPROM 1993-1994. A partir de 2010 sólo se publica los índices por regiones y con la base anterior.

El IPC Nacional en su estado hasta el 2010 no es recomendable como indicador principal para medir la inflación relevante para la política monetaria debido a los siguientes problemas:

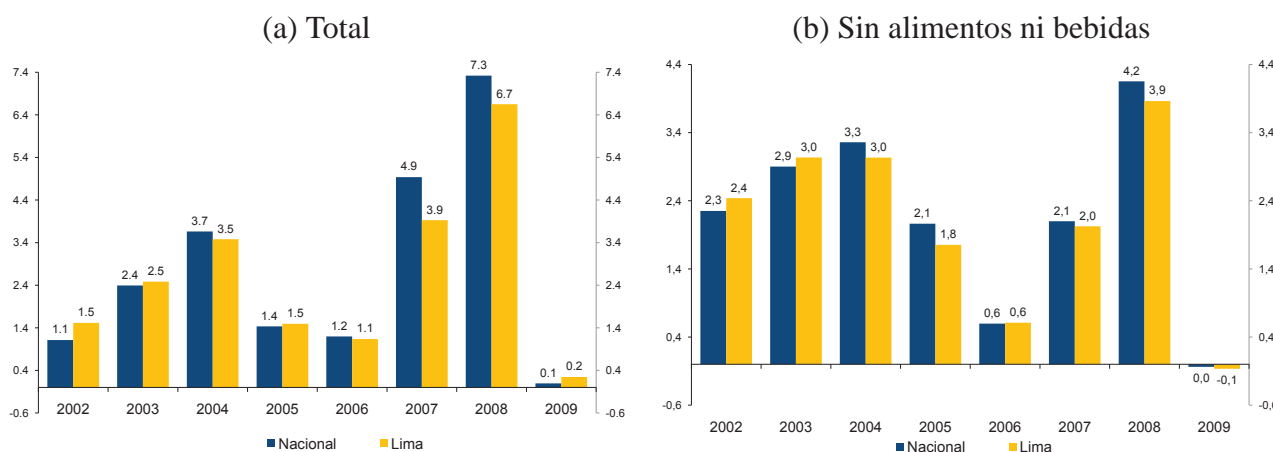
- Uno de los resultados de la revisión del IPC de Lima fue la reducción de la ponderación de rubro alimentos y bebidas. Esta revisión se tiene que extender al IPC nacional.
- Para el IPC de Lima, el INEI recolectaba más de 36 mil precios cada mes, mientras que para el resto de las 24 ciudades restantes el INEI recolectaba solo 1708 precios en promedio por ciudad.
- El IPC de Lima es publicado en el diario oficial El Peruano el primer día de cada mes, mientras que el IPC nacional esta disponible en la página web del INEI el día 15 de cada mes.

La pregunta que surge aquí es si todos los precios dentro del IPC nacional convergen a una tendencia común. Ésta es abordada por Monge y Winkelried (2009) donde se identifica que - a partir de choques idiosincrásicos - las discrepancias surgidas entre los 25 agregados del IPC desaparecen en menos de un año. Otro resultado de Monge y Winkelried es que el uso del IPC de Lima para el cálculo de la meta inflacionaria del Banco Central garantiza un ancla para el IPC nacional en su conjunto. Cabe mencionar que el IPC de Lima es una buena variable instrumental de la inflación nacional dado que el gasto de Lima representa el 70 por ciento del gasto nacional.

Desde que se introdujo el IPC nacional, ambas tasas de inflación se han movido armónicamente. Como se puede observar en el Gráfico 5 durante 2008 el IPC de Lima se elevó a 6.7 por ciento y el IPC nacional a 7.3 por ciento. En el periodo 2002 a 2008 el IPC de Lima acumuló un incremento de 22.3 por ciento mientras que el IPC Nacional acumuló 24.1 por ciento.

La mayor inflación 2007 y 2008 estuvo vinculada al incremento del grupo de alimentos y bebidas. En el resto de ciudades, la contribución de este grupo a la inflación es mayor dada la ponderación en sus respectivos IPCs. Si se descarta el rubro de alimentos y bebidas de ambas mediciones su diferencia se

GRÁFICO 5. *Inflación del IPC nacional versus del IPC de Lima Metropolitana*



reduce como puede apreciarse en el panel (b) del Gráfico 5.

Es importante señalar que en 2009, se aprobó la Ley No. 29438 mediante la cual se establece que la inflación calculada con el IPC Nacional tendrá también carácter oficial y, como el IPC de Lima, se publicará el primer día útil del mes siguiente. En tal sentido, la referida Ley establece que se constituya una comisión especial encargada de fijar una metodología estadísticamente confiable para medir el IPC Nacional. La comisión está conformada por representantes del INEI, MEF y Banco Central de Reserva. Se espera que el nuevo indicador de IPC nacional se publique oficialmente por el INEI a partir de 2012.

2.2 ÍNDICE DE PRECIOS AL POR MAYOR NACIONAL

El índice de precios al por mayor (IPM) es recolectado por el INEI y abarca los precios de grupos de bienes representativos en los mercados mayoristas de las 25 ciudades principales. El IPM involucra 394 productos, clasificados por sector (agricultura, pesca y manufactura) y por fuente (doméstico e importado). Este índice puede ser utilizado como un indicador aproximado de precios al productor y como indicador adelantado del IPC. Es así que por ejemplo Miller (2003) y Winkelried (2003) utilizan el IPM en modelos econométricos para estimar cómo los movimientos en el tipo de cambio traspasan sus efectos hacia el IPC vía el IPM total y su componente importado.

El Gráfico 6 muestra tanto la inflación del IPC como la inflación del IPC que excluye servicios. Se observa que presentan un comportamiento similar durante el régimen MEI. Sin embargo, durante 2008 se abrió una brecha apreciable que demuestra que los precios al por mayor son más sensibles al incremento mundial de los precios de los alimentos y el petróleo. En este sentido es importante recalcar que los precios al por mayor están asociados - aunque de manera imperfecta - a los costos de producción de las empresas y por tanto los aumentos en la inflación del IPM pueden ser interpretados como empujes de costos en la fijación de precios finales de las empresas y por ende generan presiones inflacionarias en el IPC o pueden generar variaciones en los márgenes minoristas.

GRÁFICO 6. Inflación del IPC sin servicios e inflación del IPM (variación porcentual a 12 meses)

