



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

El ciclo común y los grupos homogéneos en la inflación

Carlos R. Barrera Chaupis*

* Banco Central de Reserva del Perú

DT. N° 2012-010
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Abril 2012

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden al autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the author and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

EL CICLO COMÚN Y LOS GRUPOS HOMOGÉNEOS EN LA INFLACIÓN

Carlos R. Barrera Chaupis*

13 de abril de 2012

Resumen

Se cuantifica el grado de precisión al predecir la inflación del índice de precios al consumidor (IPC) mediante agrupaciones homogéneas de los rubros en la canasta del IPC. Dos conjuntos de agrupaciones homogéneas alternativos al conjunto de agrupaciones convencionales se obtienen al aplicar un método estadístico de agrupación a los rubros en el ciclo común de la inflación IPC y a los del agregado inflación IPC (conjunto de control). Los mismos modelos desagregados son estimados con estos tres conjuntos de datos para generar las proyecciones. Se encuentra que (1) los dos conjuntos de agrupaciones homogéneas brindan proyecciones más precisas que el conjunto de agrupaciones convencionales, y (2) el conjunto de control brinda las proyecciones más precisas. Se concluye que, para predecir la inflación IPC con la mayor precisión, se requiere utilizar datos agrupados homogéneamente, en particular los obtenidos con los rubros del agregado inflación IPC (además de utilizar modelos desagregados).

Palabras claves: Modelos de series de tiempo, construcción y evaluación de modelos, predicción, inflación.

Clasificación JEL: C32, C51, C52, C53, E31.

*BCRP; email: carlos.barrera@bcrp.gob.pe. Las opiniones vertidas en el presente documento no representan necesariamente las del Banco Central de Reserva del Perú. El autor agradece las sugerencias de César Carrera y Nikita Céspedes, así como las de un lector anónimo, aunque es responsable exclusivo de todo error remanente.

RESUMEN NO TÉCNICO

El presente estudio cuantifica las ganancias en la precisión para predecir la inflación IPC del índice de precios al consumidor (IPC) estimando los mismos modelos de predicción con tres diferentes conjuntos de datos desagregados del IPC de Lima Metropolitana entre los años 1994 y 2010. Los dos primeros son conjuntos de desagregaciones homogéneas que se obtienen con al menos un procedimiento estadístico, por lo que ambos son alternativos al conjunto de desagregaciones convencionales que surgen de clasificar los rubros de precios del IPC en función al tipo de bien o servicio final.

El primer conjunto de desagregaciones homogéneas se obtiene aplicando, en primer lugar, un método de clasificación que separa todos los rubros al interior del IPC en dos grupos, de acuerdo con el tipo de choques que predominan como determinantes de sus variaciones individuales (choques idiosincrásicos o choques macroeconómicos). En este contexto, se denomina *versión cuantitativa del ciclo común* de la inflación IPC a la variación del agregado obtenido con el grupo de rubros cuyas variaciones individuales son determinadas básicamente por choques macroeconómicos. Luego se aplica un método de agrupación a los rubros incluidos en esta *versión cuantitativa del ciclo común*, para separarlos en varios conjuntos de grupos homogéneos. A manera de conjunto de control, el segundo conjunto de desagregaciones homogéneas se obtiene simplemente de aplicar el mismo método de agrupación a todos los rubros al interior del IPC.

Ambos conjuntos se comparan con el conjunto disponible de desagregaciones convencionales sobre la base de las proyecciones generadas con los mismos modelos dinámicos de predicción, los que son estimados con los tres conjuntos de datos desagregados. La construcción de estos modelos minimiza los sesgos asociados a un número excesivo de parámetros estimados, potenciando así sus capacidades predictivas.

Los resultados indican (1) que los dos conjuntos de desagregaciones homogéneas obtenidos con procedimientos estadísticos brindan proyecciones más precisas que el conjunto de desagregaciones convencionales; y (2) que de los dos primeros, el conjunto que genera las proyecciones más precisas es el conjunto de control. Se concluye, en primer lugar, que la modelación de la heterogeneidad en el comportamiento de los rubros al interior de la inflación IPC debe priorizar la determinación de grupos homogéneos existentes en su interior; asimismo, en segundo lugar, que los grupos homogéneos en el interior de la inflación IPC resultan más útiles que los presentes en el interior de la *versión cuantitativa del ciclo común*, en términos de la precisión de las proyecciones de la inflación IPC.

I. Introducción

Las medidas usuales de inflación, como la variación del índice de precios al consumidor (IPC) de Lima Metropolitana (que denominaremos inflación IPC) o alguna medida de su tendencia (*idem*, inflación subyacente IPC)), resultan de la agregación ponderada de un número considerable de componentes (rubros), por lo que responden a un número no deleznable de choques (ver Stock & Watson (2010b)). Sólo si los diferentes rubros en el IPC presentaran sendas muy “similares” en su comportamiento (constituyendo así una *muestra homogénea*), la evolución del agregado IPC sería informativa sobre la evolución del comportamiento de todos los rubros. Desde Green(1964) se acepta que esta *agregación consistente* es un caso extremo, posible sólo cuando cada rubro se comporta como una réplica, a escala pequeña, del agregado. En este contexto, puede no haber justificación suficiente en la literatura para usar la inflación IPC (o alguna medida de su tendencia) en la estimación y la calibración de una curva de Phillips agregada.¹

El presente trabajo explora la perspectiva de separación y aglomeración de los rubros de precios en el IPC de Lima Metropolitana en *grupos homogéneos* (Elton & Gruber (1970,1971)) mediante métodos no paramétricos y evalúa el valor intrínseco de estos grupos al ser usados como datos para estimar un sub-conjunto de modelos desagregados para la predicción de la inflación IPC. Esta preocupación está en línea con el uso de estas proyecciones como meta intermedia bajo el esquema de metas de inflación vigente en el Perú desde enero 2002. Se compara dos estrategias alternativas de separar y agrupar los rubros de precios del IPC en grupos homogéneos en términos de su capacidad para predecir la inflación IPC, lo que ofrece una nueva perspectiva respecto a los problemas inherentes a la sub-agregación de los rubros en el IPC.²

La primera estrategia de separación por grupos supone que las fluctuaciones agregadas resultan de choques macroeconómicos. Sobre la base de este supuesto se separa, en una primera etapa, los componentes de precios que responden a choques macroeconómicos de aquellos que no tienen un comportamiento anticipado ni coincidente con dichas fluctuaciones por ser más sensibles a choques idiosincrásicos. El agregado de los primeros, que como se verá debe ser denominado la versión cuantitativa del *ciclo común* de la inflación IPC, es reflejo de fluctuaciones agregadas y, por construcción, resultaría robusto ante la presencia de rubros cuya evolución depende de choques idiosincrásicos.

Para esta separación se utiliza los métodos no paramétricos que tradicional para determinar los puntos de quiebre del *ciclo común* en la dinámica de los precios al interior de la inflación IPC. Estos métodos fueron creados en la tradición de Burns & Mitchell(1946) y Bry & Boschan(1971) para el contexto de los ciclos en la actividad productiva (también denominados ciclos en los negocios) y recientemente han sido formalizados por Harding & Pagan(2002,2006)). Según esta línea tradicional, los componentes que no tienen información relevante para predecir el *ciclo común* serán los que obedecen más a factores idiosincrásicos porque (i) se rezagan en relación con los puntos de quiebre referenciales y (ii) no pertenecen al grupo de componentes en el *ciclo común*. Como se mencionó, esta primera etapa de clasificación de los rubros de la canasta de consumo resulta en dos

¹Si no existen fluctuaciones agregadas en los rubros de precios del IPC que resulten de choques macroeconómicos, utilizar alguna de estas medidas de inflación evade la potencial dominancia de choques idiosincrásicos o sectoriales. Ello explica parte de las dificultades prácticas en la estimación y la calibración de una curva de Phillips agregada (Stock & Watson (2010b)), con efectos adversos sobre la idoneidad de la regla de Taylor como una reacción aproximada de política.

²Una ventaja de esta perspectiva es que el conjunto universo de componentes de precios puede incluir los rubros tanto en el IPC como en el índice de precios al por mayor (IPM). Los resultados en el presente trabajo, aunque restringidos a los componentes del IPC, pueden interpretarse a favor de esta extensión y por lo tanto señalan una dirección con potencial de mejoras en la medición y predicción de la inflación.

grupos: el grupo asociado al *ciclo común* y el grupo de todos los demás rubros.

Justamente como una extensión de utilidad dentro de esta línea tradicional, cuyo objetivo sólo es determinar los puntos de quiebre que conforman el *ciclo común*, se construye una versión cuantitativa del *ciclo común* en el crecimiento de los precios componentes del IPC. Una versión cuantitativa del *ciclo común* en los rubros del IPC puede considerarse una medida alternativa de inflación subyacente que, por construcción, resulta robusta ante la presencia de componentes sensibles a factores básicamente idiosincrásicos. Más aún, en el contexto del procedimiento tradicional mencionado, ahora se dispone de al menos dos referencias alternativas para construir índices compuestos de indicadores que anticipen las fechas de los puntos de quiebre que se tomen como referenciales: los del *ciclo común* o los de su versión cuantitativa.

Sin embargo, el valor intrínseco de estas referencias, así como de los correspondientes índices compuestos de indicadores anticipados, depende de la validez del supuesto de que las fluctuaciones agregadas resultan de choques macroeconómicos. De hecho, si los rubros incluidos en la versión cuantitativa del *ciclo común* no constituyen una muestra homogénea, la supuesta dominancia de los choques macroeconómicos será inválida. La baja representatividad del agregado referencial, la versión cuantitativa del *ciclo común*, motiva una segunda etapa dentro de esta primera estrategia, cuyo objetivo es desagregar esta versión cuantitativa en grupos de componentes para obtener, finalmente, el primer conjunto de sub-agregaciones homogéneas diferente al conjunto de sub-agregaciones convencionales disponible de los rubros de la canasta de consumo.

En esta segunda etapa, los componentes de precios de la versión cuantitativa del *ciclo común* se aglomeran en K grupos homogéneos (Elton & Gruber (1970,1971)) utilizando la cercanía o similaridad de sus correspondientes ciclos individuales discretos (los que sirvieron para obtener el *ciclo común* en la primera etapa) mediante el procedimiento *K-means*, una técnica no paramétrica de agrupamiento (*clustering*) muy utilizada en la que se fija el número de grupos (K) así como la medida de similaridad o distancia entre los distintos objetos (rubros) a agrupar. Al sub-agregar los rubros de cada uno de estos K grupos se obtiene una sub-agregación del IPC consistente en K grupos homogéneos. Este procedimiento se repite para diferentes valores de K , obteniendo un conjunto de desagregaciones homogéneas de la versión cuantitativa del *ciclo común*.³

La segunda sección ubica el presente estudio en la literatura sobre los métodos de extracción del *ciclo común* y la tercera sección describe una aplicación a los 174 rubros al interior del IPC de Lima Metropolitana. La construcción del índice de indicadores anticipados propuesto para las fechas de los máximos y mínimos locales de la versión cuantitativa del *ciclo común* se detalla en la cuarta sección. El valor intrínseco de la versión cuantitativa del *ciclo común* y del índice de indicadores anticipados asociado es establecido en la quinta sección, donde las diferentes estrategias de sub-agregación de los rubros de la canasta de consumo, además de la sub-agregación convencional disponible, son utilizadas en un sub-conjunto de modelos desagregados de predicción de la inflación IPC para determinar mejoras cuantitativas en su capacidad para predecir la inflación IPC. Finalmente, las razones detrás de la proliferación de grupos homogéneos al interior del IPC (así como la consolidación de la estabilización de la inflación IPC en el 2001) pueden determinarse con la matriz de co-varianzas condicionales de una desagregación simple de la inflación IPC. Para ello, la sexta sección estima un modelo *VARNN-ARCH* de mínima dimensión con las variaciones porcentuales del índice compuesto de indicadores anticipados y de la versión cuantitativa del *ciclo común*. La séptima sección concluye.

³Este *clustering* también se aplica a todos los rubros del IPC para obtener una familia de control de desagregaciones homogéneas.

II. La extracción de los puntos de quiebre del *ciclo común*

La estimación de los puntos de quiebre de las fluctuaciones en la actividad productiva agregada medida por el PBI es un tópico que ha retomado importancia en la literatura debido a sus ventajas potenciales para guiar las decisiones preventivas de política macroeconómica. Un balance reciente sobre las ventajas y desventajas de los métodos no paramétricos tradicionales de Bry & Boschan(1971) y Harding & Pagan(2002,2006) y los métodos paramétricos modernos como los propuestos por Hamilton(1989) ha favorecido a los métodos tradicionales (Harding & Pagan(2003a,2003b), Hamilton(2003)).

Sin embargo, estos estudios, así como toda la literatura reciente, suponen que el PBI es una medida adecuada de la actividad productiva *agregada*. En términos de la literatura tradicional de ciclos en los negocios iniciada por Burns & Mitchell(1946) y continuada por Bry & Boschan(1971) y recientemente por Watson(1994), esto significa suponer que el ciclo del PBI coincide con el *ciclo común* obtenido utilizando un conjunto amplio de información desagregada disponible sobre la actividad productiva (variables directa o indirectamente relacionadas con ésta)⁴. Este supuesto podría ser *válido por construcción* para el caso de la actividad productiva agregada, si la verificación de que el ciclo del PBI coincide con el *ciclo común* así obtenido se convirtiera en una manera de verificar una adecuada imputación de la producción de servicios no financieros en la construcción de los datos del PBI a partir de fuentes directas e indirectas.

Coincidentemente, la extracción del *ciclo común* a partir de los puntos de quiebre de las fluctuaciones en la actividad productiva *desagregada* ha recibido escasa atención en la literatura desde Bry & Boschan(1971) hasta los aportes recientes de Bruno & Otranto (2003) y Stock & Watson (2010a). Ello contrasta con la mayor versatilidad y factibilidad de los métodos no paramétricos en el caso *desagregado* respecto al caso *agregado*, ya que la rapidez de su aplicación en conjuntos amplios de información desagregada contrasta con las dificultades computacionales de los modelos dinámicos con *markov switching* (Sims *et al* (2006)).

Evidentemente, la extracción de los puntos de quiebre del *ciclo común* también puede aplicarse al crecimiento de las ventas, los inventarios (datos mediante), los precios de bienes y servicios al consumidor y al productor, e incluso los precios de activos como acciones y *commodities* (a pesar de su elevada volatilidad). Desconocemos estudios sobre la extracción de los ciclos comunes asociados al crecimiento de las dos primeras variables. En contraste, las ventajas potenciales para guiar las decisiones preventivas de política monetaria, en particular para estabilizar la evolución futura de la inflación, han motivado las aplicaciones al caso *agregado* del crecimiento de los precios de bienes y servicios. Entre los estudios principales sobre los puntos de quiebre de una medida agregada del crecimiento de los precios (el “ciclo agregado de la inflación”) se destaca Boughton & Branson (1991), Dasgupta & Lahiri (1991), Roth (1986,1991), Cullity (1987), Artis *et al* (1995), Quinn & Mawdsley (1996), Baykan & Dogan (1999), Ivanova *et al* (2000), Pethe & Samanta (2001) y Daly Sfia (2010).

El presente estudio considera los casos *desagregado* y *agregado*, en este orden, al extraer los puntos de quiebre de las fluctuaciones en el crecimiento desagregado de precios en el Perú con datos mensuales desde inicios de los 90s y cuantifica las ventajas en términos de predicción de la inflación que surgen del enfoque de “fechar, luego agregar”, adicionales a las planteadas por Stock & Watson (2010a), en lo que puede denominarse el enfoque “fechar, luego agrupar”.

⁴Por ejemplo, Barrera(2009) encuentra esta coincidencia con el ciclo del crecimiento del *PBI no primario* del Perú desde inicios de los 90s, que constituye una medida de actividad productiva adecuada en un país con una elevada participación de las exportaciones de materias primas en el total de exportaciones.

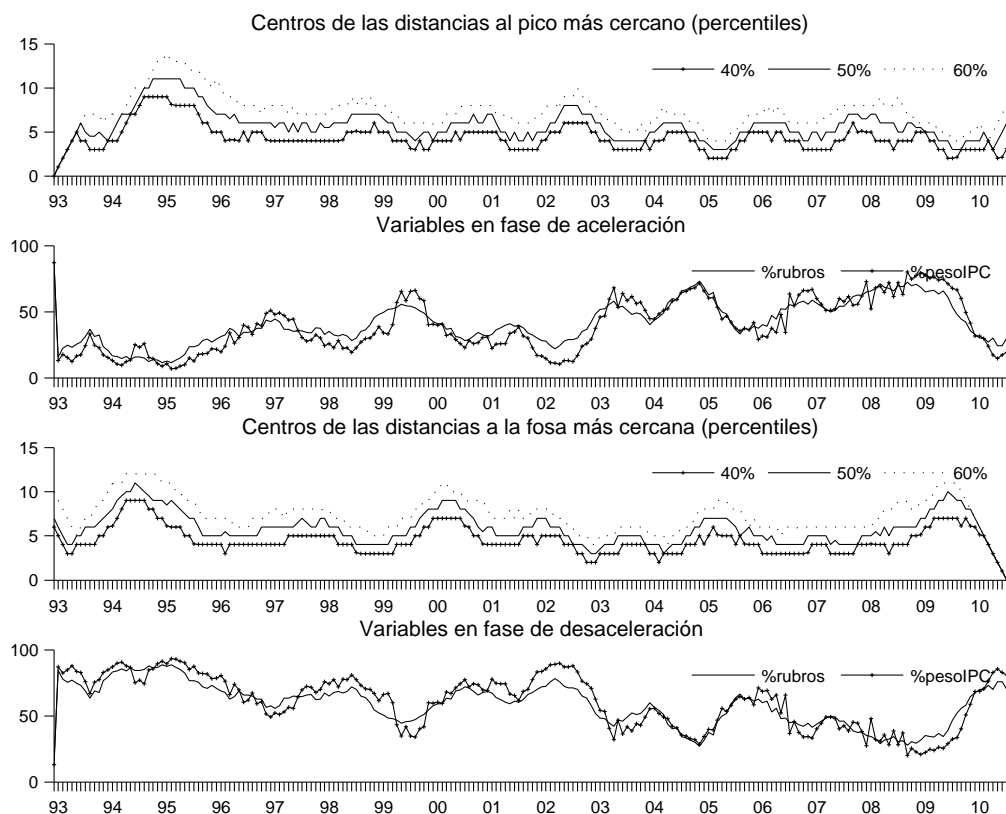


Gráfico No. 1: Percentiles y fase dominante de las distancias al pico/fosa más cercano(a)

III. El ciclo común tentativo en el IPC

La presente sección aplica el procedimiento no paramétrico para extraer los puntos de quiebre del *ciclo común* de Harding & Pagan (2006) al crecimiento de los 174 rubros de precios al interior del IPC⁵. Esta referencia servirá para separar cuáles de estas variables anticipan, coinciden o se retrasan respecto a las fluctuaciones del *ciclo común* y por ende para construir índices compuestos de indicadores anticipados a ser utilizados en modelos para predecir la inflación IPC.

Es importante señalar que el procedimiento de Harding & Pagan (2006) es una formalización del procedimiento utilizado por la NBER para fechar los puntos de quiebre referenciales en la actividad económica desagregada de los EE.UU. usando gran cantidad de información, en la tradición de Bry & Boschan (1971). Este procedimiento no corresponde estrictamente a uno de agrupamiento, sino más bien a uno de clasificación⁶.

El Gráfico No. 1 muestra dos pares de sendas comparativas (para picos y fosas, respectivamente) para el periodo enero 1993 - junio 2010. El primer (sub) gráfico de cada par muestra 3 percentiles de las distribuciones de corte transversal de las distancias al pico (a la fosa) más cercano(a), mientras que el segundo (sub) gráfico, dos indicadores para la dominancia de un estado o fase en las distribuciones: el número de rubros con crecimiento en aceleración (desaceleración) y el peso total de los mismos rubros en el IPC⁷.

Se aprecia gran número de porciones aparentemente planas como conjuntos de mínimos locales, generando una multiplicidad de empates entre los candidatos a picos (fosas) en el

⁵El conjunto universo podría comprender los rubros del IPC y del IPM para extraer el *ciclo común*.

⁶Para fines comparativos, en el Anexo A se detalla esta formalización mientras que en el Anexo B se presenta, de manera estilizada, el algoritmo no paramétrico de agrupamiento *K-means*.

⁷Estos indicadores de dominancia de un estado están directamente relacionados con el tercer momento de las distribuciones de corte transversal del crecimiento de precios. Ver Ball & Mankiw (1995).

ciclo común. La solución sugerida por Harding & Pagan (2006) para este problema es usar percentiles mayores al 50 por ciento. Para el conjunto de datos del presente trabajo, esta sugerencia no constituye una solución para la proliferación de empates, por lo se recurre a los ponderadores de los rubros correspondientes a cada ciclo individual (rubro) para calcular una media generalizada, específicamente la media geométrica (ponderada) de cada distribución de corte transversal de las distancias al pico (a la fosa) más cercano(a). Se obtiene así el Gráfico No. 2.⁸

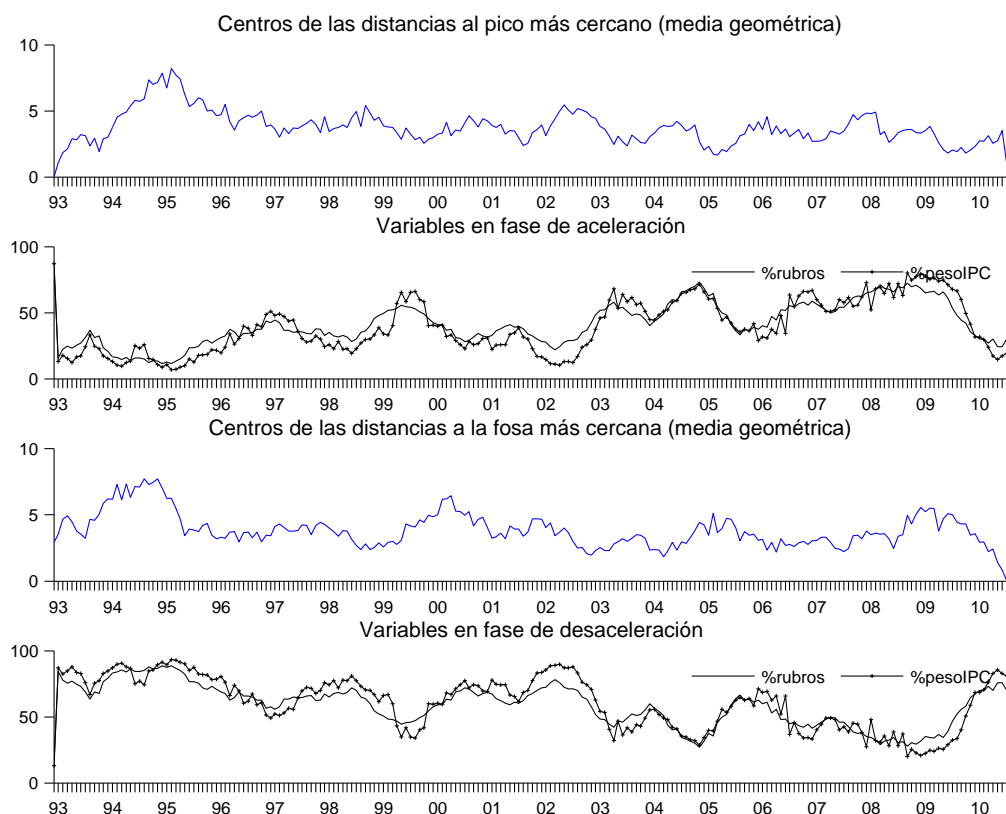


Gráfico No. 2: Medias geométricas y fase dominante de las distancias al pico/fosa más cercano(a)

Esta nueva métrica logra eliminar los empates. Los mínimos locales de las dos secuencias de medias geométricas ponderadas de las distribuciones de corte transversal de las distancias al punto de quiebre más cercano mantienen una elevada consistencia con los correspondientes máximos locales de los dos indicadores de dominancia de la fase de aceleración en las distribuciones de corte transversal. Sin embargo, los indicadores más estables de cada par son los dos indicadores de la dominancia (el porcentaje de rubros con crecimiento en aceleración o desaceleración). El peso total de los mismos rubros en el IPC presenta pronunciadas fluctuaciones en el mediano plazo así como en el corto plazo (especialmente en las más recientes observaciones)⁹.

Al eliminar los empates y fijar un *delta* de 10 meses para definir el tamaño de la vecindad a cada punto de quiebre (ver Anexo A), se obtiene el conjunto de picos y fosas

⁸Es importante notar que la proliferación de empates indica que las fechas de los puntos de quiebre obtenidas con el procedimiento de Harding & Pagan (12006) tienen elevada incertidumbre. Por completitud, el Anexo C describe el método de “selección” a través de episodios propuesto por Stock & Watson (2010a,c) para estimar la incertidumbre en las fechas de los puntos de quiebre referenciales.

⁹De donde pueden surgir dudas respecto a la relevancia de los ponderadores de un índice de costo de vida del consumidor para la medición de la inflación (ver Barrera(1997)), así como expectativas respecto a una extensión del conjunto universo de precios a la unión de los conjuntos de componentes del IPC y del índice de precios al por mayor (IPM).

