

LA INFLACIÓN SUBYACENTE EN URUGUAY: UN INDICADOR BASADO EN EL ANÁLISIS FACTORIAL DINÁMICO GENERALIZADO

Patricia Carballo *

pcarballo@bcu.gub.uy

Marzo de 2008

RESUMEN

En este trabajo se presenta un indicador de inflación subyacente para la economía uruguaya, que resulta de extraer el componente de largo plazo de la tasa de variación del IPC que es común a un grupo amplio de variables de precios, producto, demanda agregada, indicadores del mercado laboral, y variables monetarias y financieras. La obtención de este indicador, con base en la propuesta de *Cristadoro et al* (2003), consiste en aplicar el Modelo Factorial Dinámico Generalizado (MFDG) de *Forni et al* (2000, 2002).

El indicador presentado posee dos características que lo hacen apropiado para el análisis de la tendencia inflacionaria. En primer lugar, permite resumir, en un único indicador, información sobre las presiones inflacionarias, implícita en el comportamiento de un gran número de variables. En segundo lugar, filtra simultáneamente los dos tipos de distorsiones que afectan al IPC: los movimientos idiosincrásicos y la volatilidad de corto plazo.

Palabras Clave: *Inflación Subyacente, Modelo Factorial Dinámico Generalizado, Política Monetaria, Uruguay.*

JEL: C33, E31, E52, O54

* Las opiniones expresadas en este documento son responsabilidad exclusiva de su autora y no comprometen la opinión del Banco Central del Uruguay. La autora desea expresar su agradecimiento a Rosanna Fernández Castro por la orientación y el apoyo recibidos en el transcurso de esta investigación.

ÍNDICE

I. INTRODUCCIÓN.....	3
II. MARCO METODOLÓGICO.....	6
II.1. El modelo factorial dinámico generalizado	7
II.2. Procedimiento de estimación.....	9
II.3. Predicción	13
III. ANÁLISIS EMPÍRICO	14
III.1. El panel de datos.....	14
III.2. Tratamiento de los datos.....	16
III.3. De la Matriz de Covarianzas a la Matriz de Densidad Espectral	17
III.4. La determinación del número de Factores Comunes Dinámicos.....	19
III.4. Análisis espectral y estructura dinámica del panel.....	23
III.5. El indicador de Inflación Subyacente.....	26
IV. EVALUACIÓN DEL INDICADOR.....	31
IV.1. Estimación de la Ecuación de Cogley.....	32
IV.2. Test de Causalidad de Granger - Capacidad de anticipación temporal	34
IV.3. Habilidad Predictiva del Indicador.....	36
V. CONCLUSIONES	38
VI. BIBLIOGRAFÍA	39
VII. ANEXO - Descripción de las series	43

I. INTRODUCCIÓN

En Uruguay, a partir del abandono del régimen de bandas cambiarias, la política monetaria implementada por el Banco Central se ha orientado al control de la inflación mediante la fijación de metas de carácter monetario en una primera etapa y más recientemente de tasas de interés, consistentes con una senda inflacionaria preestablecida.

Para diseñar la política monetaria resulta clave contar con una medida de inflación subyacente que permita aproximarse adecuadamente a la inflación, definida como la tendencia generalizada al aumento sostenido de los precios asociada a un fenómeno sostenido de pérdida de valor de la moneda. Las medidas usuales de movimientos del Índice de Precios al Consumo (IPC) se refieren a cambios en el costo de vida y no a este concepto monetario de la inflación. La autoridad monetaria debería centrar su atención en la inflación monetaria, en un índice cuya variación refleje la inflación que genera los costos que los bancos centrales suelen querer evitar; estos costos se generan en la medida que la inflación afecta la coordinación de las actividades económicas y desalienta el uso del dinero en las transacciones.

Sin embargo, como subraya Wynne (1999) hasta la propia definición de inflación monetaria es problemática:

Suponiendo que se produce un aumento del precio del petróleo (shock de oferta negativo) que reduce el nivel de producto y la demanda real de dinero. Si el banco central no modifica la oferta monetaria M^s , P debe crecer para equilibrar el mercado monetario:

$$\downarrow \frac{M^s}{P \uparrow} = L(Y \downarrow, R) \downarrow$$

¿Es el aumento de P inflación monetaria?

- No, porque no fue provocado por el banco central.
- Sí, porque el banco central pudo haberlo evitado, reduciendo la base monetaria.

En última instancia, la tasa de inflación es determinada por el crecimiento de la oferta monetaria, en relación a su demanda, es decir conjuntamente por la autoridad monetaria y el sector privado.

Ahora bien, debido al rezago con que incide la política monetaria sobre la evolución de los precios, los shocks temporales están fuera de su control. Por lo tanto, la política monetaria debe concentrarse en la evolución del nivel de precios en el mediano y largo plazo.

Con este propósito se hace necesario interpretar adecuadamente los movimientos del IPC, tarea particularmente complicada debido a la existencia de shocks de

precios relativos y de perturbaciones de carácter transitorio que lo afectan. Aquellos shocks que no tengan efectos en la inflación de largo plazo (shocks de precios relativos, shocks de oferta y de demanda transitorios) no requieren una respuesta de política monetaria. Por lo tanto, se hace necesario distinguir los movimientos en el IPC que reflejan estos shocks de aquellos que reflejan presiones inflacionarias subyacentes.

En un contexto de precios flexibles, sin cambios en la política monetaria, un shock sectorial asociado, por ejemplo, a un cambio tecnológico o de preferencias lleva a un ajuste instantáneo de precios relativos, dejando incambiado el nivel general de precios, y por ende la tasa de inflación. Sin embargo, en la práctica el IPC, tomado usualmente como base para el cálculo de la tasa de inflación, se ve afectado por shocks de precios relativos. ¿Por qué?

- Los precios y salarios no son completamente flexibles en el corto plazo debido, por ejemplo, a que las empresas deben enfrentar costos de menú a la hora de ajustar sus precios o a la existencia de contratos que impiden el cambio continuo de precios y salarios. En este contexto, los precios relativos se ajustan lentamente.
- La existencia de shocks de oferta o de demanda que sólo afecten a ciertos mercados (idiosincrásicos) provocan cambios de precios relativos que se reflejan en la tasa de variación del IPC por un determinado período más o menos largo.

Adicionalmente existen problemas inherentes a la construcción del IPC que también dificultan la interpretación de sus movimientos:

- Su cobertura no es total. Si, por ejemplo, un cambio en las preferencias del público afecta a dos bienes, uno incluido en el IPC y otro no, el cambio de precios relativos se transforma en una variación del IPC que, de haber estado los dos bienes incluidos en el índice, no se habría producido.
- La utilización de ponderaciones fijas hace que no se refleje en el índice la sustitución entre bienes que generalmente surge como respuesta a los shocks de precios relativos (sesgo de sustitución).
- Su canasta se actualiza con poca frecuencia. En este sentido, la aparición de nuevos productos genera sesgos en la medición del IPC.
- Los cambios en la calidad de los bienes incluidos en la canasta del IPC generan errores de medición cuya importancia varía en el mismo sentido que la tasa de progreso técnico.

Otra dificultad se genera en que por construcción el IPC es una serie que agrega componentes que presentan diferentes características, en cuanto a ciclicidad, erraticidad y estacionalidad.

La existencia de shocks puntuales sobre el nivel general de precios también dificulta una adecuada evaluación de la evolución de la inflación. Un caso particularmente complicado es comprender la evolución de la usualmente utilizada tasa de inflación interanual, que compara el nivel de precios corriente con el de hace 12 meses. En efecto, un cambio de una vez y para siempre en el nivel de precios afecta a la tasa de inflación interanual durante todo un año hasta que abandona la comparación anual. Por lo tanto, la evolución de esta tasa de inflación puede reflejar tanto cambios de precios que están ocurriendo actualmente como cambios de precios que ocurrieron el año anterior. En particular, este filtro es un indicador rezagado de los cambios en la tendencia inflacionaria, siendo representativo de la situación vigente 6 meses atrás. Asimismo, las alteraciones en el patrón estacional de los cambios de precios de un año al otro también pueden inducir ruido en la tasa de inflación interanual.

En síntesis, el ruido implícito en la tasa de variación del IPC dificulta una adecuada evaluación de las presiones inflacionarias, insumo fundamental para la toma de decisiones en cuanto al ajuste de la política monetaria. Esto subraya la necesidad de identificar la inflación subyacente, que surge de aislar “el componente permanente o de largo plazo de la inflación que depende de las variables económicas fundamentales”¹, de forma de minimizar el impacto de shocks idiosincrásicos y transitorios sobre las decisiones de política económica.

En esta investigación se presenta un indicador de inflación subyacente para la economía uruguaya que resulta de extraer el componente de largo plazo de la tasa de inflación (medida como la tasa de variación del IPC), que es común a un grupo amplio de variables de precios, monetarias, reales y financieras. Este trabajo se basa en la propuesta de Cristadoro, Forni, Reichlin y Veronese (2001, 2003), quienes aplican el Modelo Factorial Dinámico Generalizado (MFDG) de Forni et al (2000, 2002) para construir un indicador de inflación subyacente para el Área Euro.

El indicador de inflación subyacente es evaluado en función de su capacidad de predecir la tasa de inflación *headline* (variación interanual). Esta elección se sustenta en que se considera que la forma más adecuada de evaluación consiste en identificar qué tan bien cumple la función para la cual fue construido, es decir qué tan informativo es respecto a la evolución futura de la inflación, teniendo en cuenta que el éxito de la política monetaria depende fuertemente del grado de consistencia de los anuncios respecto a la inflación que efectivamente se observe.

¹ “Inflación subyacente en el Perú”, Luis Valdivia, Lucy Vallejos, Banco Central de Reserva del Perú.

II. MARCO METODOLÓGICO

En esta investigación se presenta un indicador de inflación subyacente para la economía uruguaya que resulta de extraer el componente de largo plazo de la tasa de inflación (medida como la tasa de variación del IPC), que es común a un grupo amplio de variables de precios, monetarias, reales y financieras. Este trabajo se basa en la propuesta de Cristadoro, Forni, Reichlin y Veronese (2001, 2003), quienes aplican el Modelo Factorial Dinámico Generalizado (MFDG) de Forni et al (2000, 2002).

Los Modelos Factoriales Dinámicos (MFD) son diseñados para trabajar con grandes paneles de datos, donde las unidades *cross-section* están sujetas a fuertes co-movimientos. En contraste a otros modelos, al explotar esos co-movimientos los MFD permiten una importante reducción de la dimensión del modelo. De esta forma, aseguran una parametrización parsimoniosa a pesar de la gran dimensión *cross-section*.

El MFDG de Forni et al. (2000, 2002) combina las ventajas de dos corrientes de modelos factoriales. Por un lado, es un modelo dinámico que sigue a la tradición del MFD de Sargent y Sims (1977) y Geweke (1977). La utilización de un modelo dinámico resulta esencial por la naturaleza dinámica del tema de estudio que se busca abordar. Por otra parte, el MFDG generaliza el análisis factorial dinámico tradicional, permitiendo un monto limitado de correlación cruzada entre los componentes idiosincrásicos. Esta característica, adoptada de los modelos factoriales estáticos de Chamberlain (1983) y Chamberlain y Rothschild (1983), contempla la eventual existencia de shocks que se propagan de un sector a otro, o de ciertos shocks, tecnológicos por ejemplo, que no pueden ser clasificados como idiosincrásicos, estrictamente, ya que afectan a un número reducido de sectores.

El supuesto de que la dimensión *cross-section* n es infinita es crucial para la identificación del modelo, en contraste con modelos factoriales tradicionales en los cuales la dimensión temporal T es grande en comparación con la dimensión *cross-section*.

II.1. El modelo factorial dinámico generalizado

Sea un vector de series $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$, donde x_{1t} es la tasa de variación del IPC:

$$x_{1t} = \log(P_t) - \log(P_{t-1}) \quad \text{siendo } P_t \text{ el Índice de precios en el momento } t$$

La idea de base es que es posible representar la tasa mensual de variación del IPC como la suma de dos componentes inobservables, una señal x_{1t}^* y un componente que no es de interés porque capta la dinámica de corto plazo, errores de medición y shocks idiosincrásicos:

$$x_{1t} = x_{1t}^* + \varepsilon_{1t}$$

El objetivo es estimar la señal x_{1t}^* utilizando la información disponible sobre el pasado y el presente de las variables que conforman el vector x .