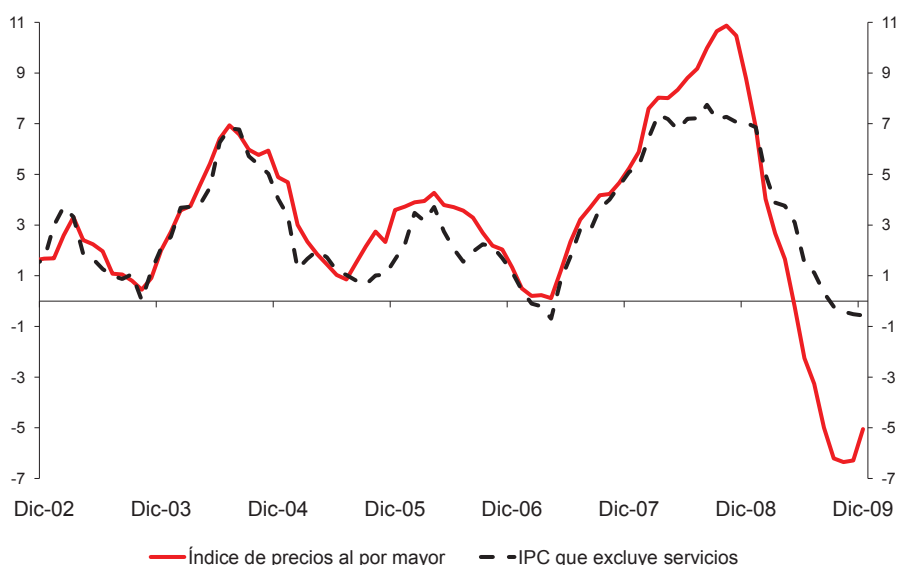
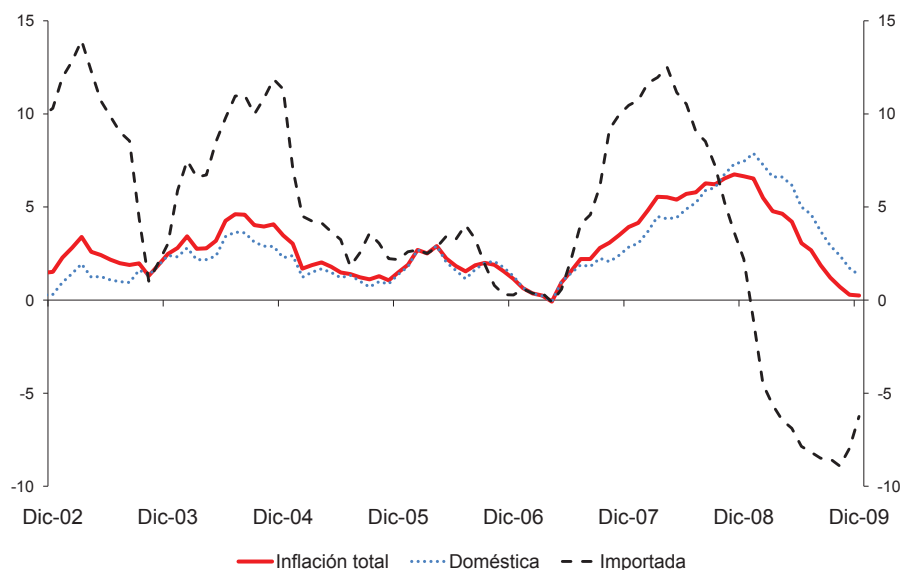


GRÁFICO 7. Inflación del IPC, importada y doméstica (variación porcentual a 12 meses)

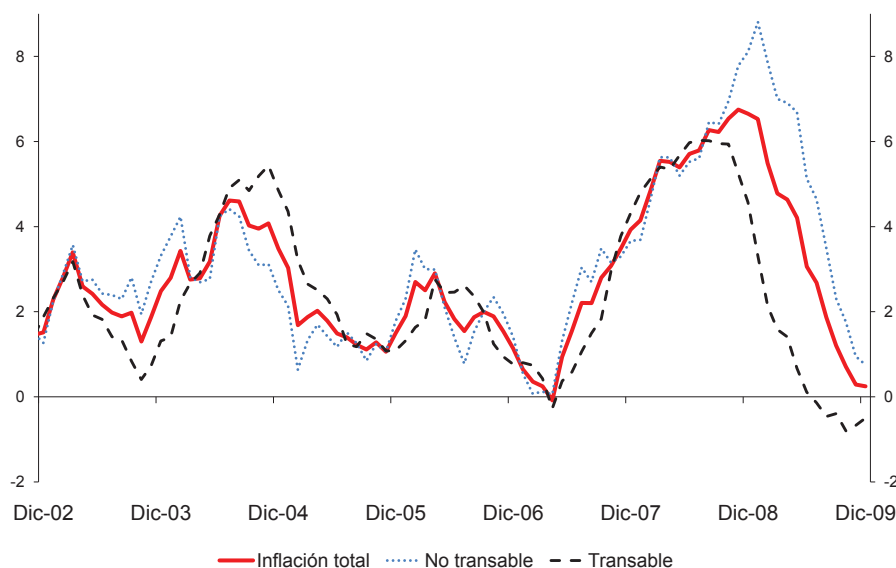
2.3 IPC IMPORTADO

La inflación importada agrupa aquellos productos de la canasta del IPC cuyos precios dependen - en cierta medida - de los precios internacionales, como pan, fideos, petróleo, autos, medicinas son ejemplos de este grupo. Esta inflación es más volátil que la inflación del IPC dado que está altamente influenciada por el precio de los *commodities* y su efecto traspaso a los precios domésticos. A pesar que los cambios en la inflación importada son cuantiosos, su efecto en la canasta completa es menor dado el bajo porcentaje que representaba el componente importado (12.1 por ciento).

El Cuadro 10 muestra los componentes domésticos e importados de la inflación del IPC durante el régimen MEI. El alza de la inflación durante los años 2007 y 2008 estuvo vinculada básicamente al crecimiento del precios de alimentos. En 2007 la inflación importada fue de 18.8 por ciento mientras en 2008 los precios domésticos de alimentos se incrementan hasta 10.5 por ciento. En otras palabras, el efecto del incremento del precio de los *commodities* desde 2007 hasta mediados de 2008 afectó primero a los componentes de inflación importada en 2007 y luego contaminó el componente de precios domésticos. Por ejemplo, una cadena de reacciones típica a partir del incremento del precio internacional del trigo, parte del alza de precios de cereales y pan que luego tendría efectos sobre los precios de alimentos en restaurantes.

CUADRO 10. Inflación del IPC, componentes importados y domésticos

	Peso	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Promedio
Inflación total	100.0	1.52	2.48	3.48	1.49	1.14	3.93	6.65	0.25	2.60
Importada	12.1	10.30	3.03	11.33	2.18	0.27	10.46	2.20	-6.25	4.03
Alimentos	5.4	9.98	-0.10	10.90	-1.49	2.08	18.83	4.75	-3.07	5.01
Resto	6.7	10.56	5.57	11.66	4.96	-1.02	4.31	0.06	-9.04	3.19
Doméstica	87.9	0.30	2.40	2.28	1.38	1.28	2.84	7.44	1.35	2.39
Alimentos	42.1	-0.73	2.18	3.04	1.52	1.72	4.14	10.53	1.14	2.90
Resto	45.8	1.25	2.60	1.60	1.25	0.89	1.64	4.53	1.55	1.91

GRÁFICO 8. *Inflación total, transable y no transable (variación porcentual a 12 meses)*

2.4 IPC TRANSABLE Y NO TRANSABLE

Una medida relacionada con la inflación importada es el componente transable de la inflación del IPC. Los bienes se clasifican como transables si son susceptibles de ser comercializados internacionalmente (importados y/o exportados). En dicho caso, los precios de estos bienes son altamente sensibles a los precios internacionales, los aranceles, los costos de transporte y el tipo de cambio. Estos bienes comprenden el 37 por ciento de la canasta de consumo del IPC. Gran parte de los componentes transables están compuestos por textiles y calzados, así como electrodomésticos.

En el largo plazo la inflación tanto de los bienes transables y no transables tienen un comportamiento similar. Sin embargo, desde el último trimestre de 2008, los precios de bienes no transables crecieron más rápido que el de los bienes transables. Ello es evidencia de un empuje de demanda inflacionario.

3 MEDIDAS DE INFLACIÓN SUBYACENTE UTILIZADAS POR EL BANCO CENTRAL

La inflación del IPC a 12 meses es la meta numérica oficial del Banco Central. Sin embargo, la inflación del IPC está siempre afectada por componentes transitorios y ruidosos impulsados principalmente por choques en precios de alimentos y energía. Es en este entorno, que los bancos centrales tratan de enfocarse

CUADRO 11. *Inflación total y sus componentes transables y no transables*

	Peso	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Promedio
Inflación total	100.0	1.52	2.48	3.48	1.49	1.14	3.93	6.65	0.25	2.60
Transable	41.2	1.88	1.31	4.86	1.09	0.77	4.32	4.57	-0.50	2.27
Alimentos	18.0	-0.68	0.10	6.73	-0.61	0.94	6.34	7.34	0.34	2.51
Resto	23.3	3.85	2.20	3.50	2.36	0.64	2.85	2.49	-1.16	2.08
No transable	58.8	1.27	3.31	2.51	1.79	1.40	3.66	8.10	0.75	2.39
Alimentos	29.6	1.21	2.91	2.40	2.30	2.20	5.90	11.00	0.69	2.90
Resto	29.2	1.33	3.72	2.62	1.28	0.59	1.37	4.99	0.83	1.91

en señales inflacionarias subyacentes que faciliten la toma de decisiones de política monetaria.

