



Universidad Nacional de La Plata



**Décimas Jornadas de Economía  
Monetaria e Internacional  
La Plata, 12 y 13 de mayo de 2005**

**La Inflación Subyacente en Colombia: Un Enfoque de  
Tendencias Estocásticas Comunes Asociadas a un VEC  
Estructural**

Martha Misas Arango; Enrique López Enciso; Juana Téllez  
Corredor; y José Fernando Escobar Restrepo (Banco de la  
República)



## La inflación subyacente en Colombia: Un enfoque de tendencias estocásticas comunes asociadas a un VEC estructural<sup>1</sup>

Martha Misas Arango\*  
Enrique López Enciso\*  
Juana Téllez Corredor\*  
José Fernando Escobar Restrepo<sup>o</sup>

### *Resumen*

En este documento se presenta la estimación de la inflación subyacente en Colombia durante el período comprendido entre enero de 1983 y marzo del 2004, obtenida mediante un esquema de tendencias estocásticas comunes asociadas a un modelo vectorial de corrección de errores con restricciones de carácter estructural (SVEC). En el sistema de información, la inflación subyacente se relaciona de manera directa con el crecimiento de un agregado monetario amplio, el nivel del producto, los términos de intercambio y el crecimiento de los salarios nominales. La medida resultante de inflación subyacente corresponde a la estimación de largo plazo de la inflación que es obtenida mediante el modelo de tendencias estocásticas comunes. La inflación subyacente estimada posee las características deseadas en cuanto a varianza y está relacionada con el comportamiento de la inflación observada. Con el fin de probar las bondades de la metodología, se calculan dos series de pronósticos de la inflación y de la inflación subyacente, con sus respectivos intervalos de confianza, mediante técnicas de *bootstrapping* basadas en dos longitudes de muestreo que son seleccionadas de manera aleatoria.

Enero 2005

---

\*Unidad de Investigaciones, Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República.

<sup>o</sup> Sucursal Medellín, Banco de la República.

<sup>1</sup>Las opiniones contenidas en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Agradecemos de manera especial los comentarios de Ana Maria Iregui, Luis F. Melo, Munir Jalil y Hernando Vargas. Para correspondencia favor escribir a [mmisasar@banrep.gov.co](mailto:mmisasar@banrep.gov.co).

## **1. Introducción**

Establecer una definición práctica de la inflación es crucial para la política monetaria pero al tiempo puede ser problemático. De una definición adecuada se desprende no solamente un juicio acerca de la evolución en el bienestar económico de las personas en un país determinado, sino que además ésta condiciona el valor de una variable que es relevante para la formulación de la política monetaria y es fundamental para la toma de decisiones económicas, especialmente en el largo plazo.

La renovada importancia de contar con una medición adecuada de la inflación se explica por la transición que la política monetaria ha experimentado durante los últimos quince años en un creciente número de bancos centrales. En efecto, hoy día la mayoría de bancos centrales han dirigido su política monetaria hacia esquemas explícitos de inflación objetivo. Este enfoque de política requiere de mediciones precisas y creíbles de la variable objetivo.

La literatura económica de tiempo atrás ha reconocido las dificultades asociadas con la medición de la inflación. Como lo recuerda Wynne (1999), la inflación es entendida como los cambios en un índice del costo de vida, concepto sobre el cual se ha construido todo un marco analítico. Sin embargo, subsisten cuestionamientos al interior de esta definición.

Dos dificultades principales se presentan al medir la inflación. La primera radica en el tipo de información que, tanto para el público como para las autoridades económicas, conlleva un cambio en el índice de costo de vida. Variaciones en éste índice pueden hacer parte de un cambio permanente y sostenido o pueden ser un reflejo, por ejemplo, de un cambio puntual en los precios relativos que inciden en el costo de vida.

Friedman fue tal vez el primer autor que abordó las consecuencias de considerar diversas mediciones de la inflación. Para él la inflación es “un incremento sostenido y continuo en el nivel general de precios” (1963, p.1). Más adelante, sin embargo, Friedman (1963, p.25) establece una diferencia entre la inflación continúa, definida como aquel incremento en los precios que sigue una tasa de crecimiento más o menos constante, y una inflación intermitente, entendida como aquella que presenta variaciones abruptas. La importancia de esta distinción está, de acuerdo con Friedman, en que en el primer caso la persistencia de la inflación se incorpora en las expectativas de los agentes sobre la

evolución de esa variable. Si en un proceso inflacionario, por otra parte, prima el componente regular, la inflación haría menos daño y sería relativamente benigna. Lo contrario se daría si la inflación presenta saltos o cambios abruptos. En ese caso la inflación sería menos benigna precisamente porque no puede ser anticipada por los agentes. Es importante pues establecer con la mayor precisión posible una definición de inflación que considere esta distinción.

En segundo lugar, la medición de la inflación mediante la variación en el índice de precios al consumidor es imprecisa. Bryan y Cecchetti (1993b) y Cecchetti (1997) muestran la presencia de un sesgo en el IPC que resulta de mantener ponderaciones fijas en la canasta que se usa para calcular el índice sin considerar variaciones en los patrones de gasto.