Un supuesto fundamental es que cada variable x_{jt} , con $j=1, \dots, n$, puede ser representada como la suma de dos componentes inobservables que son estacionarios y mutuamente ortogonales: el componente común, sea χ_{jt} , y el componente idiosincrásico, ξ_{jt} .

El componente común es afectado por un número reducido (q) de factores comunes o shocks comunes u_{ht} , con $h=1, \dots, q$, que están presentes en todas las variables, pero posiblemente con diferentes coeficientes y estructuras de rezagos (κ). El componente idiosincrásico, por su parte, se ve afectado por shocks específicos a cada variable.

Formalmente, x_{jt} puede expresarse como:

$$x_{jt} = \chi_{jt} + \xi_{jt} = \sum_{h=1}^q \sum_{\kappa=0}^s b_{jh\kappa} u_{h(t-\kappa)} + \xi_{jt} \quad \text{con } j = 1, \dots, \infty$$

Según puede observarse en la expresión anterior la función de impulso respuesta $b_{jh}(L)$, $h=1, \dots, q$ es un polinomio de rezagos de orden s :

$$b_{jh}(L)u_{ht} = b_{jh0}u_{ht} + b_{jh1}u_{ht-1} + \dots + b_{jhs}u_{ht-s}$$

Los shocks comunes u_{jt} son ruidos blancos de varianza unitaria, ortogonales mutuamente y ortogonales a los procesos ξ_{jt} para todo j . No se imponen restricciones a los coeficientes b_{jh1}, \dots, b_{jhs} . De esta forma, el modelo es flexible, en el sentido de que la reacción de cada variable a un determinado shock común puede ser pequeña o grande, negativa o positiva, inmediata o rezagada. Además, una variable puede reaccionar con un determinado perfil de impulso respuesta a un primer shock y con un perfil totalmente distinto a un segundo shock. Esto puede comprender un amplio rango de comportamientos de los componentes comunes χ_{jt} , $j = 1, \dots, \infty$.

Adicionalmente, el componente común de la tasa de variación del IPC χ_{1t} , por ser una variable estacionaria, puede descomponerse en una suma de ondas de diferente periodicidad (descomposición espectral). Específicamente, es posible identificar un componente de mediano y largo plazo, χ_{1t}^L , y un componente de corto plazo χ_{1t}^S , mediante la agregación respectiva de ondas de periodicidad mayores (menores) que un período crítico determinado.

De esta forma, la tasa de variación del IPC puede expresarse de la siguiente forma:

$$x_{1t} = x_{1t}^* + \varepsilon_{1t} = \chi_{1t}^L + \chi_{1t}^S + \xi_{1t}$$

La identificación de la inflación subyacente requiere dejar de lado los movimientos idiosincrásicos y de corto plazo debido a que:

- El componente idiosincrásico capta los errores de medición y otros shocks de carácter local, por ejemplo aquellos que afectan a un determinado sector o industria. Si bien estos shocks no tienen efecto sobre la inflación de largo plazo, explican un porcentaje importante de la varianza de la tasa mensual de variación del IPC. Sin embargo, dada su naturaleza idiosincrásica, presentan una correlación muy baja con el resto de las variables. La eliminación de estos shocks se sustenta en que el rol del indicador de inflación subyacente es proporcionar una señal para la intervención de la política monetaria, la cual no debería reaccionar a shocks de carácter sectorial en el entendido de que no reflejan presiones inflacionarias subyacentes².
- El nivel de precios se encuentra afectado por variaciones estacionales y por movimientos de muy corto plazo que representan una proporción importante de la volatilidad de la tasa de variación del IPC. La eliminación de estos shocks de carácter transitorio se basa en que, debido al rezago con que incide la política monetaria sobre los precios, simplemente no tiene sentido que reaccione a ellos.

² Este argumento debe ser relativizado en el caso uruguayo en el cual los shocks sectoriales pueden volverse persistentes e incluso generalizarse debido a la existencia de mecanismos de indexación.

Por lo tanto, el indicador de inflación subyacente propuesto corresponde al componente común y de largo plazo de la tasa mensual de variación del IPC:

$$x_{1t}^* = \chi_{1t}^L$$

II.2. Procedimiento de estimación

El procedimiento de estimación se basa en proyectar el componente de largo plazo de la inflación χ_{1t}^L a partir de los factores comunes $u_{h(t-\kappa)}$:

$$\hat{\chi}_{1t}^L = \text{Pr oy}(\chi_{1t}^L / u_{h(t-\kappa)}, h = 1, \dots, q; \kappa = 0, \dots, s)$$

Para que este procedimiento tenga buenos resultados es necesario que:

- Los factores u_h estén contenidos en la variable de inflación (x_{1t}) con rezagos pertenecientes al intervalo $\kappa = 0, 1, \dots, s$.
- El panel de datos contenga un número suficiente de variables que lideren y rezaguen a la inflación.

A continuación se describen los principales pasos del procedimiento de estimación³:

- El primer paso consiste en estimar la matriz de densidad espectral de $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$. Esta matriz tridimensional, sea $\hat{\Sigma}(\theta)$, es estimada utilizando una ventana de rezagos de Bartlett de tamaño M , es decir aplicando la transformación discreta de Fourier a las matrices de covarianzas muestrales $\hat{\Gamma}(k)$ previamente afectadas por los pesos ω_k .
- Luego se aplica la descomposición en componentes principales dinámicos⁴. Para cada frecuencia, se calculan los valores y vectores propios de las matrices de densidad espectral estimadas en el punto anterior ($\hat{\Sigma}(\theta)$). Para determinar el

³ Por una descripción detallada del procedimiento de estimación se sugiere consultar el Anexo del trabajo de Cristadoro et al (2003).

⁴ Esta técnica se basa en aplicar un análisis de componentes principales a un conjunto de matrices de densidad espectral referidas a diferentes frecuencias. Siguiendo a Forni et al. (2000) los valores y vectores propios dinámicos son los valores y vectores propios de la matriz de densidad espectral, como funciones de la frecuencia.

número de componentes debe recurrirse a un criterio heurístico. Dado que los valores propios que se derivan representan la varianza explicada por los componentes principales en cada frecuencia se impone el criterio propuesto por Forni, Hallin, Lippi y Reichlin (2000) de que el número de factores dinámicos q iguale al número de valores propios que capturan un porcentaje mínimo de varianza explicada del 50%.

- Premultiplicando la matriz diagonal de los q mayores valores propios dinámicos⁵, $\Lambda_q(\theta)$, por la matriz de los correspondientes q vectores propios dinámicos, $U(\theta)$, y postmultiplicando por su correspondiente transpuesto conjugado, $\tilde{U}(\theta)$, se obtienen las matrices de densidad espectral de los componentes comunes para cada frecuencia, $\hat{\Sigma}_x(\theta)$.
- Restando estas matrices $\hat{\Sigma}_x(\theta)$ a las correspondientes matrices de densidad espectral de los datos $\hat{\Sigma}(\theta)$, se obtienen las matrices de densidad espectral de los componentes idiosincrásicos $\hat{\Sigma}_\varepsilon(\theta)$. Siguiendo las afirmaciones de Cristadoro et al (2003), si q está correctamente determinado estas matrices pueden estimarse consistentemente, a medida que las dimensiones *cross-section* n y temporal T tienden a infinito.
- Al aplicarse la transformación inversa de Fourier a las matrices de densidad espectral de los componentes comunes $\hat{\Sigma}_x(\theta)$, se obtienen las matrices de covarianzas de los componentes comunes para todo *lead* y *lag*, $\hat{\Gamma}_x(k)$. Además, al restringir la transformación inversa de Fourier al intervalo correspondiente al mediano y largo plazo (baja frecuencia) se estiman las matrices de covarianzas del componente de mediano y largo plazo, $\hat{\Gamma}_{x^L}(k)$.
- El siguiente paso en el procedimiento es la estimación de los componentes comunes. Siguiendo a Forni et al (2001), a medida que n y T tienden a infinito, el mejor estimador lineal de los componentes comunes, en el sentido de un mínimo error cuadrático, es la proyección de los componentes comunes en el espacio delimitado por los componentes comunes. Este espacio, no obstante, es desconocido y debe ser estimado. Forni et al (2001) muestran que el espacio delimitado por un número predeterminado r de los primeros componentes principales generalizados de la matriz de covarianzas de los componentes comunes $\hat{\Gamma}_x^n(0)$ con respecto a la matriz de covarianzas de los componentes

⁵ Los valores propios son ordenados en forma decreciente con respecto a su tamaño.

idiosincrásicos $\hat{\Gamma}_{\xi}^n(0)$, se aproxima al espacio delimitado por los componentes comunes a medida que $n \rightarrow \infty$ ⁶. Prueban que a medida que n y T se acercan a infinito, la proyección sobre este espacio estimado converge en probabilidad a los componentes comunes. La idea detrás del uso del análisis de componentes principales generalizados es la siguiente: en el modelo factorial dinámico los componentes comunes son guiados por q factores dinámicos comunes que integran la ecuación contemporáneamente y con rezagos de hasta s períodos. En el procedimiento de estimación, los q factores dinámicos comunes, son tratados en forma separada como $q(s+1)$ factores estáticos. Estos factores estáticos no conocidos, se estiman como los primeros $r = q(s+1)$ componentes principales generalizados. Este procedimiento se basa en calcular los valores propios generalizados, μ_j , es decir los n números complejos que solucionan la ecuación $\det(\hat{\Gamma}_{\chi}(0) - z\hat{\Gamma}_{\xi}(0)) = 0$, así como los correspondientes vectores propios V_j , $j = 1, \dots, n$, es decir los vectores que satisfacen la siguiente expresión:

$$V_j \hat{\Gamma}_{\chi}(0) = \mu_j V_j \hat{\Gamma}_{\xi}(0)$$

y la condición de normalización: $V_j \hat{\Gamma}_{\xi}(0) V_i' = \begin{cases} 0 & \text{si } j \neq i \\ 1 & \text{si } j = i \end{cases}$

Luego se ordenan los valores propios en orden decreciente y se toman los vectores propios correspondientes a los r mayores valores propios. Los factores estáticos estimados son los componentes principales generalizados:

$$v_{jt} = V_j' x_t, \quad j = 1, \dots, r$$

El procedimiento de componentes principales generalizados definido asegura que los componentes seleccionados sean las combinaciones lineales de los datos con la mayor proporción de varianza común sobre varianza idiosincrásica.

- Utilizando las matrices de covarianzas de los componentes comunes $\hat{\Gamma}_{\chi}(k)$, se estiman los componentes comunes χ_{jt} , para cada $j = 1, \dots, n$; $t = 1, \dots, T$, proyectando en el espacio delimitado por los primeros r componentes principales generalizados:

⁶ El análisis de componentes principales generalizados se aplica a la matriz diagonal que en su diagonal tiene las varianzas de los componentes idiosincrásicos. La matriz diagonalizada de covarianzas de los componentes idiosincrásicos se utiliza dado que los resultados de las simulaciones de Forni et al (2001) muestran que esto produce mejores resultados en el caso de n grande en comparación a T .

$$\hat{\chi}_{t+h} = \hat{\Gamma}_{\chi}(h) V (V' \hat{\Gamma}(0) V)^{-1} v_t$$

$$\hat{\Gamma}_{\chi}(h) V (V' \hat{\Gamma}(0) V)^{-1} V' x_t$$

- Finalmente, utilizando las matrices de covarianzas de los componentes comunes de mediano y largo plazo $\hat{\Gamma}_{\chi^L}(k)$, se estiman los componentes comunes de mediano y largo plazo χ_{jt}^L , proyectando en el espacio delimitado por los r primeros componentes principales generalizados:

$$\hat{\chi}_{t+h}^L = \hat{\Gamma}_{\chi^L}(h) V (V' \hat{\Gamma}(0) V)^{-1} v_t$$

$$\hat{\Gamma}_{\chi^L}(h) V (V' \hat{\Gamma}(0) V)^{-1} V' x_t$$

Una vez estimado el componente común y de largo plazo, se toma el vector columna correspondiente al componente común y de largo plazo de la tasa de variación del IPC, obteniéndose el indicador de inflación subyacente, según se define a continuación:

$$\pi_t^{core} = f(\chi_{1t}^L) = \chi_{1t}^L \sigma_1 + \mu_1$$

donde χ_{1t}^L es el componente común y de largo plazo de la tasa de inflación, σ_1 y μ_1 corresponden al desvío estándar y a la media de la serie prefiltrada $d \log(IPC)$, utilizada en el MFDG.