Cuando los bancos centrales acopian los datos de inflación para fines de discusión interna o para comunicar sus decisiones, la pregunta clave es cuánto de la inflación medida representa realmente una señal de movimientos sistemáticos (que difícilmente se revierten) de los determinantes macroeconómicos y cuánto es perturbación de precios relativos. Precisamente, las diferentes medidas de inflación subyacente existentes tratan de separar la señal del ruido a partir de las tasas de inflación publicadas.

No obstante, los economistas no poseen una definición teórica generalmente aceptada de la inflación subyacente. Eckstein (1981) define la inflación subyacente como la tasa de inflación que responde al crecimiento de largo plazo de la economía. Bryan y Cecchetti (1994) la define como la inflación monetaria causada por el incremento en la cantidad de dinero. Blinder (1997) la especifica como la parte persistente de la inflación. Quah y Vahey (1995) la define como el componente de la inflación que no tiene un impacto en producto en el mediano y largo plazo. Reis y Watson (2007) elaboran un concepto de “inflación pura” que se refiere a movimientos en precios originados por movimientos comunes en precios y no por variaciones en precios relativos.

Bilke (2006) provee una tipología de medidas de inflación subyacente basada en la visión desagregada y agregada de los precios. Los métodos desagregados incluyen componentes de corte transversal del IPC y consideran diversas técnicas de exclusión así como medidas de tendencia central y reponderación. Los métodos agregados conforman lo que Mishkin (2007) define como enfoques teóricos dado que incluyen modelos VAR estructurales y modelos con factores dinámicos.

Sin importar con qué concepto se esté lidiando, un buen indicador de inflación subyacente, en términos de ayudar a la implementación y comunicación de la política monetaria, debe tener ciertas propiedades como los resalta Roger (1998):

- Debe ser fácil de entender y reproducir por las autoridades económicas y el público.
- Debe ser un indicador estable, es decir, debe tener pocas y no significativas revisiones.
- Debe de ser un indicador creíble, es decir, su evolución no debe divergir sistemáticamente de la inflación observada. Para mantener la credibilidad, la inflación subyacente no debe subestimar o sobreestimar la inflación total por periodos largos.
- Debe de estar disponible al mismo tiempo que la inflación total, para que ayude a explicar la política monetaria al público en general.
- Debe tener menor volatilidad que la inflación.
- Debe tener la capacidad de predecir la inflación total, es decir, cuando la inflación total diverge de la inflación subyacente, se espera que la inflación total tienda a regresar hacia la inflación subyacente.

3.1 INDICADORES DE INFLACIÓN SUBYACENTE

A continuación, se actualiza la evaluación de algunos de los indicadores de medición de la inflación subyacente publicados por el Banco Central en BCRP (2006) y se incluyen nuevas medidas subyacentes de exclusión que fueron observadas por las autoridades durante el episodio inflacionario de 2008. Se trabaja con la inflación subyacente (SUBY) que publica mes a mes el BCRP quitando una selección de componentes volátiles de la canasta del IPC. Los componentes excluidos son algunos productos agrícolas de alta volatilidad, como el pan, fideos, aceite, arroz y azúcar que dependen de los precios de *commodities*, así como combustibles, servicios públicos y transporte porque sus precios dependen de la evolución del precio internacional del petróleo, de la política fiscal y de la regulación existente. Esta medida de inflación subyacente es estable y no está sujeta a revisiones cuando los nuevos datos se van añadiendo. Otros

indicadores de inflación subyacente obtenidos por exclusión son los que excluyen todo el componente de alimentos (INF_SA), los que excluyen alimentos y energía (INF_SAE) y los que excluyen los alimentos sólo de la canasta subyacente (SUBY_SA).

También se consideran tres indicadores basados en estadísticos de influencia limitada a partir del corte transversal de los precios: El percentil 63 (PCTLE63) representa al percentil 63 de la distribución del cambio de precios. La elección de este percentil fue realizada para que el promedio de la inflación subyacente coincida con el promedio de la inflación total para el periodo de referencia que va de 1995 a 2009. La media recortada (TRIM50) que es la media ponderada del cambio en los precios ubicada entre los percentiles 34 y 84 del cambio en la distribución de precios. El criterio utilizado para escoger estos percentiles es lograr que la media de la inflación subyacente resultante sea igual a la media de la inflación SUBY en el periodo en referencia. Finalmente se considera la media reponderada (REPOND) basada en la reponderación de los pesos del IPC que resulta de dividir los pesos de cada artículo entre la desviación estándar de sus cambios porcentuales mensuales también para el periodo de referencia.¹⁷

El Cuadro 12 muestra la evolución de las medidas de inflación observadas durante los meses de 2007-2009. Algo particular a observar es que todas las medidas de inflación subyacente aproximadamente se duplicaron de diciembre 2007 a diciembre 2008, indicando presiones inflacionarias generales relevantes para las decisiones de política monetaria. En efecto, el BCRP elevó su tasa de interés de referencia 150 puntos básicos durante el 2008.

El Gráfico 9 (p. 47) presenta la dinámica de los indicadores de inflación subyacente desde diciembre 2004. El rápido crecimiento de éstos desde mediados de 2007 es una característica a destacar. Durante este periodo, los productos alimenticios dentro de la medida oficial de inflación subyacente que solían tener una baja volatilidad comenzaron a presentar importantes incrementos debido al alza de precios de los *commodities* alimenticios. Es en esta circunstancia que se empezó a difundir indicadores subyacentes que excluyeran precios de alimentos y/o energía. La inclusión de este nuevo indicador de inflación tendencial se justificó debido a que se consideró que el incremento de los precios de *commodities* era temporal y que una reversión importante ocurriría tarde o temprano.