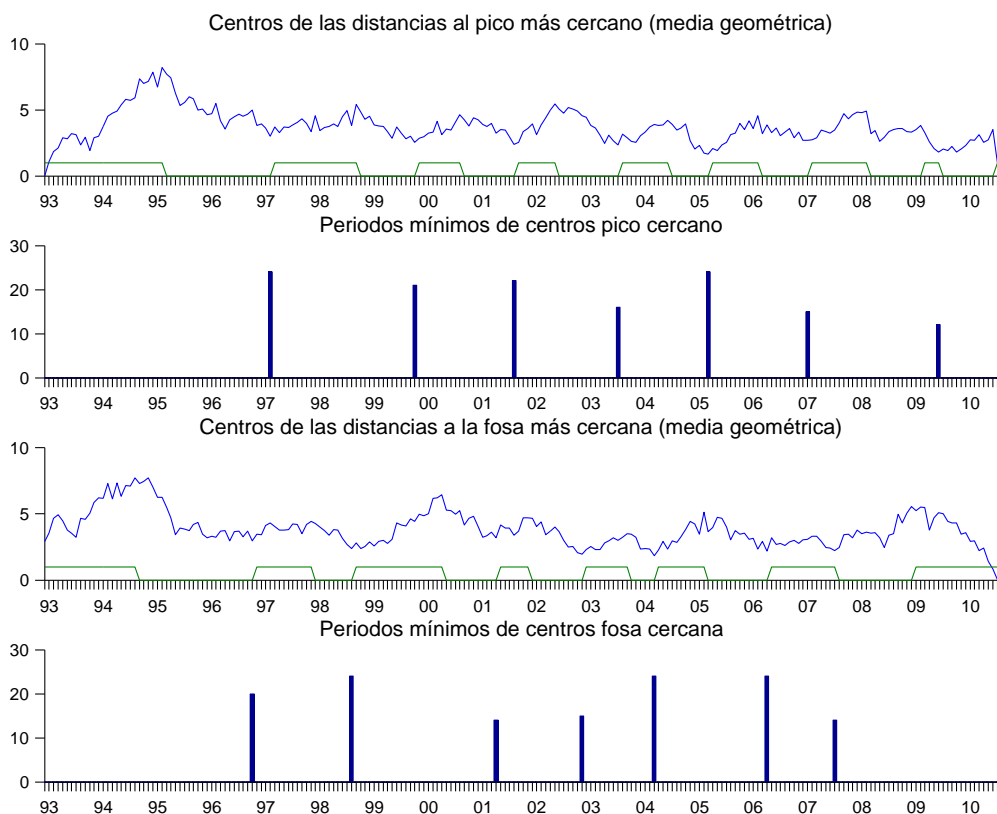


Gráfico No. 3: Mínimos locales de medias geométricas de las distancias al pico/fosa más cercano(a)

del *ciclo común* (puntos de quiebre referenciales) que se muestran en el Gráfico No. 3. La posición de las barras en el eje horizontal señala la ubicación temporal de cada mínimo local en la muestra (que es único debido al uso de la media geométrica) y su altura, el rango temporal de relevancia de cada mínimo (valor absoluto de la vecindad en meses). Definidos estos centros, el procedimiento tradicional concluye con la **clasificación** de los 174 rubros del IPC a cada uno de estos centros en una vecindad máxima de 24 meses (\bar{d} en el Anexo A). El Cuadro No. 1 presenta las fechas de los puntos de quiebre así como el porcentaje de rubros y el peso en el IPC correspondientes al grupo de cada centro.

Cuadro No. 1: Representatividad de los grupos/puntos de quiebre en la inflación IPC
(Variaciones porcentuales promedio 12 meses)

Picos			Fosas		
Fecha	%Rubros en grupo	%Peso IPC en grupo	Fechas	%Rubros en grupo	%Peso IPC en grupo
Ene-97	86.21	90.21	Set-96	88.51	86.95
Set-99	90.80	80.30	Jul-98	90.23	91.60
Jul-01	87.36	88.77	Mar-01	85.06	80.56
Jun-03	86.21	88.18	Oct-02	87.93	82.38
Feb-05	87.93	77.34	Feb-04	85.63	85.15
Dic-06	90.80	91.71	Mar-06	86.78	84.48
May-09	89.08	91.23	Jun-07	88.51	90.15

Resalta el hecho de que el intervalo de variación (mínimo, máximo) del porcentaje de rubros a través del tiempo siempre está contenido en el intervalo del peso en el IPC, tanto para picos como para fosas, reflejo de la mayor variabilidad en las sumas de ponderadores

a través del tiempo (esta vez referidas a cada grupo asociado a un pico o una fosa). Ver nota de pie N° 10.

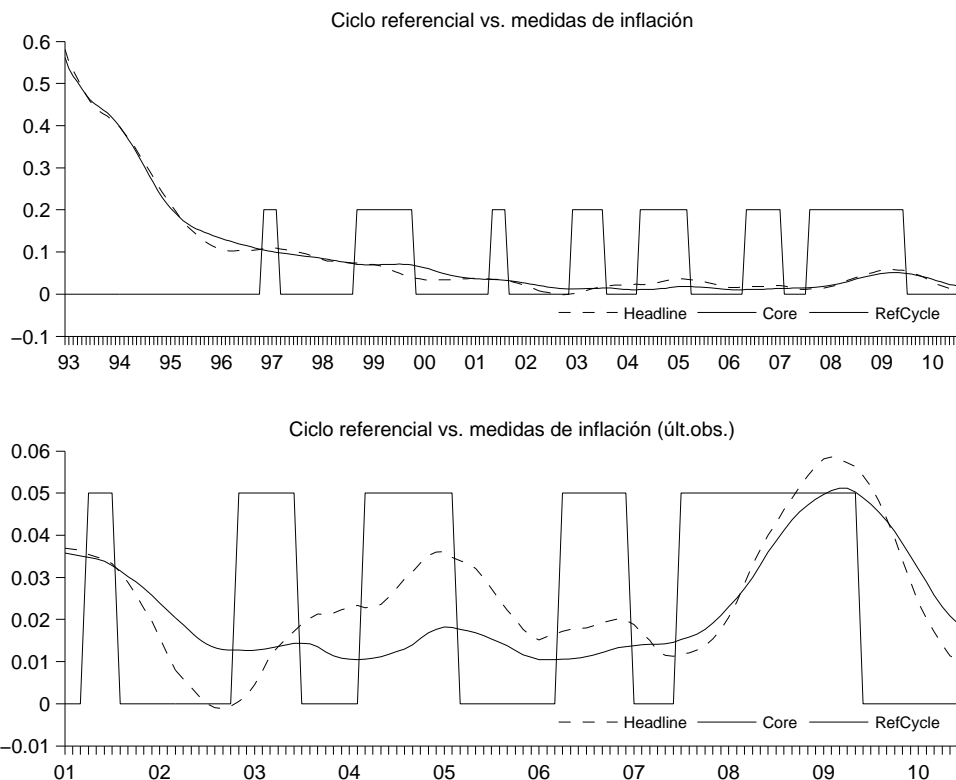


Gráfico No. 4: Medidas de inflación y ciclo común tentativo (toda la muestra y últimas observaciones)

El Gráfico No. 4 compara este *ciclo común* (aún tentativo en su versión discreta) con las medidas de inflación IPC y subyacente IPC usuales (la muestra completa es enero 1993 - junio 2010 y la de las últimas observaciones es enero 2001 - junio 2010). Si se observa únicamente el pico referencial más reciente (el final de la fase común de aceleración más reciente), se apreciará que su fecha coincide mejor con la del pico más reciente en la inflación subyacente IPC (oficial) que con la del pico más reciente en la inflación IPC (*headline*). Esto significa que la inflación subyacente IPC (oficial) ha sido representativa del pico referencial en el interior del IPC además de presentar una evolución más suave como medida de la tendencia de la inflación (por construcción).

Si se restringe el panorama a las tres fases de desaceleración *anteriores* a la más reciente en el tentativo *ciclo común*, las medidas tradicionales parecen similares: la primera desaceleración coincide con la fase correspondiente en la inflación subyacente IPC pero termina en un “punto de inflexión” en la inflación IPC, la segunda coincide con la correspondiente fase en ambas medidas, mientras que la tercera, más reciente, coincide con la fase correspondiente en la inflación IPC pero con una “zona plana” en la inflación subyacente IPC. Considerando la coincidencia del último pico de la subyacente con este *ciclo común*, podría deducirse que el tentativo *ciclo común* (discreto) presenta una fase de desaceleración que no debería estar presente. En otras palabras, la fase de aceleración más reciente tuvo una mayor duración.

Aproximaciones cuantitativas del ciclo común

Como una extensión al procedimiento tradicional, es posible obtener, tentativamente, dos aproximaciones *cuantitativas* del *ciclo común* mediante la aplicación de un promedio

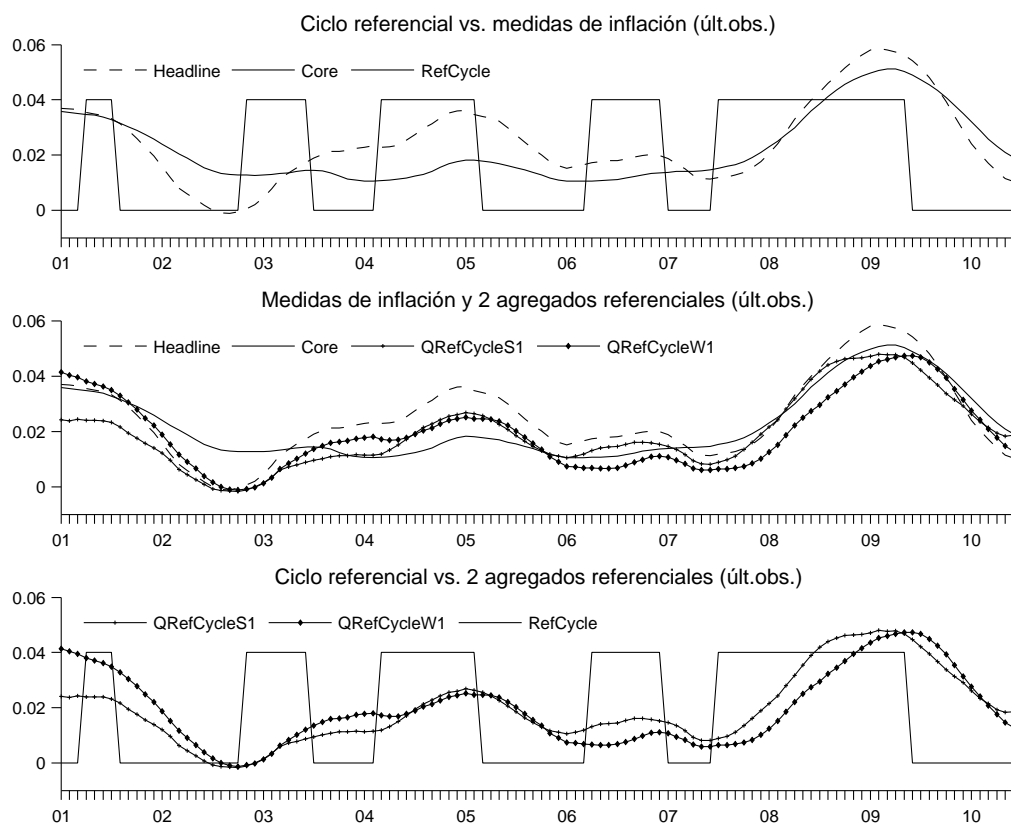


Gráfico No. 5: Medidas de inflación, ciclo común tentativo y versiones continuas (últimas observaciones)

simple y un promedio ponderado al grupo asociado al pico referencial más reciente¹⁰, es decir, dos versiones continuas del *ciclo común*. La comparación de estas versiones continuas del *ciclo común* con las dos medidas tradicionales de inflación (ver segundo sub-gráfico del Gráfico No. 5) indica que las primeras han sido más estables que la inflación IPC en gran parte de la muestra reciente. Más aún, presentan un mayor cotejo con el tentativo *ciclo común* (discreto) desde el inicio de la tercera fase de aceleración más reciente (tercer sub-gráfico), *incluyendo* aquella desaceleración que no está presente en la inflación subyacente IPC (zona plana).

Podría argumentarse que aquellos puntos de quiebre del tentativo *ciclo común* (discreto) que corresponden a “puntos de inflexión” o “zonas planas” en las medidas de inflación tradicionales deberían eliminarse del *ciclo común*.¹¹ Sin embargo, estas medidas tradicionales típicamente dependen de ponderadores de magnitud heterogénea, los que los tornan sensibles a las fluctuaciones en la suma de ponderadores correspondiente a los rubros en fase de aceleración/desaceleración. Para el periodo enero 1997 - junio 2010, el Gráfico No. 6 ilustra (imperfectamente) que una mayor distancia entre el porcentaje de rubros en una fase y la suma de ponderadores en las misma fase genera una mayor distancia entre las dos versiones continuas del *ciclo común* (tentativas).¹²

¹⁰Más exactamente, el grupo de rubros cuyos picos estuvieron más cerca al pico referencial más reciente. Nótese que al restringirse al pico más reciente, estas primeras aproximaciones consideran sólo una fase del más reciente ciclo en el agregado de rubros de precios del IPC.

¹¹La aparente necesidad de incluir algún criterio para caracterizar los puntos de quiebre referenciales (por ejemplo, alguna medida del grado de importancia de la “meseta” en la vecindad de cada candidato a punto de quiebre referencial) tiene relación con este argumento.

¹²Si el gráfico incluyera la variación de un promedio simple además de la del promedio ponderado detrás de la inflación IPC, sería más evidente.

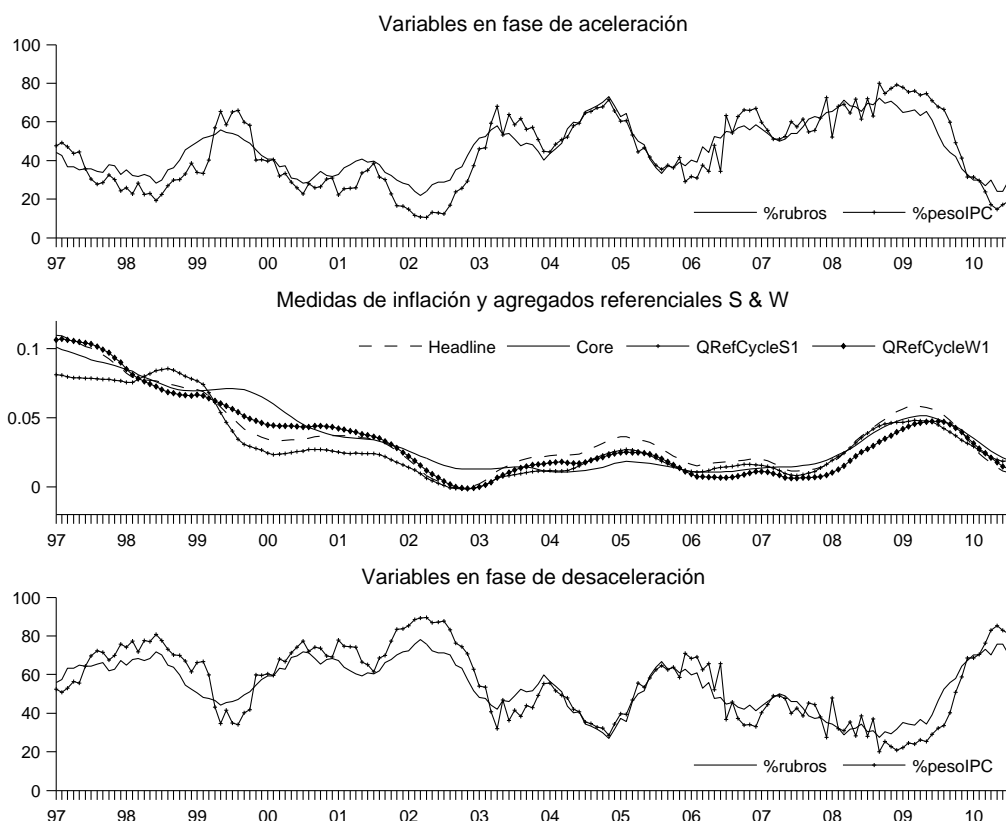


Gráfico No. 6: Fases dominantes, medidas de inflación y versiones continuas

Retomando el tercer sub-gráfico del Gráfico No. 5, existe un mayor cotejo entre las versiones continuas y la versión discreta del ciclo referencial sólo en la cercanía del grupo del punto de quiebre referencial más reciente (que de hecho fue usado para construir las). Para lograr un cotejo más “global” sería necesario construir un grupo *envolvente* de los grupos asociados a los puntos de quiebre referenciales más recientes, digamos de los últimos 4 grupos. Sin embargo, ello no está asegurado porque, como veremos, los grupos de rubros en el Cuadro No. 1 no necesariamente mantienen un elevado grado de homogeneidad a través del tiempo.

Cuadro No. 2: Homogeneidad de la cobertura de la familia de grupos desde mayo 2009
(Con diferentes amplitudes máximas de los grupos, \bar{d})

Punto de quiebre	%Rubros	%Peso IPC	%Rubros	%Peso IPC	%Rubros	%Peso IPC	%Rubros	%Peso IPC	
Fecha	en grupo	en grupo	en grupo	en grupo	en grupo	en grupo	en grupo	en grupo	
Tipo	<i>(intercep.; $\bar{d} = 24$)</i>		<i>(unión; $\bar{d} = 24$)</i>		<i>(unión; $\bar{d} = 20$)</i>		<i>(unión; $\bar{d} = 18$)</i>		
Set-96	Fosa	17.24	18.06	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Ene-97	Pico	17.82	18.26	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Jul-98	Fosa	24.71	21.76	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Set-99	Pico	27.59	26.40	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Mar-01	Fosa	28.74	29.42	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Jul-01	Pico	32.18	30.45	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Oct-02	Fosa	36.78	34.09	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Jun-03	Pico	41.95	41.44	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Feb-04	Fosa	48.85	48.24	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Feb-05	Pico	55.17	51.57	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Mar-06	Fosa	64.37	64.46	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Dic-06	Pico	71.84	75.17	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Jun-07	Fosa	77.59	81.37	100.00	100.00	100.00	100.00	99.43	97.94
May-09	Pico	89.08	91.23	89.08	91.23	89.08	91.23	89.08	91.23

La homogeneidad de los grupos a través del tiempo puede medirse con una función de cobertura aplicada a la familia disponible de grupos (intercepción o unión) y a su vez puede depender de la amplitud máxima de la cercanía a cada punto de quiebre (\bar{d} en el Anexo A). El Cuadro No. 2 la cuantifica partiendo del grupo más reciente (asociado al pico de mayo del 2009) hasta llegar al más alejado en el tiempo (asociado a la fosa de setiembre de 1996). El porcentaje de los rubros en común (intercepción “acumulada”) disminuye sobremanera a medida que incluimos más grupos antecedentes hasta llegar a sólo 17 por ciento de los 174 rubros (que pesan 18 por ciento en la canasta). Una manera *equivalente* de apreciarlo es considerar qué tan pronto se obtiene el 100 por ciento de rubros a medida que unimos los grupos (unión “acumulada”). Los datos muestran que basta considerar un grupo antecedente al más reciente para ello, incluso si se reduce la amplitud máxima de 24 a 20 meses. Habría que reducir esta amplitud a 18 meses para lograrlo con dos grupos antecedentes más en vez de sólo uno más.

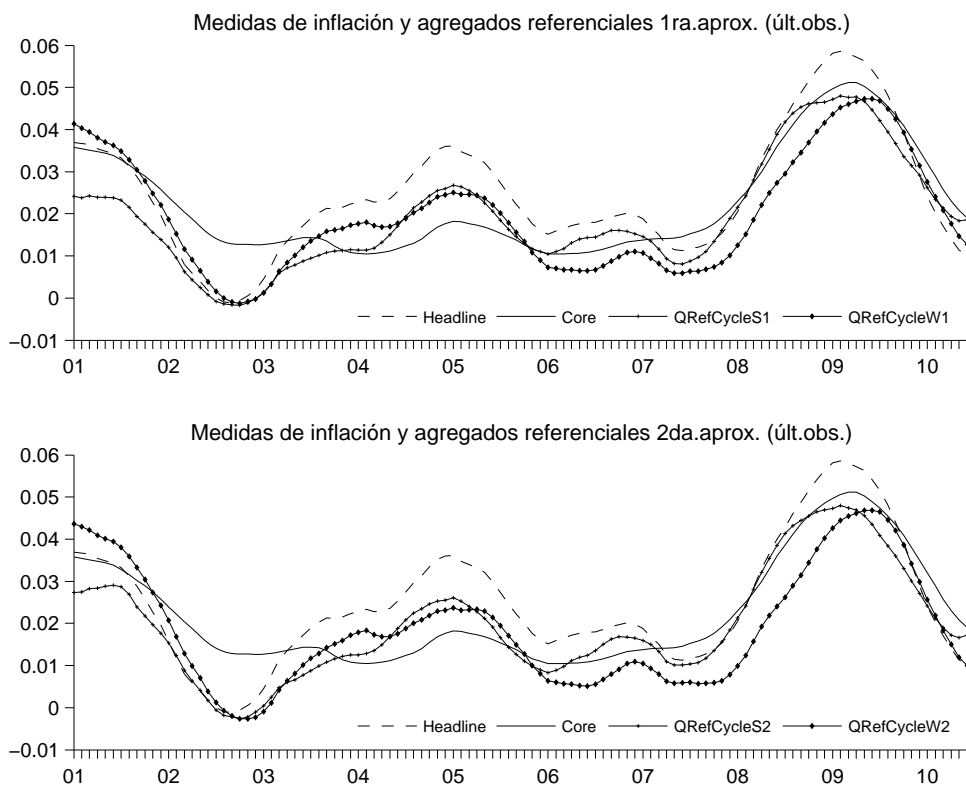


Gráfico No. 7: Dos aproximaciones de versiones continuas (últimas observaciones)

Por lo tanto, para lograr un cotejo más “global” entre las versiones continuas y la versión discreta del ciclo referencial (en la cercanía del grupo del punto de quiebre referencial más reciente) se construye un grupo *envolvente* como la intersección de los grupos asociados a los dos puntos de quiebre referenciales más recientes (las dos fases del último ciclo en la muestra). Calculando un promedio simple y un promedio ponderado con este grupo envolvente, se obtiene otras dos aproximaciones *cuantitativas*, las que se muestra con el primer par en el Gráfico No. 7 para el periodo enero 2001 - junio 2010. Como se mencionó, se considera un mayor número de puntos de quiebre referenciales recientes, las aproximaciones cuantitativas del *ciclo común* serán menos representativas (menos “comunes”). Otra ventaja de utilizar el grupo envolvente de los dos puntos de quiebre referenciales más recientes es que las nuevas aproximaciones cuantitativas consideran las dos fases del último ciclo en la muestra bajo análisis.

Para concluir la presente sección se presenta el cotejo de los dos pares de aproximaciones cuantitativas, sus correspondientes ciclos individuales discretos, junto con y el tentativo *ciclo común* (discreto) obtenido con el procedimiento tradicional. Los tamaños de las vecindades a cada punto de quiebre de cada par de ciclos individuales discretos (δ en el Anexo A) son de 8 meses en el caso de la primera aproximación (Gráfico No. 8) y de 10 meses en el caso de la segunda aproximación (Gráfico No. 9).¹³ Ambos gráficos presentan el periodo enero 1997 - junio 2010 como la muestra amplia y el periodo enero 2001 - junio 2010 como la de las observaciones más recientes.

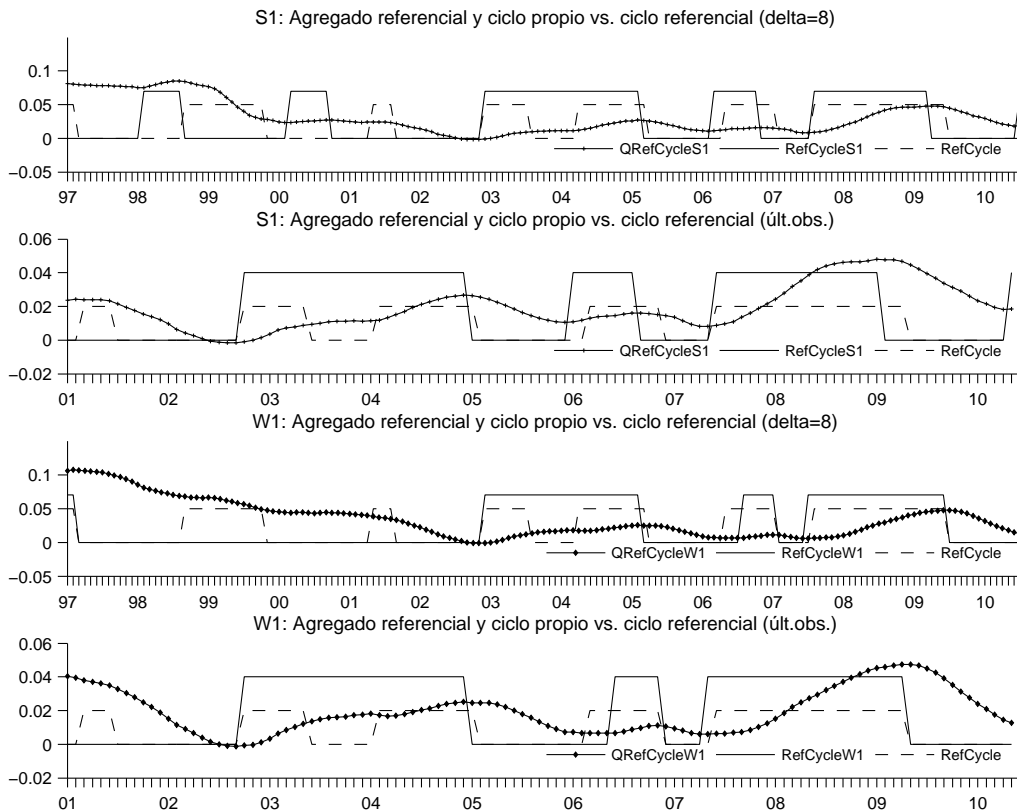


Gráfico No. 8: Ciclo referencial *versus* ciclos de agregados referenciales (delta=8)

Se observa que los “ciclos individuales discretos” extraídos de estas versiones cuantitativas no son idénticas al tentativo *ciclo común* (discreto). Como se mencionó, el *ciclo común* posee un exceso de fases, típicamente de corta duración y asociadas a los “puntos de inflexión” o zonas planas en las medidas de inflación. Estas fases en exceso no se hallan en los ciclos individuales discretos de ninguna de las versiones cuantitativas obtenidas, lo que valida el segundo par de aproximaciones cuantitativas del *ciclo común*, es decir, la extensión al procedimiento tradicional como un primer aporte del presente estudio.¹⁴

Nótese finalmente que el objetivo del procedimiento de Harding & Pagan(2006) es fechar los puntos de quiebre (que pueden tener una elevada incertidumbre; ver pg. 4) y obtener así el *ciclo común* (discreto), no construir versiones cuantitativas de la secuencia de los mismos, cuyos ciclos individuales discretos pudieran a su vez validar el *ciclo común*. Claramente, el problema de fechar los puntos de quiebre es diferente al problema de

¹³La rutina utilizada es muy similar a la que determinó los puntos críticos en el Gráfico No. 3.

¹⁴De hecho, una manera de validar las aproximaciones cuantitativas es mostrar que sus puntos de quiebre se encuentran en la vecindad de la mayoría de puntos de quiebre referenciales de la versión tentativa del *ciclo común* (discreto), es decir, no más lejos de 24 meses de los centros.