Con la intención de minimizar el impacto de las dos dificultades arriba referidas, se han desarrollado varias técnicas, una de las cuales es medir la así llamada inflación subyacente.<sup>2</sup> Dos aproximaciones se pueden distinguir en la literatura sobre el tema. La primera se basa en un enfoque puramente estadístico donde se obtiene una medida de la inflación subyacente a partir de los índices de precios tradicionales a los cuales se les “extrae” el efecto de aquellos precios que se comportan de una manera volátil en exceso. El segundo enfoque es conceptual, pues se apoya en el aporte ya mencionado de Friedman, para justificar la extracción de un componente transitorio mediante el uso de técnicas estadísticas. Este último enfoque, a diferencia del primero, permite en algunos casos el uso de supuestos tomados de relaciones económicas aceptadas tradicionalmente para definir conceptualmente la inflación subyacente. En este trabajo seguimos este enfoque último enfoque.

El propósito de este artículo es calcular una medida de inflación subyacente para Colombia y presentar de manera formal la metodología econométrica para la construcción de la misma. La metodología utilizada parte de la existencia de unas relaciones de tipo económico que son utilizadas en la formulación de un modelo vectorial de corrección de errores con restricciones estructurales (SVEC). La estimación de la inflación subyacente se realiza a través de las tendencias estocásticas comunes derivadas del SVEC construidas a

---

<sup>2</sup> En la literatura sobre el tema se utiliza de manera indistinta los términos inflación básica e inflación subyacente que corresponden al término en inglés *core inflation* o inflación núcleo. En este artículo seguiremos la que ya parece ser una convención en la literatura económica en castellano y nos referiremos a ella como inflación subyacente.

partir de la identificación de los *shocks* de oferta, monetarios y externos. Esta característica de la metodología constituye su principal fortaleza frente a otras técnicas disponibles.

Este documento está dividido en siete secciones, la primera de las cuales es esta introducción. En la segunda sección, definimos los orígenes del concepto de inflación subyacente. En la tercera sección describimos brevemente los diferentes enfoques usados en la literatura para el cálculo de la inflación subyacente. En la cuarta sección, reseñamos algunos de los artículos que durante la década pasada estimaron la inflación subyacente en Colombia. En la quinta sección exponemos detalladamente la metodología econométrica usada. En la sección sexta, se incluye una descripción del sistema de información utilizada y se presentan los resultados de la estimación de la inflación subyacente, así como una evaluación comparativa de la misma frente a otras estimaciones que se hacen regularmente en el Banco de la República. Al finalizar esta sección se prueban las bondades de la metodología estimando dos series de pronósticos para la inflación y la inflación subyacente. En la última sección, se presentan unas cortas conclusiones.

## **2. El concepto de inflación subyacente**

Aunque la apreciación de Friedman, que señala una distinción relevante en relación con la persistencia de los cambios en el nivel de precios, fue escrita hace más de cuarenta años, solamente alrededor de dos décadas después comenzaron a aparecer reflexiones acerca del concepto de inflación subyacente, de manera que se diera respuesta a los problemas inherentes a la forma tradicional de medir la inflación. Por ejemplo, en el trabajo seminal de Eckstein (1981) la inflación subyacente, definida como el incremento en la tendencia del costo de los factores de producción, tiene su origen en los cambios en las expectativas de largo plazo de la inflación formadas por los agentes las cuales sirven de base para los arreglos contractuales en materia salarial e impositiva.<sup>3</sup> Para Eckstein (1981)

---

<sup>3</sup> Eckstein (1981, p. 7) hace una reflexión sobre la inflación agregada y la inflación subyacente: “La tasa de inflación agregada posee una volatilidad probada y está dominada por las sorpresas. Desde hace un tiempo se sabe que las variaciones en la demanda agregada afectan el nivel de precios, aún a pesar que existen otros factores que han oscurecido esa relación. *Shocks* tales como los crecimientos abruptos en los precios de la energía o los alimentos o las políticas microeconómicas de gobierno que afectan la regulación y los impuestos han llevado a la formulación de teorías alternativas de la inflación.

Una teoría satisfactoria del proceso inflacionario debe tener en cuenta tres tipos de efectos. Primero, el estado de la demanda afecta el comportamiento de los precios en el corto plazo. Segundo, los *shocks*, entendidos como, por ejemplo, cambios súbitos en los costos particulares de un producto pueden aumentar la tasa de

la inflación así definida debe ser diferente tanto de la inflación que proviene de los *shocks* de oferta como de los cambios cíclicos en la inflación que provienen de variaciones en la demanda agregada.