CUADRO 12. Medidas alternativas de inflación subyacente a 12 meses

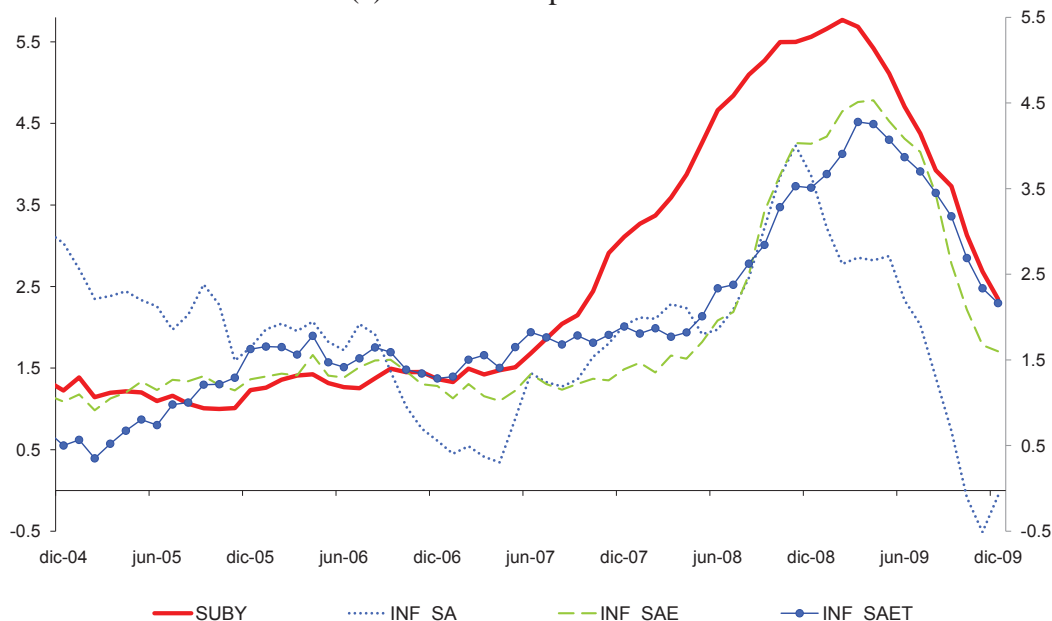
	2007		2008		2009		Promedio 1995 - 2009	Desv. est. 1995 - 2009	Promedio 2002 - 2009	Desv. est. 2002 - 2009
	Jun.	Dic.	Jun.	Dic.	Jun.	Dic.				
SUBY	1.7	3.1	4.7	5.6	4.7	2.3	4.1	0.30	2.1	0.16
INF_SA	1.4	2.0	2.0	3.9	2.3	-0.1	4.6	0.44	2.1	0.32
INF_SAE	1.4	1.5	2.1	4.3	4.3	1.7	4.5	0.42	1.9	0.26
SUBY_SA	1.8	1.9	2.3	3.5	3.9	2.2	4.3	0.37	1.7	0.17
PCTLE63	1.6	2.8	4.5	5.6	4.6	2.3	4.2	0.29	2.3	0.15
TRIM50	1.6	2.8	4.5	5.2	3.9	2.2	4.2	0.27	2.4	0.13
REPOND	1.5	3.5	5.1	5.7	3.9	1.5	4.0	0.28	2.2	0.16

SIGLAS: SUBY: IPC subyacente del BCRP, INF_SA: IPC sin alimentos, INF_SAE: IPC sin alimentos ni energía, SUBY_SA: IPC subyacente sin alimentos, PCTLE63: percentil 63, TRIM50: media acotada, REPOND: media reponderada.

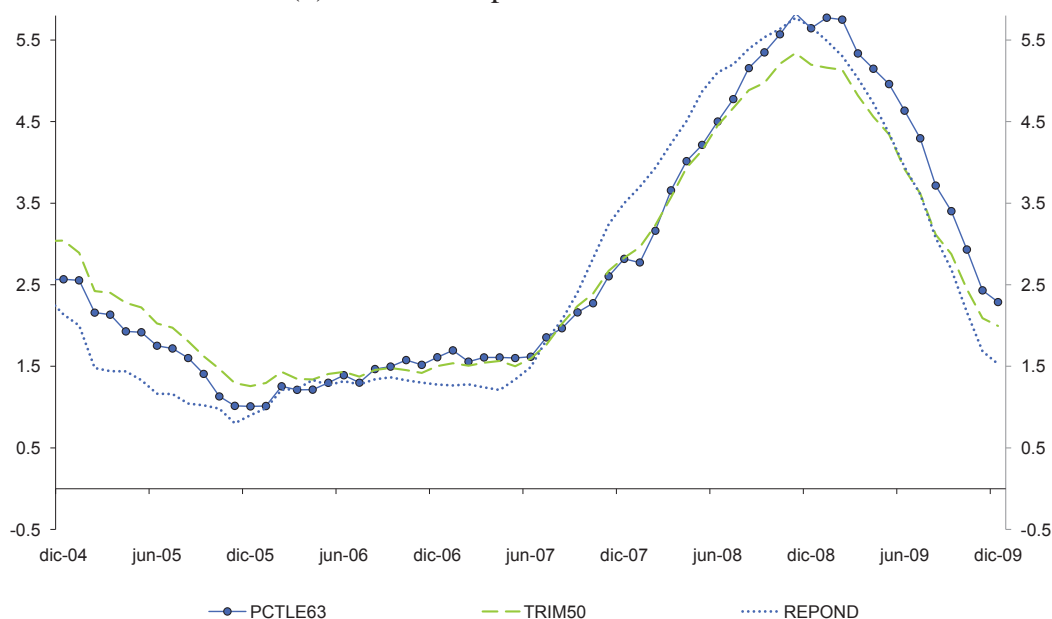
¹⁷ Es importante mencionar que para el caso de Perú existen trabajos que utilizan sistemas VARs con la identificación de choques de demanda y oferta propuesta por Blanchard y Quah (1989) y Quah y Vahey (1995) para descomponer el proceso inflacionario en sus diversas fuentes. Destacan Grippa y Ferreyros (2000) y más recientemente Salas (2009) y Lavanda y Rodríguez (2010). Asimismo, Lahura (2004) aplica funciones *wavelets* para extraer la inflación subyacente. El uso de funciones *wavelets* en la literatura de estimación de inflación subyacente está adquiriendo relevancia (ver Dowd y otros, 2010; Baqaee, 2010). Estas medidas alternativas de inflación subyacente no son parte de la evaluación que se realiza seguidamente.

GRÁFICO 9. Indicadores de inflación subyacente (tasas porcentuales a 12 meses)

(a) Indicadores por exclusión



(b) Indicadores por influencia limitada



3.2 EVALUACIÓN DE LOS INDICADORES DE INFLACIÓN SUBYACENTE

La literatura empírica ha identificado algunas características deseables que pueden ser evaluadas para cualquier medida de inflación subyacente. Estas pruebas de inflación subyacente son resaltadas por Smith (2004), Cogley (2002) y Hansson y otros (2008). La idea detrás de estas pruebas radica en el hecho que toda medida de inflación subyacente debe capturar las presiones inflacionarias intrínsecas de una manera histórica y predictiva. La parte que no es capturada por los factores subyacentes se supone compuesta por un componente con ruidos de alta frecuencia no relacionados con la demanda o la política monetaria en su conjunto.

La palabra *componente* es aquí la crucial ya se refiere a la característica de serie de tiempo que tiene la inflación total y no a los elementos de corte transversal que conforman el agregado del índice de precios. La referencia a los indicadores de inflación subyacente que excluyen productos del índice de precios son útiles en la medida que los componentes no excluidos presentan ciertas características a lo largo del tiempo. A continuación, se resaltan los criterios que prueban la relevancia de los indicadores de inflación subyacente del Banco Central.

Criterio 1: La inflación subyacente como un indicador de inflación futura

La inflación subyacente puede dar señales sobre las presiones inflacionarias futuras. En este sentido, se puede pensar en las distintas medidas de inflación subyacente existentes como proyecciones de inflación futura h -periodos hacia adelante y evaluar la bondad de estas proyecciones mediante la raíz del error cuadrático medio (RECM). Siguiendo a Hansson y otros (2008) se calcula la RECM como

$$\text{RECM}_h = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_t (\pi_{t+h} - \pi_t^*)^2}, \quad (11)$$

donde π_{t+h} es la inflación total a 12 meses en el periodo $t + h$, h es el horizonte de proyección que toma valores de $h = 1, 2, \dots, 36$, π_t^* es cualquier medida de inflación subyacente a 12 meses en el mes t .

Para realizar este ejercicio se utiliza datos mensuales desde diciembre de 1995 a diciembre 2009 y se considera que el tamaño de muestra (T) para estimar las RECMs para cada horizonte varía entre 133 hasta 168. En el Gráfico 10 (p. 49) se observa las RECMs para diferentes horizontes de proyección y para varias medidas de inflación subyacente. Una proyección es relativamente precisa si tiene baja RECM_h . La precisión entonces depende del horizonte de proyección. Algunas predicciones son adecuadas para horizontes cortos y otras para horizontes de mediano y largo plazo. En particular, una característica interesante es que hasta $h = 6$, una proyección “simple” de la inflación IPC que usa sólo como predictor la inflación corriente tiene más precisión que los indicadores de inflación subyacente analizados. Es sólo para periodos de $h = 10$ a $h = 22$ que un conjunto de medidas de inflación subyacente tienen un mejor performance que la proyección “simple”. Las medidas subyacentes que pertenecen a este grupo son SUBY, PCTL63, TRIM50 y REPOND. Sorprendentemente, la medición de inflación subyacente que excluye alimentos y energía tiene un bajo rendimiento en esta evaluación.