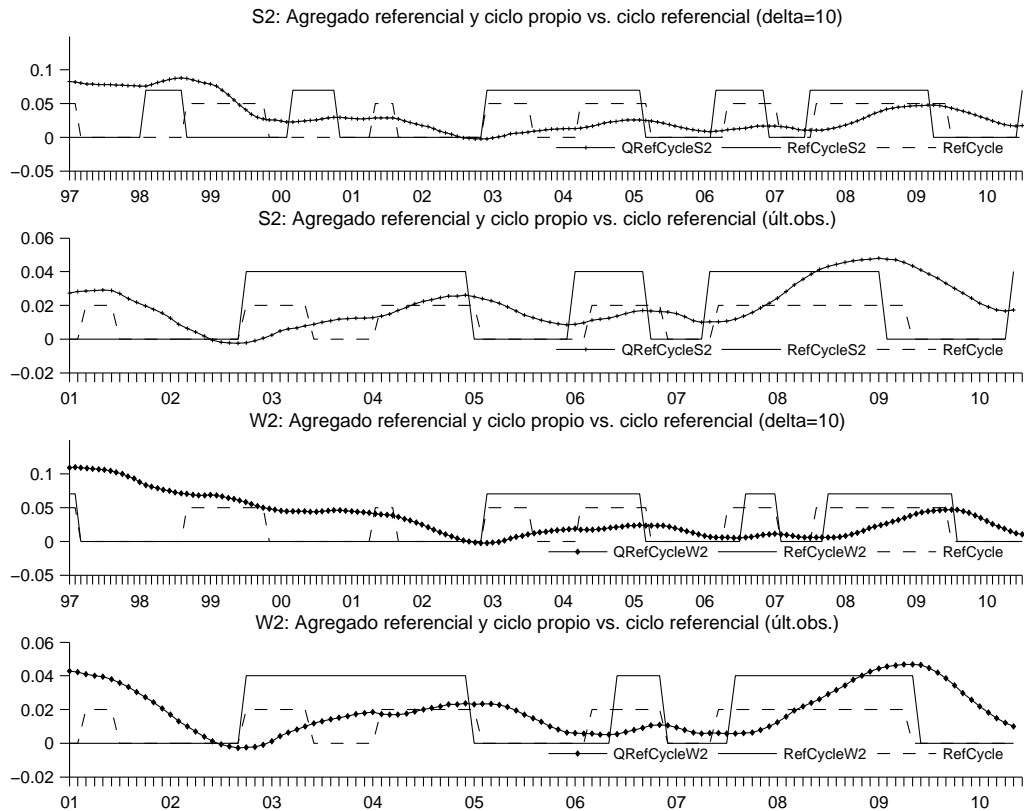


Gráfico No. 9: Ciclo referencial *versus* ciclos de agregados referenciales ($\delta=10$)

anticiparlos (Stock & Watson (2010a,c)), pero estos mismos autores reconocen que existe un grado de incertidumbre detrás de las fechas referenciales que se obtienen mediante el procedimiento tradicional con refinamientos en la duración de las fases (por ejemplo, la versión de Watson(1994) los incluye). Como Harding & Pagan(2006)) excluye estos refinamientos, la propuesta de usar el ciclo discreto individual de la versión ponderada del segundo par de aproximaciones cuantitativas puede solucionar los problemas del ciclo referencial obtenido con el procedimiento de Harding & Pagan(2006) para el caso del Perú. En línea con este objetivo, esta sección ha presentado algunos criterios para construir aproximaciones cuantitativas del *ciclo común*, aunque enmarcados por el mencionado procedimiento.¹⁵

No es posible descartar que esta versión cuantitativa junto con un índice compuesto de indicadores anticipados de precios permita mejorar la capacidad para predecir la inflación IPC con un subconjunto de modelos desagregados de predicción. De hecho se ha encontrado evidencia de que niveles intermedios de desagregación (entre 13 y 30 sub-agregados) tienen mayores niveles de precisión (Barrera(2005,2011b)); más aún, también se ha encontrado evidencia de que un índice compuesto de indicadores anticipados favorece la predicción del agregado referencial (Barrera(2009)), que en el presente estudio corresponde a la versión cuantitativa del *ciclo común*. Con este objetivo, la siguiente sección utiliza el promedio ponderado de la segunda aproximación cuantitativa como referencia

¹⁵Por otro lado, Stekler(1991) diferencia la predicción de puntos de quiebre o cambios de régimen (cualitativa) de la predicción cuantitativa de la variable de referencia, pero señala que un buen modelo para predecirla cuantitativamente también debería predecir los puntos de quiebre (de hecho hay pruebas estadísticas para la dirección correcta de las proyecciones). Su recomendación es incluir indicadores anticipados (o índices compuestos por éstos) para evitar que los modelos cuantitativos generen falsas señales de cambio de régimen, aunque no considera la incertidumbre detrás de los puntos de quiebre.

para construir el índice compuesto de indicadores anticipados. Sin embargo, por las razones que la siguiente sección detalla, sus puntos de quiebre no constituyen una versión final del *ciclo común* (discreto) en el crecimiento de los 174 rubros precios del IPC.

IV. Construcción del índice compuesto de indicadores anticipados

La presente sección detalla la construcción de un índice compuesto de indicadores que anticipan los puntos de quiebre referenciales en el promedio ponderado de la segunda aproximación cuantitativa. Debido a la evidente falta de homogeneidad de los grupos en el tiempo (ver Cuadro No. 2), aunada por los perfiles individuales de información adelantada que se presentan a continuación, esta referencia no puede ser denominada como el *ciclo común* en el crecimiento de los 174 rubros precios del IPC. Por ello no es necesario presentar el conjunto de pruebas estadísticas sobre el supuesto de homogeneidad temporal de las duraciones entre los puntos de quiebre de los rubros individuales y los de la referencia mencionada (ver p.ej., las pruebas de Wilcoxon y de Welch en el Cuadro No. 1 en Barrera(2009))¹⁶.

Sin embargo, se mantiene el objetivo de evaluar las potenciales mejoras para la predicción de la inflación IPC mediante alguno de los índices compuestos de indicadores anticipados que pueda construirse para la aproximación cuantitativa elegida del *ciclo común* en el crecimiento de los precios.

Fechas referenciales y perfiles de información adelantada

Las fechas de los puntos de quiebre del promedio ponderado de la segunda aproximación cuantitativa son las fechas referenciales para elaborar los perfiles de información adelantada, coincidente y rezagada tanto del crecimiento promedio de los 174 rubros individuales del IPC como de un conjunto mucho más amplio de variables además de los sub-agregados de precios al consumidor usuales (sub-agregados del índice de precios al por mayor, IPM, índices de precios de *commodities* individuales y sub-agregados, índices de producción sectorial individuales y sub-agregados, así como importaciones de bienes y servicios, despachos locales de cemento, el índice de indicadores anticipados LI9 construido en Barrera(2009) para el PBI no primario, entre otros). El conjunto universo contiene 420 variables.

El Cuadro No. 3 presenta un resumen del perfil de información adelantada de este conjunto de variables (ver Cuadro Anexo No. 1 para escudriñar cada variable del conjunto universo). Se adiciona un par de columnas que simplemente suman el número de fosas que resultan anticipadas (de un total de 4 en la muestra noviembre 1991 - junio 2010) así como el número de puntos de quiebre que resultan anticipados (de un total de 8).

Se aprecia que muy pocos rubros o sub-agregados de precios logran anticipar la mayoría de puntos de quiebre de la segunda aproximación cuantitativa, especialmente las 4 fosas. Sólo el pan (del índice subyacente) y el zapallo (del índice no subyacente) cumplen con esta condición, por lo que fueron seleccionados (junto con otros 7 rubros encuadrados con línea punteada) para obtener el primer índice compuesto de indicadores anticipados LIA8, con un grado de anticipación de corto plazo (entre 2 a 3 meses para la fosa más reciente)

¹⁶Si fuera posible obtener algunos resultados a favor del supuesto mencionado, la pequeña muestra disponible de puntos de quiebre los calificaría como tentativos, a pesar de haber utilizado el procedimiento de Harding & Pagan (2006) que incluye “restricciones de censura” para eliminar ciclos espurios en cada variable individual propia de Bry & Boschan(1973). La presencia de largas fases de desaceleración al inicio de la muestra (ver por ejemplo Gráficos No. 8 y 9), explicada por la estabilización de la inflación durante gran parte de los años 90s, compensa la presencia de “puntos de inflexión” y “zonas planas” en los ciclos individuales.

y cuya construcción exigió que al menos anticiparan 3 fosas y una de ellas fuera la más reciente.

Para obtener un grado de anticipación mayor (entre 5 y 7 meses para la fosa más reciente), fue necesario relajar esta exigencia de anticipar la mayoría de fosas, aunque se mantuvo el requerimiento de anticipar la más reciente. Así se seleccionó en principio un total de 8 rubros para obtener el segundo índice compuesto de indicadores anticipados LIB7 (encuadrados con línea continua delgada), con un mayor grado de anticipación de corto plazo (5 a 7 meses para la fosa más reciente, por construcción), aunque como se verá luego se descartó 2 de estos rubros para no deteriorar las capacidades del índice. Finalmente, se observó que había 9 rubros con un grado de anticipación aún mayor (entre 9 y 15 meses para la fosa más reciente) y que sin embargo podían anticipar al menos 3 fosas (encuadrados con línea continua gruesa), con los que se obtuvo el tercer índice, LIC8. Sin embargo, dada la longitud en el horizonte de anticipación *ex post*, sólo se espera un desempeño intermedio para LIC8¹⁷.

Según este perfil de información adelantada, la magnitud del adelanto en meses no se mantiene relativamente constante a lo largo de las fases obtenidas, lo que es evidencia en contra del supuesto de homogeneidad temporal. Asimismo, si se considera la duración de las primeras 3 fases referenciales (desde el inicio de la muestra hasta la fosa de octubre del 2002) con las siguientes (ver también los Gráficos No. 8 y 9), las primeras son básicamente más duraderas que las más recientes. La estabilización de la inflación durante gran parte de los años 90s es una explicación natural para las largas fases de desaceleración al inicio de la muestra (a pesar de la corta aceleración entre julio de 1996 y enero de 1997).

El Cuadro No. 3 también presenta los indicadores de precios al por mayor, de *commodities* y de producción más relevantes. En el primer caso, destacan los precios de los productos agropecuarios, pudiéndose mencionar los de los importados así como de los manufacturados por el número de puntos de quiebre anticipados, mas no específicamente los dos últimos. En el segundo caso, el precio del fertilizante DAP¹⁸ es la única variable que anticipa todos los puntos de quiebre referenciales, mientras que el de la leña (*hardwood logs*), todas las fosas. Finalmente (aunque no menos importante), ningún indicador de

¹⁷Por convención, el número de meses de adelanto del Cuadro No. 3 se presenta negativo. Las siglas de “no aplicable” (n.a.) significa un número arbitrario de meses de atraso (que suele presentarse como positivos) o de coincidencia (un número de meses en $\{-1,0,-1\}$), los cuales aparecen en los cuadros correspondientes a los perfiles de información atrasada o coincidente (disponibles si se solicita).

¹⁸DAP (*di-ammonium-phosphate*) es un residual del proceso de extracción del aceite de pescado, muy usado como fertilizante en agricultura y horticultura por ser soluble en el agua y fácil de almacenar (Gowariker *et al* (2009)).

Cuadro No. 3: Resumen de la información adelantada

PERFIL DE INFORMACIÓN ADELANTADA EN MESES											
(Harding-Pagan aplicado a las variaciones promedio anual 1991M11-2010M6)											
	Ciclo común	Fosa 96M7	Pico 97M1	Fosa 02M10	Pico 05M1	Fosa 06M6	Pico 06M12	Fosa 07M8	Pico 09M6	Fosas #/4	P.Q. #/8
Alimentos agropecuarios	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-20	-9	-2	1	3
Otras menestras	n.a	-5	n.a	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-7	1	4
Trigo	-2	-7	n.a	n.a	n.a	n.a	-20	-7	n.a	2	4
Alimentos procesados (s/Jugos y néctares)	-12	-6	-4	n.a	n.a	n.a	-23	-12	-7	3	6
Pan	-12	-6	-2	n.a	-3	n.a	n.a	-2	-10	4	6
Carne de res	-10	-14	-8	n.a	n.a	n.a	-20	-12	n.a	3	5
Arroz	-14	-2	-3	n.a	n.a	n.a	-22	-11	-6	3	6
Fideos	-16	-6	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-15	-8	2	4
Pasteles	-12	-9	n.a	n.a	-2	-24	-16	-3	3	6	
Leche fresca	-12	n.a	n.a	n.a	-11	-3	-3	-2	3	5	
Harina de cereales	-15	-6	-12	n.a	n.a	n.a	n.a	-13	-7	3	5
Otros productos lácteos	-5	n.a	n.a	-3	-2	-3	n.a	n.a	-10	2	5
Sal	-12	-16	-2	-8	n.a	-10	n.a	n.a	n.a	2	5
Frutas en conserva	-7	n.a	-8	n.a	n.a	-15	-14	-9	3	5	
Cereales procesados (descasca.lamin.desc.)	-12	n.a	n.a	n.a	-3	-3	-2	-4	3	5	
Otros accesorios	n.a	n.a	n.a	-11	-3	-5	-7	-9	2	5	
Frazadas	-15	-19	-3	n.a	n.a	-10	-14	-11	3	6	
Aparatos electrodomésticos	n.a	-2	-3	-2	-8	n.a	n.a	n.a	2	4	
Plancha	-2	n.a	-2	-19	n.a	n.a	-7	n.a	3	4	
Resto industriales	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-6	-3	n.a	1	2	
Artículos de limpieza	n.a	-10	-3	-7	-11	-5	n.a	n.a	2	5	
Periódicos	n.a	-10	-2	n.a	-7	-8	-3	-6	3	6	
Cigarrillos	-14	-8	-2	-10	-15	n.a	n.a	n.a	3	5	
Aparatos terapéuticos	-8	-12	-19	n.a	n.a	-9	-3	n.a	3	5	
Otros muebles y accesorios	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	-2	-3	-2	1	4	
Otros servicios personales	-25	-29	n.a	-2	-7	n.a	n.a	n.a	2	4	
Servicio de limpieza	-3	n.a	-3	n.a	n.a	-5	-11	-12	3	5	
Reparaciones diversas	-3	-2	-8	n.a	n.a	n.a	-3	-7	3	5	
Confección de diversas prendas	-9	-11	-8	n.a	n.a	-3	-3	n.a	3	5	
Reparación de radio y televisión	-9	-3	n.a	n.a	n.a	-8	-12	n.a	2	4	
Compostura de muebles	n.a	-15	-2	-21	n.a	n.a	-5	n.a	2	4	
Reparación de diversas prendas	-7	-5	-8	-5	n.a	-7	-14	-8	3	7	
Resto de servicios (otros servicios)	n.a	n.a	n.a	n.a	-15	-3	n.a	n.a	1	2	
Entradas a espectáculos	n.a	n.a	-3	-20	-10	n.a	-2	-6	3	5	
Índice no subyacente	-7	n.a	n.a	-2	-5	-9	-5	n.a	3	5	
Alimentos	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-3	n.a	1	2	
Resto de alimentos no subyacentes	n.a	-3	-3	n.a	-9	-7	-3	-2	3	6	
Cebolla	-5	-10	n.a	-3	n.a	-4	n.a	-2	1	5	
Fréjol	-9	-2	n.a	n.a	n.a	-17	-5	n.a	2	4	
Papaya	n.a	n.a	-7	n.a	n.a	-7	-2	-5	2	4	
Zapallo	-2	n.a	-3	n.a	-4	-3	-3	-2	4	6	
Uva	n.a	n.a	-6	-9	n.a	-9	-5	n.a	2	4	
Yuca	-11	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-6	-9	2	4	
Duraznos	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	-2	-2	n.a	1	3	
Aceituna	-5	-10	-14	n.a	n.a	n.a	-10	n.a	3	4	
Gasolina y lubricantes	-8	n.a	-3	n.a	-10	-14	n.a	-9	3	5	
Índice subyacente	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	-23	-18	-2	2	4	
Alimentos procesados	-12	-6	-4	n.a	n.a	-23	-12	-7	3	6	
Índice no subyacente	-7	n.a	n.a	-2	-5	-9	-5	n.a	3	5	
IPC	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	n.a	-2	-4	2	3	
TOTAL AGROPECUARIO	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	n.a	-4	-5	2	3
PRODUCTOS IMPORTADOS	-10	-2	-2	-2	-9	-3	n.a	-5	3	7	
SECTOR AGROPECUARIO	-13	-2	-5	-3	-8	n.a	n.a	n.a	3	5	
SECTOR MANUFACTURA	n.a	-2	-2	-2	-9	-3	n.a	-2	2	6	
INDICE GENERAL AL POR MAYOR	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	-3	n.a	-5	1	3	
FOOD	-14	-7	-2	-4	-9	n.a	n.a	-10	3	6	
DAP FOB US GULF PRTS	-10	-13	-6	-2	-6	-7	-7	-8	4	8	
RUBBER UNIT VALUE	-26	-18	-8	-6	-11	-4	n.a	-8	3	7	
HARDWOOD LOGS:SARAWAK (INDEX)	-3	n.a	-7	-4	-7	n.a	-2	-4	4	6	
Importaciones de bienes y servicios	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-2	-2	-6	2	4	
Despachos locales de cemento	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-2	n.a	-9	1	3	
LI9	n.a	-3	-2	n.a	-2	-4	n.a	-9	2	5	
PBI Primario	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	1	1	
PBI No Primario (incluye imp.prod.y der. M)	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-9	0	1	

producción logra desempeños similares a los ya mencionados; se resalta las importaciones de bienes y servicios así como el índice compuesto LI9 obtenido en Barrera(2009)¹⁹.

¹⁹LI9 presenta un co-movimiento destacable con el tentativo *ciclo común* de los precios y a favor de un

A pesar de que la muestra es aún pequeña, se ha presentado evidencia respecto a la heterogeneidad de los ciclos en el crecimiento de los precios. Los patrones de adelanto que surgen de los métodos tradicionales indican que calificar las fluctuaciones en los precios al por mayor de bienes agropecuarios y de los importados, de los insumos fertilizantes y de la leña (usados en el sector agricultura), como fluctuaciones con efectos secundarios sobre las fluctuaciones de gran parte de los rubros individuales en el IPC es un error, especialmente para enfatizar la importancia de las fluctuaciones en la producción agregada. Los métodos tradicionales nuevamente demuestran ser apropiados para describir los hechos estilizados, a pesar de que la consideración de un ciclo agregado de precios o de uno en formación, sería prematura.

Estos argumentos empíricos son contrarios al análisis agregado de los ciclos en el crecimiento de los precios y a favor de la construcción de modelos dinámicos desagregados. No se sugiere la modelación de las fluctuaciones de precios con niveles elevados de desagregación, sino más bien con niveles intermedios y enfatizando el uso de criterios como el de precisión en predicción. Como los sesgos por muestras pequeñas impiden utilizar estimados de un adelanto promedio para cada uno de los 174 componentes del IPC, la construcción de índices compuestos de indicadores anticipados de los puntos de quiebre referenciales se dirige entonces hacia el logro de los niveles intermedios de agregación

Cuadro No. 4: Información adelantada de tres conjuntos de indicadores anticipados

PERFIL DE INFORMACIÓN ADELANTADA EN MESES														
(Harding-Pagan aplicado a las variaciones promedio anual 1991M11-2010M6)														
	Fosa		Pico		Fosa		Pico		Fosa		Pico		Fosas #/4	P.Q. #/8
	Ciclo común	96M7	97M1	02M10	05M1	06M6	06M12	07M8	09M6	09M6	09M6			
Índice subyacente	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	-23	-18	-2					2	4
Índice no subyacente	-7	n.a	n.a	-2	-5	-9	-5	n.a					3	5
IPC	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	n.a	-2	-4					2	3
LIA1: Pan (+) Leche fresca	-12	-6	-2	n.a	-3	n.a	-2	-10					4	6
LIA2: (+) Cereales procesados (descasca.lamin.desc.)	-12	-6	-2	n.a	-3	n.a	-2	-10					4	6
LIA3: (+) Periódicos	n.a	-6	-2	n.a	-5	n.a	-3	-10					3	5
LIA4: (+) Aparatos terapéuticos	n.a	-6	-2	n.a	-5	n.a	-3	-10					3	5
LIA5: (+) Reparaciones diversas	n.a	-6	-2	n.a	-5	n.a	-3	-10					3	5
LIA6: (+) Confección de diversas prendas	n.a	-6	-2	n.a	-5	n.a	-3	-10					3	5
LIA7: (+) Entradas a espectáculos	-3	-7	-3	n.a	-6	n.a	-3	-10					4	6
LIA8: (+) Zapallo	-3	-7	-3	n.a	-5	n.a	-3	-9					4	6
LIB1: Otras menestras (+) Trigo	n.a	-6	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-6					1	4
LIB2: (+) Otros accesorios	-8	-6	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-7					2	5
LIB3: (+) Plancha	-8	-6	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-7					2	5
LIB4: (+) Compostura de muebles	-8	-6	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-7					2	5
LIB5: (+) Fréjol	-9	-2	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-6					2	5
LIB6: (+) Uva	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-13	-5	n.a					1	2
LIB7: (+) Yuca	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-13	-5	-9					1	3
LIC1: Carne de res (+) Arroz	-10	-2	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5					3	6
LIC2: (+) Pasteles	-11	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-4					3	6
LIC3: (+) Harina de cereales	-12	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-4					3	6
LIC4: (+) Frutas en conserva	-12	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5					3	6
LIC5: (+) Frazadas	-12	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5					3	6
LIC6: (+) Servicio de limpieza	-11	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5					3	6
LIC7: (+) Reparación de diversas prendas	-11	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5					3	6
LIC8: (+) Aceituna	-11	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5					3	6
LIA8: LIA8 (+) LIB5	-3	-7	-3	n.a	-3	n.a	-4	-9					4	6
LIBC: LIB5 (+) LIC8	-11	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5					3	6
LIABC: LIA8 (+) LIB5 (+) LIC8	-9	-6	-4	n.a	n.a	-23	-11	-7					3	6

vínculo entre la demanda agregada y los precios promedio (ver Long & Plosser(1987)).

más promisorios en términos de predicción²⁰. En el Anexo C se describe el método de “selección” a través de episodios que proponen Stock & Watson (2010a,c) para estimar la incertidumbre en las fechas de los puntos de quiebre referenciales que depende de la idoneidad de los estimados de un adelanto promedio²¹.

Construcción de índices adelantados con pocos puntos de quiebre

Para obtener un grado de robustez ante la posibilidad de asimetrías pico/fosa, se ha considerado 3 conjuntos de indicadores anticipados para los puntos de quiebre referenciales más recientes, específicamente la fosa y el pico más recientes. La parte inferior del Cuadro N° 4 presenta los resultados de la propuesta: el perfil de información adelantada de los 3 conjuntos de indicadores anticipados. Para evitar el deterioro potencial de algún índice compuesto, se construye 3 familias de indicadores compuestos denominados LIA#, LIB# y LIC#, donde # cambia a medida que se añade un indicador anticipado individual al índice compuesto anterior. La parte superior del cuadro permite compararlos con el perfil de los tres índices de inflación más usados, contrastando con el sentido común sobre el desempeño de la inflación no subyacente.

Cuadro No. 5: Cambios en la variación promedio de los tres índices compuestos

INDICES COMPUESTOS ANTICIPADOS DEL "CICLO COMÚN" DE INFLACIÓN A SETIEMBRE 2010													
(Componentes anticipados en el IPC)													
	Diferencias respecto al mes anterior												
	Prom. 12 meses												
	Set09	Oct09	Nov09	Dic09	Ene10	Feb10	Mar10	Abr10	May10	Jun10	Jul10	Ago10	Set10
Ciclo común tentativo (versión continua)	-0.04	-0.20	-0.27	-0.35	-0.46	-0.45	-0.42	-0.39	-0.37	-0.34	-0.31	-0.19	-0.15
LIA1: Pan (+) Leche fresca	-0.74	-0.28	-0.24	-0.24	-0.21	-0.15	-0.03	0.02	0.04	0.02	0.03	0.04	0.06
LIA2: (+) Cereales procesados (desc.lam.)	-0.75	-0.31	-0.26	-0.26	-0.23	-0.17	-0.05	0.01	0.03	0.02	0.03	0.04	0.07
LIA3: (+) Periódicos	-0.71	-0.31	-0.27	-0.27	-0.22	-0.15	-0.04	0.01	0.03	0.01	0.03	0.03	0.06
LIA4: (+) Aparatos terapéuticos	-0.64	-0.27	-0.24	-0.24	-0.20	-0.16	-0.04	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02	0.04
LIA5: (+) Reparaciones diversas	-0.63	-0.27	-0.24	-0.24	-0.20	-0.16	-0.04	0.00	0.02	0.00	0.00	0.02	0.04
LIA6: (+) Confección de diversas prendas	-0.62	-0.27	-0.24	-0.23	-0.20	-0.16	-0.04	0.00	0.01	0.00	0.00	0.02	0.04
LIA7: (+) Entradas a espectáculos	-0.33	-0.13	-0.14	-0.12	-0.10	-0.11	-0.10	-0.09	-0.10	-0.16	-0.14	-0.10	-0.09
LIA8: (+) Zapallo	-0.39	-0.15	-0.15	-0.12	-0.16	-0.22	-0.20	-0.14	-0.06	-0.07	-0.03	-0.01	-0.05
LIB1: Otras menestras (+) Trigo	-2.25	-2.05	-1.92	-1.69	-1.48	-1.33	-1.38	-0.92	-0.76	-0.56	-0.43	-0.07	-0.11
LIB2: (+) Otros accesorios	-1.51	-1.38	-1.27	-1.20	-1.02	-0.90	-0.94	-0.62	-0.50	-0.33	-0.20	0.06	0.04
LIB3: (+) Plancha	-1.43	-1.33	-1.23	-1.17	-0.99	-0.88	-0.92	-0.61	-0.49	-0.33	-0.20	0.04	0.03
LIB4: (+) Compostura de muebles	-1.37	-1.27	-1.18	-1.11	-0.96	-0.85	-0.88	-0.59	-0.48	-0.32	-0.20	0.04	0.02
LIB5: (+) Fréjol	-1.57	-1.71	-1.64	-1.53	-1.38	-1.29	-1.35	-1.12	-0.92	-0.57	-0.45	-0.13	-0.12
LIC1: Carne de res (+) Arroz	-1.65	-1.59	-1.74	-1.88	-1.68	-1.59	-1.12	-0.66	-0.11	-0.11	-0.12	-0.09	0.02
LIC2: (+) Pasteles	-1.53	-1.47	-1.60	-1.73	-1.55	-1.48	-1.05	-0.63	-0.13	-0.12	-0.13	-0.10	0.01
LIC3: (+) Harina de cereales	-1.51	-1.46	-1.59	-1.71	-1.53	-1.46	-1.04	-0.63	-0.13	-0.13	-0.14	-0.11	0.00
LIC4: (+) Frutas en conserva	-1.52	-1.47	-1.59	-1.70	-1.52	-1.45	-1.03	-0.62	-0.13	-0.13	-0.14	-0.11	0.01
LIC5: (+) Frazadas	-1.51	-1.46	-1.58	-1.69	-1.52	-1.44	-1.03	-0.62	-0.13	-0.13	-0.14	-0.11	0.01
LIC6: (+) Servicio de limpieza	-1.44	-1.40	-1.51	-1.62	-1.45	-1.38	-0.99	-0.60	-0.13	-0.13	-0.13	-0.10	0.01
LIC7: (+) Reparación de diversas prendas	-1.42	-1.37	-1.49	-1.59	-1.43	-1.36	-0.97	-0.59	-0.13	-0.13	-0.12	-0.09	0.02
LIC8: (+) Aceituna	-1.39	-1.36	-1.46	-1.56	-1.40	-1.33	-0.95	-0.58	-0.13	-0.13	-0.13	-0.09	0.01
LIAB: LIA8 (+) LIB5	-0.51	-0.32	-0.31	-0.28	-0.30	-0.34	-0.33	-0.25	-0.16	-0.13	-0.07	-0.03	-0.06
LIBC: LIB5 (+) LIC8	-1.41	-1.40	-1.48	-1.56	-1.39	-1.33	-0.99	-0.64	-0.22	-0.18	-0.17	-0.10	-0.01
LIABC: LIA8 (+) LIB5 (+) LIC8	-0.90	-0.78	-0.82	-0.85	-0.79	-0.79	-0.61	-0.40	-0.14	-0.12	-0.10	-0.05	-0.02

²⁰La heterogeneidad temporal de los ciclos individuales genera dificultades extremas para modelos estadísticos como los *markov switching VAR*, típicamente aplicados en conjuntos de variables con elevados niveles de agregación. Las restricciones en estos modelos (probabilidades de transición constantes de un estado a otro y un único y sincronizado proceso markoviano común -sincronía), así como muestras pequeñas de puntos de quiebre, explican sus dificultades para clasificar los regímenes futuros y por ende, su paupérrimo desempeño en predicción (Bessec & Bouabdallah(2005)).