II.3. Predicción

Suponiendo que a mediados de año se busca predecir la tasa de inflación subyacente anual 6 meses adelante, el estimador es:

$$\pi_{12m,t+6}^{core} = f \left[\chi_{1t-6}^L, \dots, \chi_{1t}^L, \chi_{1t+1}^{Lf}, \dots, \chi_{1t+6}^{Lf} \right]$$

donde:

- Los componentes comunes y de largo plazo correspondientes a los primeros 6 meses del año se estiman de acuerdo al procedimiento explicado en el apartado anterior.
- Los componentes comunes y de largo plazo correspondientes a los seis meses siguientes se proyectan dada la información disponible hasta el momento t , tomando en cuenta las covarianzas calculadas en el procedimiento de estimación.

Este indicador presenta las condiciones necesarias para ser comparado con la tasa de inflación doce meses adelante correspondiente al rango objetivo del Banco Central.

III. ANÁLISIS EMPÍRICO

III.1. El panel de datos

Siguiendo la metodología de Cristadoro *et al*, se realizó la recolección de datos teniendo en cuenta que el panel debe cumplir tres criterios importantes:

- Debe incluir variables que permitan captar los factores responsables de las fluctuaciones generales de precios en la economía uruguaya.
- Su dimensión cross-section debe ser lo suficientemente grande, de forma de filtrar el ruido idiosincrásico de las variables.
- Debe incluir un número suficiente de variables líderes, coincidentes y rezagadas con respecto a las fluctuaciones agregadas de precios en nuestra economía, para alcanzar el nivel deseado de suavizado intertemporal.

El proceso de selección de variables se realizó sobre la base de los criterios presentados anteriormente. Asimismo, en este proceso se tomó en cuenta el tipo de variables elegidas por Cristadoro *et al* (2003).

El panel incluye, además de los precios domésticos, propiamente, un conjunto de variables vinculadas al grado de apertura de nuestra economía. Por otra parte, considera una serie de variables del mercado monetario. En otro orden, incluye un conjunto de variables de demanda agregada, como forma de aproximarse a la importancia de los excesos de demanda agregada como fuente de presiones inflacionarias. Otro bloque de variables refiere a la producción real y su inclusión se sustenta en que estas variables pueden contener información de utilidad que lidere a la inflación y que contribuya a extraer la señal inflacionaria que es de interés para el Banco Central. Asimismo, incluye variables correspondientes al mercado laboral, dado el rol central desempeñado por la curva de Phillips en el análisis de la inflación. El último bloque refiere a variables que *a priori* fueron consideradas *forward looking*, y su inclusión fue motivada por la necesidad de contar con variables que lideren a la inflación.

El período de estudio corresponde a 1998.11 2007.06. Éste se definió atendiendo fundamentalmente a la disponibilidad de información.

El panel de datos incluye un total de 182 series⁷. Cabe señalar que este número corresponde a las series para las cuales el proceso de prefiltrado permitió alcanzar resultados que se consideraron aceptables.

⁷ Las series consideradas se encuentran detalladas en el Anexo.

Dentro del primer grupo se encuentra un total de 46 series de Índices de Precios al Consumo y 19 series de Índices de Precios al Productor.

Con respecto al segundo tipo de variables, además del tipo de cambio del peso respecto al dólar, se incluye un conjunto de precios expresados en dólares implícitos en el comercio con nuestros principales socios comerciales. En este mismo sentido, se considera un conjunto de precios internacionales Brent y West Texas, carne y productos lácteos, entre otros.

Entre las variables nominales consideradas en el panel se encuentran las series mensuales de agregados monetarios M1, M1' y M2. Asimismo, se incluyen indicadores de la cantidad real de dinero⁸.

Desde una perspectiva fiscal, el panel incluye una serie del gasto público primario corriente del Sector Público No Financiero y su correspondiente apertura en remuneraciones, bienes y servicios y prestaciones a la seguridad social. Estas series se incluyen tanto en términos nominales, como reales (deflactadas con el IPC). Como proxy del componente de inversión de la demanda agregada se incluye una serie de importaciones de bienes de capital (valor CIF). Adicionalmente, se considera un índice del costo de la construcción (ICC). Por último, la evolución mensual del consumo se aproximó mediante la inclusión de tres indicadores correspondientes al consumo privado y al consumo interno.

En otro orden, el panel incluye un grupo de 8 series mensuales de actividad económica global y sectorial. Se incluyen asimismo tres indicadores de expectativas acerca de la evolución de la economía, las exportaciones y las ventas al mercado interno. Éstos fueron construidos a partir de la encuestas de expectativas industriales que releva la Cámara de Industrias del Uruguay⁹.

El panel cuenta con un conjunto de estadísticas mensuales del mercado de trabajo, en particular el Índice Medio de Salarios Reales del sector privado, y las Tasas de Empleo y Desempleo correspondientes a Montevideo y al total del país urbano. Asimismo, además de la tasa de desempleo total se incluyen las correspondientes a los jefes de hogar para Montevideo e Interior, y a los hombres entre 25 y 55 años, también para Montevideo¹⁰. En el mismo sentido, el panel considera índices de variación del costo unitario de la mano de obra a nivel sectorial¹¹.

Por último, y en relación al último tipo de variables considerado, se incluye una serie de expectativas de inflación para un horizonte de 12 meses. Adicionalmente, el

⁸ Estos se calcularon deflactando las cantidades nominales con el IPC.

⁹ En el Anexo se presenta la fórmula de cálculo.

¹⁰ La participación en el mercado laboral de los hombres entre 25 y 55 años es más estable. Sobre esta base, la evolución de la tasa de desempleo correspondiente a ese grupo podría constituir un mejor indicador de presiones de demanda sobre los precios, razón que motiva su inclusión en el panel.

¹¹ Estos comparan los salarios nominales con la productividad media en cada sector.

panel considera un conjunto de series de tasas de interés de los créditos y depósitos bancarios a distintos plazos y sus correspondientes tasas de interés reales ex-ante, obtenidas deflactando las tasas de interés nominales con la tasa de inflación esperada. Asimismo, se incluye un conjunto de tasas de interés correspondientes a depósitos y créditos, denominados en moneda extranjera y el índice UBI¹².

III.2. Tratamiento de los datos

La aplicación del Modelo Factorial Dinámico Generalizado requiere de un tratamiento apropiado de los datos de forma de alcanzar la estacionariedad y remover las observaciones atípicas.

El tratamiento de los datos se realizó en cuatro etapas.

- Se realizó una inspección primaria de las series, con el objetivo de obtener información respecto a sus características en cuanto a estacionariedad y estacionalidad. El análisis de gráficos y correlogramas permitió identificar la transformación estacionaria a ser utilizada.
- Se corrieron las rutinas de TRAMO-SEATS¹³ con el objetivo de identificar y remover los outliers y otros efectos determinísticos. En los casos en que se observó la presencia de estacionalidad no estacionaria, se optó por incluir dummies estacionales como regresores, en línea con la metodología de Cristadoro et al (2003).
- Se realizaron las transformaciones estacionarias (diferenciación o log diferenciación) de las series prefiltradas de efectos determinísticos. Mediante la aplicación de contrastes de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentado se corroboró la correcta elección de dichas transformaciones estacionarias.
- Para evitar los efectos de la escala sobre las estimaciones, se trabajó con variables de media cero y varianza unitaria.

¹² Uruguayan Bonds Index – Construido por República AFAP para medir el spread de los bonos uruguayos respecto a los estadounidenses.

¹³ Se utilizó el programa Demetra.

III.3. De la Matriz de Covarianzas a la Matriz de Densidad Espectral

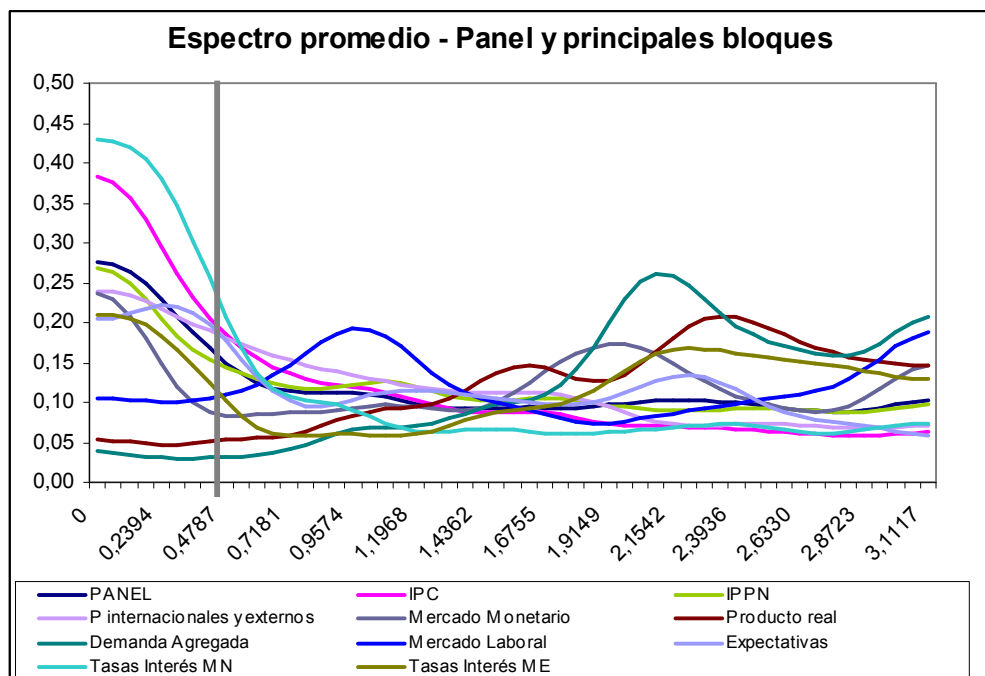
El primer paso en la aplicación del MFDG¹⁴ consiste en la obtención de la matriz de densidad espectral de los datos, $\hat{\Sigma}(\theta)$, donde θ indica la frecuencia. Se consideró un total de 105 frecuencias equidistribuidas en el intervalo $[-\pi, \pi]$.

La estimación se realizó utilizando una ventana de rezagos de Bartlett de tamaño $M = 12$, es decir aplicando la transformación discreta de Fourier a la matriz tridimensional de covarianzas entre las 182 series del panel, $\hat{\Gamma}(k)$, para cada uno de los 12 *leads* y 12 *lags* considerados, previamente afectada por los pesos ω_k .

La aplicación del MFDG requiere que las series de tiempo consideradas presenten fuertes co-movimientos, concentrados principalmente en el mediano y largo plazo (baja frecuencia). A su vez, el término co-movimiento significa que un número pequeño de *shocks* comunes puede explicar una proporción considerable de la variabilidad de las series del panel.

Para investigar la existencia de co-movimientos se analizaron los espectros promedio. Éstos se obtuvieron a partir de la matriz de densidad espectral estimada $\hat{\Sigma}(\theta)$. Ésta es una matriz tridimensional, con los espectros de cada una de las variables en relación a si misma y al resto de las variables, para cada una de las frecuencias consideradas. Para calcular los espectros promedio, se tomaron, en cada frecuencia, los elementos de la diagonal de la matriz $\hat{\Sigma}(\theta)$, promediándose para todo el panel y para distintos bloques de variables.