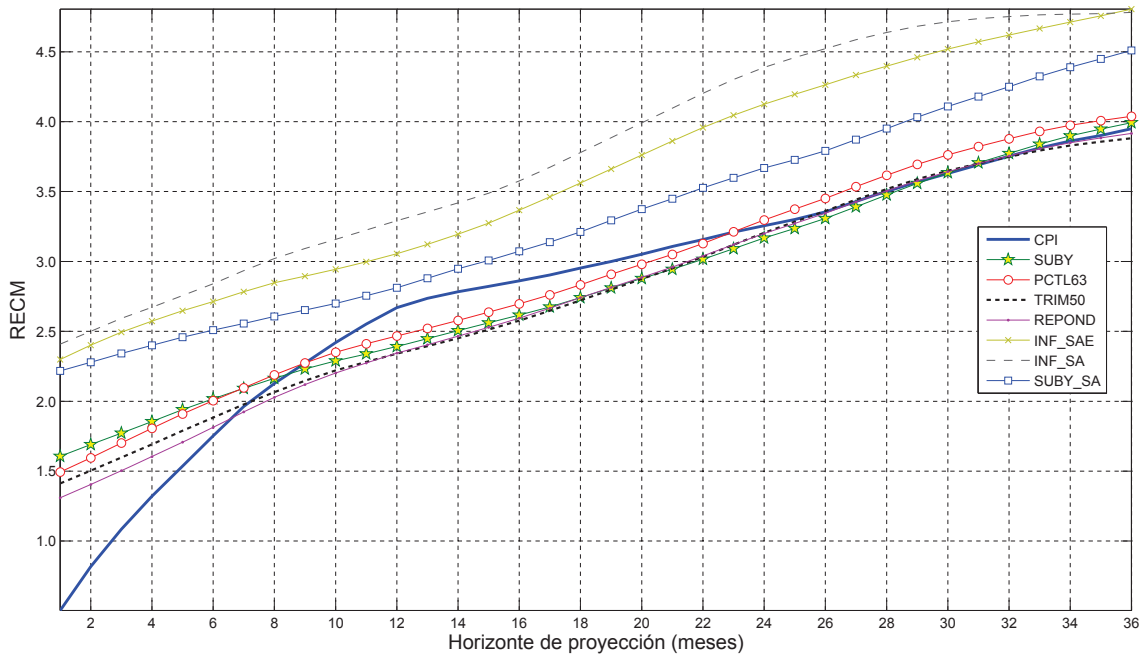
Los resultados presentados en el Gráfico 10 señalan que un grupo de medidas de inflación subyacente es bastante mejor que las otras para pronosticar la inflación total a horizontes $h = 10$ a $h = 22$ porque este es precisamente el horizonte de proyección que importa más para la política monetaria en el Perú.¹⁸

En relación a las RECMs, la noción de sesgo de proyección provee también de valiosa información para el análisis de las predicciones. Así, en el Gráfico 11 (p. 49) se mide el sesgo de medición de cada indicador de inflación subyacente para cada horizonte de proyección. En términos gruesos, la RECM puede descomponerse en un término ligado al sesgo y en otro término ligado a la variabilidad de las predicción en sí. Es decir, la RECM puede ser alta porque sistemáticamente la predicción está por encima o por debajo del resultado o porque la proyección es muy volátil. El sesgo se mide de acuerdo a

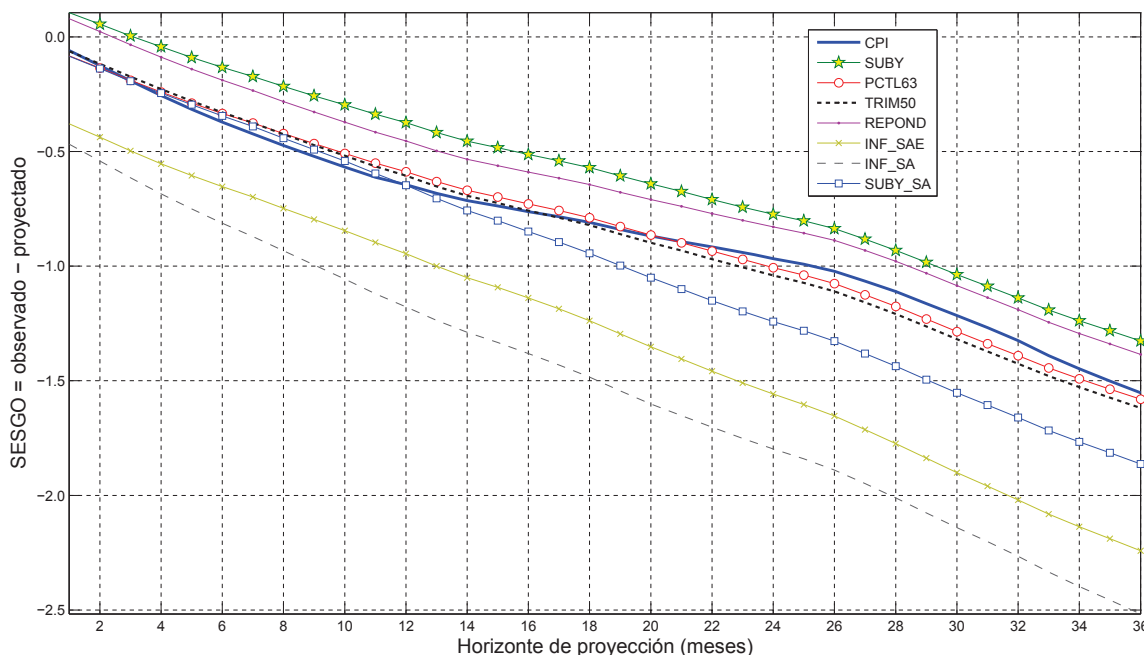
$$\text{Sesgo}_h = \frac{1}{T} \sum_t (\pi_{t+h} - \pi_t^*). \quad (12)$$

El sesgo es la diferencia entre la inflación observada en $t+h$ y la proyección realizada h periodos anteriores.

¹⁸ Recientes estudios como Castillo y otros (2009), Vega y otros (2002) y Salas (2010) documentan que el horizonte de máximo efecto sobre la inflación estaría cercano o menor al año y medio.

GRÁFICO 10. RECM para proyecciones del IPC anualizadas a lo largo de horizontes de tiempo

Un signo positivo es señal de sub-predicción lo que implica que la proyección tiende a estar por debajo del resultado, mientras un signo negativo implica sobre-predicción. Un sesgo alrededor de cero implica que la RECM es explicada por la volatilidad del error de predicción. Por ejemplo, en el Gráfico 11 se observa que el sesgo de proyección de SUBY en el horizonte $h = 7$ es nulo mientras que el Gráfico 10 indica que la RECM para el mismo horizonte es 1.8. Esto significa que a pesar de que el sesgo es nulo, la RECM no es cero porque la varianza de los errores de predicción es relativamente grande.

GRÁFICO 11. Sesgo de la proyección de la inflación IPC anualizada a lo largo de horizontes de tiempo

Al mover h hacia el mejor horizonte de predicción, el sesgo se vuelve negativo. En todos los horizontes, la medida que tiene menor sesgo es SUBY. El que tiene peor desempeño en cuanto a sesgo es la medida INF_SA. Con el objetivo de asegurar la robustez se realizó el mismo ejercicio omitiendo los dos últimos años de datos (antes del alza de la inflación) y los gráficos de las RECMs y sesgo mantienen el mismo orden.