²¹El objetivo de Stock & Watson (2010a) es comparar 3 métodos para fechar los puntos de quiebre: (i) Bry & Boschan (1971) aplicado a un panel de sectores que agregan el PBI (“fechar luego agregar”); (ii) el principal factor estimado de un modelo de factores dinámicos aplicado al mismo panel (“agregar luego fechar”); y (iii) el índice coincidente del *Conference Board* (“agregar luego fechar”).

LIB# se deteriora cuando se añade los dos últimos indicadores anticipados individuales (variaciones de los precios de uva y yuca), por lo que resulta el índice compuesto LIB5. Este índice se agrega a LIA8 para obtener LIAB, que por anticipar todas las fosas de la muestra será usado en el ejercicio de predicción de la siguiente sección.

Seguimiento de los índices compuestos

Los puntos de quiebre en la variación promedio anual de los índices compuestos son eventos que anticipan, por construcción, los puntos de quiebre en la variación promedio anual del índice promedio ponderado de la segunda aproximación cuantitativa del *ciclo común*. Si en el presente mes se registra fosas en las variaciones promedio anual de varios de los índices LIB# (LIC#), estos eventos anticipan la presencia de una fosa en la versión continua del *ciclo común* en horizontes cercanos a 5 (11) meses en el futuro.

El Cuadro No. 5 presenta los cambios en el crecimiento promedio de esta versión así como de los índices compuestos propuestos para lo que va del presente periodo de desaceleración²². Los cambios de signo señalan una fosa en estos índices y por ende, son eventos que anticipan dicho final, aún no observado, en el *ciclo común*.

Con los datos disponibles, se aprecia que la primera señal de que en los seis meses siguientes se observaría un quiebre en el *ciclo común* en el crecimiento de los precios al consumidor se produjo en abril del 2010: 6 de los 9 índices compuestos LIA# presentaron cambios de signo. En agosto del 2010 se re-confirma esta señal con 3 de los 5 índices LIB#, y en setiembre, todos los 8 índices LIC#²³. Por su parte, los índices LIAB, LIBC y LIABC, que resultan de combinar los arriba mencionados, aún no presentan eventos anticipatorios.

Para cuantificar las ventajas de la versión cuantitativa del *ciclo común* y del índice compuesto LIAB asociado, la siguiente sección describe un ejercicio de proyección de la inflación IPC que utiliza los modelos de predicción desagregada que generan proyecciones de la manera más expedita para los recursos computacionales disponibles. El criterio de precisión en predicción usado es la raíz del error de predicción cuadrático medio (RECM), calculada con los errores de predicción ejecutados h meses adelante.

V. Evaluación *ex post* de las proyecciones de los modelos desagregados lineales

Los resultados obtenidos en las secciones anteriores sugieren que el enfoque “fechar, luego agregar” tiene ventajas para la predicción de la inflación IPC (a pesar de la opinión contraria de Stock & Watson (2010a)) sólo cuando se obtiene versiones cuantitativas del *ciclo común* (CC), las que se calculan fácilmente usando los grupos de rubros generados por el procedimiento de Harding & Pagan(2006) en el Cuadro No. 1. A los dos problemas diferenciados de fechar los puntos de quiebre y de anticiparlos (Stock & Watson (2010a)) se añade ahora el de predecir un agregado que contiene el grupo universo de componentes.

La versión cuantitativa del CC obtenida es un agregado referencial del crecimiento de precios que resulta robusto ante choques idiosincrásicos por construcción, mientras que los puntos de quiebre del índice compuesto LIAB anticipan los puntos de quiebre de CC

²²La versión continua del *ciclo común* tentativo alcanza un máximo en agosto del 2009, finalizando así un periodo de aceleración y generando la necesidad de anticipar la fecha de la fosa siguiente (es decir, del final del periodo de desaceleración que se inició en setiembre del 2009).

²³Si se observa una fosa en octubre del 2010 (o muy poco después), los meses de adelanto habrían sido más largos para LIA# y más cortos para LIC#, en contraste con los que tuvieron respecto a la fosa más reciente y más bien en línea con los que tuvieron respecto al pico más reciente (ver Cuadro No. 4). Este sería un resultado atribuible a la heterogeneidad temporal de los grupos en el Cuadro No. 2 y a favor de usar el grupo del punto de quiebre más reciente en vez del grupo intersección de los dos puntos de quiebre más recientes.

más recientes, por construcción. La evaluación cualitativa que resulta del Cuadro No. 5 indica que también deberían anticipar el siguiente punto de quiebre de CC en el futuro, de donde aparentemente sólo resta (i) determinar el grupo complemento (U_c) de la unión de los grupos de CC y LIAB, y (ii) estimar un modelo dinámico (no lineal de preferencia) con las fluctuaciones $\{LIAB, CC, U_c\}$ ²⁴ para predecir cuantitativamente la inflación IPC de manera desagregada.

Sin embargo, CC es tentativo porque su grupo de componentes es representativo únicamente de los dos puntos de quiebre más recientes. Por otro lado, hay ejercicios de proyección (Barrera(2005)) que muestran que niveles intermedios de desagregación generan proyecciones de la inflación IPC con elevada precisión (secuencias de RECM reducidas). Por estos motivos, en esta sección se plantea utilizar diferentes particiones del grupo asociado a CC mediante el método no paramétrico de agrupamiento *K-means* (ver Anexo B). Para cada partición de CC se estima cuatro especificaciones simples de modelos *Sparse VAR* de predicción desagregada²⁵ con las fluctuaciones de $\{LIAB, \{\text{partición de CC}\}, U_c\}$ para predecir las fluctuaciones del agregado que contiene el grupo universo de componentes, es decir, la inflación IPC²⁶.

Ejercicio de proyección

En este ejercicio consta de 3 sub-ejercicios de proyección y en cada uno de ellos se compara las secuencias de RECM de las 4 especificaciones de modelos *Sparse VAR*:

- 1) *Clustering B*: particiones del grupo de componentes asociado a CC.
- 2) *Clustering A*: particiones del grupo de componentes asociado al IPC. Simplemente se aplica el procedimiento ya descrito al grupo universo de componentes.
- 3) Sin *clustering*: particiones convencionales típicamente usadas del IPC en trabajos anteriores (Barrera(2005)).

Los dos primeros sub-ejercicios utilizan un periodo de evaluación *ex post* entre junio del 2008 y junio del 2010 para la cota superior de la muestra de estimación, mientras

²⁴Los componentes de U_c obedecen más a factores idiosincrásicos porque no pertenecen al grupo de componentes de CC y no tienen información relevante para predecir CC porque sus puntos de quiebre típicamente se rezagan respecto a los de CC. No se descarta que parte de las fluctuaciones en U_c sea predecible mediante las fluctuaciones de $\{LIAB, CC\}$ o componentes de CC.

²⁵Ver Barrera(2011b) para el detalle de todas las especificaciones utilizadas en el Sistema de Predicción Desagregada (SPD), donde todos los modelos desagregados generan proyecciones de los componentes que se agregan para predecir el agregado. Una alternativa diferente es la propuesta de Hendry & Hubrich (2006, 2010). Partiendo de los resultados teóricos de Hendry & Hubrich (2006), esta propuesta favorece la inclusión de **información desagregada** en un modelo básicamente uni-ecuacional para el agregado: en vez de un agregador, el PGD del agregado es un modelo dinámico uni-ecuacional para los datos agregados que está aumentado con rezagos de algunos componentes individuales o los factores comunes más importantes obtenidos combinando la información de todos los componentes, los cuales son predichos con las otras ecuaciones de un modelo VAR. Sin embargo, sus resultados empíricos son mixtos y están condicionados al uso de datos previamente desestacionalizados: (i) en el caso de la inflación de EE.UU., el esquema de predicción más robusto es predecir el agregado con un modelo para el agregado con rezagos de un componente particular (en línea con sus resultados teóricos), mientras que (ii) en el caso de la inflación del área del Euro, el esquema más robusto es predecir el agregado con un modelo para el agregado con rezagos del agregado (en contra de sus resultados teóricos). Aunque estos autores aceptan que estos resultados mixtos pueden provenir de la baja capacidad que tienen los factores principales para efectivamente explicar los componentes de la matriz de co-varianzas, no llegan a mencionar que incurren en una “analogía empírica” que no es inocua: la predicción de la inflación nacional (p.ej., la de EE.UU.) nunca será análoga a la predicción de la inflación supra-nacional (p.ej., la del área del euro) debido a la necesidad de obviar la predicción de cada inflación nacional vía sus propios componentes antes de agregar las inflaciones nacionales para obtener el “mega-agregado” de inflación supra-nacional.

²⁶Es importante notar que las particiones se obtienen aplicado el algoritmo *K-means* a las series binarias (“ciclos individuales”) del grupo asociado a CC como individuos. Ver Anexo B.

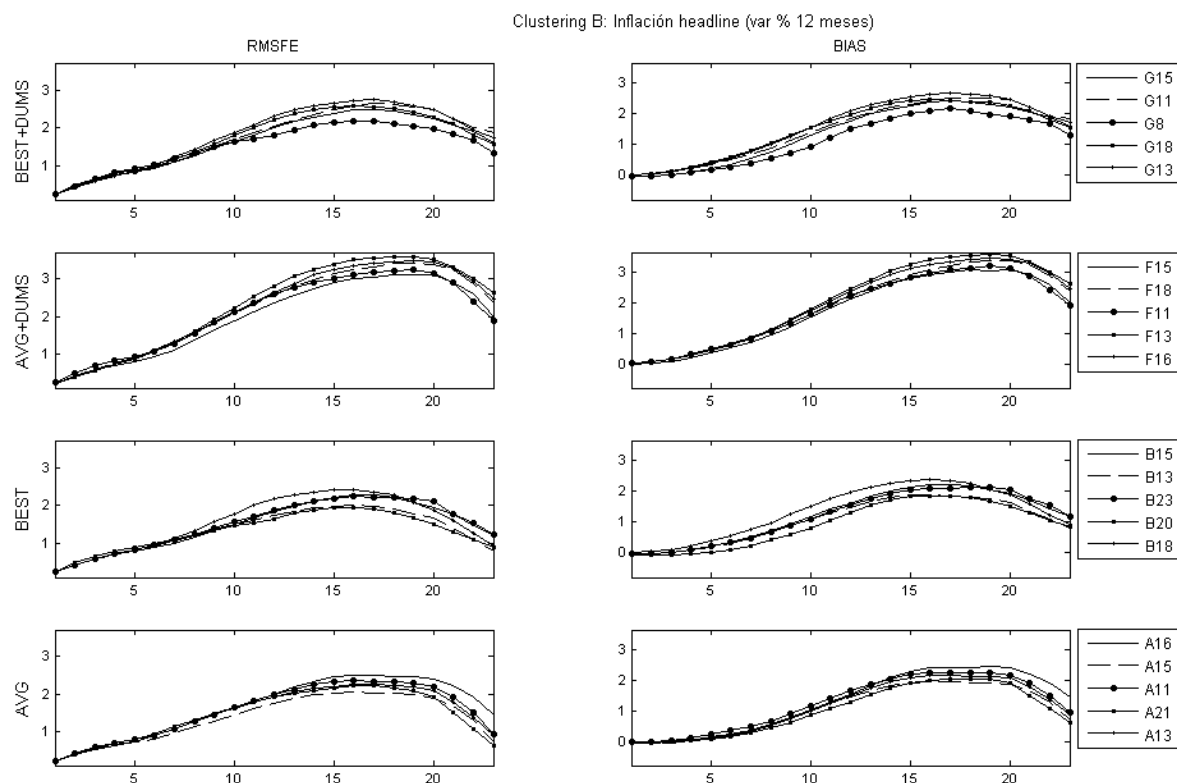


Gráfico No. 10: *Clustering B*. Errores ejecutados entre junio 2008 - junio 2010

que la cota inferior es diciembre de 1992. Este fue un periodo de evaluación difícil para predecir la inflación IPC, como se refleja en los Gráficos Nos. 10 y 11, especialmente en los sesgos en la segunda columna.

Como puede apreciarse en ambos gráficos, las especificaciones cuyas proyecciones tienen las secuencias de $RECM(h)$ con los niveles menores en todos los h meses adelante corresponden a la 3ra y 4ta filas del Gráfico No. 10. Si enfatizamos estas especificaciones primero²⁷, existen ligeras pero persistentes mejoras en el caso del *Clustering B*. Las más notables corresponden a la 4ta especificación, cuya secuencia de la $RECM(h)$ tiene una pendiente menor que en el *Clustering A* hasta 18 meses adelante, a pesar de empezar en interceptos casi idénticos²⁸. En el caso de la 3ra especificación, las mejoras se limitan a los horizontes 11-12 meses adelante²⁹. Otras mejoras respecto al *Clustering A* se producen en la 1ra especificación y en horizontes mayores a 10 meses adelante³⁰, aunque no sea una de las especificaciones con las proyecciones más precisas.

El Gráfico Anexo No. 1 corresponde a los 10 mejores modelos estimados de todas las especificaciones para el *Clustering B*, los cuales pueden ser fácilmente comparados con los correspondientes para el *Clustering A* en el Gráfico Anexo No. 2 debido a que se ha homogenizado el rango de las ordenadas en todos estos gráficos con los del texto principal para facilitar las comparaciones de las secuencias de la $RECM(h)$.

El tercer sub-ejercicio utiliza un periodo de evaluación *ex post* muy reciente, entre enero del 2010 y junio del 2010 para la cota superior de la muestra de estimación, y su inicio coincide con el de la nueva canasta del IPC. La cota inferior de la muestra de

²⁷Las especificaciones seleccionan el mejor componente asociado en la ecuación de cada componente (*BEST*) en vez del agregado CC ó IPC (*AVG*) y de incluir *dummies* estacionales (*DUM*) o no.

²⁸Destaca la partición A15, que corresponde a K=16 grupos.

²⁹Destacan las particiones B20, que corresponde a K=21 grupos.

³⁰Destaca la partición G8, que corresponde a K=9 grupos.

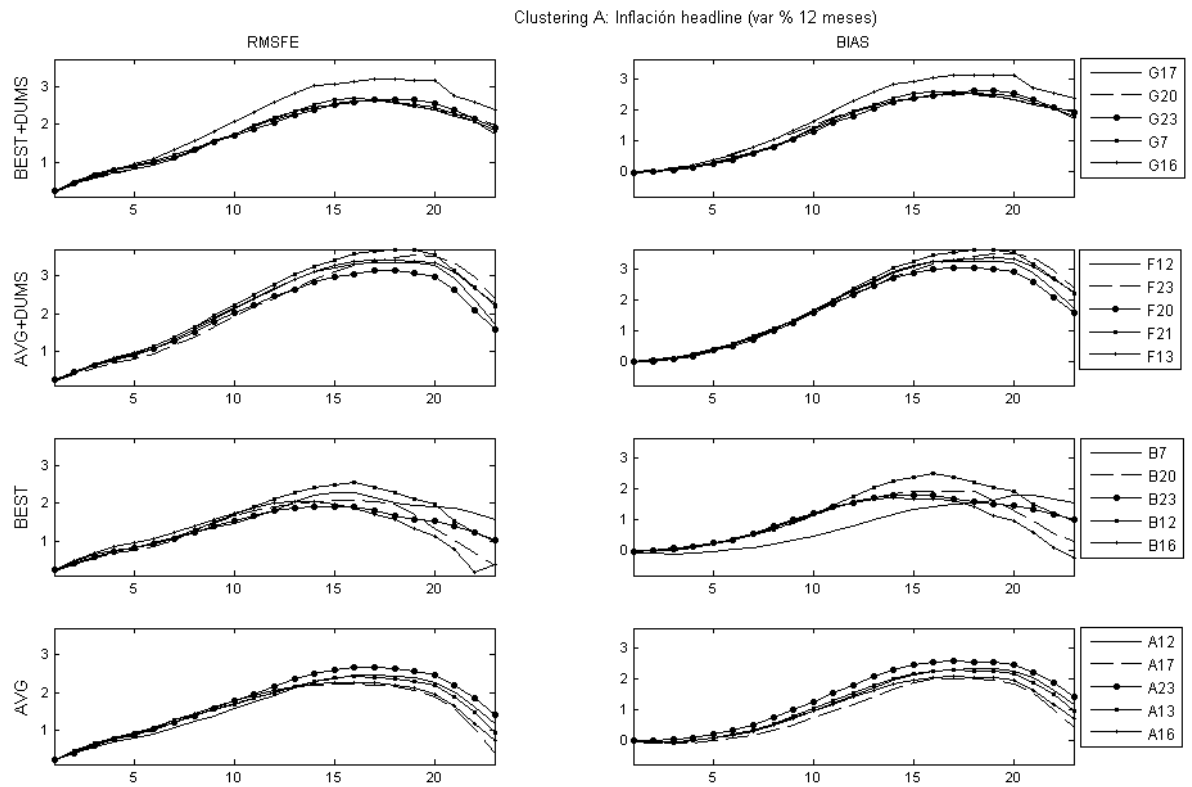


Gráfico No. 11: *Clustering A*. Errores ejecutados entre junio 2008 - junio 2010

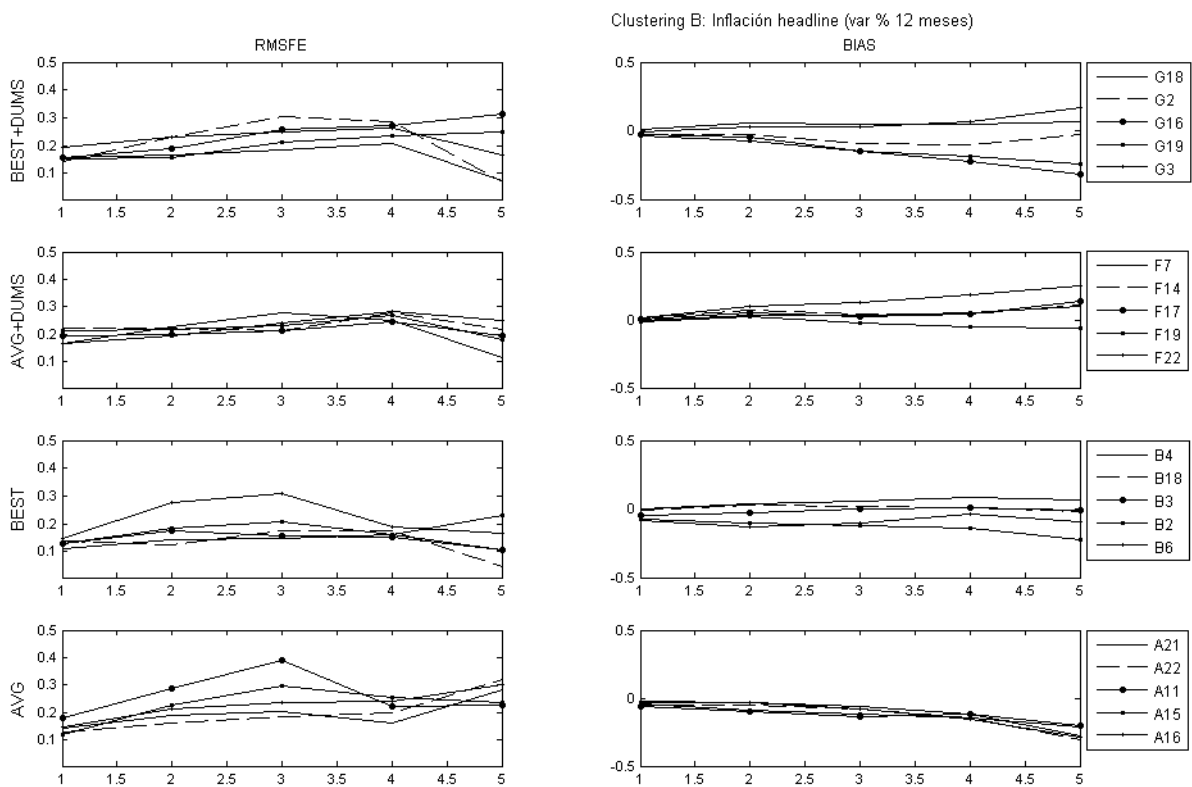


Gráfico No. 12: *Clustering B*. Errores ejecutados entre enero 2010 - junio 2010

estimación se mantiene en diciembre de 1992³¹. Este fue un periodo relativamente fácil para predecir la inflación IPC, como se puede verificar al comparar los Gráficos Nos. 12, 13 y 14 con los dos anteriores.

El primer mensaje directo de estos gráficos es que todas las especificaciones estimadas Sin *clustering* tienen secuencias de $RECM(h)$ con los mayores niveles en casi todos los horizontes (h meses adelante). Este resultado implica que utilizar técnicas de *clustering*, aunque sean las más utilizadas por su robustez y facilidad de implementación, permite mejorar la capacidad predictiva de los modelos disponibles para predecir la inflación IPC en forma desagregada.

Si ahora se compara únicamente las estimaciones con *clustering* (A vs. B) en los Gráficos Nos. 12 y 13, la especificación cuyas proyecciones tienen las secuencias de $RECM(h)$ con los menores niveles en todos los h meses adelante corresponde a la 3ra fila del Gráfico No. 13. En este caso, el *Clustering A* logra niveles menores que el *Clustering B* (hasta un horizonte de 4 meses adelante). Lo mismo sucede para las especificaciones en la 1ra y 2da filas de estos gráficos. La única especificación donde el *Clustering B* supera al *Clustering A* es en la de la 4ta fila (aunque lo hace a partir de un horizonte de 2 meses adelante).

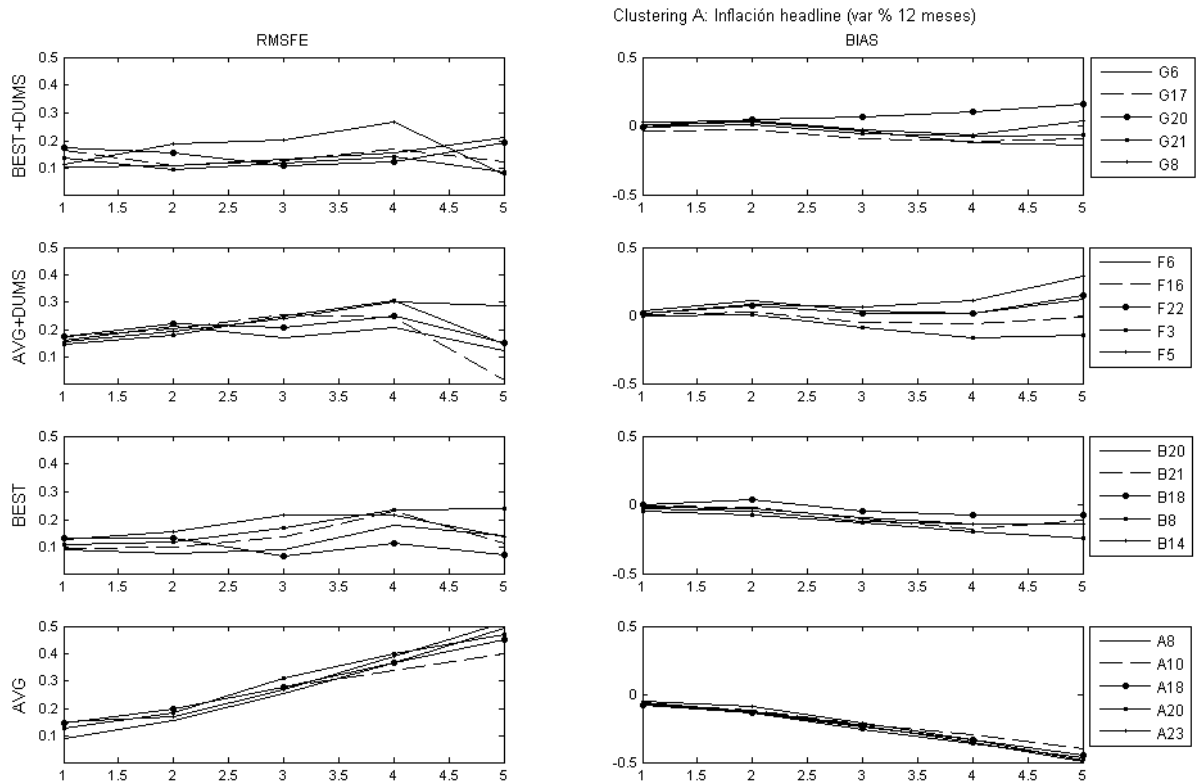


Gráfico No. 13: *Clustering A*. Errores ejecutados entre enero 2010 - junio 2010

El segundo mensaje directo de estos gráficos es que las ventajas del *clustering* en predicción no provienen necesariamente de desagregar CC para aprovechar sus propiedades que por construcción posee. Este resultado implica que la construcción de una versión cuantitativa del *ciclo común* (tentativa por las razones ya expuestas) no redime ganancias significativas en la precisión de las proyecciones de la inflación IPC. La todavía presente heterogeneidad temporal de los grupos nos señala que las propiedades de un *ciclo común*

³¹Ver Anexo C donde se explica los empalmes típicamente necesarios para utilizar los índices de la canasta vigente hasta diciembre del 2009.