¹⁴ Las estimaciones del MFDG se realizaron utilizando el programa Matlab 6.5. Los códigos se obtuvieron de la página web de Mario Forni:
http://www.economia.unimore.it/forni_mario/matlab.htm



El análisis de los espectros promedio muestra cómo se distribuye en promedio la volatilidad entre las distintas periodicidades¹⁵. Según se observa, la mayor parte de los bloques de series concentra su volatilidad mayormente en el intervalo de baja frecuencia. Constituyen la excepción a esta condición las variables vinculadas al sector real de la economía, específicamente al producto real, demanda agregada y mercado laboral. En estos casos, el ruido de alta frecuencia minimiza el componente cíclico de baja frecuencia.

En términos generales, las series consideradas presentan fuertes co-movimientos, lo cual lleva a investigar si es posible explicar una proporción considerable de su variabilidad mediante un número reducido de *shocks* comunes. Este tema se aborda en el punto siguiente, mediante la aplicación de la técnica de Componentes Principales Dinámicos.

¹⁵ Se presentan los espectros promedio afectados por la constante de proporcionalidad $\frac{4\pi}{T}$.

III.4. La determinación del número de Factores Comunes Dinámicos

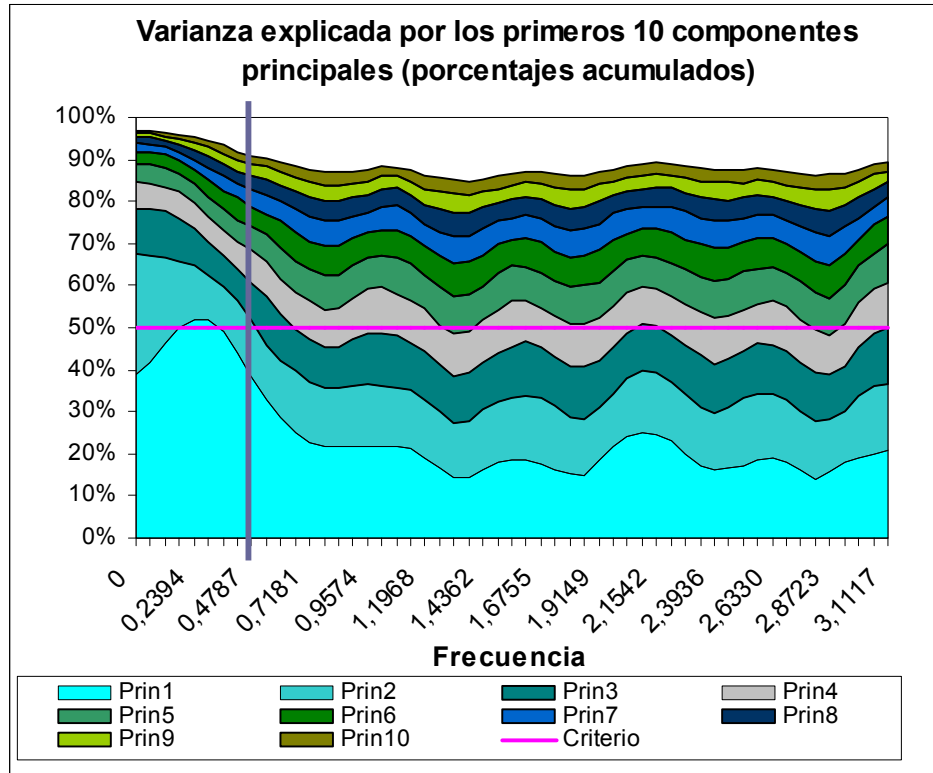
El paso previo para estimar las matrices relevantes para el MFDG es la determinación del número de factores dinámicos comunes. Para ello se realiza un análisis de componentes principales dinámicos a las matrices de densidad espectral de los datos en un intervalo de 105 frecuencias distribuidas en $[-\pi, \pi]$.

Sea Z_t el primer componente principal dinámico de las variables x_{it} , $i = 1, \dots, n$. Éste es la combinación lineal para todo *lead* y *lag* de las $x's$, con mayor proporción de varianza explicada¹⁶. El segundo componente principal es el que le sigue a Z_t , en términos del porcentaje de varianza explicada, pero con la restricción de que debe ser ortogonal a Z_t , para todo *lead* y *lag*, y así sucesivamente. Si las variables x_{it} no se encuentran correlacionadas para ningún *lead* y *lag*, entonces la varianza explicada por Z_t sería $\frac{1}{n}$ de la varianza total de las $x's$. Por el contrario, una alta proporción de la varianza de las $x's$ explicada por Z_t , o por los primeros q componentes principales dinámicos, con q pequeño en relación a n , revela la presencia de un fuerte co-movimiento de las $x's$.

La elección del número de factores dinámicos comunes se basa en el criterio heurístico de Cristadoro et al (2003) según el cual los factores dinámicos comunes deberían explicar como mínimo el 50% de la variación total en todas las frecuencias.

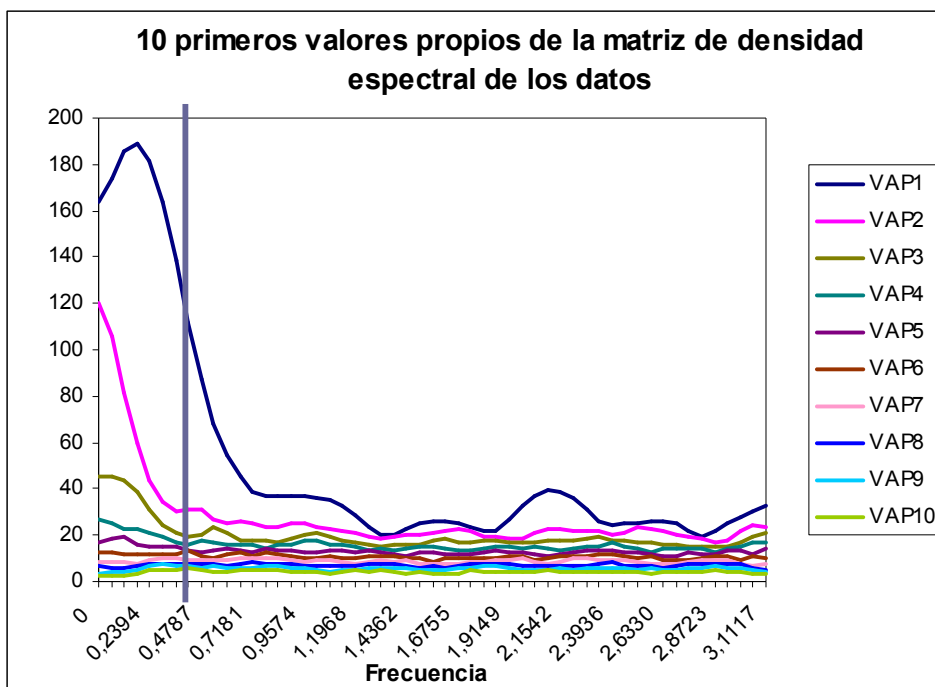
El gráfico que se presenta a continuación muestra los porcentajes acumulados de varianza explicada por los primeros 10 componentes principales dinámicos en el intervalo de frecuencias $[0, \pi]$; Esto quiere decir que la línea de más abajo representa el porcentaje de varianza explicada por el primer componente principal dinámico, la segunda línea representa el porcentaje explicado por los dos primeros componentes y así sucesivamente.

¹⁶ Cabe señalar que hay una combinación lineal para cada frecuencia considerada.



Como puede observarse, el porcentaje explicado por los primeros cuatro componentes principales dinámicos es mayor o igual al 50% en casi todas las frecuencias, llegando a superar el 80% en el intervalo de frecuencias menores que $\pi/6$ que constituyen el objeto de este análisis.

El gráfico siguiente presenta los valores propios correspondientes a los diez primeros componentes principales.



Como puede observarse los primeros tres valores propios son considerablemente mayores que los restantes. Asimismo, si se observa el intervalo correspondiente a baja frecuencia, alcanza a cuatro el número de valores propios significativamente mayores que los restantes.

Esto es una señal de que los movimientos comunes en los datos son capturados por estos cuatro primeros componentes principales, mientras que las variaciones menores, correspondientes a los restantes componentes principales, pueden ser interpretadas como movimientos idiosincrásicos.

Los elementos señalados llevan a elegir los primeros cuatro componentes principales como factores comunes dinámicos.

Estos cuatro Factores Dinámicos (FD) permiten explicar el 58% de la varianza¹⁷ de la tasa de variación del IPC, proporción que alcanza el 91% si nos focalizamos en el intervalo de baja frecuencia. En otras palabras, la tasa de variación del IPC presenta un alto grado de “*commonality*”, es decir que los factores comunes representan una alta proporción de su variabilidad, propiedad que se concentra en el mediano y largo plazo.

¹⁷ Estos cálculos fueron realizados a partir de las densidades espectrales de los componentes comunes en relación a las densidades espectrales de los datos.

**PROPORCIÓN DE VARIANZA EXPLICADA POR LOS FACTORES DINÁMICOS
Por intervalo de frecuencias**

$$\frac{\text{var}(x)}{\text{var}(x)} \quad [0, \pi) \quad [0, \frac{\pi}{6}) \quad (\frac{\pi}{6}, \pi)$$

PANEL	0,59	0,78	0,55
IPC	0,55	0,77	0,51
IPPN	0,55	0,76	0,51
Precios int. y ext.	0,52	0,62	0,50
Producto real	0,54	0,54	0,54
Demanda Agregada	0,56	0,45	0,58
Mercado Laboral	0,55	0,62	0,54
Mercado Monetario	0,60	0,67	0,59
Tasas Interés MN	0,64	0,92	0,58
Tasas Interés ME	0,58	0,80	0,53
Otras financieras	0,57	0,82	0,51
Expectativas	0,53	0,75	0,48

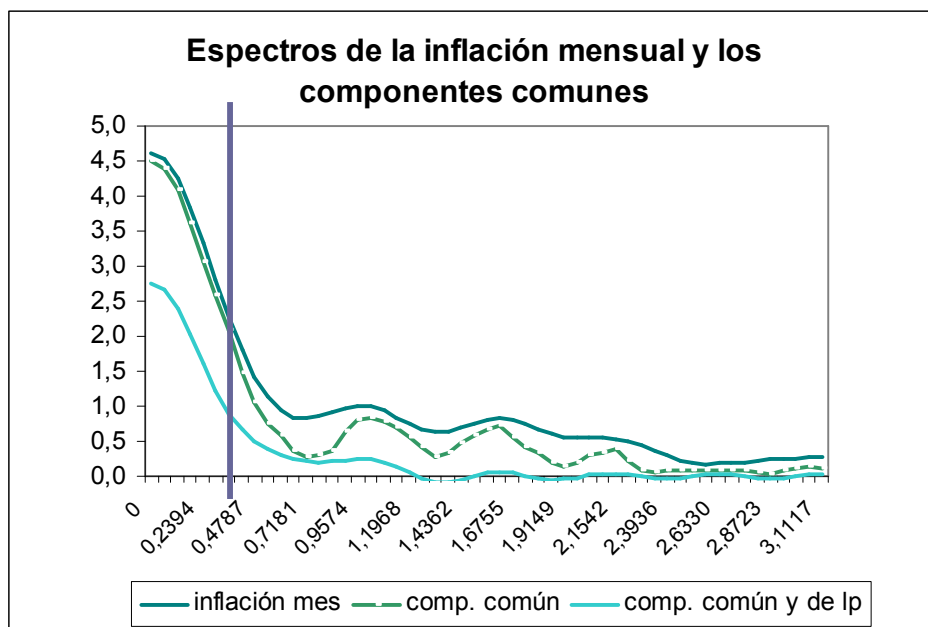
Según puede observarse en el cuadro, la proporción de varianza explicada se hace máxima para el caso de las series de tasas de interés en moneda nacional (64%) y mínima para las series de expectativas (53%) y producto real (54%).

III.4. Análisis espectral y estructura dinámica del panel

Una vez determinado el número de factores comunes dinámicos ($q = 4$), se estiman las matrices de densidad espectral de los componentes comunes, $\hat{\Sigma}_\chi(\theta)$, para cada frecuencia. Siguiendo las afirmaciones de Cristadoro *et al* (2003), si q está correctamente determinado estas matrices pueden estimarse consistentemente a medida que las dimensiones cross-section n y temporal T tienden a infinito.