Una medida asociada a la habilidad predictiva en este ejercicio es la realizada por Cogley (2002), que resalta que un buen indicador de inflación subyacente debe tener la habilidad de remover los ruidos de corto plazo de la inflación total. Esto implica que si el nivel actual de inflación total está por encima de la inflación subyacente, debería ocurrir una corrección futura hacia la baja de la inflación total hacia la inflación subyacente.

$$\pi_{t+h} - \pi_t^* = \alpha_h + \beta_h (\pi_t - \pi_t^*) . \quad (13)$$

En los términos de la ecuación (13), el coeficiente β_h cuantifica el grado de corrección mencionado anteriormente. Si la inflación subyacente es un buen indicador, entonces β_h debe ser estadísticamente menor que cero. Se puede caracterizar la corrección en los siguientes términos; si el coeficiente es estadísticamente igual a -1 entonces la brecha entre la inflación global y la subyacente es exactamente igual a la magnitud de la corrección de la inflación futura, si el parámetro es significativamente menor que -1 la brecha subestima la corrección de la inflación futura, mientras que un valor superior a -1 muestra que la brecha sobreestima la corrección de la inflación futura.

El Gráfico 12 (p. 51) muestra diferentes valores para el parámetro β_h para los siete indicadores de inflación subyacente en consideración. Es importante notar, que las medidas de inflación subyacente que tienen un buen desempeño en el ejercicio RECM también lo hacen en este ejercicio. La inflación subyacente SUBY y el PCTL63 predicen ligeramente menos la corrección futura para periodos cortos pero para periodos largos (mayores a un año) hay indicios de que estos indicadores predicen una corrección proporcional de la inflación futura. Las medidas TRIM50 y REPOND proveen una imagen similar e inclusive tienen una mayor habilidad para inducir correcciones de mediano plazo (12-16 meses).

Una historia diferente la proveen los indicadores INF_SA e INF_SAE que excluyen energía y alimentos. El parámetro β_h es básicamente cero para todos los horizontes y por tanto estas medidas no son útiles para predecir correcciones futuras de la inflación.

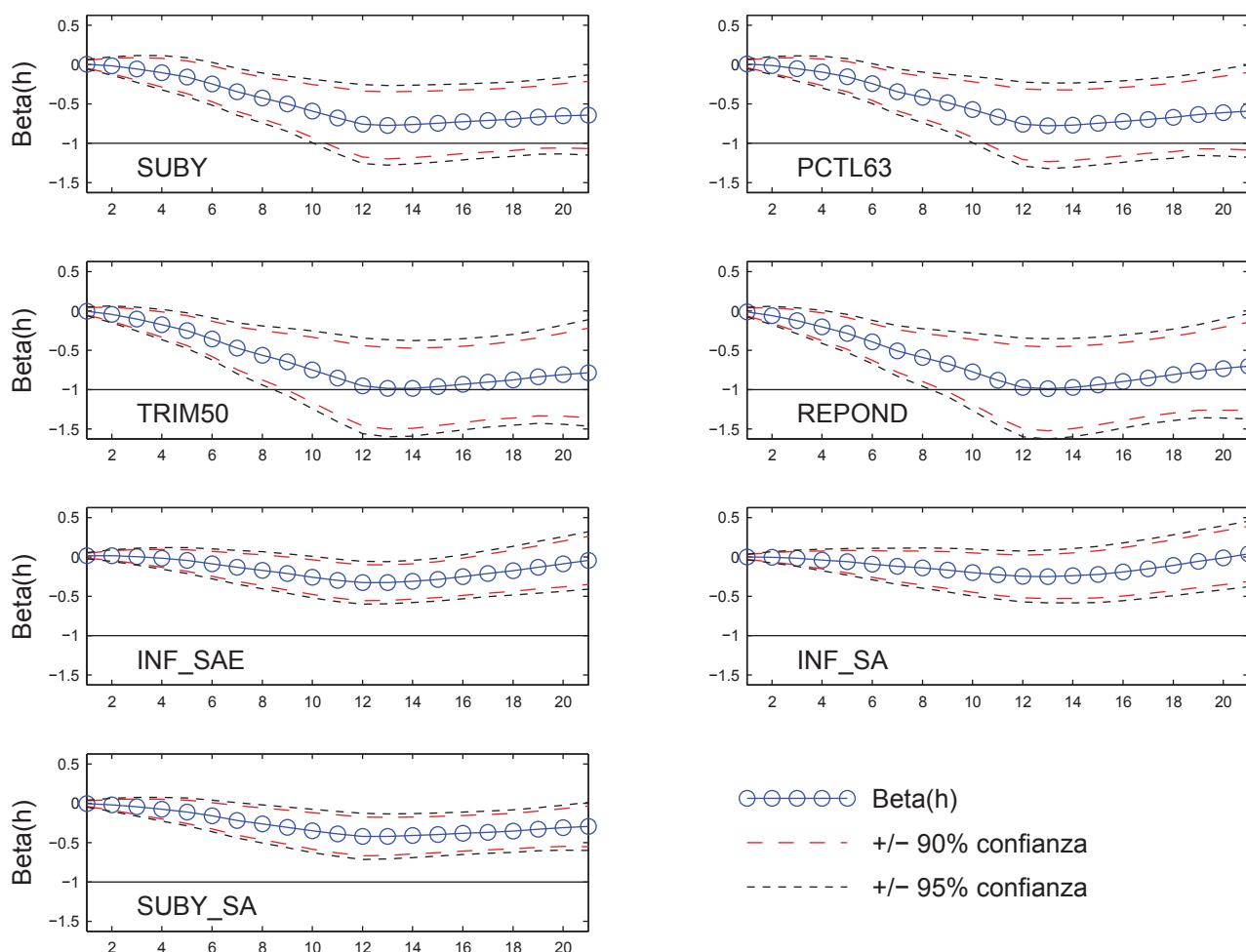
Criterio 2: La inflación subyacente debe tener el mismo promedio que la inflación total

Usando una muestra de inflación a 12 meses desde enero de 2002 hasta diciembre 2009, se evalúa si los promedios respectivos son diferentes que el promedio de la inflación IPC. El Cuadro 13 muestra que los indicadores PCTL63, TRIM50 y REPOND han tenido medias estadísticamente iguales a la inflación del IPC. La medida de inflación subyacente oficial tiene un promedio ligeramente inferior que la correspondiente a la inflación total, de modo que se rechaza la hipótesis de igualdad de medias al 5 por ciento de significación pero no puede rechazarse al 10 por ciento.

4 CONCLUSIONES

En este documento se hace un estudio de las principales características del proceso inflacionario reciente así como indicadores tendenciales de inflación como variables útiles para la política monetaria. Se encuentran algunos hechos que se resaltan a continuación.

Cuando se revisó los componentes intensivos y extensivos del proceso inflacionario se encontró que el margen intensivo de la inflación explica prácticamente la totalidad de la variabilidad del ritmo

GRÁFICO 12. Valores de β_h según indicador de inflación subyacente (bandas de confianza HAC).

inflacionario. Sin embargo, el margen extensivo aumenta en entornos de inflación relativamente alta como la ocurrida en el episodio de aumento de precios internacionales de alimentos de 2007-2008.