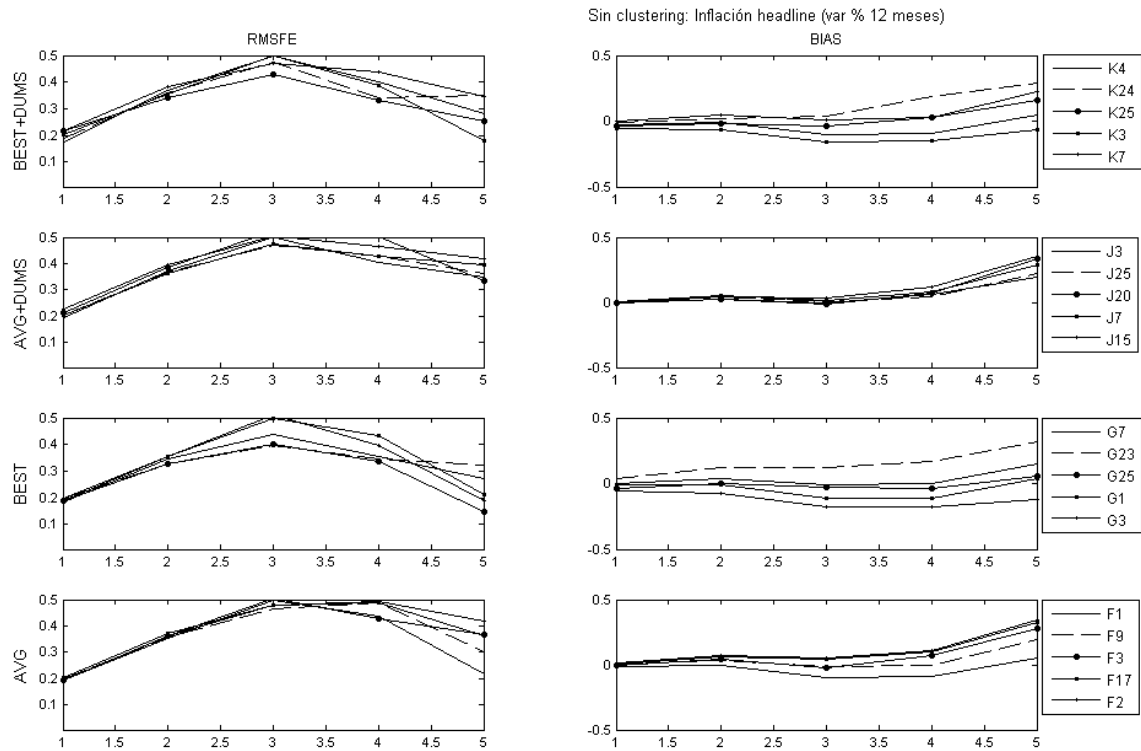


Gráfico No. 14: Sin *clustering*. Errores ejecutados entre enero 2010 - junio 2010

no pueden darse por existentes cuando puede estar en formación.³²

La siguiente sección presenta estimados de la evolución de la matriz de co-varianzas condicionales del vector $\{LIAB, CCx, Uc\}$ para explicar parte de los resultados obtenidos en esta sección de evaluación de las proyecciones.

VI. Modelos *VARNN-ARCH*

Los modelos *VARNN-ARCH* han sido descritos y utilizados en Barrera(2010,2011a). Básicamente son modelos dinámicos flexibles (*VAR* neuronal o perceptrón) en las medias condicionales con una distribución *t* de *Student* para el vector de perturbaciones asociado así como un modelo de heteroscedasticidad dinámica (*ARCH*) en la matriz de co-varianzas condicionales. Los parámetros de ambos momentos condicionales son robustos ante la presencia de observaciones atípicas *-outliers-*, por lo que el *VAR* neuronal captura la potencial presencia de marcadas asimetrías en el vector de medias condicionales (descarta las asimetrías espurias generadas por *outliers*).

El Gráfico No. 15 presenta las varianzas condicionales de las variaciones mensuales de los niveles promedio de 3 índices componentes del IPC (el indicador compuesto, LIAB; el *ciclo común* excluyendo los rubros en LIAB, CCx, y el índice del grupo complemento de la unión de los dos anteriores, Uc). Estas variaciones mensuales constituyen medidas de tendencia local de la inflación en estos índices de precios que agregan el IPC y fueron calculadas para una muestra efectiva de 199 observaciones (diciembre 1993 - junio 2010). Sus varianzas se presentan tanto en unidades estandarizadas, las que fueron utilizadas en la estimación del modelo, como en las variaciones porcentuales (cuadradas) usualmente

³²El Gráfico Anexo No. 3 corresponde a los 10 mejores modelos estimados de todas las especificaciones para el *Clustering B* con la muestra de evaluación más reciente, a ser comparados con los correspondientes para el *Clustering A* en el Gráfico Anexo No. 4 y para las referencias Sin *clustering* en el Gráfico Anexo No. 5, así como con los del texto principal.

utilizadas. Con las primeras unidades (recuadro superior) se muestra los aumentos y disminuciones en estos estadísticos a lo largo de la muestra y con las segundas (recuadro inferior), sus magnitudes relativas.

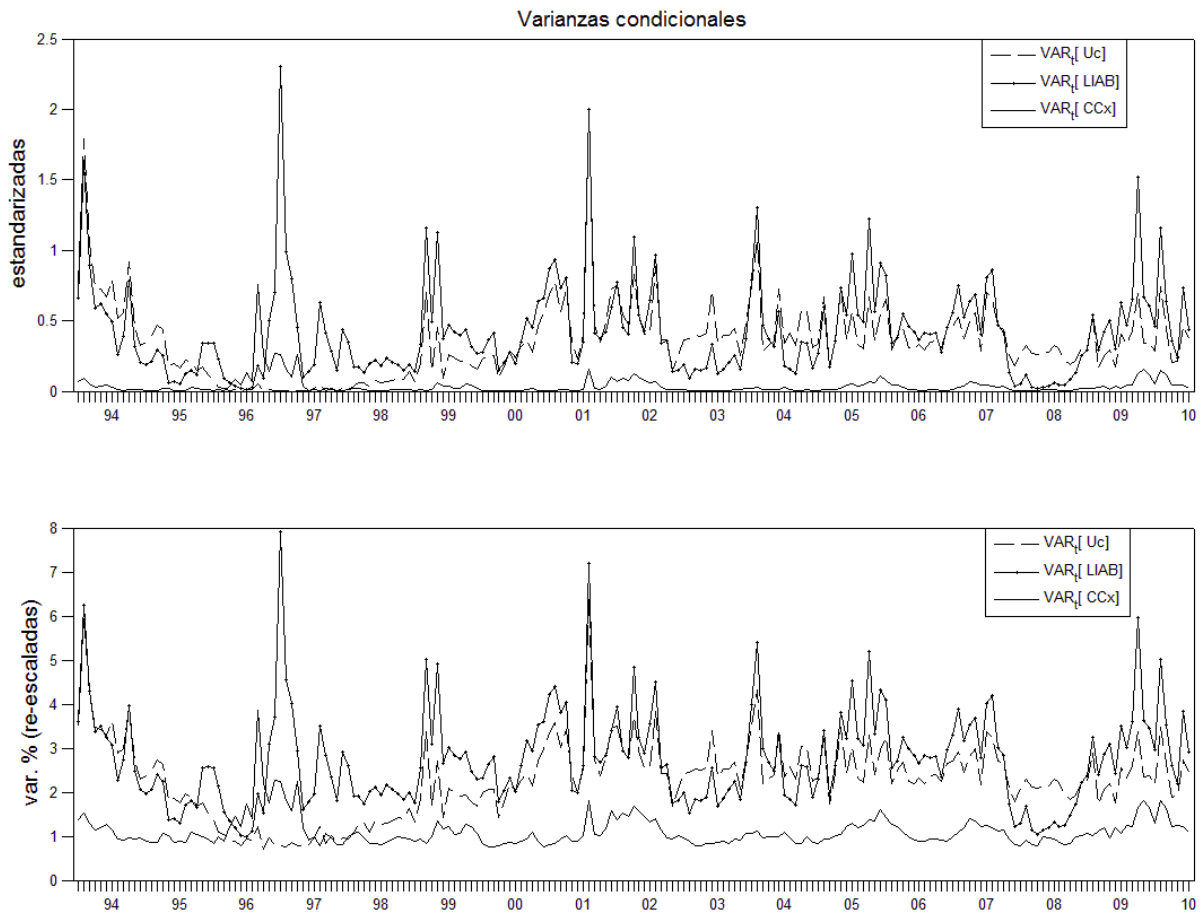


Gráfico No. 15: Varianzas condicionales estandarizadas y re-escaladas

El primer recuadro muestra las fluctuaciones en las variancias condicionales de LIAB y Uc, aunque la de CCx parece “pseudo-constante” aunque con elevaciones importantes en los años 1996-97. Asimismo, las variancias condicionales de LIAB y Uc suelen elevarse contemporáneamente, destacando los saltos en la incertidumbre más recientes. En el segundo recuadro se confirma lo anterior y que la secuencia de las variancias condicionales de LIAB suele ser *mayor* que la secuencia correspondiente a la Uc, especialmente durante los episodios en los que LIAB es más volátil. Resulta interesante notar que en los otros episodios las variancias condicionales de LIAB y Uc son muy similares.

En el Gráfico No. 16 se muestra qué sucede con la secuencia de la varianza condicional de la variación mensual del índice promedio IPC, *Head* (una medida mensual de tendencia local de la inflación IPC), la cual se ha añadido a los gráficos anteriores. Esta secuencia fue calculada a partir de la matriz de co-varianzas condicionales de las variaciones de los tres componentes (Uc, LIAB, CCx).

Esta varianza condicional de *Head* resulta *mayor* que las de los componentes LIAB y Uc en varios episodios y en particular es bastante elevada, resultado del efecto de las co-varianzas condicionales entre los 3 componentes del agregado *Head*. El Anexo D presenta la evolución de todas las 6 entradas diferentes de la matriz de co-varianzas condicionales (estandarizadas). Todas las tres co-varianzas que intervienen en el cálculo de la varianza de *Head* son típicamente positivas, lo que contribuye a que la secuencia

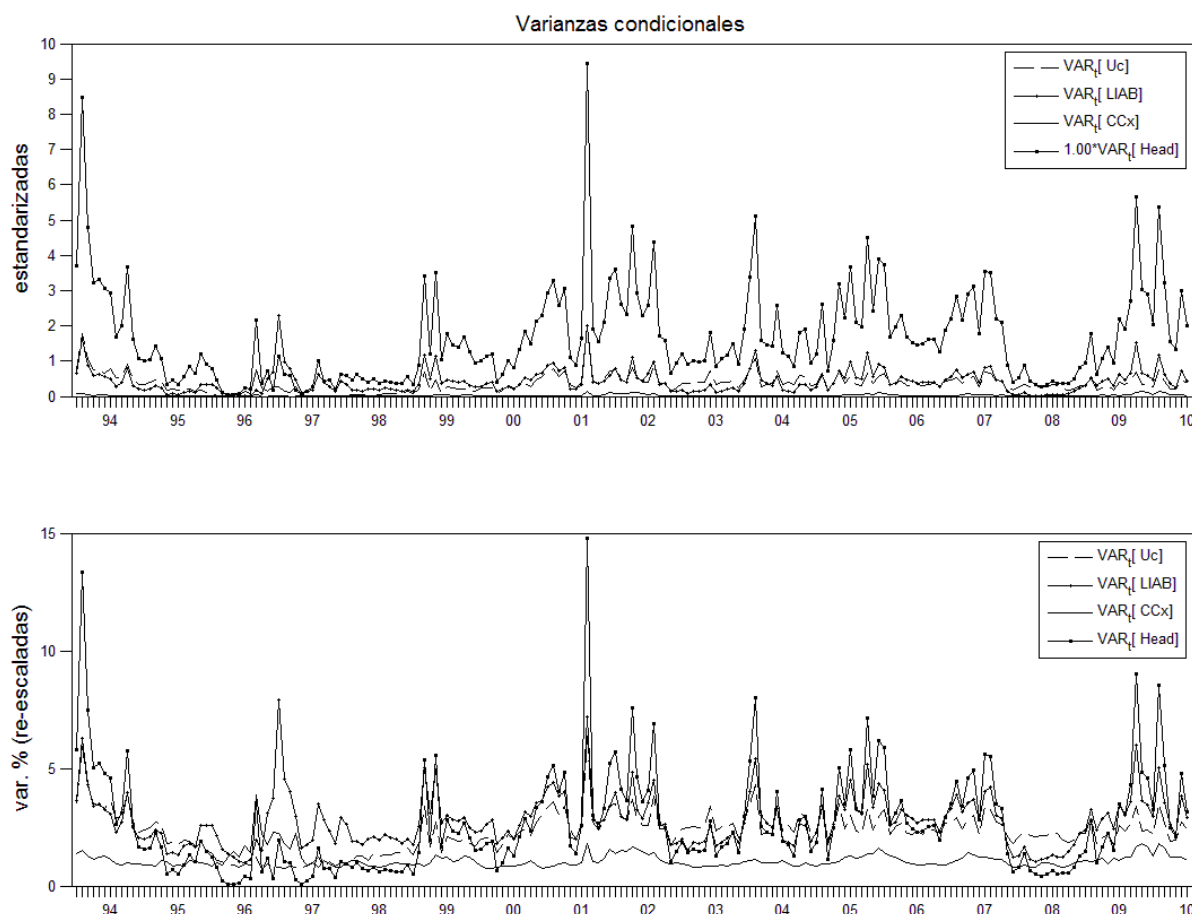


Gráfico No. 16: Varianzas condicionales incluyendo la calculada para la inflación IPC (*headline*)

de la varianza de *Head* resulte bastante alejada de la abscisa (ver Gráfico No. 16). La evolución que más destaca por su magnitud es la co-varianza entre LIAB y *Uc*, siendo potencialmente el componente más importante en la incertidumbre de *Head*, lo que aunado con su signo positivo le da una interpretación útil para explicar los resultados de la sección anterior: los choques en LIAB mantienen una relación positiva y significativa con los choques en *Uc* (típicamente idiosincrásicos) bastante mayor que con los choques en *CCx*. No puede descartarse que las innovaciones en alguna otra variable, como por ejemplo las fluctuaciones en los precios de los *commodities*, generen esta incertidumbre (co-varianza) condicional y dificulten así tanto las señales del índice compuesto LIAB. La literatura ha encontrado este resultado repetidamente e incluso lo ha relacionado con las fuertes fluctuaciones en los precios del petróleo (ver Cullity(1987)).

Además de mostrarse en las usuales medidas de la media no condicional de la inflación IPC, el éxito de la estabilización de la inflación durante el periodo de la muestra se ha reflejado principalmente en la varianza condicional de la tendencia local de *CCx* según el modelo estimado, a pesar de que la varianza condicional de la tendencia local de la inflación IPC calculada a partir de los estimados del modelo resulta demasiado elevada. Este resultado podría estar avalado por las (muy escasas) estimaciones de la incertidumbre de la tendencia de la inflación en modelos estructurales de espacio estado³³. En todo caso, se concluye que los puntos de quiebre de LIAB no anticiparán efectivamente los puntos de quiebre *CCx* con un número de meses constante, tanto por generar señales débiles como

³³Si se logra estimar esta incertidumbre, se demostraría las dificultades inherentes detrás de focalizar la labor del banco central en un agregado de precios tan extenso como el IPC sin considerar la necesidad de mejoras en las estadísticas de precios.

por la baja representatividad de CCx.

VII. Conclusiones

Dentro de la primera estrategia para sub-agregar los rubros del IPC, se construyó una versión cuantitativa del *ciclo común* en el crecimiento de los rubros de precios del IPC como una extensión de las técnicas tradicionales típicamente aplicadas a los datos de producción en la literatura de los ciclos en los negocios. Esta versión cuantitativa constituye una referencia para la obtención de un índice compuesto de indicadores que anticipen las fechas de los puntos de quiebre referenciales (justamente los de esta versión cuantitativa), lo que eleva las posibilidades de mayor precisión de las proyecciones asociadas a esta estrategia aunque la versión cuantitativa es ajustada para excluir cualquier componente que forme parte del índice compuesto. El primer conjunto de grupos homogéneos se obtiene simplemente al aplicar un procedimiento de agrupación (*clustering*) a los rubros al interior de esta versión cuantitativa ajustada del ciclo común y adicionar a cada una de estas sub-agregaciones el índice compuesto (LIAB) y el índice complementario (Uc). La estrategia para obtener el segundo conjunto de grupos homogéneos (el conjunto de control) consiste en aplicar el mismo procedimiento a todos los rubros al interior del IPC.³⁴

Sin embargo, al evaluar su utilidad en términos de mejoras en la capacidad para predecir la inflación IPC con los mismos modelos lineales parsimoniosos, se comprobó (1) que los dos conjuntos de grupos homogéneos obtenidos con procedimientos estadísticos para sub-agregar los rubros del IPC brindan proyecciones más precisas que el conjunto de desagregaciones convencionales; y (2) que de los dos primeros, el conjunto que genera las proyecciones más precisas, en particular en horizontes de predicción cortos, es el conjunto de control, por lo que el supuesto de que las fluctuaciones agregadas resultan de choques macroeconómicos es inválido.

Se concluye que la modelación de la heterogeneidad en el comportamiento de los rubros al interior de la inflación IPC debe priorizar la determinación de grupos homogéneos existentes en su interior; las técnicas de agrupamiento generan oportunidades de mejora en la capacidad de los modelos desagregados disponibles para predecir la inflación IPC.³⁵

Asimismo, se concluye que los grupos homogéneos en el interior de la inflación IPC resultan más útiles que los presentes en el interior de la *versión cuantitativa del ciclo común*, en términos de la precisión de las proyecciones de la inflación IPC. Este resultado se explica (a) por la baja representatividad del *ciclo común* debido a la heterogeneidad temporal en la evolución de la distribución del crecimiento de los distintos rubros en el IPC, y (b) por una co-varianza condicional entre las innovaciones al índice compuesto de indicadores anticipados (LIAB) y las innovaciones al índice de rubros dominados por choques idiosincrásicos (Uc) que se mantiene positiva y con elevada magnitud durante el periodo diciembre 1993 - junio 2010. No puede descartarse que las innovaciones en alguna otra variable, como por ejemplo las fluctuaciones en los precios de los *commodities*, generen esta incertidumbre (co-varianza) condicional y dificulten las señales del índice compuesto.

Como subproducto de la presente investigación, las estimaciones tentativas del modelo *VARNN-ARCH* también sugieren que el éxito de la estabilización de la inflación durante el periodo de la muestra se ha reflejado no sólo en las usuales medidas de la media no condicional sino principalmente en la estabilidad de la varianza condicional de la tendencia local de CCx, a pesar de su baja representatividad. Como tareas pendientes se considera utilizar

³⁴En ambos casos, la similaridad para formar los grupos homogéneos es la cercanía o distancia entre los ciclos individuales discretos de los componentes del IPC que se obtienen en la primera estrategia.

³⁵La extensión del conjunto universo de precios a la unión de los conjuntos de componentes del IPC y del IPM se pospone para un trabajo posterior.

una versión del procedimiento de Harding & Pagan (2003,2006) que permita modificar las fechas de los puntos de quiebre referenciales para minimizar alguna medida global de incertidumbre de esta secuencia de fechas según las ideas originalmente esbozadas en Stock & Watson (2010a,c). También se recomienda incluir modelos de predicción desagregada con matrices de co-varianzas condicionales (ecuaciones ARCH).

Referencias

- Artis, M.J.; Bladen-Howell, R.c.; Osborn, Denise R.; Smith, Graham & Zhang, W. (1995) Predicting turning points in the UK inflation cycle, *Economic Journal*, Vol. 105, No. 432 (setiembre), pgs. 1145-1164.
- Ball, Lawrence & Mankiw, Gregory (1995) Relative-price changes as aggregate supply shocks, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 1 (febrero), pgs. 161-193.
- Barrera, Carlos (1997) Indicadores anticipados de la Inflación en el Perú, documento presentado en la Reunión de la *Econometric Society* en Lima, Pontificia Universidad Católica del Perú, 1998.
- Barrera, Carlos (2005) Proyecciones desagregadas de la variación del índice de precios al consumidor (IPC), del índice de precios al por Mayor (IPM) y del Crecimiento del Producto Real (PBI), Documento de Trabajo DT. N° 2005-006, Banco Central de Reserva del Perú (noviembre).
- Barrera, Carlos (2009) Ciclos sectoriales de los negocios en el Perú e indicadores anticipados para el crecimiento del PBI no primario, Documento de Trabajo DT. N° 2009-013, Banco Central de Reserva del Perú (junio).
- Barrera, Carlos (2010) ¿Respuesta asimétrica de precios domésticos de combustibles ante choques en el WTI?, Documento de Trabajo DT. N° 2010-016, Banco Central de Reserva del Perú (diciembre).
- Barrera, Carlos (2011a) Impacto amplificador del ajuste de inventarios ante choques de demanda externa según especificaciones flexibles, Documento de Trabajo DT. N° 2011-09, Banco Central de Reserva del Perú (junio).
- Barrera, Carlos (2011b) El Sistema de Predicción Desagregada: evaluación *ex post* estática y dinámica, Documento presentado en el XXIX Encuentro de Economistas 2011.
- Baykan, Sevim & Dogan, Cem (1999) Leading indicators of inflation in Turkey, State Institute of Statistics, Ankara, Turkey.
- Bessec, Marie & Bouabdallah, Othman (2005) What causes the forecasting failure of markov-switching models? a monte carlo study, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 9, No. 2, artículo 6.
- Boughton, James & Branson, William (1991) Commodity prices as a leading indicator of inflation, en Lahiri, Kajal & Moore, Geoffrey (Eds.) (1991) *Leading economic indicators: new approaches and forecasting records*, Cambridge.
- Bruno, Giancarlo & Otrando, Edoardo (2003) Dating the Italian business cycle: a comparison of procedures, mimeo, ISAE & Dipartimento Economia, Impresa e Regolamentazione (Università di Sassari).
- Bry, Gerhard & Boschan, Charlotte (1971) *Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer programs*. NBER, New York.
- Burns, Arthur & Mitchell, Wesley (1946) *Measuring business cycles*, NBER.
- Cullity, John (1987) Signals of cyclical movements in inflation and interest rates, *Financial Analyst Journal*, Vol. 43, No. 5, pgs. 40-49.
- Daly Sfia, Mohamed (2010) A composite leading indicator of Tunisian inflation, William Davidson Institute Working Paper N° 980, University of Michigan (marzo).
- Dasgupta, Susmita & Lahiri, Kajal (1991) A leading indicator of inflation based on interest rates, en Lahiri, Kajal & Moore, Geoffrey (Eds.) (1991) *Leading economic indicators: new approaches and forecasting records*, Cambridge.
- du Plessis, Stan (2006) Reconsidering the business cycle and stabilization policies in South Africa, *Economic Modelling*, Vol. 23, No. 5(setiembre), pgs. 761-774.
- Elton, Edwin & Gruber, Martin (1970) Homogeneous groups and the testing of economic hypotheses, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 4, No. 5 (enero), pgs. 581-602.
- Elton, Edwin & Gruber, Martin (1971) Improved forecasting through the design of homogeneous groups, *Journal of Business*, Vol. 44, No. 4 (octubre), pgs. 432-450.
- Green, John (1964) *Aggregation in economic analysis: an introductory survey*, Princeton University Press.
- Gowariker, Vasant; Krishnamurthy, V.N.; Gowariker, Sudha; Dhanorkar, Manik & Paranjape, Kalyani (2009) *The Fertilizer Encyclopedia*.
- Hamilton, James (2003) Comment on 'A comparison of two business cycle dating methods', *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 27, No. 9, pgs. 1691-1693.
- Harding, Don & Pagan, Adrian (2001) Extracting, using and analyzing cyclical information, MPRA Paper No. 15 (Aug. 15, 2001).

- Harding, Don & Pagan, Adrian (2002) Dissecting the cycle: a methodological investigation, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, No. 2 (marzo), pgs. 365-381.
- Harding, Don & Pagan, Adrian (2003a) A comparison of two business cycle dating methods, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 27, No. 9, pgs. 1681-1690.
- Harding, Don & Pagan, Adrian (2003b) Rejoinder to James Hamilton, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 27, No. 9, pgs. 1695-1698.
- Harding, Don & Pagan, Adrian (2006) Synchronization of Cycles, *Journal of Econometrics*, Vol. 132, No. 1(mayo), pgs. 59-79.
- Hendry, David & Hubrich, Kirstin (2006) Forecasting economic aggregates by disaggregates, *European Central Bank Working Paper No. 589* (febrero).
- Hendry, David & Hubrich, Kirstin (2010) Combining disaggregate forecasts or combining disaggregate information to forecast and aggregate, *European Central Bank Working Paper No. 1155* (febrero).
- Huang, Zhexue (1998) Extensions to the K-means algorithm for clustering large data sets with categorical values, *Data Mining and Knowledge Discovery*, Vol. 2, pgs. 283-304.
- Ivanova, Detelina; Lahiri, Kajal & Seitz, Franz (2000) Interest rate spreads as predictors of German inflation and business cycles, *International Journal of Forecasting*, Vol. 16, pgs. 39-58.
- Quinn, Terry & Mawdsley, Andrew (1996) Forecasting Irish inflation: a composite leading indicator, *Technical Paper A/RT/96*, Central Bank of Ireland (junio).
- Long, John & Plosser, Charles (1987) Sectoral vs. aggregate shocks in the business cycle, *American Economic Review, Paper & Proceedings*, Vol. 77, N° 2 (mayo), pgs. 333-336.
- Pethe, Abhay & Samanta, G.P. (2001) Construction of a composite leading indicator for tracking inflation in India, *Economic and Political Weekly*, Vol. 36, No. 4, *Banking & Finance*, pgs. 311-316.
- Roth, Howard (1986) Leading Indicators of Inflation, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 71 (9), 3-20.
- Roth, Howard (1991) Leading Indicators of Inflation, en Lahiri, Kajal & Moore, Geoffrey (Eds.) (1991) *Leading economic indicators: new approaches and forecasting records*, Cambridge.
- Sims, Christopher; Waggoner, Daniel & Zha, Tao (2006) Methods for inference in large multiple-equation markov-switching models, *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper No. 2006-22*.
- Stekler, H. O. (1991) Turning point predictions, errors and forecasting procedures, en Lahiri, Kajal & Moore, Geoffrey (Eds.) (1991) *Leading economic indicators: new approaches and forecasting records*, Cambridge.
- Stock, James & Watson, Mark (2010a) Indicators for dating business cycles: cross-history selection and comparisons, mimeo.
- Stock, James & Watson, Mark (2010b) Modeling inflation after the crisis, NBER WP 16488.
- Stock, James & Watson, Mark (2010c) Estimating turning points using large data sets, NBER WP 16532.
- Watson, Mark (1994) Business-cycle durations and postwar stabilization of the U.S. economy, *American Economic Review*, Vol. 84, No. 1 (marzo), pgs. 24-46.
- Weingessel, Andres; Dimitriadou, Evgenia & Dolnicar, Sara (1999) An examination of indexes for determining the number of clusters in binary data sets, Working Paper No. 29, SFB "Adaptive Information Systems and Modeling in Economics and Management Science", <http://www.wu.wien.ac.at/am>.