Al aplicarse la transformación inversa de Fourier a las matrices de densidad espectral de los componentes comunes, $\hat{\Sigma}_\chi(\theta)$, se obtienen las matrices de covarianzas de los componentes comunes para todo *lead* y *lag*, $\hat{\Gamma}_\chi(k)$. Además, al restringir la transformación inversa de Fourier al intervalo de baja frecuencia (fluctuaciones con periodicidad correspondiente al mediano y largo plazo) se obtienen las matrices de covarianzas del componente de mediano y largo plazo, $\hat{\Gamma}_{\chi^L}(k)$. Finalmente, la aplicación de la transformación de Fourier a esta última matriz permite obtener la matriz de densidad espectral del componente común y de largo plazo, $\hat{\Sigma}_{\chi^L}(\theta)$.

En el gráfico siguiente se presentan los espectros estimados para la tasa de variación del IPC y para su componente común, y común y de largo plazo. Estos corresponden a los vectores fila con el elemento de la fila 1 y de la columna 1 de las correspondientes matrices de densidad espectral, para cada frecuencia, sean $\hat{\Sigma}^{11}(\theta)$, $\hat{\Sigma}_\chi^{11}(\theta)$ y $\hat{\Sigma}_{\chi^L}^{11}(\theta)$.



En la medida de que el área debajo de un espectro, dentro de unas determinadas frecuencias, se puede interpretar como la porción de la varianza total de la serie atribuible a estos componentes cíclicos, resulta evidente el grado de suavizado que se obtiene mediante la aplicación de la técnica empleada. La línea de más arriba representa el espectro total de la tasa de inflación. La línea punteada corresponde al espectro del componente común de la tasa de inflación, y es el resultado del suavizado *cross-section* que implica la aplicación de Componentes Principales Dinámicos al panel de datos. Finalmente, la línea inferior corresponde al espectro estimado para el componente común y de largo plazo de la tasa de inflación (suavizado *cross-section* e intertemporal).

El análisis de la matriz de covarianzas de los componentes comunes ($\hat{\Gamma}_{\chi^L}(k)$) permite caracterizar la estructura dinámica del panel. Una de las condiciones necesarias para que el procedimiento de estimación arroje buenos resultados refiere a que el panel de datos contenga un número suficiente de variables que lideren y rezaguen a la tasa de inflación.

Para abordar este tema, se analizó la matriz de covarianzas de las variables del panel con la tasa de inflación, clasificando las variables como adelantadas, coincidentes y rezagadas. Las variables clasificadas como adelantadas fueron aquellas para las cuales la máxima covarianza (o coeficiente de correlación) se dio en *leads* mayores que 1, y las rezagadas las correspondientes a *lags* mayores que 1. El resto de las variables fueron clasificadas como coincidentes.

PROPIEDADES DEL PANEL DE DATOS - % DE VARIABLES POR TIPO				
SERIE / CLASIFICACIÓN	N° SERIES	ADELANTADAS	COINCIDENTES	REZAGADAS
Total Panel	182	20%	41%	39%
Precios al consumo	46	11%	65%	24%
Precios al productor	19	11%	74%	16%
Precios Externos	3	67%	0%	33%
Precios Internacionales	19	63%	16%	21%
Producto real	8	0%	13%	88%
Gasto Público - nominal	4	0%	75%	25%
Gasto Público - real	4	50%	50%	0%
Consumo y otros componentes DA	5	20%	40%	40%
Agregados Monetarios - nominales	3	0%	0%	100%
Agregados Monetarios - reales	3	0%	33%	67%
Tasas de Interés MN - nominales	15	20%	0%	80%
Tasas de Interés MN - reales ex-ante	15	33%	0%	67%
Tasas de Interés ME - nominales	15	13%	27%	60%
Otra variables financieras	3	0%	67%	33%
Desempleo	5	20%	80%	0%
Empleo	6	0%	100%	0%
Costo de la mano de obra	5	20%	20%	60%
Expectativas	4	25%	25%	50%

Como puede apreciarse en el cuadro, las variables adelantadas por excelencia corresponden a los precios internacionales de los *commodities* y a los precios externos implícitos en los flujos de comercio de nuestra economía. Otras variables, correspondientes fundamentalmente al gasto público (real), también exhiben un comportamiento de este tipo. Contrariamente a lo esperable, en teoría, las variables de expectativas fueron clasificadas mayormente como coincidentes y rezagadas, resultado que seguramente se asocie al comportamiento *backward-looking* que han tenido estas variables durante el período de análisis.

III.5. El indicador de Inflación Subyacente

En esta etapa se proyecta el componente común y de largo plazo de la tasa de inflación χ_{1t}^L , a partir de los factores comunes de largo plazo $u_{h(t-k)}$, con $h = 1, \dots, 4$, $k = 0, 1, \dots, 12$, estimados como los primeros $r = 4 * 13 = 52$ componentes principales generalizados de las x'_s ¹⁸.

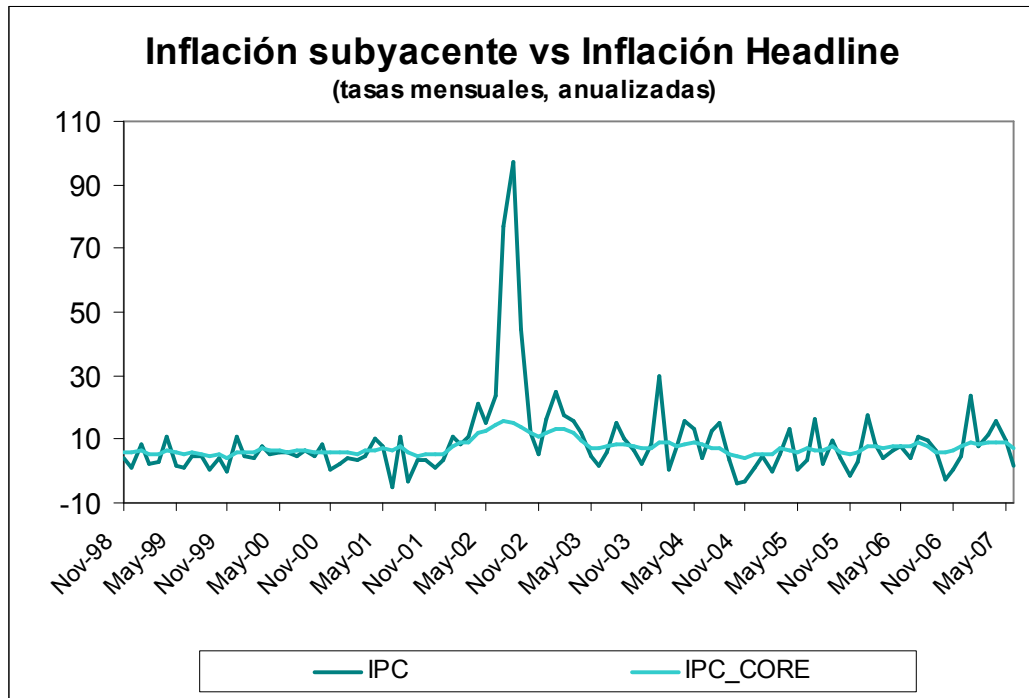
Una vez estimado este componente se está en condiciones de obtener el indicador de inflación subyacente, que se define a continuación:

$$\pi_t^{core} = \chi_{1t}^L \sigma_1 + \mu_1$$

donde χ_{1t}^L es el componente común y de largo plazo de la tasa de inflación, σ_1 y μ_1 corresponden al desvío estándar y a la media de la serie prefiltrada $d \log(IPC)$, utilizada en el MFDG.

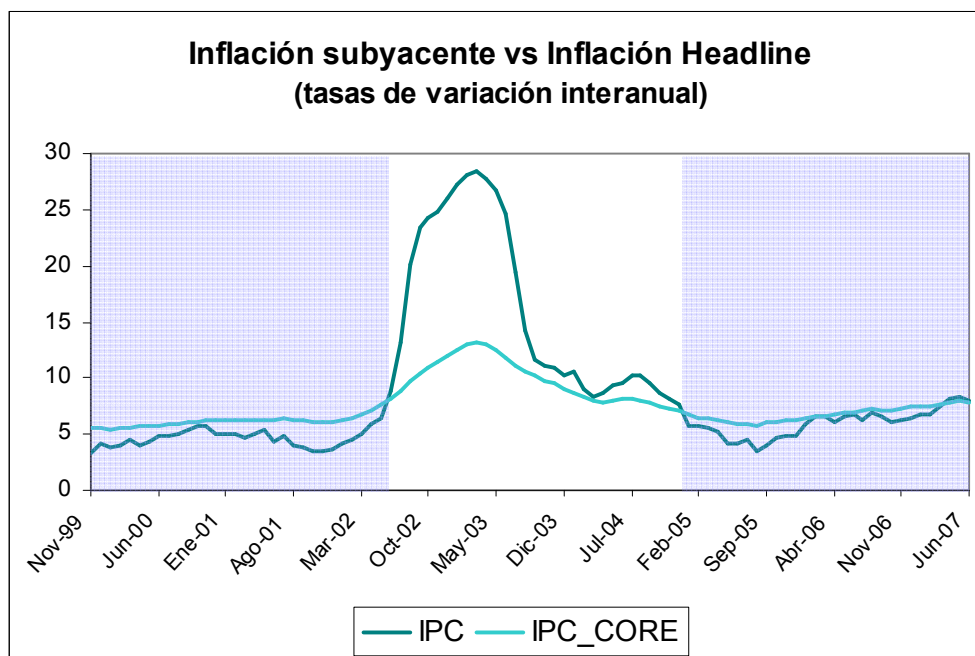
El gráfico siguiente muestra la evolución del indicador de inflación subyacente junto a la tasa de inflación mensual, medida como la tasa de variación del IPC.

¹⁸ $\hat{\chi}_{t+h}^L = \hat{\Gamma}_{\chi^L}(h) V (V' \hat{\Gamma}(0) V)^{-1} V' x_t$. Por mayor detalle se sugiere ver el Anexo del trabajo de *Cristadoro et al* (2003).



Este gráfico muestra claramente el resultado del suavizado *cross-section* e intertemporal, que se alcanza mediante la aplicación de la técnica descrita: la tasa mensual de inflación subyacente, anualizada, (IPC_CORE) no es afectada por el ruido de alta frecuencia que normalmente afecta a la tasa mensual de inflación *headline*.