Otro hecho saltante es que las expectativas inflacionarias de corto plazo parecen no seguir a las

CUADRO 13. Prueba de comparación de promedios

Medida de inflación	Media	Error estándar	Intervalo de Confianza 95 %		Prueba t Pr($ T > t$)
SUBY	2.08	0.16	1.77	2.39	0.06 *
INF_SA	1.95	0.12	1.71	2.19	0.01 **
INF_SAE	1.88	0.11	1.66	2.10	0.00 **
SUBY_SA	1.71	0.09	1.53	1.89	0.00 **
PCTLE63	2.25	0.15	1.96	2.54	0.23
TRIM50	2.34	0.12	2.10	2.58	0.39
REPOND	2.15	0.15	1.86	2.44	0.11
IPC	2.50	0.19	2.13	2.87	

NOTAS: H_0 : media(diferencia con IPC) = 0, H_1 : media(diferencia con IPC) \neq 0. *, ** denota rechazo de H_0 al 10 y 5 por ciento de confianza, respectivamente. La muestra abarca de enero 2002 a diciembre 2009.

proyecciones del Banco Central ya que en estos periodos la información que proveen los diversos choques que golpean a los precios son los que priman. Sin embargo, las expectativas de inflación de más largo plazo (para el año calendario siguiente) siguen estadísticamente las proyecciones del Banco Central. Cuando ello ocurre, es teóricamente recomendable que el Banco Central reaccione fuertemente ante cambios en las expectativas de inflación para lograr estabilidad de las mismas.

También en relación a las expectativas, este documento ratifica que las expectativas de inflación de las empresas no financieras tienden a ser las más persistentes y tienen poca sensibilidad a la meta numérica de inflación del Banco Central.

Durante las presiones inflacionarias del periodo 2007-2008, se observó un aumento de la volatilidad de precios relativos. En este contexto, al utilizar dos criterios generalmente aceptados para evaluar las bondades de una medida de inflación subyacente, se halló que la inflación subyacente que publica el Banco Central se encuentra entre los mejores indicadores de inflación subyacente ya que principalmente permite predecir con mejor certeza los cambios futuros de la inflación total en el horizonte de política del Banco Central. Medidas ajustadas de inflación subyacente como aquella que se deriva de quitar los alimentos y bebidas de la inflación subyacente publicada no cumplen con principios básicos que debe tener todo indicador de inflación subyacente: proyectar bien y tener un promedio histórico parecido al de la misma inflación.

ANEXO: CAMBIO DE AÑO BASE

A partir de enero 2010, el IPC de Lima Metropolitana se calcula utilizando la nueva estructura de ponderaciones construida a partir de la Encuesta Nacional de Presupuestos Familiares (ENAPREF) realizada entre mayo 2008 y abril 2009. La muestra consideró 6,900 viviendas de Lima Metropolitana.

Las características más saltantes de la nueva canasta son la menor ponderación del gasto en alimentos y bebidas y el mayor peso de los grupos de Transporte y Comunicaciones y Esparcimiento y Cultura (ver Cuadro 14, p. 53).

Asimismo, se han excluido 8 rubros (carnes secas, harina de menestras, aspiradoras y lustradoras, impuestos sobre la propiedad, asociaciones recreativas, otras grasas, combustibles líquidos (kerosenes) y transporte internacional) y hay 15 rubros nuevos (cereales y procesados, alimentos preparados, helados y hielo comestible, refrescos fluidos, muebles para guardar objetos, productos naturales manufacturados, dispositivos anticonceptivos, enseñanza en áreas diversas, reparación de diversas prendas, gastos en clases deportivas, música y baile, servicios y productos para mascotas, gastos de propiedad de la vivienda, consumo de gas natural para la vivienda, otros combustibles y servicio de internet y otros), alguno de los cuales implica una mayor desagregación de los rubros excluidos.

Con relación a la clasificación entre subyacente y no subyacente, la nueva canasta implica un aumento de la ponderación de los rubros considerados subyacentes, principalmente por el mayor peso de los servicios de educación (Cuadro 14). En el caso de la inflación no subyacente, el menor peso de los alimentos es parcialmente compensado por el mayor peso de las telecomunicaciones (teléfono e internet).

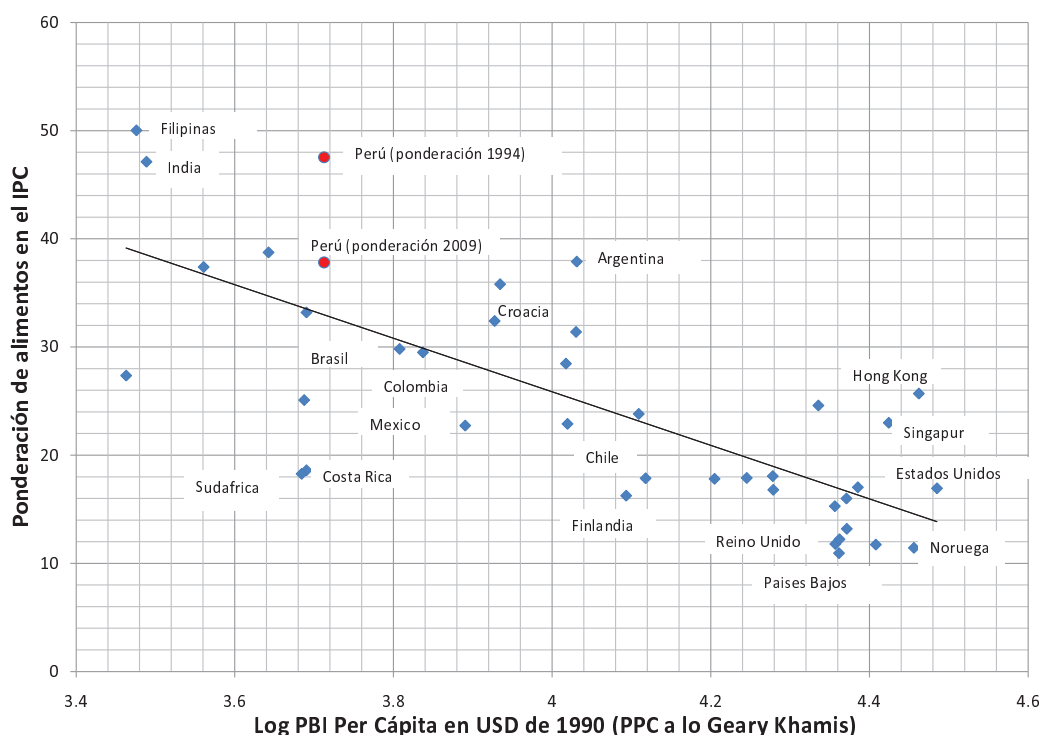
Finalmente, en el Gráfico 13 (p. 53) se aprecia que la nueva canasta ha acercado las ponderaciones de alimentos de la canasta hacia un nivel más acorde con el PBI per capita de Perú.¹⁹ Sin embargo, aún con la nueva canasta, el peso de alimentos sigue siendo relativamente alto.

¹⁹ La fuente del gráfico son las diversas oficinas de estadísticas oficiales. La elaboración es propia.