ANEXO A: Procedimiento para extraer el *ciclo común*

Harding & Pagan (2006) definen un procedimiento no paramétrico de extracción del *ciclo común* a partir de los ciclos individuales que formaliza el procedimiento utilizado por la NBER para fechar los puntos de quiebre en la actividad económica de los EE.UU. en la tradición de Bry & Boschan (1971).

El procedimiento tiene 3 requerimientos:

- a) un conjunto de N ciclos individuales $X01[N \times T]$ indexados con i en $\Gamma = \{1, \dots, N\}$ y temporalmente con las fechas t en $\Theta = \{1, \dots, T\}$;
- b) una selección apropiada de $d(t, t')$, la medida de distancia temporal entre las fechas t y t' de un par de puntos de quiebre; y
- c) una selección apropiada de $g(t)$, la medida de tendencia central “promedio” para el conjunto de distancias a los puntos de quiebre más cercanos a la fecha t (p.ej., la mediana o una media generalizada).

Las etapas específicas para extraer el *ciclo común* en el conjunto de ciclos individuales $X01(i)$, $i \in \Gamma$, se definen mediante los siguientes conceptos:

Distancias al pico [a la fosa] más cercano[a]: Sean $t^P(i)$ y $t^F(i)$ los vectores con las fechas de los picos y fosas, respectivamente, extraídas³⁶ del ciclo individual $X01(i)$, $i \in \Gamma$, con $t^P(h, i)$ como el elemento h de $t^P(i)$ y $t^F(k, i)$ como el elemento k de $t^F(i)$. La distancia al pico más cercano en el ciclo individual i se define como $dt^P(i, t) = \min_{\{h\}}[d(t^P(h, i), t)]$ y la distancia a la fosa más cercana en el ciclo individual i se define como $dt^F(i, t) = \min_{\{k\}}[d(t^F(k, i), t)]$.

Centros de los grupos de picos [fosas]: Sean $dt^P(t) = g(dt^P(1, t), dt^P(2, t), \dots, dt^P(N, t))$ la distancia “promedio” a los picos más cercanos a t en los N ciclos individuales disponibles y $dt^F(t) = g(dt^F(1, t), dt^F(2, t), \dots, dt^F(N, t))$ la distancia “promedio” a las fosas más cercanas a t en los N ciclos individuales disponibles, para todo $t \in \Theta$ ³⁷. El vector con las fechas de los mínimos locales de las distancias “promedio” dt^P y el vector con las fechas de los mínimos locales de las distancias “promedio” dt^F , respectivamente, se definen como

$$\begin{aligned} M^P &= \{t \in \Theta \mid dt^P(t + \Delta t) \geq dt^P(t) \forall |\Delta t| \leq \delta\} \\ M^F &= \{t \in \Theta \mid dt^F(t + \Delta t) \geq dt^F(t) \forall |\Delta t| \leq \delta\} \end{aligned}$$

donde δ es una constante positiva que define la vecindad local. Los mínimos locales son los candidatos a puntos de quiebre en el *ciclo común*³⁸.

³⁶La extracción de puntos de quiebre del ciclo individual puede realizarse aplicando el procedimiento de Bry & Boschan (1971) u obteniendo los puntos críticos (mínimos y máximos locales) según Harding & Pagan (2002), sin los refinamientos y “restricciones de censura” de Bry & Boschan (1971). Para determinar el *ciclo común* referencial en el crecimiento de los precios se utilizará la alternativa de Harding & Pagan (2002).

³⁷La misma medida de tendencia central se aplica a las dos distribuciones de corte transversal (a las distancias a los picos más cercanos a t y a las distancias a las fosas más cercanos a t), para cada $t \in \Theta$. Se obtiene dos secuencias temporales de tendencias centrales, dt^P y dt^F .

³⁸Sin embargo, si se usa cualquier percentil como medida de tendencia central, las dos secuencias temporales dt^P y dt^F serán discretas, con muchas porciones aparentemente planas como conjuntos de mínimos locales, generando una multiplicidad de empates entre los candidatos a picos (fosas) en el ciclo de referencia. Usar percentiles mayores al 50 por ciento no es una solución para la generación de empates, por lo que el presente trabajo utiliza los ponderadores de los rubros correspondientes a cada ciclo individual para calcular alguna distancia media generalizada (ponderada), así como los máximos locales en las series de sumas de los ponderadores de los rubros que se encuentran en aceleración (desaceleración).

Grupos de picos [fosas]: Sean $m^P(r)$ el elemento r de M^P y $m^F(s)$ el elemento s de M^F . El grupo de picos centrados en $m^P(r)$ y el grupo de fosas centradas en $m^F(s)$, respectivamente, se definen como

$$C(m^P(r)) = \{t(r, i) \in \{t^P(i)\} | d(m^P(r), t(r, i)) < d(m^P(j), t(r, i)) \forall j \neq r \wedge d(m^P(r), t(r, i)) \leq \bar{d}\}$$

$$C(m^F(s)) = \{t(s, i) \in \{t^F(i)\} | d(m^F(s), t(s, i)) < d(m^F(j), t(s, i)) \forall j \neq s \wedge d(m^F(s), t(s, i)) \leq \bar{d}\}$$

donde \bar{d} es una constante positiva que define la máxima amplitud de un grupo (24 para datos mensuales según sugerencia de Harding & Pagan (2006)). Estas reglas de pertenencia a cada grupo de puntos de quiebre definen que el punto de quiebre más cercano al centro de un grupo de puntos de quiebre pertenece a ese grupo (1) si no está cerca del centro de otro grupo, y (2) si está a menos de \bar{d} (meses o trimestres) del centro del grupo.

Para que quede más claro, fijemos la fecha del primer pico del *ciclo común*, digamos $r = 1$, en $m^P(1)$. Para construir el grupo $C(m^P(1))$ de ciclos individuales con picos cercanos a este pico, tomamos toda la base de datos de picos individuales $t^P(i)$ y calculamos todas distancias temporales respecto a $m^P(1)$. Para estar seguro de seleccionar los picos más cercanos a $m^P(1)$ necesitamos comparar estas distancias con las distancias a cualquier otro pico $j \neq 1$ del *ciclo común*, $m^P(j)$, es decir, el centro de cualquier otro grupo. Este algoritmo es más sencillo si se hace para cada ciclo específico, $X_{01}(i)$, $i \in \Theta$, resultando un grupo candidato de picos centrados en $m^P(1)$ que llamaremos $Cc(m^P(1))$, a cuyos elementos aplicaremos la segunda condición para finalmente obtener $C(m^P(1))$. Repetimos para el resto de picos r del *ciclo común*.

Es importante remarcar que esta formalización no considera la necesidad de reforzar la alternancia de las fases en el *ciclo común*. Dado el acotamiento de la vecindad en la decisión respecto a delta, nada asegura que las fechas de sus puntos de quiebre en M^P y M^F sean consistentes con la alternancia que debe existir entre las fases. delta debe ser considerado entonces como un parámetro a “calibrar” que va en contra de esta alternancia en vez de otro requerimiento del procedimiento. Por lo tanto, es necesario incluir dos etapas inter-relacionadas más para completar esta formalización: (1) un procedimiento que asegure la alternancia entre las fases, y (2) un procedimiento que formalice la selección de los candidatos a puntos de quiebre en el *ciclo común* para la calibración de delta, evitando las inconsistencias asociadas a “puntos de inflexión” o “zonas planas” presentes en potenciales versiones cuantitativas del *ciclo común* (por ejemplo, la inflación subyacente). La formalización de Harding & Pagan (2006) asume que los puntos de quiebre en M^P y M^F son los definitivos.

ANEXO B: El algoritmo de agrupamiento *K-means*

El objetivo del algoritmo es agrupar N objetos, puntos o individuos caracterizados por M variables o atributos entre K grupos (*clusters*) de modo tal que se minimiza la energía del agrupamiento. Si X es la matriz de datos de dimensión $N \times M$, un agrupamiento $\{C_h\}$, $h = 1, 2, \dots, K$ de N puntos X_i se caracteriza en términos de los K sub-conjuntos disjuntos C_h de puntos, cada uno con N_h puntos, un individuo representativo (centroide) Z_h y una cantidad de energía E_h que pasamos a definir. Cada centroide se define como $Z_h = (\sum_{X_i \in C_h} X_i) / N_h$ y la energía de cada sub-conjunto se define como $E_h = \sum_{X_i \in C_h} \|X_i - Z_h\|^2$. La energía total del agrupamiento es la simple suma de las energías E_h de los K grupos³⁹.

³⁹Si se dispone de ponderadores W_i para cada punto X_i , el centroide se define como $Z_h = (\sum_{X_i \in C_h} W_i * X_i) / \sum_{X_i \in C_h} W_i$ y la energía de cada sub-conjunto se define como $E_h = \sum_{X_i \in C_h} W_i * \|X_i - Z_h\|^2$.

El algoritmo *K-means* para minimizar la “energía” total contiene los siguientes pasos:

- a) Inicialización: seleccionar aleatoriamente los K centroides de la propia muestra;
- b) Iteración (S): asignar cada uno de los N puntos al grupo h con el centroide más cercano;
- c) Actualización: re-calcular los centroides Z_h y las energías E_h ;
- d) Convergencia: pasar a la iteración ($S+1$) si hay cambios respecto a la iteración ($S-1$) ó si se alcanzó el número máximo de iteraciones ($Smax$).

Para una descripción más técnica de este algoritmo y de otras alternativas relevantes para el contexto del presente trabajo, revisar Huang (1998).

En línea con Weingessel *et al* (1999), el presente trabajo utiliza el algoritmo *K-means* porque existen simulaciones que lo favorecen en términos de su capacidad para encontrar la correcta estructura de grupos (con el número de grupos K prefijado) a pesar de su conocida debilidad de brindar un mínimo local inadecuado dependiendo del conjunto inicial de centros grupales, definido aleatoriamente.

Siguiendo la estrategia comúnmente usada para enfrentar este problema, el algoritmo se repite 20,000 veces para cada valor prefijado de K ⁴⁰ para luego seleccionar aquel resultado con la menor energía total. Asimismo, las particiones de *K-means* son obtenidas para un conjunto de valores para K relativamente amplio (entre 2 y 24, es decir, un total de 23 particiones).

Además de K , este algoritmo requiere definir la función que mide la cercanía de cada individuo respecto al centroide del grupo al que pertenece. Los “ciclos individuales” son series binarias, por lo que la distancia *Hamming* es la más adecuada.

ANEXO C: El método de selección a través de episodios

Se dispone de los ciclos individuales de n series temporales⁴¹, obtenidos con las restricciones tradicionales de censura (*a la* Bry & Boschan (1971)) o sin ellas (*a la* Harding & Pagan (2003)). En una primera etapa se ha determinado un ciclo de referencia tentativo con S puntos de quiebre mediante Harding & Pagan(2006). En una segunda etapa, el conjunto de datos de panel en términos del ciclo individual i en $\{1, \dots, N\}$ y del periodo con fecha t en $\{1, \dots, T\}$ puede re-expresarse en S episodios o conjuntos disjuntos, es decir, puede convertirse en un conjunto de datos de panel en términos del ciclo individual i en $\{1, \dots, N\}$ y el episodio s en $\{1, \dots, S\}$.

Es importante notar que, para que exista el punto de quiebre individual con fecha T_{is} para el episodio s en la serie temporal i en $\{1, \dots, N\}$, este tendría que ser el punto de quiebre del mismo tipo con fecha más cercana a la fecha tentativa (ver sub-algoritmo *Centros de los grupos* en el Anexo A)⁴². Por lo tanto, para todos los puntos de quiebre existentes en el ciclo individual i , se tendría que

$$T_{is} - D_s = k_i + U_{is}$$

donde k_i es el rezago o adelanto promedio de la ciclo individual i respecto al ciclo de referencia a través de todos los episodios s en $\{1, \dots, S\}$ y U_{is} es la desviación de la fecha

⁴⁰Weingessel *et al* (1999) lo repiten sólo 100 veces debido a las dimensiones de los conjuntos de datos binarios artificialmente creados para sus simulaciones.

⁴¹En los términos de Stock & Watson (2010a), si disponemos de la cronología de puntos de quiebre de n series.

⁴²Stock & Watson (2010a) no mencionan las condiciones por las que la serie de tiempo i no tendría disponible un punto de quiebre individual en el episodio s , pero indican que en este caso T_{is} sería tratado como *missing data*. Interpretamos que dicha serie de tiempo podría no haber experimentado ningún punto de quiebre en el episodio s o que podría haber un punto de quiebre con fecha más cercana a D_s que sin embargo no sea del mismo tipo que el punto de quiebre referencial con fecha D_s .

del punto de quiebre del ciclo individual i en el episodio específico s respecto a la fecha D_s del punto de quiebre referencial en ese mismo episodio s . Luego de reordenar la ecuación anterior

$$T_{is} = k_i + D_s + U_{is}$$

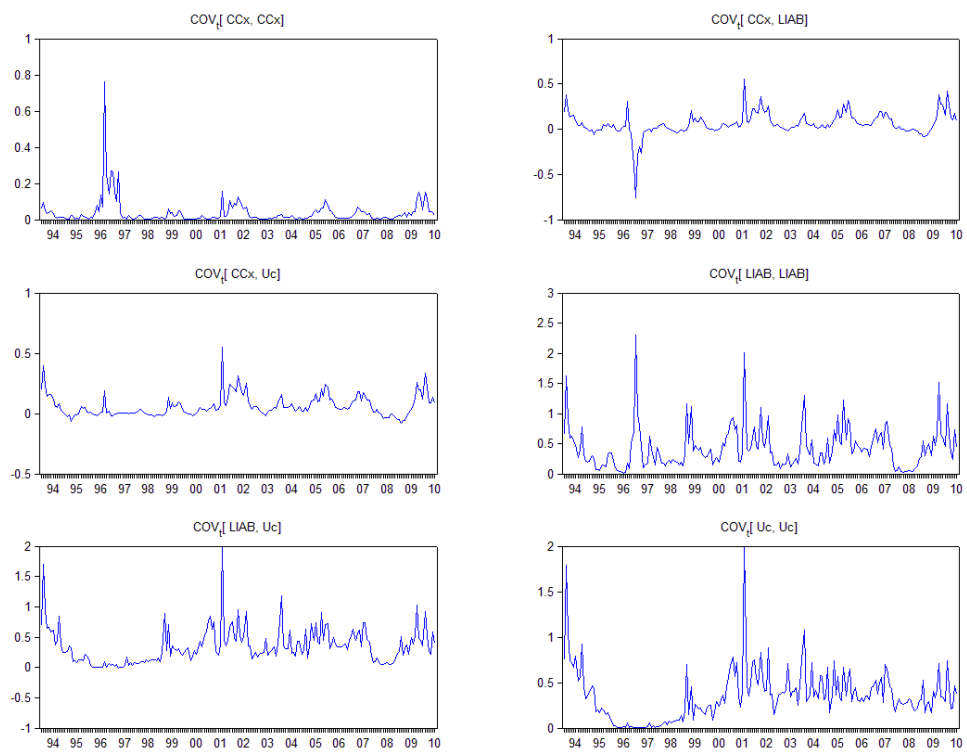
se obtiene un modelo panel data con parámetros $\{k_i, D_s\}$ ⁴³, los que podrían estimarse con una regresión con efectos fijos y observaciones *missing* (el panel está desbalanceado; ver nota de pie 39). Del modelo estimado se obtendría las desviaciones estándar de las fechas de los puntos de quiebre del ciclo referencial.

Sin embargo, la segmentación de los datos en S episodios requiere que se conozca de antemano que ha ocurrido un único punto de quiebre referencial con fecha D_s . Se deduce que el método de Stock & Watson (2010b) no es un método para fechar los puntos de quiebre referenciales, sino un método para estimar su incertidumbre (las s fechas D_s están fijas). Estos mismos autores proponen relajar la condicionalidad al conocimiento de que un episodio contiene un único punto de quiebre si se itera en la definición de episodios. En términos de los puntos de quiebre referenciales según el método de Harding & Pagan(2006) (ver sub-algoritmo *Centros de los grupos* en el Anexo A), esta iteración podría usarse para solucionar el problema de empates que surge al aplicar los percentiles como medidas de tendencia central o distancia “promedio”.

Para el caso del presente estudio se ha presentado evidencia en contra de la homogeneidad temporal de los grupos, por lo que existe un grado elevado de incertidumbre en las fechas de los puntos de quiebre referenciales que tentativamente resultan de aplicar el método de Harding & Pagan (2003,2006) para los 174 componentes del IPC. Asimismo, la estimación de los 174 parámetros k_i sobre la base de una muestra de sólo 8 puntos de quiebre referencial adolecerá de un marcado sesgo.

⁴³Según Stock & Watson(2010a), cada rezago o adelanto individual k_i es normalizado para que tenga media cero, pero en verdad se refieren a $k_i + U_{is}$ (osea $T_{is} - D_s$). Como el supuesto mantenido para U_{is} es que tiene media cero, dicha normalización resulta impuesta sobre k_i .

ANEXO D: Evolución de las co-varianzas condicionales (estandarizadas)



Cuadro Anexo No. 1: Información adelantada del conjunto universo de variables

PERFIL DE INFORMACIÓN ADELANTADA EN MESES												
(Harding-Pagan aplicado a las variaciones promedio anual 1991M11-2010M6)												
	Fosa		Pico		Fosa		Pico		Fosa		Pico	
	Ciclo común	96M7	97M1	02M10	05M1	06M6	06M12	07M8	09M6	Fosas #/4	P.Q. #/8	
Índice subyacente	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	-23	-18	-2		2	4	
Bienes	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-23	-13	-4		2	4	
Alimentos agropecuarios	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-20	-9	-2		1	3	
Otras menudencias	-4	-6	n.a	n.a	n.a	-21	-15	n.a		2	4	
Otras menestras	n.a	-5	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-7		1	4	
Carne de otras aves	-7	n.a	-9	n.a	n.a	n.a	-10	n.a		3	3	
Carne de cerdo	-4	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-3		2	3	
Carne de cerdo	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a		0	0	
Trigo	-2	-7	n.a	n.a	n.a	-20	-7	n.a		2	4	
Otros cereales poco transformados	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-19	-6	n.a		1	2	
Alimentos procesados (s/Jugos y néctares)	-12	-6	-4	n.a	n.a	-23	-12	-7		3	6	
Pan	-12	-6	-2	n.a	-3	n.a	-2	-10		4	6	
Carne de res	-10	-14	-8	n.a	n.a	-20	-12	n.a		3	5	
Arroz	-14	-2	-3	n.a	n.a	-22	-11	-6		3	6	
Leche en conserva	-7	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-7		1	2	
Fideos	-16	-6	n.a	n.a	n.a	n.a	-15	-8		2	4	
Aceites	n.a	n.a	-10	-2	-4	n.a	-18	-7		3	5	
Especies y sazoadores	-13	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-4		2	3	
Quesos	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	n.a		1	1	
Otros preparados de carne	-6	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	n.a		2	2	
Margarina	-15	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	n.a		2	2	
Café	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	n.a		0	1	
Pasteles	-12	-9	n.a	n.a	-2	-24	-16	-3		3	6	
Leche fresca	-12	n.a	n.a	n.a	-11	-3	-3	-2		3	5	
Pescado en conserva	n.a	n.a	-2	-17	n.a	-2	n.a	-8		1	4	
Avena	-6	n.a	n.a	n.a	-3	-3	n.a	-3		2	4	
Productos azucarados	-6	-2	-5	n.a	n.a	n.a	n.a	-3		2	4	
Galletas	-2	n.a	n.a	-13	-28	n.a	n.a	n.a		2	3	
Productos alimenticios preparados	n.a	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	n.a	n.a		1	1	
Productos alimenticios diversos	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-18	-3	-3		1	3	
Harina de cereales	-15	-6	-12	n.a	n.a	n.a	-13	-7		3	5	
Otros productos lácteos	-5	n.a	n.a	-3	-2	-3	n.a	-10		2	5	
Te	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a		0	0	
Cacao	n.a	n.a	-21	n.a	n.a	-3	-6	n.a		2	3	
Mantequilla	n.a	n.a	-8	n.a	n.a	-22	-13	n.a		2	3	
Harina y otros derivados	-2	n.a	n.a	n.a	-3	n.a	-2	n.a		3	3	
Sal	-12	-16	-2	-8	n.a	-10	n.a	n.a		2	5	
Frutas secas	n.a	-14	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a		0	1	
Otras hierbas de infusión	n.a	-20	-54	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a		1	2	
Frutas en conserva	-7	n.a	-8	n.a	n.a	-15	-14	-9		3	5	
Cereales procesados (descasca.tamin.desc.)	-12	n.a	n.a	n.a	-3	-3	-2	-4		3	5	
Alimentos preparados	-6	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-10	n.a		2	2	
Helados y hielo comestible	-7	n.a	-6	n.a	n.a	n.a	n.a	-7		2	3	
Jugos y néctares de fruta envasados (BIS)	-7	n.a	-5	n.a	n.a	n.a	-4	n.a		3	3	
Bebidas (con Jugos y néctares de fruta)	n.a	-4	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	n.a		1	2	
Cerveza	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-13	n.a		2	2	
Bebidas gaseosas	n.a	-14	-12	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a		1	2	
Bebidas de bajo contenido alcohólico	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-3		0	1	
Bebidas de alto contenido alcohólico	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	n.a		0	1	
Jugos y néctares de fruta envasados (BIS)	-7	n.a	-5	n.a	n.a	n.a	-4	n.a		3	3	
Refrescos fluidos	-5	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	n.a		2	2	
Textiles	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	-6	n.a	n.a		0	2	
Ropa para hombres y niños > 12 años	n.a	n.a	n.a	n.a	-3	-13	n.a	n.a		1	2	
Ropa para mujeres y niñas > 12 años	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-12	-8	n.a		1	2	
Ropa para menores	-6	-11	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a		1	2	
Telas	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	-12	-19	-3		2	4	
Otros accesorios	n.a	n.a	n.a	-11	-3	-5	-7	-9		2	5	
Sábanas	n.a	-3	n.a	n.a	-12	-6	-2	n.a		2	4	
Toallas	-9	-6	n.a	n.a	n.a	-4	n.a	-2		1	4	
Colcha y cubrecamas	-14	-18	n.a	-2	n.a	-6	n.a	-8		1	5	
Artículos de confección	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-6	n.a	n.a		0	1	
Frazadas	-15	-19	-3	n.a	n.a	-10	-14	-11		3	6	
Cortinas	n.a	-36	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a		0	1	
Ropa para niños	n.a	n.a	n.a	-9	-3	-13	n.a	n.a		1	3	
Ropa para niñas	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-14	-8	n.a		1	2	
Calzado	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-9	n.a		1	2	
Calzado para hombres y niños > 12 años	n.a	n.a	-10	n.a	n.a	-20	-11	n.a		2	3	
Calzado para mujeres y niñas > 12 años	n.a	n.a	n.a	-5	-5	-5	-8	n.a		2	4	
Calzado para menores	n.a	n.a	-11	-6	n.a	n.a	-11	-2		2	4	
Calzado para niños	n.a	n.a	-10	n.a	n.a	-20	-11	n.a		2	3	
Calzado para niñas	n.a	n.a	n.a	-5	n.a	-2	-9	n.a		1	3	
Aparatos electrodomésticos	n.a	-2	-3	-2	-8	n.a	n.a	n.a		2	4	
Aparatos de televisión	n.a	n.a	-4	-19	-7	n.a	n.a	n.a		2	3	
Aparatos de radio	-3	n.a	-3	-2	-7	n.a	n.a	n.a		3	4	
Refrigeradora	n.a	n.a	-2	n.a	-12	-2	n.a	-3		2	4	
Aparatos de cocina	n.a	n.a	-2	n.a	-7	n.a	n.a	n.a		2	2	
Licadoras y extractor	-3	n.a	-3	n.a	-13	-3	n.a	n.a		3	4	
Lavadoras	n.a	-2	-3	n.a	-2	n.a	n.a	n.a		2	3	
Plancha	-2	n.a	-2	-19	n.a	n.a	-7	n.a		3	4	

PERFIL DE INFORMACIÓN ADELANTADA EN MESES
(Harding-Pagan aplicado a las variaciones promedio anual 1991M11-2010M6)