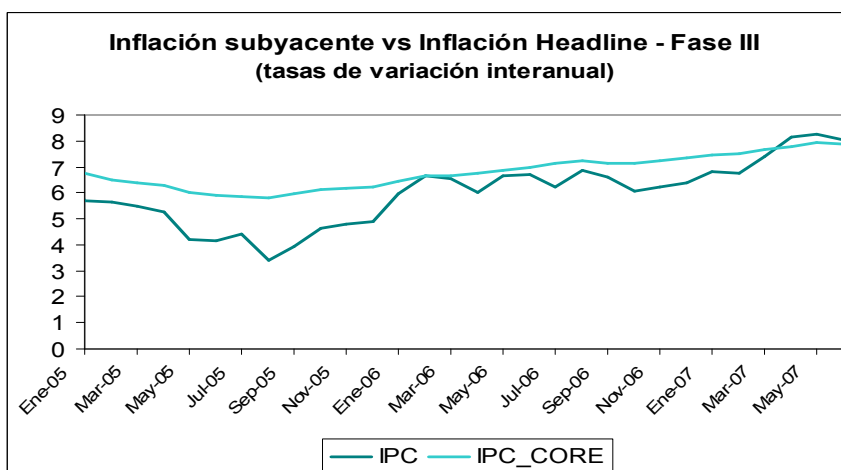
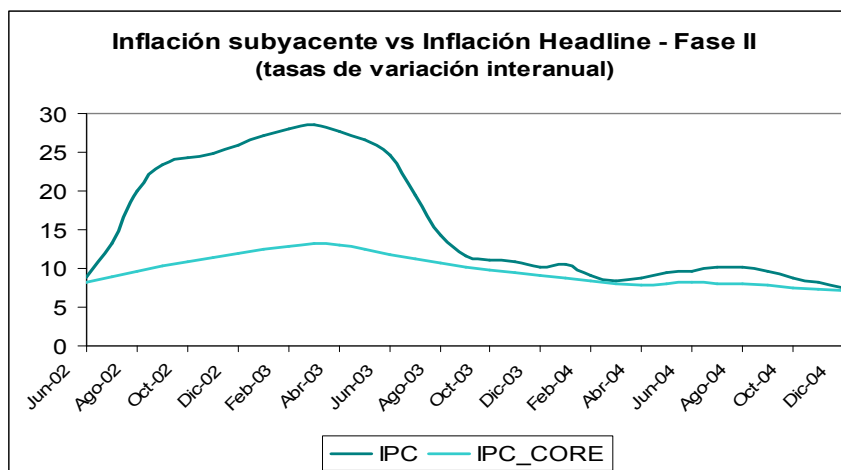
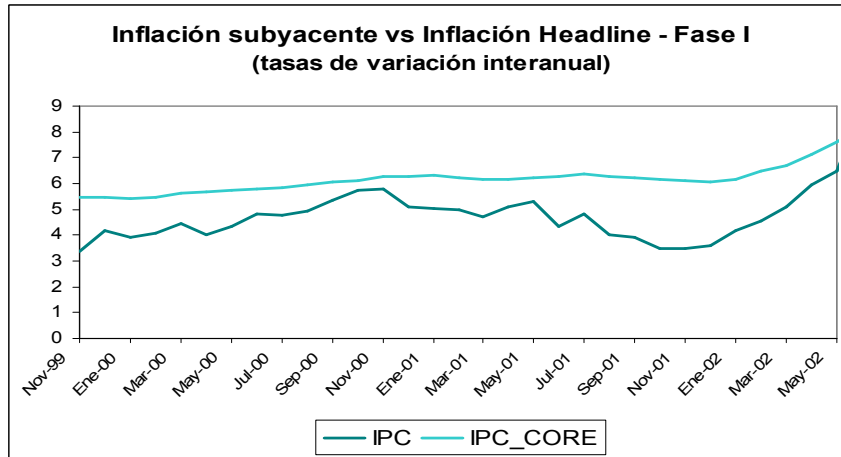
El siguiente gráfico presenta las tasas de variación interanual de la Inflación Subyacente y de la Inflación *headline*.



Es posible diferenciar tres etapas en el período de análisis considerado. La primera etapa se extiende hasta mayo del año 2002. En esta fase si bien la tasa de inflación interanual se mantuvo en niveles relativamente bajos (entorno al 4,6% en promedio), la tasa de inflación subyacente mostró una tendencia creciente, ubicándose en un nivel promedio de 6%, y permaneciendo por encima de la tasa de inflación *headline* durante todo el subperíodo.

El segundo subperíodo corresponde a la crisis y la posterior recuperación (junio de 2002 - diciembre de 2004). En esta etapa la tasa de inflación subyacente se mantuvo por debajo de la tasa de inflación *headline*, ubicándose entorno al 9,8% en promedio.

En la tercera etapa, iniciada en enero de 2005, la tasa de inflación subyacente ha tenido una tendencia creciente, manteniéndose por encima de la tasa de inflación *headline* durante casi todo el subperíodo.



En el cuadro siguiente se presentan las principales estadísticas descriptivas de la tasa de inflación *headline* y subyacente.

Estadísticas de Resumen - Tasas de variación interanual y mensual anualizada				
Período 1999.11 - 2007.06				
	π_t		π_t^{core}	
	Interanual	Mes (anualizada)	Interanual	Mes (anualizada)
Desvío Estándar	6,8	14,0	2,0	2,5
Media	8,8	9,6	7,6	7,7
Mediana	6,2	6,4	6,9	7,3
Máximo	28,5	97,0	13,2	15,6
Mínimo	3,4	-5,2	5,4	4,2
Correlación con π_t (Interanual)	1	0,4	0,96	0,63
lag máxima correlación	0	6	0	4
Correlación con π_t (Mes anual.)	0,36	1	0,32	0,73
lag máxima correlación	-6	0	-7	0

En comparación con la tasa de inflación *headline*, el indicador de inflación subyacente presenta una evolución más suave, con una desviación estándar inferior en casi tres veces y media.

El análisis de las correlaciones cruzadas de la tasa de inflación *headline* y de la tasa de inflación subyacente aporta los siguientes elementos:

- La tasa de inflación *headline* (variación interanual) se encuentra fuertemente correlacionada (0,63) con la tasa de inflación subyacente (variación mensual anualizada). Asimismo, la tasa de inflación subyacente (mensual anualizada) lidera en 4 meses a la tasa de inflación *headline* (variación interanual).
- La tasa de variación interanual del indicador de inflación subyacente se encuentra altamente correlacionada (0,96) y en fase con la tasa de inflación *headline* (variación interanual).

IV. EVALUACIÓN DEL INDICADOR

El indicador de inflación subyacente se evalúa tomando en consideración qué tan buen predictor es de la tasa de inflación *headline*. Esta elección se sustenta en que se considera que la forma más adecuada de evaluar este indicador es identificar qué tan bien cumple la función para la cual fue construido, es decir qué tan informativo es respecto a la evolución futura de la inflación.

En este punto surge un tema importante. Como fuera puntualizado por Woodford (1994) la propiedad de una variable cualquiera, de ser un indicador líder, depende cómo reaccione la política a ese indicador. Si la política responde de forma óptima a las desviaciones de un indicador respecto a una meta, esto debería eliminar el poder predictivo del indicador, en equilibrio. Este argumento se ve relativizado por el hecho de que el diseño de la política monetaria se basa en un conjunto de indicadores de inflación subyacente para evaluar las presiones inflacionarias.

El análisis del contenido informativo del indicador se realiza desde tres perspectivas:

IV.1. Estimación de la Ecuación de Cogley

Sea $\pi_t = d \log(P_t)$ la tasa de inflación *headline* y H un horizonte de proyección lo suficientemente largo.

Cogley (1998) argumenta que, dado que la tasa de inflación subyacente se define como el componente de largo plazo de la tasa de inflación mensual, es posible plantear la siguiente expresión:

$$\pi_t^{core} = E_t \pi_{t+H}$$

En otras palabras, la tasa de inflación subyacente en t es la tasa de inflación esperada para el período $t + H$.

Para verificar el cumplimiento de esta condición se estima la siguiente regresión:

$$(\pi_{t+H} - \pi_t) = \alpha_H + \beta_H (\pi_t - \pi_t^{core}) + u_{t+H}$$

contrastándose el cumplimiento de la hipótesis conjunta $\alpha_H = 0, \beta_H = -1$.

La restricción $\alpha_H = 0$ implica que $(\pi_{t+H} - \pi_t) - (\pi_t - \pi_t^{core})$ tiene una media aproximadamente igual a cero.

La restricción en β_H indica si la desviación respecto a la tasa de inflación subyacente mide correctamente el componente transitorio.

Para un horizonte H relativamente largo, la desviación respecto a la tasa de inflación subyacente, $\pi_t - \pi_t^{core}$, debería estar inversamente relacionada con los subsecuentes cambios futuros en la tasa de inflación, $\pi_{t+H} - \pi_t$.

Si $-1 < \beta_H < 0$, el indicador de inflación subyacente sobreestima los cambios futuros en la tasa de inflación, y el componente transitorio de la tasa de inflación actual.

Análogamente, si $\beta_H < -1$, el indicador estimado estaría sobreestimando el peso del componente transitorio.

A continuación se presenta un cuadro que resume los principales resultados. Se consideraron horizontes de 6, 12, 18, 24 y 36 meses. Las estimaciones se realizaron con la serie perfiltrada $d \log IPC$.

ECUACIÓN DE COGLEY			
$(\pi_{t+H} - \pi_t) = \alpha_H + \beta_H (\pi_t - \pi_t^{core}) + u_{t+H}$			
H	α_H	β_H	pvalue $H_0) \alpha_H = 0, \beta_H = -1$
6	0,0002 (0,0005)	-1,08 (0,14)	0,78
12	0,0004 (0,0006)	-1,07 (0,16)	0,68
18	0,0005 (0,0006)	-1,41 (0,16)	0,03
24	0,0006 (0,0007)	-1,16 (0,19)	0,45
36	0,0011 (0,0008)	-1,25 (0,23)	0,21
Notas: Errores estándares entre paréntesis π_t es la tasa de inflación mensual.			

Como puede observarse, en casi todos los casos la realización del *Test* de Wald lleva a no rechazar la hipótesis nula. La evidencia recogida sugiere que las desviaciones de la tasa de inflación *headline* respecto a la tasa de inflación subyacente están correlacionadas negativamente con los cambios futuros en la tasa de inflación *headline*. Esta correlación es cercana a -1, es decir que el desvío respecto de la tasa de inflación subyacente mide adecuadamente el componente transitorio de la tasa de inflación *headline*.

IV.2. Test de Causalidad de Granger - Capacidad de anticipación temporal

Este criterio implica que el indicador de inflación subyacente anticipe temporalmente a la tasa de inflación *headline*, pero que lo contrario no sea cierto, de tal forma que no haya “retroalimentación” entre una y otra variable.

El cuadro siguiente muestra los resultados obtenidos al contrastar la hipótesis nula de que π_t^{core} no causa a π_t . Para evitar el efecto de las observaciones atípicas sobre el test se utilizó la serie prefiltrada $d \log IPC$.

TEST DE CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER		
$\pi_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j \pi_{t-j}^{core} + \xi_t$		
<i>N° Lags</i>	$H_0) \beta_1 = \dots = \beta_m = 0; \pi_t^{core}$ no causa a π_t	
	Probabilidad	Resultado
3	0,0000	RH_0
6	0,0000	RH_0
9	0,0000	RH_0
12	0,0002	RH_0

Nota: π_t es la tasa de inflación mensual.

Los resultados aportan evidencia a favor de la existencia de causalidad en el sentido de Granger de la tasa de inflación subyacente hacia la tasa de inflación *headline*.

Asimismo, se contrastó la hipótesis de que π_t no causa a π_t^{core} .

TEST DE CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER		
$\pi_t^{core} = \sum_{j=1}^m \gamma_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j \pi_{t-j}^{core} + \eta_t$		
<i>N° Lags</i>	$H_0) \gamma_1 = \dots = \gamma_m = 0; \pi_t$ no causa a π_t^{core}	
	Probabilidad	Resultado
3	0,09	<i>NRH</i> ₀
6	0,28	<i>NRH</i> ₀
9	0,39	<i>NRH</i> ₀
12	0,50	<i>NRH</i> ₀
Nota: π_t es la tasa de inflación mensual.		

En todos los casos el resultado del contraste se inclinó hacia el no rechazo de la hipótesis nula de que la tasa de inflación *headline* no causa a la tasa de inflación subyacente.

En conclusión, la evidencia encontrada sugiere que el indicador de inflación subyacente tiende a anticiparse temporalmente a la tasa de inflación *headline*, no existiendo retroalimentación entre ambas variables.

IV.3. Habilidad Predictiva del Indicador

Se consideró un horizonte de doce meses. La tasa de inflación *headline* (variación interanual) se comparó con las siguientes predicciones:

- MFDG: Predicciones obtenidas a partir de los componentes comunes y de largo plazo estimados y proyectados. En el horizonte de predicción considerado, el indicador de inflación subyacente proyectado surge de los componentes comunes y de largo plazo proyectados para los próximos 12 meses, con información disponible hasta junio de 2007.

$$\pi_{t+12}^{core} = f[\chi_{1t+1}^{Lf}, \dots, \chi_{1t+12}^{Lf}]$$

- Componente común y de largo plazo en el momento t : Siendo que la tasa de inflación subyacente se define como el componente de largo plazo de la tasa de inflación mensual, la proyección de la tasa de inflación para $t+12$, está dada por:

$$E_t \pi_{t+12} = \pi_t^{core}$$

- Modelo AR(1): Este modelo fue utilizado como benchmark. Se generaron las predicciones a doce pasos de este modelo, calculándose la tasa de inflación proyectada, sobre una base interanual.

$$\pi_t = c + \gamma \pi_{t-1}$$

Las medidas consideradas fueron las siguientes, con $h = 12$:

Raíz cuadrada del error cuadrático medio: $RECM = \sqrt{\frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} (\pi_{t+h} - \hat{\pi}_{t+h/t})^2}$

Error medio: $EM = \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} (\pi_{t+h} - \hat{\pi}_{t+h/t})$

Error absoluto medio: $EAM = \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} |\pi_{t+h} - \hat{\pi}_{t+h/t}|$

Rango:
$$R = \text{Max}[\pi_{t+h} - \hat{\pi}_{t+h/t}] - \text{Min}[\pi_{t+h} - \hat{\pi}_{t+h/t}]$$

donde:

$\hat{\pi}_{t+h/t}$ es la predicción en t de la tasa interanual de inflación subyacente en $t + h$.