CUADRO 14. Comparación de canastas

	Anterior	Actual	Diferencia
Base	Diciembre 2001	2009	
Encuesta	ENAPROM	ENAPREF	
Años de la encuesta	1993 - 1994	2008 - 2009	
Rubros	163	170	7
Variedades	515	532	17
<i>Ponderaciones por grandes grupos</i>			
Alimentos y bebidas	47.5	37.8	-9.7
Vestido y calzado	7.5	5.4	-2.1
Alquiler de vivienda, combustible y electricidad	8.8	9.3	0.4
Muebles, enseres y mantenimiento de vivienda	4.9	5.8	0.8
Cuidado, conservación de la salud y servicios médicos	2.9	3.7	0.8
Transportes y comunicaciones	12.4	16.5	4.0
Esparcimiento, diversiones, servicios culturales y enseñanza	8.8	14.9	6.1
Otros bienes y servicios	7.0	6.7	-0.4
<i>Ponderaciones en clasificación subyacente - no subyacente</i>			
Subyacente	60.6	65.2	4.6
Alimentos	13.0	11.3	-1.7
Textiles y calzado	7.6	5.5	-2.0
Aparatos electrodomésticos	1.0	1.3	0.3
Resto de productos industriales	12.5	14.9	2.4
Servicios	26.6	32.2	5.7
No subyacente	39.4	34.8	-4.6
Alimentos	22.5	14.8	-7.7
Combustible	3.9	2.8	-1.1
Transporte	8.4	8.9	0.5
Servicios públicos	4.6	8.4	3.7

GRÁFICO 13. Logaritmo del PBI per cápita y participación de alimentos en el IPC



REFERENCIAS

- Amano, R. y T. Macklem (1997), "Menu costs, relative prices and inflation: evidence for Canada", Bank of Canada Working Paper No. 97-14.
- Armas, A., F. Grippa, Z. Quispe y L. Valdivia (2001), "De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: El caso peruano", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 7, 25-74.
- Bakhshi, H. (2002), "Inflation and relative price variability", *Economics Letters*, 76(1), 27-33.
- Ball, L. y G. Mankiw (1995), "Relative price changes as aggregate supply shocks", *Quarterly Journal of Economics* 110(1), 161-193.
- Baqae D. (2010), "Using wavelets to measure core inflation: the case of New Zealand", *North American Journal of Economics and Finance*, 21(3), 241-255.
- BCRP (2006), "Evaluación de indicadores de inflación subyacente", Notas de Estudios del BCRP, No. 11-2006.
- Bilke, L. (2006), "A user point of view on core inflation measures", documento preparado por el Banco Central Europeo para la Comisión Europea de las Naciones Unidas, Comisión Estadística, Conferencia de Estadísticos Europeos, Grupo de Expertos en Índice de Precios al Consumidor, Ginebra, Mayo 10-12, 2006.
- Blanchard, O. y D. Quah (1989), "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, 79(4), 655-73.
- Blinder, A. (1997), "Measuring short-run inflation for central bankers - commentary", Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, 79(3), 157-160.
- Blinder A., M. Ehrmann, M. Fratzscher, J. de Haan, D.J Jansen (2008), "Central bank communication and monetary policy: A survey of theory and evidence", *Journal of Economic Literature*, 46(4), 910-945.
- Braithwait, S. (1980), "The substitution bias of the laspeyres price index: An analysis using estimated cost-of-living indexes", *American Economic Review*, 70(1), 64-77.
- Bryan, M. y S. Cecchetti (1994), "Measuring core inflation", en Mankiw, N. G. (ed.), *Monetary Policy*, NBER Studies in Business Cycles, vol. 29, Chicago: University of Chicago Press, 195-215.
- Bryan, M. y S. Cecchetti (1999), "Inflation and the distribution of price changes", *Review of Economics and Statistics*, 81(2), 188-196.
- Cabredo, P. y L. Valdivia (1998), "Problemas en la medición de la inflación", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 3, 1-16.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2009), "Un modelo de equilibrio general con dolarización para la economía peruana", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 9-50.
- Cogley, T. (2002), "A simple adaptive measure of core inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(1), 94-113.
- Choi, C. (2010), "Reconsidering the relationship between inflation and relative price variability", *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(5), 769-798.
- Choi, C.Y y Y.S. Kim (2010), "Is there any asymmetry in the effect of inflation on relative price variability?", *Economics Letters*, 108(2), 233-236.

- Dowd K, J. Cotter y L. Loh (2010), “U.S. core inflation: A wavelet analysis”, *Macroeconomic Dynamics*, June 2010.
- Eckstein, O. (1981), *Core Inflation*, Engelwood Cliffs, N.J: Prentice-Hall.
- Escobal J. y M. Castillo (1994), “Sesgos en la medición de la inflación en contextos inflacionarios: El caso peruano”, Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE), Documento de Trabajo 21.
- Fujiwara, I. (2005), “Is the central bank’s publication of economic forecasts influential?”, *Economics Letters*, 89(3), 255-261.
- Grippa, F. y G. Ferreyros (2000), “Una medida de inflación subyacente para propuestas de política monetaria en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 6, 57-70.
- Hansson J., J. Johansson y S. Palmqvist (2008), “Why do we need measures of underlying inflation?”, *Sveriges Riksbank Economic Review*, 2008-2, 23-41.
- INEI (2001), “Metodología de Cálculo del Índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana”, Centro de Investigación y Desarrollo.
- Kelly, R. (2008), “The causal relationship between inflation and inflation expectations in the United Kingdom”, Discussion Papers 24, Monetary Policy Committee Unit, Bank of England.
- Klenow P. y B. Malin (2011), “Microeconomic evidence on price-setting” en Friedman, B. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, 3A, Elsevier, 231-284.
- Klenow P. y O. Kryvstov (2008), “State-dependent or time-dependent pricing: Does it matter for recent U.S. inflation?”, *Quarterly Journal of Economics*, CXXIII(3), 863-904.
- Lahura, E. (2004), “La relación dinero-producto, brecha del producto e inflación subyacente: algunas aplicaciones de las funciones Wavelets”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 11, 63-92.
- Lavanda G. y G. Rodríguez (2010), “Descomposición histórica de la inflación en Perú. Distinguiendo entre choques de demanda y choques de oferta”, Pontificia Universidad Católica del Perú, Documentos de Trabajo 2010-302.
- Miller S. (2003), “Estimación del *pass-through* del tipo de cambio a precios: 1995-2002”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 10, 137-170.
- Mishkin F. (2007), “Headline versus core inflation in the conduct of monetary policy”, discurso en conferencia “Business Cycles, International Transmission and Macroeconomic Policies”, Montreal, Canada.
- Monge A. y D. Winkelried (2009), “PPC y convergencia de precios: un análisis para las ciudades del Perú”, *Ensayos sobre Política Económica*, 27(58), 56-105.
- Morris S. y H. S. Shin (2005), “Central bank transparency and the signal value of prices” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2005(2), 1-66.
- Muto I. (2008), “Monetary policy and learning from the central bank’s forecast”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(1), 52-66.
- Nakamura E. y J. Steinsson (2008), “Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models”, *Quarterly Journal of Economics*, CXXIII(4), 1415-1464.
- Quah, D. y S. Vahey (1995), “Measuring core inflation”, *Economic Journal*, 105(432), 1130-1144.
- Reis, R. y M. Watson (2010), “Relative goods’ prices, pure inflation and the Phillips correlation” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(3), 128-157.

- Roger, S. (1998), “Core inflation: Concepts, uses and measurement”, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper No. G98/90.
- Salas, J. (2009), “¿Qué explica las fluctuaciones de la inflación en el Perú en el periodo 2002-2008?: Evidencia de un análisis VAR estructural”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 16, 9-36.
- Salas, J. (2010), “Bayesian estimation of a simple macroeconomic model for a small open and partially dollarized economy”, Documento de Trabajo BCRP No. 2010-007.
- Silver, M. (2006), “Core inflation measures and statistical issues in choosing among them” , IMF Working Paper, WP/06/97.
- Smith, J. (2004), “Weighted median inflation: Is this core inflation?”, *Journal of Money Credit and Banking*, 36(2), 253-263.
- Valdivia, L. y L. Vallejos (2000), “Inflación subyacente en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 6, 26-43.
- Vega M., S. Bigio, D. Florian, G. Llosa, S. Miller, N. Ramirez-Rondan, D. Rodriguez, J. Salas y D. Winkelried (2009), “Un modelo semiestructural de proyección para la economía peruana”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 51-83.
- Vega L. y M. Wynne (2002), “A first assessment of some measures of core inflation for the Euro Area”, *German Economic Review* 4(3), 269-303.
- Winkelried D. (2003), “¿Es asimétrico el *pass-through* en el Perú?: Un análisis agregado”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 10, 171-199.
- Winkelried D. (2010), “Sobre los determinantes de la inflación”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda* 145, 12-16.