	Fosa		Pico		Fosa		Pico		Fosa		Pico		Fosas	P.Q.
	Ciclo común	96M7	97M1	02M10	05M1	06M6	06M12	07M8	09M6	#/4	#/8			
Resto industriales	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-6	-3	n.a					1	2
Artículos del cuidado personal	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-8	n.a	n.a					0	1
Artículos de limpieza	n.a	-10	-3	-7	-11	-5	n.a	n.a					2	5
Productos medicinales	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-15	-4	n.a					1	2
Textos y útiles escolares	n.a	-11	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	n.a					0	2
Periódicos	n.a	-10	-2	n.a	-7	-8	-3	-6					3	6
Otros gastos diversos	-7	-10	n.a	n.a	-9	n.a	n.a	n.a					2	3
Aparatos recreativos	n.a	n.a	n.a	-2	-7	n.a	n.a	n.a					1	2
Compra de vehículos	-3	n.a	-15	-3	-9	n.a	n.a	n.a					3	4
Otros artículos del hogar	-8	-5	n.a	n.a	n.a	-9	-4	n.a					2	4
Juego de muebles	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-14	n.a	n.a					0	1
Artículos de joyería	-6	n.a	n.a	-3	-9	n.a	n.a	-6					2	4
Cigarrillos	-14	-8	-2	-10	-15	n.a	n.a	n.a					3	5
Libros no escolares	n.a	n.a	n.a	-3	-3	n.a	-17	n.a					2	3
Otros utensilios domésticos	n.a	n.a	n.a	n.a	-3	n.a	n.a	n.a					1	1
Revistas y afines	n.a	n.a	n.a	-12	-14	-8	-28	n.a					2	4
Repuestos y lavado de vehículos	n.a	-3	n.a	-17	n.a	n.a	-4	n.a					1	3
Aparatos terapéuticos	-8	-12	-19	n.a	n.a	-9	-3	-3					3	5
Otros muebles y accesorios	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	-2	-3	-2					1	4
Colchón	-6	-10	-5	n.a	-19	-6	n.a	n.a					3	5
Camas	n.a	n.a	n.a	-2	-6	n.a	n.a	n.a					1	2
Aparatos de recreo y cultura	n.a	n.a	-4	n.a	n.a	-18	-14	n.a					2	3
Vajillas	n.a	n.a	n.a	-6	n.a	-12	-3	n.a					1	3
Bombas de luz	-8	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	-4	n.a					2	3
Cristalería	n.a	n.a	n.a	-3	n.a	n.a	n.a	n.a					0	1
Muebles para guardar objetos	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-14	-12	n.a					1	2
Productos naturales manufacturados	n.a	-3	-7	n.a	n.a	-3	n.a	-2					1	4
Dispositivos anticonceptivos	n.a	n.a	n.a	-8	n.a	n.a	n.a	n.a					0	1
Servicios	n.a	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	n.a	n.a					1	1
Comidas fuera del hogar	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-22	-15	-2					1	3
Comidas fuera del hogar	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-6	-13	-2					1	3
Otros alimentos fuera del hogar	n.a	n.a	n.a	-5	-9	-4	-2	n.a					2	4
Bebidas no alcohólicas	-3	-2	n.a	n.a	-7	n.a	n.a	n.a					2	3
Bebidas alcohólicas	-3	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a					1	1
Educación	-6	-11	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a					1	2
Matrícula y pensión de enseñanza	-6	-11	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a					1	2
Enseñanza en áreas diversas	-6	-11	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a					1	2
Otros servicios personales	-25	-29	n.a	-2	-7	n.a	n.a	n.a					2	4
Empleados del hogar	n.a	n.a	n.a	n.a	-6	n.a	-20	n.a					2	2
Servicio de cuidado personal	n.a	n.a	n.a	n.a	-8	n.a	n.a	n.a					1	1
Reparación de vehículos	n.a	-2	n.a	-10	n.a	n.a	-7	n.a					1	3
Servicio de limpieza	-3	n.a	-3	n.a	n.a	-5	-11	-12					3	5
Reparaciones diversas	-3	-2	-8	n.a	n.a	n.a	-3	-7					3	5
Confección de diversas prendas	-9	-11	-8	n.a	n.a	-3	-3	n.a					3	5
Reparación de radio y televisión	-9	-3	n.a	n.a	n.a	-8	-12	n.a					2	4
Servicios de rep. y conserv. de vivienda	n.a	n.a	n.a	n.a	-6	n.a	n.a	n.a					1	1
Compostura de muebles	n.a	-15	-2	-21	n.a	n.a	-5	n.a					2	4
Reparación de diversas prendas	-7	-5	-8	-5	n.a	-7	-14	-8					3	7
Alquileres	n.a	n.a	-2	-11	-9	-3	n.a	n.a					2	4
Alquiler de vivienda	n.a	n.a	-2	-11	-9	-3	n.a	n.a					2	4
Salud	n.a	n.a	n.a	-15	n.a	n.a	-3	n.a					1	2
Consultas médicas	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	n.a	-3	n.a					1	2
Hospitalización por diversos motivos	n.a	n.a	n.a	-10	-2	n.a	-3	n.a					2	3
Servicios médicos otros	n.a	-5	n.a	n.a	n.a	n.a	-3	n.a					1	2
Servicio dental	-13	-13	n.a	n.a	n.a	-7	-2	n.a					2	4
Resto de servicios (otros servicios)	n.a	n.a	n.a	n.a	-15	-3	n.a	n.a					1	2
Entradas a espectáculos	n.a	n.a	-3	-20	-10	n.a	-2	-6					3	5
Pasaje de avión	n.a	-3	n.a	-2	-15	-3	n.a	-2					1	5
Arbitrios municipales	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a					0	0
Reparación y conservación de viviendas	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-15	-15	-11					1	3
Seguros diversos	n.a	-7	-2	-4	n.a	-9	-3	n.a					2	5
Gastos judiciales	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a					0	0
Gastos en hoteles y similares	n.a	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	n.a	-3					1	2
Reparación y repuestos	-13	-8	n.a	-2	-2	n.a	n.a	n.a					2	4
Gastos de bautismo y matrimonio	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a					0	0
Gira turística	n.a	n.a	-6	n.a	-10	-3	n.a	n.a					2	3
Otros gastos de vehículos	n.a	n.a	n.a	-6	-8	n.a	n.a	n.a					1	2
Gastos en clases deport., musica y baile	-6	-11	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a					1	2
Servicios y productos para mascotas	-2	n.a	n.a	n.a	-5	n.a	-2	n.a					3	3
Gastos de copropiedad de la vivienda	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-3	n.a					1	1
Índice no subyacente	-7	n.a	n.a	-2	-5	-9	-5	n.a					3	5
Alimentos	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-3	n.a					1	2
Carne de pollo	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	n.a					1	1
Papa	-9	-2	n.a	-12	-9	n.a	n.a	n.a					2	4
Azúcar	-3	-4	n.a	n.a	-4	n.a	n.a	-6					2	4
Resto de alimentos no subyacentes	n.a	-3	-3	n.a	-9	-7	-3	-2					3	6
Pescado fresco y congelado	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-2	-12					1	3
Huevos	-10	n.a	-7	n.a	n.a	n.a	-6	n.a					3	3
Cítricos	n.a	n.a	n.a	n.a	-6	n.a	n.a	n.a					1	1
Otras hortalizas	n.a	-5	-4	n.a	-2	n.a	n.a	-3					2	4
Cebolla	-5	-10	n.a	-3	n.a	-4	n.a	-2					1	5

PERFIL DE INFORMACIÓN ADELANTADA EN MESES
(Harding-Pagan aplicado a las variaciones promedio anual 1991M11-2010M6)

	Ciclo común	Fosa	Pico	Fosa	Pico	Fosa	Pico	Fosa	Pico	Fosas #/4	P.Q. #/8
		96M7	97M1	02M10	05M1	06M6	06M12	07M8	09M6		
Legumbres frescas		-3	n.a	-7	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	2	3
Otras frutas frescas		n.a	-13	n.a	n.a	-6	n.a	n.a	n.a	1	2
Plátano		-3	-3	n.a	n.a	-5	n.a	n.a	n.a	2	3
Manzana		n.a	n.a	n.a	n.a	-5	n.a	n.a	n.a	1	1
Tomate		n.a	n.a	-4	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	1	2
Fréjol		-9	-2	n.a	n.a	n.a	-17	-5	n.a	2	4
Choclo		n.a	-4	n.a	n.a	-4	n.a	n.a	-4	1	3
Papaya		n.a	n.a	-7	n.a	n.a	-7	-2	-5	2	4
Zapallo		-2	n.a	-3	n.a	-4	-3	-3	-2	4	6
Zanahoria		-4	n.a	n.a	-3	n.a	n.a	-9	n.a	2	3
Menudencia de pollo y otros		-2	n.a	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	2	2
Ajos		n.a	n.a	n.a	n.a	-3	n.a	-9	n.a	2	2
Palta		n.a	-16	n.a	n.a	-5	n.a	n.a	-2	1	3
Uva		n.a	n.a	-6	-9	n.a	-9	-5	n.a	2	4
Mariscos		n.a	-15	n.a	n.a	-3	n.a	n.a	-2	1	3
Olluco y similares		n.a	n.a	n.a	-3	-6	n.a	n.a	-6	1	3
Apio		n.a	-13	n.a	n.a	-4	n.a	n.a	-2	1	3
Yuca		-11	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-6	-9	2	4
Duraznos		n.a	n.a	n.a	-2	n.a	-2	-2	n.a	1	3
Aceituna		-5	-10	-14	n.a	n.a	n.a	-10	n.a	3	4
Camote		-3	n.a	n.a	n.a	-6	n.a	n.a	-11	2	3
Maíz		n.a	n.a	-10	n.a	-4	n.a	-4	n.a	3	3
Ají		n.a	n.a	n.a	n.a	-3	n.a	-2	-2	2	3
Combustibles		n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-5	n.a	-8	1	3
Gasolina y lubricantes		-8	n.a	-3	n.a	-10	-14	n.a	-9	3	5
Gas		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-6	0	1
Kerosene		n.a	n.a	n.a	n.a	-7	-5	n.a	-8	1	3
Consumo de gas natural para vivienda		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-6	0	1
Transporte		-3	n.a	-2	n.a	-16	-14	n.a	n.a	3	4
Pasaje urbano		-4	n.a	n.a	n.a	-16	n.a	n.a	n.a	2	2
Transporte nacional		n.a	n.a	n.a	-3	-3	-5	n.a	-2	1	4
Servicios públicos		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	1	1
Electricidad		n.a	-3	n.a	n.a	n.a	-14	-4	n.a	1	3
Teléfonos		n.a	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	0	1
Consumo de agua		n.a	n.a	n.a	n.a	-8	n.a	n.a	n.a	1	1
Correos		-5	-9	-3	-5	-11	-6	n.a	-12	3	7
Servicio de internet y otros		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	0	0
IPC		n.a	n.a	n.a	n.a	-5	n.a	-2	-4	2	3
(a) IPC doméstico		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-3	n.a	1	1
(a1) IPC doméstico subyacente		n.a	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	-4	n.a	2	2
- Bienes		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-9	-13	n.a	1	2
Alimentos agropecuarios		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-20	-9	-2	1	3
Alimentos procesados		n.a	n.a	-8	n.a	n.a	n.a	-2	-4	2	3
Bebidas		n.a	-4	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	n.a	1	2
Textiles		n.a	n.a	n.a	-7	n.a	-6	n.a	n.a	0	2
Calzado		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-9	n.a	1	2
Resto de productos industriales		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-8	-3	n.a	1	2
- Servicios		n.a	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	n.a	n.a	1	1
Comidas fuera del hogar		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-22	-15	-2	1	3
Educación		-6	-11	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	1	2
Salud		n.a	n.a	n.a	-15	n.a	n.a	-3	n.a	1	2
Alquileres		n.a	n.a	-2	-11	-9	-3	n.a	n.a	2	4
Resto de servicios		-22	-27	n.a	-2	n.a	-2	n.a	n.a	1	4
(a2) IPC doméstico no subyacente		-2	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	1	1
- Alimentos		-7	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-3	-4	2	3
- Transportes		-3	n.a	-2	n.a	-16	-14	n.a	n.a	3	4
- Servicios públicos		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	1	1
(b) IPC importado		n.a	n.a	-2	n.a	-2	-4	n.a	-10	2	4
(b1) IPC importado subyacente		n.a	n.a	-15	-2	-10	-2	n.a	n.a	2	4
- Aparatos electrodomésticos		n.a	-2	-3	-2	-8	n.a	n.a	n.a	2	4
- Industriales		-2	n.a	-15	n.a	-4	-3	-2	n.a	4	5
(b2) IPC importado no subyacente		-12	-7	-2	n.a	n.a	-4	n.a	-9	2	5
- Alimentos		-15	-6	-5	n.a	-3	n.a	-17	-9	4	6
- Combustibles		n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-5	n.a	-8	1	3
I. INFLACIÓN SUBYACENTE (a1+b1)		n.a	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	-4	n.a	2	2
II. INFLACIÓN NO SUBYACENTE (a2+b2)		-6	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	1	2
III. IPC (I+II)		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-3	n.a	1	1

PERFIL DE INFORMACIÓN ADELANTADA EN MESES
(Harding-Pagan aplicado a las variaciones promedio anual 1991M11-2010M6)

	Fosa		Pico		Fosa		Pico		Fosa		Pico		Fosas #/4	P.Q. #/8
	96M7	97M1	02M10	05M1	06M6	06M12	07M8	09M6	Ciclo común					
Índice subyacente	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	-23	-18	-2					2	4
Bienes	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-23	-13	-4					2	4
Alimentos agropecuarios	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-20	-9	-2					1	3
Alimentos procesados	-12	-6	-4	n.a	n.a	-23	-12	-7					3	6
Bebidas	n.a	-4	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	n.a					1	2
Textiles	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	-6	n.a	n.a					0	2
Calzado	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-9	n.a					1	2
Aparatos electrodomésticos	n.a	-2	-3	-2	-8	n.a	n.a	n.a					2	4
Resto industriales	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-6	-3	n.a					1	2
Servicios	n.a	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	n.a	n.a					1	1
Comidas fuera del hogar	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-22	-15	-2					1	3
Educación	-6	-11	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a					1	2
Otros servicios personales	-25	-29	n.a	-2	-7	n.a	n.a	n.a					2	4
Alquileres	n.a	n.a	-2	-11	-9	-3	n.a	n.a					2	4
Salud	n.a	n.a	n.a	-15	n.a	n.a	-3	n.a					1	2
Resto de servicios	n.a	n.a	n.a	n.a	-15	-3	n.a	n.a					1	2
Índice no subyacente	-7	n.a	n.a	-2	-5	-9	-5	n.a					3	5
Alimentos	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-3	n.a					1	2
Combustibles	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-5	n.a	-8					1	3
Transporte	-3	n.a	-2	n.a	-16	-14	n.a	n.a					3	4
Servicios públicos	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	n.a					1	1
IPC	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	n.a	-2	-4					2	3
TOTAL AGROPECUARIO	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	n.a	-4	-5					2	3
TOTAL MANUFACTURA	n.a	n.a	-2	n.a	-5	-4	n.a	-5					2	4
PRODUCTOS NACIONALES	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-6					1	2
SECTOR AGROPECUARIO	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	-4					1	2
SECTOR PESCA	n.a	-3	-11	n.a	-2	n.a	-2	n.a					3	4
SECTOR MANUFACTURA	n.a	n.a	-2	n.a	-5	-4	n.a	-6					2	4
PRODUCTOS IMPORTADOS	-10	-2	-2	-2	-9	-3	n.a	-5					3	7
SECTOR AGROPECUARIO	-13	-2	-5	-3	-8	n.a	n.a	n.a					3	5
SECTOR MANUFACTURA	n.a	-2	-2	-2	-9	-3	n.a	-2					2	6
INDICE GENERAL AL POR MAYOR	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	-3	n.a	-5					1	3
ALL COMMODITIES INDEX	n.a	n.a	-4	n.a	n.a	-5	n.a	-9					1	3
NON FUEL COMMODITIES INDEX	n.a	n.a	-5	-3	-9	n.a	n.a	-10					2	4
FOOD	-14	-7	-2	-4	-9	n.a	n.a	-10					3	6
BEVERAGES	n.a	n.a	-13	n.a	n.a	n.a	n.a	-9					1	2
AGR. RAW MATERIALS	n.a	n.a	-4	-3	-9	n.a	n.a	-8					2	4
METALS	n.a	n.a	-5	-2	-7	n.a	-6	n.a					3	4
ENERGY INDEX	-2	n.a	-4	n.a	-2	-7	n.a	-9					3	5
DEVELOPING	n.a	n.a	-9	-8	n.a	n.a	n.a	-9					1	3
ALUMINUM CANADA/UK	n.a	n.a	-4	n.a	-7	n.a	n.a	-9					2	3
BANANAS LAT/AMER.US.P.	n.a	n.a	n.a	n.a	-3	n.a	n.a	n.a					1	1
BARLEY INDEX	n.a	-9	n.a	n.a	-11	n.a	n.a	n.a					1	2
BEEF ALL ORIG.US PORTS	-5	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2					1	2
BEEF:	n.a	n.a	n.a	-6	-4	-2	n.a	-7					1	4
BUTTER UNIT VALUE	-3	-7	n.a	-3	n.a	n.a	-6	-10					2	5
COAL AUSTRALIA INDEX	n.a	n.a	n.a	-2	-3	n.a	-17	-9					2	4
COAL	-18	-8	n.a	n.a	-34	-14	-48	-44					3	6
COAL SOUTH AFRICA INDEX	n.a	n.a	n.a	-3	-4	n.a	-3	-9					2	4
COCOA BEANS	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	n.a	n.a					0	1
COCOA BEANS	-3	n.a	n.a	n.a	n.a	-11	n.a	-9					1	3
COCONUT OIL PHILIPP. NY	-4	n.a	n.a	-2	n.a	-7	-14	n.a					2	4
COCONUT OIL UNIT VALUE	-5	-5	-15	n.a	n.a	-6	n.a	-9					2	5
COFFEE OTHER MILDS (NEW YORK)	n.a	n.a	n.a	-6	n.a	n.a	n.a	-10					0	2
COFFEE BRAZIL (N.YORK)	n.a	-6	-8	n.a	n.a	n.a	n.a	-10					1	3
COFFEE:	n.a	n.a	-7	-6	n.a	n.a	n.a	-9					1	3
COFFEE UGANDA (NEW YORK)	n.a	n.a	-12	n.a	n.a	-3	n.a	-10					1	3
COPPER UK (LONDON)	n.a	n.a	-5	-2	-7	n.a	n.a	-10					2	4
COPRA PHILIPP.EUROPEAN PORTS	-4	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-13	n.a					2	3
COTTON US LIVERPOOL	n.a	n.a	-5	-12	n.a	-3	-4	-10					2	5
DAP FOB US GULF PRTS	-10	-13	-6	-2	-6	-7	-7	-8					4	8
FISH INDEX	n.a	n.a	-13	n.a	-4	n.a	n.a	-9					2	3
FISHMEAL ALL OR/HAMBURG	n.a	-7	-2	-3	-11	n.a	n.a	-4					2	5
FISHMEAL	n.a	n.a	-9	-24	-3	n.a	n.a	n.a					2	3
GASOLIN GULF COAST REGULAR UNLEADED	n.a	n.a	-5	n.a	-3	-5	n.a	-9					2	4
GOLD LONDON AV 2ND FIX	n.a	-3	n.a	n.a	-7	n.a	n.a	-10					1	3
GROUNDNUTS NIGERIA/LONDON	n.a	-4	n.a	-11	-3	n.a	n.a	-12					1	4
GROUNDNUT OIL CIF EUROPE	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-14	-12	-9					2	4
HIDES U.S.(CHICAGO)	n.a	n.a	-3	-2	-10	n.a	n.a	-8					2	4
IRON ORE BRAZIL (N.SEA PORTS)	n.a	-13	n.a	n.a	n.a	-12	n.a	-6					0	3
JUTE BANGLADESH(CHITT-CHAL)	-14	-8	n.a	-33	-36	n.a	n.a	-4					2	5
LAMB N.ZEALAND (LONDON)	-8	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-9					1	2
LEAD U.K.(LONDON)	-6	-3	n.a	-2	n.a	-9	n.a	n.a					1	4
LINSEED OIL (ANY ORIGIN)	n.a	-17	n.a	n.a	n.a	-18	-11	-10					1	4
MAIZE US(GULF PORTS)	-13	-5	-2	-4	-10	n.a	n.a	-9					3	6
NATURAL GAS INDEX RUSSIA	n.a	n.a	n.a	n.a	-18	-12	n.a	-4					1	3
NATURAL GAS INDEX - INDONESIA	n.a	n.a	-4	n.a	n.a	-6	n.a	-8					1	3
NATURAL GAS INDEX - US	n.a	-2	-4	-2	n.a	-10	-6	-9					2	6
NEWSPRINT UNIT VALUE	n.a	n.a	-26	-51	-70	-74	-84	-104					3	6
NICKEL CANADA CAN/PORTS	n.a	n.a	-10	n.a	n.a	n.a	-15	n.a					2	2
OLIVE OIL INDEX	-9	-11	n.a	-9	-10	-13	n.a	-9					2	6

PERFIL DE INFORMACIÓN ADELANTADA EN MESES
(Harding-Pagan aplicado a las variaciones promedio anual 1991M11-2010M6)

	Fosa		Pico		Fosa		Pico		Fosa		Pico		Fosas #/4	P.Q. #/8
	Ciclo común	96M7	97M1	02M10	05M1	06M6	06M12	07M8	09M6					
ORANGES INDEX	-5	-10	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-8			1	3	
PALM KERNELS (ROTTERDAM)	n.a	n.a	n.a	-3	n.a	-3	-9	n.a				1	3	
PALM OIL MALAYSIA (U.K.)	n.a	n.a	-16	-4	-9	n.a	-23	n.a				3	4	
PALM OIL UNIT VALUE	-4	n.a	-15	n.a	-5	-12	-19	n.a				4	5	
PEPPER, SINGAPORE	n.a	n.a	-14	n.a	-4	n.a	-18	n.a				3	3	
3 SPOT PRICE INDEX	-2	n.a	-4	n.a	-2	-7	n.a	-10				3	5	
DUBAI SPOT PRICE INDEX	-2	n.a	-4	n.a	-2	-7	n.a	-9				3	5	
U.K. BRENT	-2	n.a	-4	n.a	-2	-7	n.a	-10				3	5	
TEXAS SPOT PRICE INDEX	-2	n.a	-5	n.a	-2	-7	n.a	-10				3	5	
PHOSPHATE ROCK MOROCCO/CASABL	n.a	n.a	-6	n.a	-2	-20	-16	-7				3	5	
POTASH CANADA/VANCOUVER	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-14	-3	-5				1	3	
POULTRY INDEX	n.a	-3	n.a	-3	n.a	-4	-9	-4				1	5	
PLYWOOD PHILIPP (TOKYO)	n.a	-2	-7	-4	n.a	n.a	-15	n.a				2	4	
WOODPULP NORTH SEA PORTS	n.a	n.a	-5	-4	-2	n.a	n.a	-10				2	4	
RICE THAILAND (BANGKOK)	n.a	-9	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-5				0	2	
RICE UNIT VALUE	n.a	-3	-8	n.a	n.a	-4	-2	-5				2	5	
RUBBER MALAYSIA(SINGAPORE)	n.a	n.a	-9	-6	-12	-4	n.a	-9				2	5	
RUBBER UNIT VALUE	n.a	n.a	-8	-5	-10	-3	n.a	-8				2	5	
RUBBER UNIT VALUE	-26	-18	-8	-6	-11	-4	n.a	-8				3	7	
SHRIMP U.S./N.Y. GULF	n.a	n.a	-5	n.a	-3	n.a	n.a	n.a				2	2	
SILVER U.S.(NEW YORK)	-8	-10	n.a	n.a	-6	n.a	n.a	-10				2	4	
SISAL E.AFR.UG LONDON	n.a	-3	n.a	-4	-42	-27	n.a	n.a				1	4	
SORGHUM U.S.(ROTTERDAM)	-13	-6	-3	-5	-10	n.a	n.a	-10				3	6	
SOYBEANS:	n.a	n.a	-7	-3	n.a	-3	-7	-8				2	5	
SOYBEANS US(ROTTERDAM)	-13	-4	-9	-5	n.a	-5	-10	n.a				3	6	
SOYBEAN MEAL US(ROT'DAM)	-13	-4	-2	-5	n.a	n.a	-7	n.a				3	5	
SOYBEAN OIL US(ROT'DAM)	-4	n.a	-2	-5	n.a	-3	-10	-11				3	6	
SUGAR	n.a	n.a	n.a	-12	-20	-2	n.a	n.a				1	3	
SUGAR EEC IMPORT PR.	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-15	n.a				1	2	
SUGAR CARIBBEAN (N.Y.)	n.a	n.a	-2	n.a	-7	-5	n.a	-6				2	4	
U.S.SUGAR IMPORT PRICE	n.a	-13	n.a	-17	n.a	-3	n.a	n.a				0	3	
SUGAR UNIT VALUE	n.a	-5	n.a	-3	n.a	-5	n.a	n.a				0	3	
SUNFLOWER OIL INDEX	n.a	n.a	-3	-4	n.a	-13	-7	-4				2	5	
SUPERPHOSPHATE US(GULF PTS)	-5	-3	n.a	-4	n.a	n.a	-14	-7				2	5	
SWINE MEAT INDEX	-14	-5	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2				1	3	
TEA AVERAGE AUCTION (LONDON)	-8	n.a	-7	-4	n.a	n.a	n.a	-5				2	4	
TEA UNIT VALUE	n.a	-2	-2	n.a	n.a	-17	n.a	-9				1	4	
HARDWOOD LOGS.SARAWAK (INDEX)	-3	n.a	-7	-4	-7	n.a	-2	-4				4	6	
HARDWOOD SAWNWOOD.MALAYSIA	-5	n.a	-14	n.a	n.a	n.a	-2	-5				3	4	
SOFTWOOD LOGS INDEX (USA)	-2	n.a	-4	n.a	n.a	-3	n.a	n.a				2	3	
SOFTWOOD SAWNWOOD (USA)	n.a	n.a	-2	n.a	-2	n.a	n.a	n.a				2	2	
TIN ALL ORIGINS(LONDON)	-6	n.a	-4	-2	-3	n.a	n.a	n.a				3	4	
TIN UNIT VALUE	n.a	n.a	-4	n.a	-2	n.a	n.a	n.a				2	2	
TIN	n.a	-2	n.a	n.a	-2	n.a	-16	n.a				2	3	
TIN UNIT VALUE	-3	-6	-5	n.a	-2	n.a	n.a	n.a				3	4	
TOBACCO US(ALL MARKETS)	-8	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a				1	1	
URANIUM INDEX	-6	n.a	n.a	n.a	n.a	-8	-12	n.a				2	3	
UREA, UKRAINE, BULK INDEX	-3	-5	n.a	-3	n.a	-2	n.a	-9				1	5	
WHEAT UNIT VALUE	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-20	-14	-50				1	3	
WHEAT U.S.GULF PORTS	n.a	-7	-4	-2	-11	n.a	n.a	n.a				2	4	
WHEAT	n.a	-4	-3	-18	-12	n.a	n.a	-8				2	5	
WOOL AUSTRALIA-N.ZEAL(UK)50S	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-9	-11	n.a				1	2	
WOOL AUSTRALIA-N.ZEAL(UK)64S	n.a	n.a	-4	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a				1	1	
WOOLUNITVALUE	n.a	n.a	-9	n.a	n.a	-8	-14	-38				2	4	
ZINC U.K.(LONDON)	n.a	n.a	-5	-4	-12	n.a	n.a	n.a				2	3	
ZINC	n.a	n.a	-6	n.a	-7	n.a	-21	n.a				3	3	
Agropecuario	n.a	n.a	-2	n.a	-7	n.a	n.a	n.a				2	2	
Agrícola	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a				1	1	
Algodón	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a				1	1	
Arroz	-2	-2	n.a	-3	n.a	n.a	n.a	n.a				1	3	
Café	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	-2	n.a	-3				1	3	
Caña de azúcar	-3	-8	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	n.a				2	3	
Espárrago	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-9				0	1	
Frijol	n.a	n.a	-2	-2	n.a	n.a	n.a	n.a				1	2	
Maíz amarillo duro	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a				0	0	
Maíz amiláceo	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-2	n.a	n.a				1	2	
Papa	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a				1	1	
Plátano	n.a	-2	n.a	-3	n.a	n.a	-4	-7				1	4	
Trigo	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a				1	1	
Yuca	n.a	n.a	-5	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a				1	1	
Pecuario	-4	n.a	n.a	-12	n.a	-2	n.a	-6				1	4	
Aves	n.a	n.a	-3	n.a	n.a	-3	n.a	n.a				1	2	
Huevos	n.a	n.a	n.a	-7	-12	n.a	n.a	-2				1	3	
Leche	-3	n.a	-5	n.a	-6	n.a	n.a	-6				3	4	
Porcinos	-3	n.a	n.a	n.a	-3	n.a	n.a	-2				2	3	
Vacunos	n.a	n.a	n.a	n.a	-8	-2	n.a	-2				1	3	
Pesca	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-2	n.a				1	2	
Minería e hidrocarburos	n.a	-3	n.a	n.a	n.a	-7	n.a	-5				0	3	
Minería metálica	-3	n.a	n.a	n.a	n.a	-7	-2	-5				2	4	
Hidrocarburos	-3	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a				1	1	