π_{t+h} es la tasa de inflación interanual en $t + h$.

τ es el número de períodos considerados.

El siguiente cuadro muestra los principales resultados obtenidos en el período 2005.02 – 2007.06.

CONTENIDO INFORMATIVO DEL INDICADOR			
Errores de predicción de la tasa de inflación headline			
doce pasos adelante		Período 2005.02 - 2007.06	
$f(\pi_{t+12} - \hat{\pi}_{t+12/t})$	MFDG	$E_t \pi_{t+12} = \pi_t^{core}$	AR 1
RECM	0,0146	0,0184	0,0220
EM	-0,0104	-0,0082	-0,0150
EAM	0,0116	0,0127	0,0172
RANGO	0,0358	0,0571	0,0627

Nota: π es la tasa de inflación interanual

Como puede observarse, tanto las predicciones del MFDG como las que surgen directamente del componente común y de largo plazo, presentan un menor sesgo y una menor dispersión respecto a las proyecciones del modelo AR1.

En síntesis, la evidencia encontrada da una idea adecuada de la capacidad predictiva del indicador. En este punto, cabe señalar que este análisis es considerado una primera aproximación al tema de la evaluación del indicador. Así, un análisis complementario podría basarse, en la evaluación del desempeño predictivo del indicador de inflación subyacente, en comparación al de un conjunto de variables predictoras de la tasa de inflación *headline*, mediante la utilización de modelos predictivos bivariantes.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se desarrolló un indicador de inflación subyacente para la economía uruguaya basado en la propuesta de Cristadoro *et al* (2003). Este indicador explota información proveniente de un panel de datos de 182 series, incluyendo precios, así como variables nominales y reales. Presenta dos características que lo hacen adecuado para el análisis de la tendencia inflacionaria. En primer lugar, permite resumir, en un único indicador, información sobre las presiones inflacionarias, implícita en el comportamiento de un gran número de variables. En segundo lugar, filtra simultáneamente los dos tipos de distorsiones que afectan al IPC: los movimientos idiosincrásicos y la volatilidad de corto plazo.

La obtención del indicador se basa en la realización de procedimientos de suavizado en la dimensión *cross-section* y en la dimensión temporal. Esto se realiza mediante la extracción del componente de mediano y largo plazo de la tasa de variación del IPC.

El indicador de inflación subyacente estimado presenta una evolución más suave, en comparación con la tasa de inflación *headline* y se encuentra fuertemente correlacionado con ésta. La evaluación se realizó tomando en consideración el contenido informativo del indicador respecto a la evolución futura de la tasa de inflación *headline*. Este análisis fue realizado desde tres perspectivas.

En primer lugar, se aportó evidencia de que el desvío de la tasa de inflación *headline* respecto de la tasa de inflación subyacente mide adecuadamente el componente transitorio de la tasa de inflación *headline*. En este contexto, los desvíos hoy en la tasa de inflación *headline* respecto al indicador, están inversamente correlacionados con los cambios futuros en la tasa de inflación *headline*.

En segundo lugar, se presentó evidencia de que el indicador tiende a anticipar temporalmente la evolución de la tasa de inflación *headline*.

En tercer lugar, se evaluó el contenido informativo del indicador a partir de una serie de medidas de precisión de las predicciones de la tasa de inflación *headline* (variación interanual). Tanto las predicciones del MFDG, como las que surgen directamente del componente común y de largo plazo, presentan un mejor desempeño que las proyecciones del modelo AR1, utilizado como *benchmark*.

En conclusión, la evidencia encontrada sugiere un buen desempeño predictivo del indicador presentado. Su contenido informativo lo hace susceptible de ser explotado en modelos bivariantes en los que la tasa de inflación subyacente sea utilizada para predecir el comportamiento de largo plazo de la tasa de inflación *headline*.

VI. BIBLIOGRAFÍA

- Aguirre, A.; Céspedes, L.; (2004): “Uso de análisis factorial dinámico para proyecciones macroeconómicas”; Banco Central de Chile; Documento de Trabajo N° 274.
- Altissimo, F.; Bassanetti, A.; Cristadoro, R.; Forni, M.; Lippi, M.; Reichlin, L.; Veronese, G.; (2001): “A real time coincident indicator of the euro area business cycle”; Banca D’Italia; Temi di discussione del Servizio Studi; Number 436.
- Bakhshi, H.; Yates, T.; (1999): “To trim or not to trim? An application of a trimmed mean inflation estimator to the United Kingdom”; Bank of England.
- Bai, J.; Ng, S.; (2000): “Determining the number of factors in approximate factor models”; Department of Economics - Boston College.
- Banco Central del Uruguay (1988): “Índice de precios al por mayor de productos nacionales. Metodología. Base: Promedio del año 1988”.
- Blass, R.; Rodrigues, F.; (2007): “Evaluation and Combination of Core Inflation Measures for Brazil”; Research Department of Central Bank of Brazil.
- Bucacos, L.; (2004): “Acerca del proceso de formación de precios internos en Uruguay en 1986.1-2003.4: un enfoque de cointegración multivariado”; Documento de trabajo 02/2004; Banco Central del Uruguay.
- Carbajal, F.; Lanzilotta, B.; Llambí, C.; Velázquez, C.; (2007): “La brecha de producto para Uruguay: metodologías para su estimación y aplicaciones”; CINVE.
- Cecchetti, S.; (1997): “Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers”; Federal Reserve Bank of St. Louis Review.
- Chamberlain, G.; Rothschild, M.; (1982): “Arbitrage, factor structure, and mean variance analysis on large asset markets”; NBER, Working Paper No. 996.
- Cogley, T.; (1998): “A Simple Adaptive Measure of Core Inflation” Federal Reserve Bank of San Francisco; Working Paper no. 98-06.
- Cristadoro, R.; Forni, M.; Reichlin, L.; Veronese, G.; (2003): “A Core Inflation Indicator for the Euro Area”; Bank of Italy; University of Modena, CEPR, Université Libre de Bruxelles, ECARES, CEPR.

- Cristadoro, R.; Forni, M.; Reichlin, L.; Veronese, G.; (2001): "A Core Inflation Indicator for the Euro Area"; Banca D'Italia; Temi di discussione del Servizio Studi; Number 435.
- Croux, C.; Forni, M.; Reichlin, L.; (1999): "A Measure of Comovement for Economic Variables: Theory and Empirics", CEPR – ECARES.
- Cuttler, J.; (2001): "Core Inflation in the UK"; External Monetary Policy Committee Unit Discussion Paper No. 3.
- D'Amato, L.; Sanz, L.; Sotes, J.; (2006): "Evaluación de medidas alternativas de Inflación Subyacente para Argentina"; Banco Central de la República Argentina.
- Fernández, R. (2007): "Tendencia inflacionaria de la economía uruguaya: ¿cómo medirla? ¿cómo evaluarla? Algunas propuestas"; Documento Interno - Banco Central del Uruguay.
- Fernández, R. (2005): "Cuatro medidas de Inflación Subyacente para Uruguay"; Documento Interno - Banco Central del Uruguay.
- Fernández, R. (2004): "Una medición de la inflación subyacente en Uruguay"; Documento interno - Banco Central del Uruguay.
- Forni, M.; Hallin, M.; Lippi, M.; Reichlin, L.; (2003): "The generalized dynamic factor model: one-sided estimation and forecasting"; Università di Modena; ISRO, ECARES, Université Libre de Bruxelles; Università di Roma; CEPR, ECARES, Université Libre de Bruxelles.
- Forni, M.; Hallin, M.; Lippi, M.; Reichlin, L.; (2001): "Do Financial Variables Help Forecasting Inflation and real Activity in the Euro Area?"; Università di Modena, CEPR; ISRO, ECARES, Université Libre de Bruxelles; Università di Roma La Sapienza; ECARES, Université Libre de Bruxelles, CEPR.
- Forni, M.; Hallin, M.; Lippi, M.; Reichlin, L.; (2001): "The Generalized Dynamic Factor Model Consistency and Rates"; Università di Modena, CEPR; ISRO, ECARES, Université Libre de Bruxelles; Università di Roma La Sapienza; ECARES, Université Libre de Bruxelles, CEPR.
- Forni, M.; Hallin, M.; Lippi, M.; Reichlin, L.; (2000): "The generalized dynamic factor model: identification and estimation"; Università di Modena; ISRO, ECARES, Université Libre de Bruxelles; Università di Roma; ISRO, ECARES, Université Libre de Bruxelles.
- Forni, M.; Lippi, M.; (2001): "The generalized dynamic factor model: representation theory"; CEPR.

- Gagliardi, E.; (2003): “Macroeconomía de economías pequeñas y abiertas”, Tomo II.
- Garda, P.; Lanzilotta, B.; Lorenzo, F.; (2004): “Descripción y evaluación de un esquema metodológico para el diagnóstico y predicción de la inflación en Uruguay”; CINVE.
- Gelos, G.; Rossi, F.; (2007): “The Inflation Process in Uruguay”; International Monetary Fund - Preliminary.
- Hahn, E.; (2002): “Core Inflation in the Euro Area: An Application of the Generalized Dynamic Factor Model”; CFS Working Paper No. 2002/11.
- Hahn, E.; (2002): “Core Inflation in the Euro Area: Evidence from the Structural VAR Approach”; CFS Working Paper No. 2001/09.
- Hamilton, J.; (1994): “Time series analysis”; Princeton University Press.
- Instituto Nacional de Estadística; (1997): “Metodología Índice de los Precios del Consumo Base Marzo 1997”.
- Instituto Nacional de Estadística; (2001): “Metodología Índice de Precios al Productor de Productos Nacionales (IPPN) Base Agosto 2001=100”.
- Instituto Nacional de Estadística; (2002): “Índice medio de salarios. Ley No. 13.728 del 17/12/68 y Ley N° 17.649 del 3/06/03. Metodología. Base Diciembre 2002=100”.
- Lanzilotta, B.; (2006): “Aporte de los índices líderes de actividad económica al análisis de la coyuntura y a la predicción macroeconómica en Uruguay”; Trabajo presentado para obtener el título de Magíster en Economía – Facultad de Ciencias Económicas y Administración – UDELAR.
- Leffort, F.; (1998): “Shocks de precios relativos e inflación: la mediana ponderada como medida de inflación subyacente en Chile”; Documento de trabajo del Banco Central de Chile.
- Le Sage, J.; (1999): “Applied econometrics using MATLAB”; Department of Economics – University of Toledo.
- Mankikar, A.; Paisley, J.; (2004): “Core inflation: a critical guide”; Bank of England, Working Paper no. 242.
- Marques, C.; Neves, P.; Sarmiento, L.; (2000): “Evaluating core inflation measures”; Banco de Portugal, Working paper N° 3-00.

- Perotti, E. (2002): “Consideraciones sobre la inflación”, Bolsa de comercio de Rosario, Argentina.
- Quah, D.; Vahey, S.; (1995): “Measuring Core Inflation”; The Economic Journal, Vol. 105, No. 432, 1130-1144.
- Reichlin, L.; (2002): “Factor models in large cross-sections of time series”; Universite Libre de Bruxelles (ECARES), CEPR.
- Rich, R.; Steindel, C.; (2007): “A Comparison of Measures of Core Inflation Federal Reserve Bank of New York.
- Romer, D.; (2001): “Advanced Macroeconomics”, Mc. Graw Hill.
- Stock, J.; Watson, M.; (1998): “Difussion Indexes”; NBER, Working Paper 6702.
- The Math Works; (2001): “Getting Started with Matlab - Version 6”.
- The Math Works; (2001): “Using Matlab - Version 6”.
- Valdivia, L.; Vallejos, L.; “Inflación subyacente en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú.
- Vega, J.; Wynne, M.; (2001): “An evaluation of some measures of core inflation for the euro area”; ECB working paper no. 53.
- Wynne, M.; (1999): “Core inflation: a review of some conceptual issues”; Research Department, Federal Reserve Bank of Dallas.