PERFIL DE INFORMACIÓN ADELANTADA EN MESES
(Harding-Pagan aplicado a las variaciones promedio anual 1991M11-2010M6)

	Ciclo común	Fosa	Pico	Fosa	Pico	Fosa	Pico	Fosa	Pico	Fosas #/4	P.Q. #/8
		96M7	97M1	02M10	05M1	06M6	06M12	07M8	09M6		
Manufactura		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	-9	0	2
Procesadores de recursos primarios		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	0	0
Azúcar		n.a	-3	n.a	n.a	-2	n.a	-3	n.a	2	3
Productos cárnicos		-4	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-3	1	2
Harina y aceite de pescado		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	1	1
Conservas y prod. congelados de pescado		n.a	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-8	n.a	1	2
Refinación de metales no ferrosos		-2	n.a	-3	n.a	-4	n.a	n.a	n.a	3	3
Refinación de petróleo		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	0	0
Resto de la industria		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-9	0	1
Alimentos, bebidas y tabaco		n.a	-2	-4	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	1	3
Textil, cuero y calzado		n.a	-6	-3	n.a	n.a	-3	n.a	n.a	1	3
Madera y muebles		-3	n.a	n.a	n.a	n.a	-5	n.a	n.a	1	2
Industria del papel e imprenta		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-4	0	1
Productos químicos, caucho y plásticos		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	0	0
Minerales no metálicos		n.a	n.a	-14	n.a	n.a	n.a	n.a	-9	1	2
Industria del hierro y acero		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-10	0	1
Productos metálicos, maquinaria y equipo		n.a	n.a	-2	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	1	1
Manufacturas diversas 2/		n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-5	n.a	n.a	1	2
Construcción		n.a	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-9	1	2
Comercio		n.a	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-8	1	2
Otros servicios		n.a	n.a	n.a	-4	n.a	n.a	n.a	n.a	0	1
Electricidad y agua		-4	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-9	1	2
Otros servicios		n.a	n.a	n.a	-4	n.a	n.a	n.a	n.a	0	1
Imp. a prod. y der. de M (índice)		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-2	n.a	-6	0	2
PBI Primario		n.a	n.a	n.a	n.a	-6	n.a	n.a	n.a	1	1
PBI No Primario (incluye imp.prod.y der. M)		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-9	0	1
PBI		n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-2	n.a	-9	1	3
Importaciones de bienes y servicios		n.a	n.a	-2	n.a	n.a	-2	-2	-6	2	4
Despachos locales de cemento		n.a	n.a	n.a	n.a	-2	-2	n.a	-9	1	3
LI9		n.a	-3	-2	n.a	-2	-4	n.a	-9	2	5
PBI Primario (1)		-2	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	1	1
PBI No Primario (incluye imp.prod.y der. M)		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-9	0	1
LIA1: Pan (+) Leche fresca		-12	-6	-2	n.a	-3	n.a	-2	-10	4	6
LIA2: (+) Cereales procesados (descasca.lam		-12	-6	-2	n.a	-3	n.a	-2	-10	4	6
LIA3: (+) Periódicos		n.a	-6	-2	n.a	-5	n.a	-3	-10	3	5
LIA4: (+) Aparatos terapéuticos		n.a	-6	-2	n.a	-5	n.a	-3	-10	3	5
LIA5: (+) Reparaciones diversas		n.a	-6	-2	n.a	-5	n.a	-3	-10	3	5
LIA6: (+) Confección de diversas prendas		n.a	-6	-2	n.a	-5	n.a	-3	-10	3	5
LIA7: (+) Entradas a espectáculos		-3	-7	-3	n.a	-6	n.a	-3	-10	4	6
LIA8: (+) Zapallo		-3	-7	-3	n.a	-5	n.a	-3	-9	4	6
LIB1: Otras menestras (+) Trigo		n.a	-6	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-6	1	4
LIB2: (+) Otros accesorios		-8	-6	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-7	2	5
LIB3: (+) Plancha		-8	-6	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-7	2	5
LIB4: (+) Compostura de muebles		-8	-6	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-7	2	5
LIB5: (+) Fréjol		-9	-2	n.a	n.a	n.a	-21	-5	-6	2	5
LIB6: (+) Uva		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-13	-5	n.a	1	2
LIB7: (+) Yuca		n.a	n.a	n.a	n.a	n.a	-13	-5	-9	1	3
LIC1: Carne de res (+) Arroz		-10	-2	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5	3	6
LIC2: (+) Pasteles		-11	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-4	3	6
LIC3: (+) Harina de cereales		-12	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-4	3	6
LIC4: (+) Frutas en conserva		-12	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5	3	6
LIC5: (+) Frazadas		-12	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5	3	6
LIC6: (+) Servicio de limpieza		-11	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5	3	6
LIC7: (+) Reparacion de diversas prendas		-11	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5	3	6
LIC8: (+) Aceituna		-11	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5	3	6
LIAB: LIA8 (+) LIB5		-3	-7	-3	n.a	-3	n.a	-4	-9	4	6
LIBC: LIB5 (+) LIC8		-11	-3	-4	n.a	n.a	-22	-11	-5	3	6
LIABC: LIA8 (+) LIB5 (+) LIC8		-9	-6	-4	n.a	n.a	-23	-11	-7	3	6

Gráfico Anexo No. 1: *Clustering B*. Errores ejecutados entre junio 2008 - junio 2010

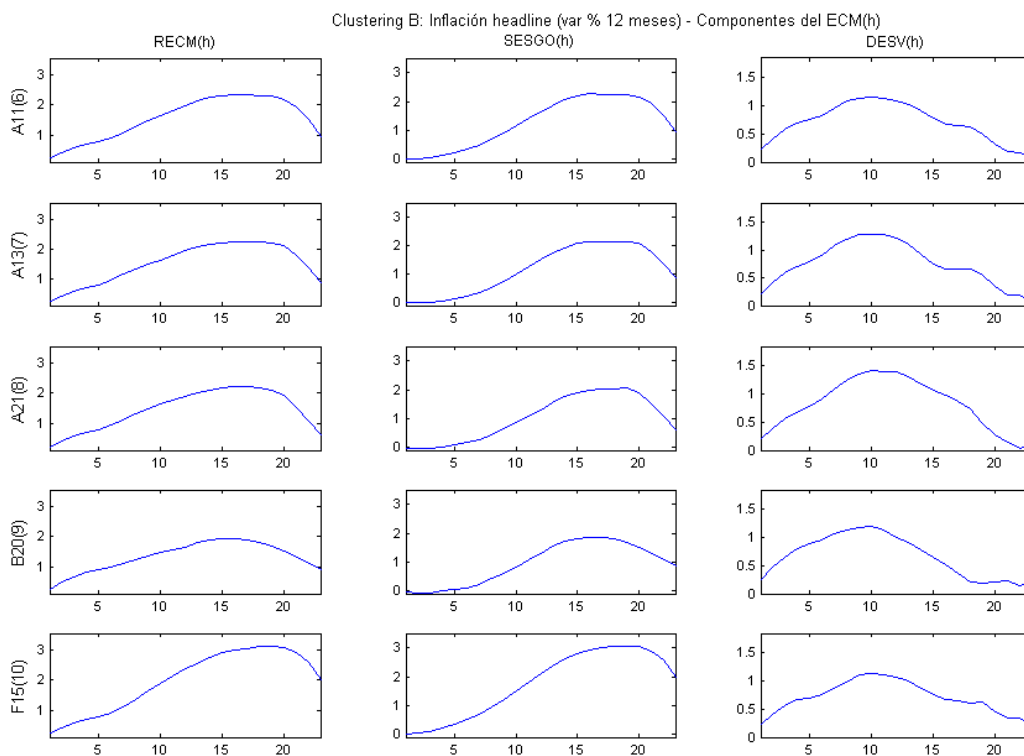
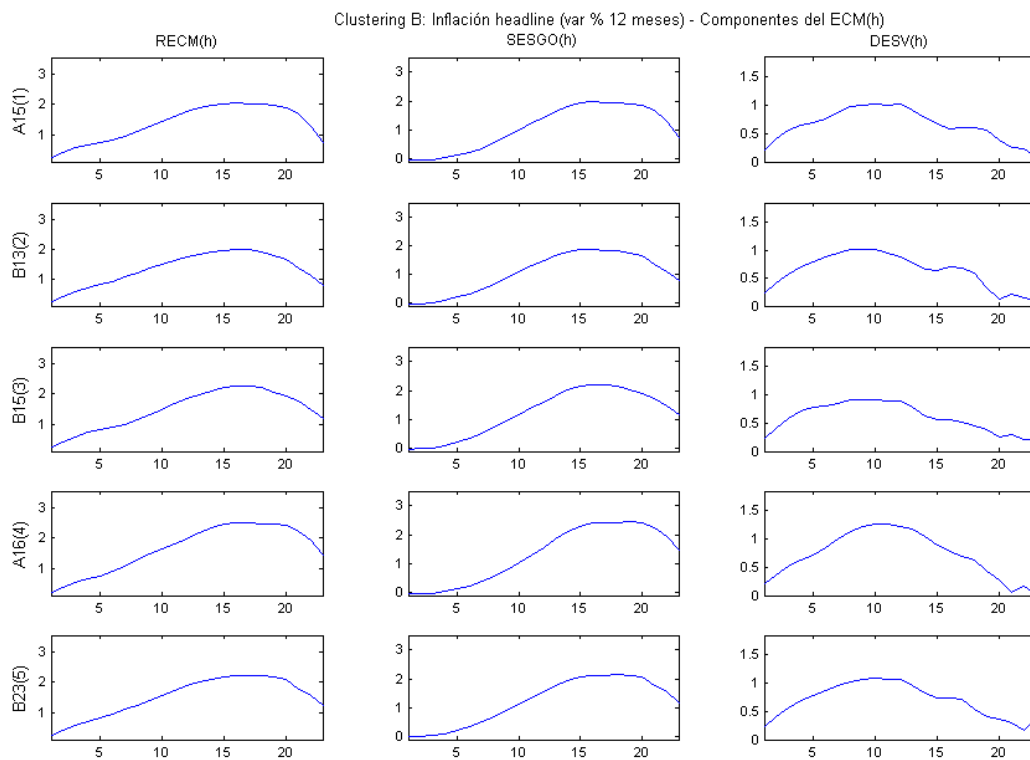


Gráfico Anexo No. 2: *Clustering A*. Errores ejecutados entre junio 2008 - junio 2010

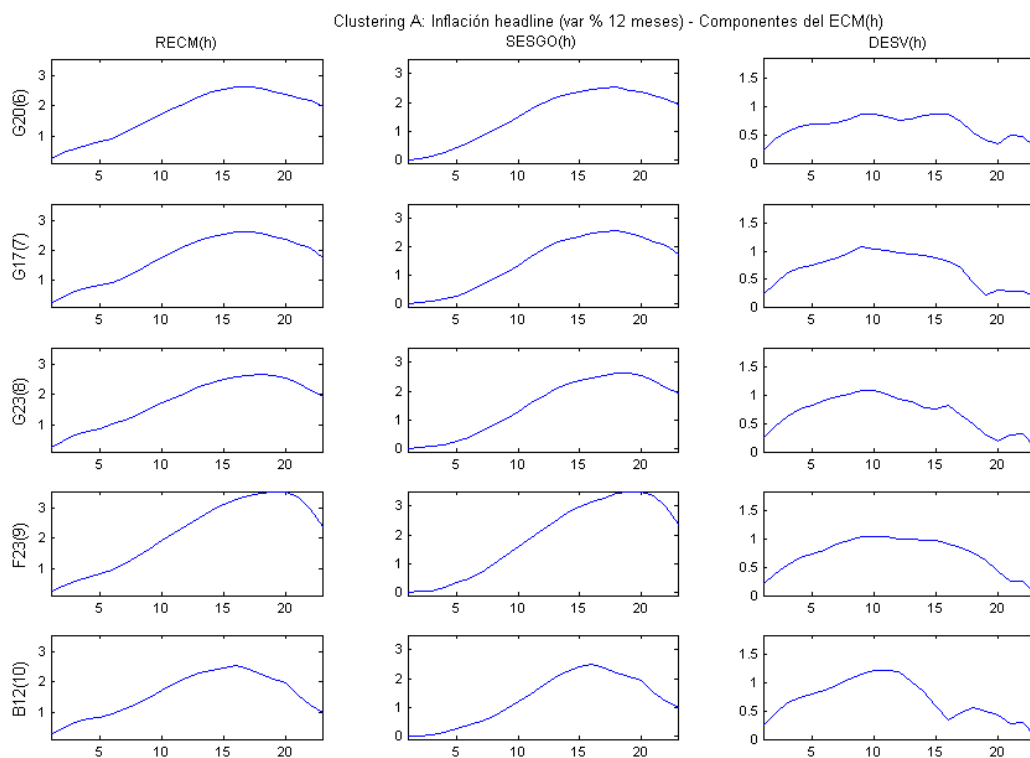
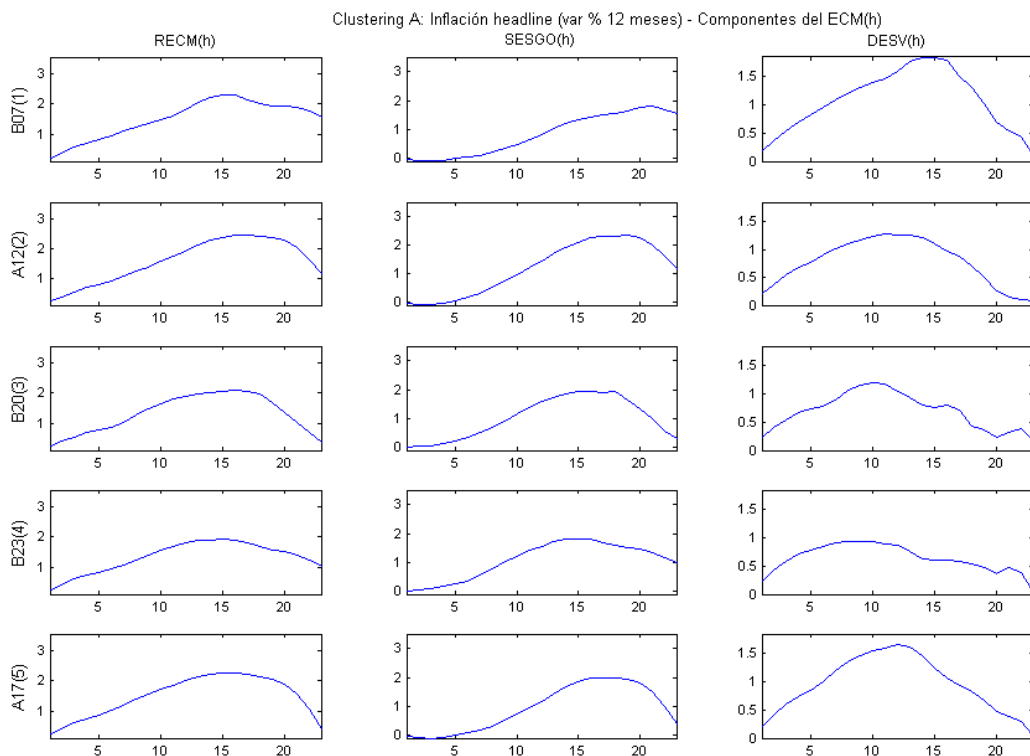


Gráfico Anexo No. 3: *Clustering B*. Errores ejecutados entre enero 2010 - junio 2010

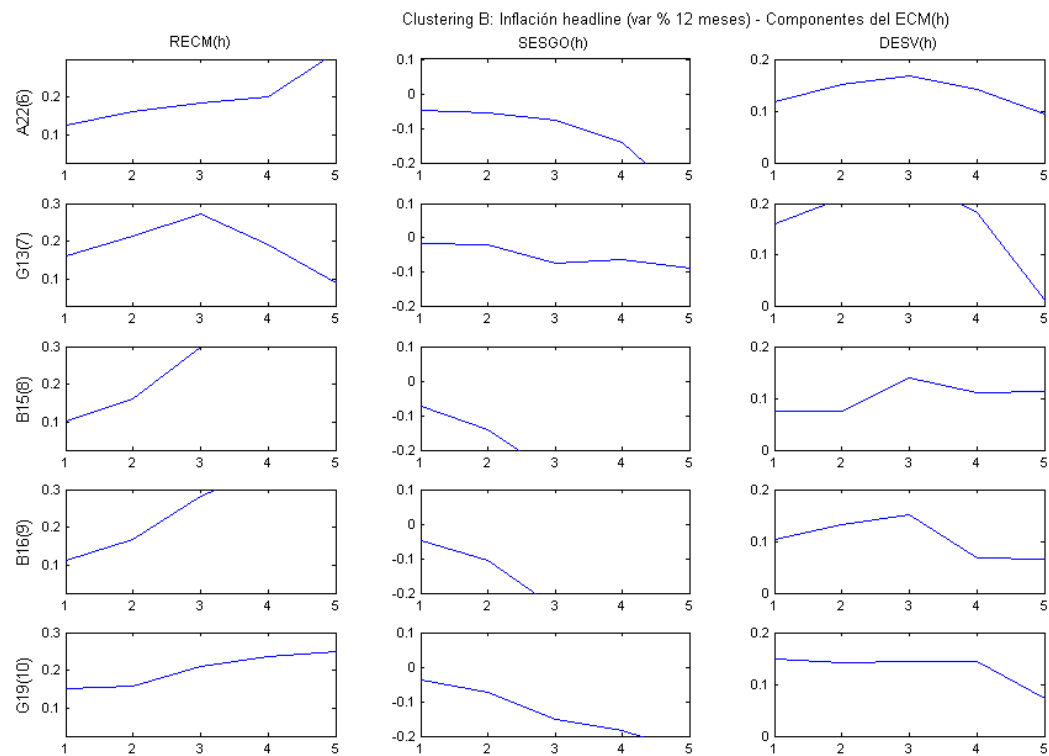
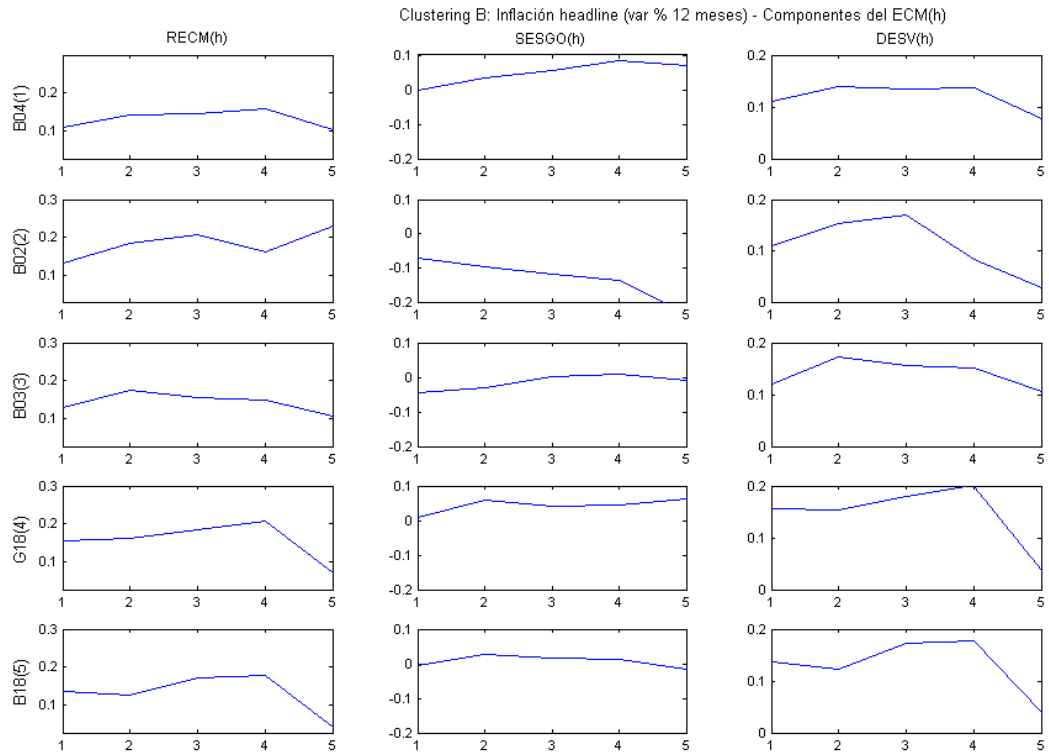


Gráfico Anexo No. 4: *Clustering A*. Errores ejecutados entre enero 2010 - junio 2010

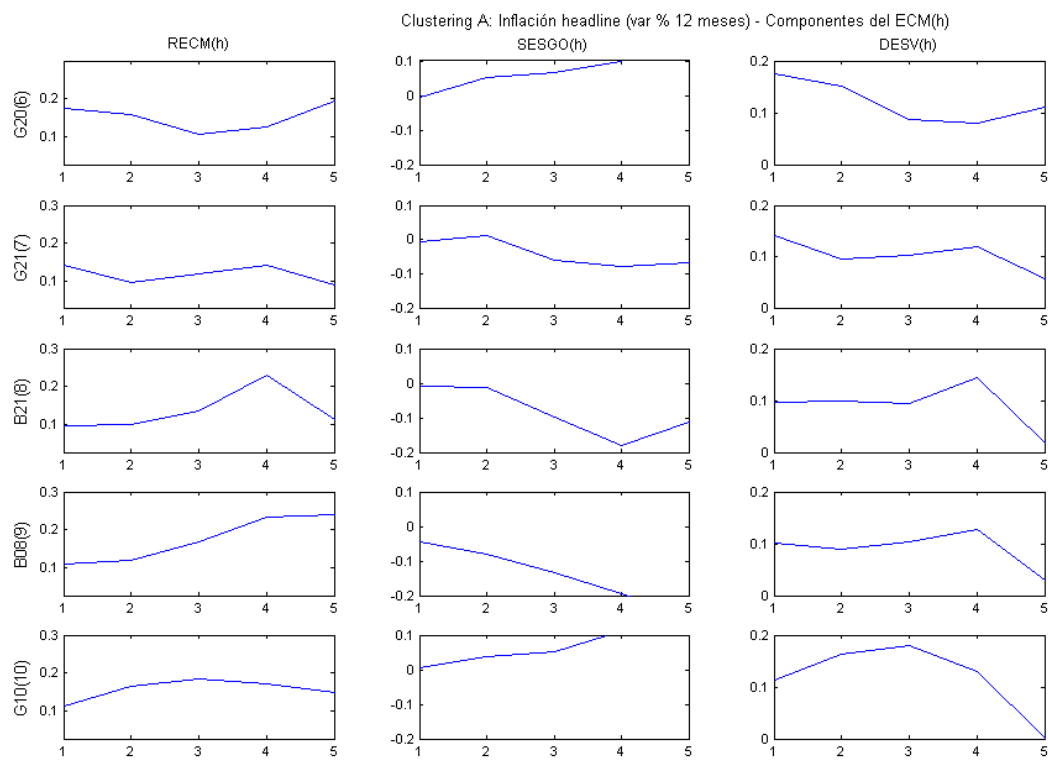
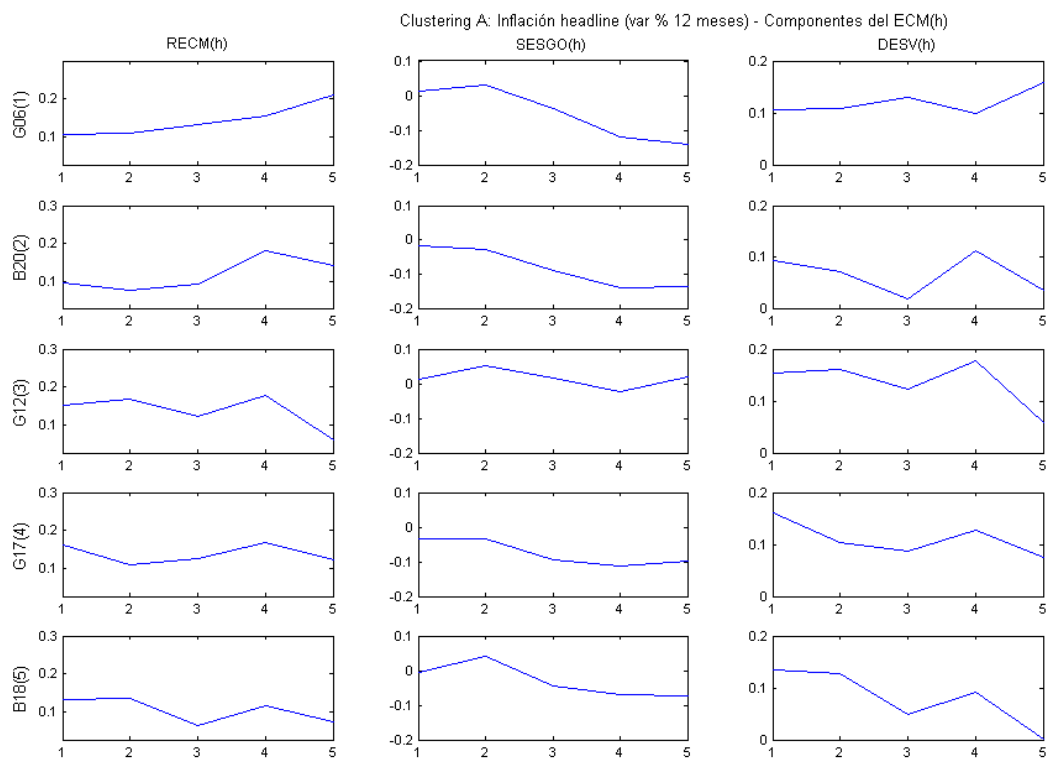


Gráfico Anexo No. 5: Sin clustering. Errores ejecutados entre enero 2010 - junio 2010