VII. ANEXO - Descripción de las series

A continuación se presenta un listado con el detalle de las 182 series consideradas y sus respectivas fuentes.

<u>Descripción</u>	<u>Fuente</u>	<u>Transformación</u>
IPC - nivel gral. y componentes		
<i>IPC - gral</i>	INE	(1-L)Log
<i>Aceite</i>	INE	(1-L)Log
<i>Agua</i>	INE	(1-L)Log
<i>Alimentos no especificados</i>	INE	(1-L)Log
<i>Anteojos</i>	INE	(1-L)Log
<i>Auto</i>	INE	(1-L)Log
<i>Aves</i>	INE	(1-L)Log
<i>Café</i>	INE	(1-L)
<i>Calzado</i>	INE	(1-L)
<i>Carne</i>	INE	(1-L)Log
<i>Carne en conservas</i>	INE	(1-L)Log
<i>Cereales</i>	INE	(1-L)Log
<i>Cerveza</i>	INE	(1-L)Log
<i>Cocoa</i>	INE	(1-L)Log
<i>Comidas fuera del Hogar</i>	INE	(1-L)
<i>Cuidados personales</i>	INE	(1-L)
<i>Dulces</i>	INE	(1-L)Log
<i>Electrodomésticos</i>	INE	(1-L)Log
<i>Efectos Personales</i>	INE	(1-L)Log
<i>Otros artículos de esparcimiento no duraderos</i>	INE	(1-L)
<i>Espicias</i>	INE	(1-L)Log
<i>Frutas</i>	INE	(1-L)Log
<i>Galletas</i>	INE	(1-L)
<i>Huevos</i>	INE	(1-L)Log
<i>Manteca</i>	INE	(1-L)
<i>Libros y materiales de enseñanza</i>	INE	(1-L)
<i>Medicinas</i>	INE	(1-L)Log
<i>Muebles</i>	INE	(1-L)
<i>Pastas</i>	INE	(1-L)
<i>Pescado</i>	INE	(1-L)
<i>Queso</i>	INE	(1-L)Log
<i>Reparaciones</i>	INE	(1-L)
<i>Reparación de calzados</i>	INE	(1-L)Log
<i>Servicios de esparcimiento</i>	INE	(1-L)
<i>Servicios para el hogar</i>	INE	(1-L)Log
<i>Servicios médicos</i>	INE	(1-L)
<i>Té</i>	INE	(1-L)Log
<i>Telas</i>	INE	(1-L)
<i>Textiles hogar</i>	INE	(1-L)
<i>Turismo</i>	INE	(1-L)Log
<i>Utensillos del hogar</i>	INE	(1-L)Log
<i>Verdura</i>	INE	(1-L)Log
<i>Verduras congeladas</i>	INE	(1-L)Log
<i>Vestimenta</i>	INE	(1-L)
<i>Whisky</i>	INE	(1-L)Log
<i>Yerba</i>	INE	(1-L)Log

Descripción	Fuente	Transformación
IPPN - nivel gral. y componentes		
<i>IPPN_gral</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Abonos</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Automotores y repuestos</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Cereales</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Cría de Cerdos</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Cría de Ganado</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Cría de Pollos</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Frutales</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Hilandería y Tejeduría</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Industrias Hierro y Acero</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Jabones</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Legumbres y Hortalizas</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Medicamentos</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Molinos harineros y yerbateros</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Matanza y preparación carnes y aves</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Panadería</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Pesca</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Productos plásticos</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Sustancias químicas básicas</i>	<i>En base a INE/BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
IP externos		
<i>IP externos global</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>IP externos extrarregional</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>IP externos regional</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)Log</i>
Precios internacionales - IP*		
<i>P* carne - Australia - precio FOB U.S., centavos US\$ por libra</i>	<i>IFS</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* petróleo West Texas - US\$ por barril</i>	<i>IFS</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* petróleo Brent - US\$ por barril</i>	<i>IFS</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* maíz - FOB Golfo de Mexico, US\$ por tm</i>	<i>IFS</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* arroz - Tailandia - Precio nominal, US\$ por tm</i>	<i>IFS</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* trigo - No.1 Hard Red Winter, FOB Golfo de Mexico, US\$ por tm</i>	<i>IFS</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P*carne - Argentina, cortes congelados, valor unitario exportación</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P export carne USA - US\$/ton.</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* maíz - US No.2, Yellow, U.S. Gulf (Friday)</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* arroz - White Broken Rice, Thai A1 Super, f.o.b Bangkok</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* arroz - White Rice, Thai 100% B second grade, f.o.b. Bangkok</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* azúcar - precio diario I.S.A., Promedios semanales</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* trigo - US No.2, Hard Red Winter ord. Prot, US Fob Gulf (Tuesday)</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* trigo - US No.2, Soft Red Winter Wheat , US Gulf (Tuesday)</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* lana - 64's, London, Friday</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* manteca - Oceania, precios indicativos export , f.o.b.</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* queso cheddar - Oceania, precios indicativos export, f.o.b.</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* leche en polvo descremada - Oceania, precios indicativos export, f.o.b.</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>P* leche en polvo entera - Oceania, precios indicativos export, f.o.b.</i>	<i>FAO</i>	<i>(1-L)Log</i>

Descripción	Fuente	Transformación
Agregados monetarios - nominales		
M1	BCU	(1-L)Log
M1' (incluye cajas de ahorro)	BCU	(1-L)Log
M2	BCU	(1-L)Log
Agregados monetarios - reales		
M1/IPC	Cálculos propios	(1-L)
M1'/IPC (incluye cajas de ahorro)	Cálculos propios	(1-L)
M2/IPC	Cálculos propios	(1-L)
Demanda Agregada - nominales		
SPNF - Gasto primario corriente	BCU	(1-L)Log
SPNF - Gasto en remuneraciones	BCU	(1-L)Log
SPNF - Gasto en bienes y servicios	BCU	(1-L)Log
SPNF - Prestaciones a la Seguridad Social	BCU	(1-L)Log
Índice de importaciones de bienes de capital	BCU	(1-L)Log
Índice de costo de la construcción	BCU	(1-L)Log
Demanda Agregada - reales		
SPNF - Gasto primario corriente	BCU	(1-L)
SPNF - Gasto en remuneraciones	BCU	(1-L)
SPNF - Gasto en bienes y servicios	BCU	(1-L)
SPNF - Prestaciones a la Seguridad Social	BCU	(1-L)
Consumo privado - Índice volumen físico - serie 1	BCU	(1-L)Log
Consumo interno - Índice volumen físico - serie 2	BCU	(1-L)Log
Consumo interno - Índice volumen físico - serie 3	BCU	(1-L)Log
IVF actividad económica - Gral y componentes		
IVF - Actividad económica	BCU	(1-L)
IVF - Sector agropecuario	BCU	(1-L)
IVF - Comercio, restaurantes y hoteles	BCU	(1-L)
IVF - Construcción	BCU	(1-L)Log
IVF - Demanda energía eléctrica	BCU	(1-L)Log
IVF - Industria	BCU	(1-L)Log
IVF - Transporte y comunicaciones	BCU	(1-L)Log
IVF - Otros	BCU	(1-L)

Descripción	Fuente	Transformación
Mercado Laboral		
<i>Tasa empleo - País urbano</i>	INE	(1-L)
<i>Tasa desempleo - País urbano</i>	INE	(1-L)
<i>Tasa desempleo - País urbano - Hombres 25 a 55 años</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa empleo - Montevideo</i>	INE	(1-L)
<i>Tasa desempleo - Montevideo</i>	INE	(1-L)
<i>Tasa desempleo jefes de hogar - Montevideo</i>	INE	(1-L)
<i>Tasa desempleo jefes de hogar - Interior</i>	INE	(1-L)
Empleo sectorial - Índices de variación		
<i>Empleo - Industria</i>	En base a INE	(1-L)Log
<i>Empleo - Servicios</i>	En base a INE	(1-L)Log
<i>Empleo - Construcción</i>	En base a INE	(1-L)Log
<i>Empleo - Transporte</i>	En base a INE	(1-L)Log
Costo unitario mano de obra (sectorial) - Índices de variación		
<i>Costo unitario de la mano de obra - Industria</i>	En base a INE	(1-L)Log
<i>Costo unitario mano de obra - Servicios</i>	En base a INE	(1-L)Log
<i>Costo unitario mano de obra - Construcción</i>	En base a INE	(1-L)Log
<i>Costo unitario mano de obra - Transporte</i>	En base a INE	(1-L)Log
Índice medio de salarios reales - IMSR		
<i>IMSR - Sector Privado</i>	INE	(1-L)
Tasas de interés sistema bancario moneda nacional - nominales		
<i>Tasa de interés activa promedio</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés activa - empresas 30d</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés activa - empresas 30a367d</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés activa - familias 30d</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés activa - familias 30a367d</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés activa -agro</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés activa - comercio y servicios</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés activa - empresas 31d - rubro 177000</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés activa - empresas >31d - rubro 163000</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés activa - empresas >31d - rubro 167000</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés activa - empresas >31d - rubro 177000</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés call promedio</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés pasiva promedio</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés pasiva 61a91d</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés pasiva 91a181d</i>	BCU	(1-L)
<i>Tasa de interés pasiva 181a367d</i>	BCU	(1-L)

Descripción	Fuente	Transformación
Tasas de interés sistema bancario moneda nacional - reales ex-ante		
<i>Tasa de interés real activa promedio</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés real activa - empresas 30d</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés real activa - empresas 30a367d</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés real activa - familias 30d</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés real activa - familias 30a367d</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - industria</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - agro</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - comercio y servicios</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - empresas 31d - rubro 177000</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - empresas >31d - rubro 163000</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - empresas >31d - rubro 167000</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - empresas >31d - rubro 177000</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés real pasiva promedio</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés real pasiva 61a91d</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés real pasiva 91a181d</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés real pasiva 181a367d</i>	<i>Cálculos propios</i>	<i>(1-L)</i>
Tasas de interés sistema bancario moneda extranjera		
<i>Tasa de interés activa promedio</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - empresas promedio</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - empresas 30d</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - empresas 30a367d</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - familias promedio</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - familias 30d</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - familias 30a367d</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - industria</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - agro</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés activa - comercio y servicios</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés pasiva promedio</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés pasiva 61a91d</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés pasiva 91a181d</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Tasa de interés pasiva 181a367d</i>	<i>BCU</i>	<i>(1-L)</i>
Otras variables financieras		
<i>Uruguayan bonds index (spread) - República Afap</i>	<i>República Afap</i>	<i>(1-L)Log</i>
<i>Tipo de cambio - promedio de mes</i>	<i>INE</i>	<i>(1-L)Log</i>
Expectativas		
<i>Expectativas de inflación - próximos 12 meses</i>	<i>BCU, 1998-2003 FMI</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Expectativas empresariales - Economía próximos 6 meses</i>	<i>En base a datos CIUU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Expectativas empresariales - Exportaciones próximos 6 meses</i>	<i>En base a datos CIUU</i>	<i>(1-L)</i>
<i>Expectativas empresariales - Ventas internas próximos 6 meses</i>	<i>En base a datos CIUU</i>	<i>(1-L)</i>

El indicador de expectativas de los empresarios industriales fue construido a partir de los datos de la Encuesta Mensual Industrial de la Cámara de Industrias del Uruguay (CIU). La información que publica la CIU refiere a las expectativas de evolución en los siguientes 6 meses, de las ventas al mercado interno, de exportaciones y de la economía en su conjunto. En el mismo sentido que Lanzilotta (2006) el indicador construido surge de la diferencia entre el porcentaje de respuestas positivas (definidas como aquellas que van en dirección a un mejor desempeño) versus la proporción de respuestas negativas. Esto implica dar una ponderación nula a las respuestas consistentes con el mantenimiento de la situación actual.

El indicador considerado es el siguiente:

$$\text{exp}_{***} = \% \text{mejor} - \% \text{peor}$$