Un aporte fundamental en esta área fue el trabajo de Quah y Vahey (1995). En ese trabajo los autores definen la inflación subyacente como el componente permanente de la inflación. En su definición, la inflación subyacente es “el componente de la inflación que no tiene efectos de mediano o largo plazo sobre el producto real” (Quah y Vahey, 1995, p. 1130). Esta definición implica que ese componente de la inflación es neutral con relación al producto en el largo plazo y como tal es el portador de las expectativas acerca del comportamiento futuro de la inflación. En esta definición se excluye el impacto de los *shocks* de oferta que pueden tener un efecto permanente sobre el nivel de precios pero no sobre la tasa de inflación. De acuerdo a la forma como se entienda el corto y el mediano plazo se podría incluir o no el componente cíclico de la inflación. En el trabajo de Quah y Vahey (1995) se incluye el componente cíclico de la inflación asociado con el comportamiento de la demanda agregada. En ese aspecto se encuentra la principal diferencia entre los enfoques presentados en los trabajos de Quah y Vahey y de Eckstein, en tanto este último autor explícitamente excluye las influencias del ciclo sobre la inflación.

Pero más allá de esas diferencias existen muchos puntos en común en los enfoques pioneros y en aquellos que en ellos se apoyan. Para Sargent (1993) la mayoría de las teorías que se usan para dar una definición de inflación subyacente comparten la visión de la existencia de una tendencia incluida en el proceso de inflación. Así, se supone que habría una persistencia en el proceso mismo de inflación y que esa persistencia no es superficial ni simplemente un reflejo del lento movimiento de las fuerzas profundas que llevan a que la inflación se comporte como lo hace. En ese sentido para Bryan y Cecchetti (1993a) la

---

inflación de corto plazo. En tercer lugar, la sucesión de efectos de demanda de corto plazo y de *shocks* produce una tasa de inflación subyacente muy propensa a tener una gran persistencia.

La tasa de inflación subyacente es un incremento tendencial en el costo de los factores de producción. Este aumento se origina en las expectativas formadas en la mente de los hogares o de los hombres de negocios, en los arreglos contractuales que se dan en torno a la relación entre los precios y los salarios y en el sistema impositivo.

La tasa de inflación subyacente puede ser entendida como la tasa que se presentaría en la senda de crecimiento de largo plazo, puesto que es una senda libre de *shocks* y neutral en la demanda, en el sentido que los mercados se encontrarán en su equilibrio de largo plazo. La tasa subyacente refleja un incremento en los precios que se hace necesario dado el aumento en los costos tendenciales de los insumos de la producción”.

mayoría de los autores que usan el término de inflación subyacente tienen en mente la idea del largo plazo o de un componente persistente en la medida del índice de precios, el cual está ligado de alguna forma al crecimiento monetario.

Para Morana (2004), a pesar de las diferencias en los enfoques estadísticos, la solución al cuestionamiento que plantean Bryan y Cecchetti (1993a) se encontraría en la teoría cuantitativa del dinero, pues este sería el marco teórico común que estaría detrás de las medidas de inflación subyacente que se encuentran en la literatura. Sin embargo, anota Morana, la relación teórica entre la inflación subyacente y el crecimiento nominal del dinero, la piedra angular del enfoque cuantitativo, solo es explotada indirectamente en la mayoría de los trabajos. La única excepción sería un trabajo anterior de ese mismo autor (Morana, 2002), donde se explota la teoría cuantitativa para calcular una medida de inflación subyacente.

En los trabajos de Bagliano y Morana (2003a y 2003b), Blix (1995) y Bagliano *et al.* (2002) la referencia a la teoría cuantitativa del dinero está implícita. El elemento común en estos enfoques es la explotación de la restricción de neutralidad del dinero en el largo plazo para identificar los *shocks* nominales que se encuentran detrás del proceso de la inflación subyacente. Como lo plantea la teoría cuantitativa los cambios en la oferta de dinero afectarán el nivel de precios en el largo plazo. En el largo plazo el producto es determinado únicamente por factores de oferta. Desde un punto de vista metodológico el desafío es identificar los *shocks* monetarios carentes de efectos de largo plazo sobre la actividad económica. Los supuestos que se hacen sobre persistencia de las series en esos trabajos, permiten derivar un proceso de inflación subyacente que soporta la interpretación de un componente permanente común en la inflación y el crecimiento del dinero nominal.

### **3. Enfoques metodológicos para medir la inflación subyacente**

Dentro de la literatura económica se encuentran dos aproximaciones para el cálculo de la inflación subyacente. Por un lado, está el enfoque puramente estadístico donde se obtiene una medida de la inflación subyacente a partir de los índices de precios tradicionales. Por otro lado, está el enfoque conceptual basado en técnicas econométricas que intenta descomponer las series en sus componentes transitorios y permanentes. En este

último, algunas veces se hace uso de la formulación de hipótesis económicas para definir conceptualmente la inflación subyacente.

El enfoque estadístico se concentra directamente en el problema de cómo medir la inflación subyacente. En general, dentro de ese enfoque el punto de partida son los índices publicados de inflación observada, a los cuales se les modifica o bien las ponderaciones o la estructura para obtener una medida de inflación subyacente. Aquellas medidas que modifican la estructura del índice de precios observado, excluyen del índice categorías de bienes o servicios con alta varianza o calculan estimadores como la mediana ponderada o la media truncada a un porcentaje dado. Ejemplos de medidas de inflación subyacente de este tipo son la inflación excluyendo alimentos, la inflación excluyendo alimentos y servicios públicos, la inflación sin impuestos indirectos o la inflación núcleo que excluye los bienes y servicios que históricamente presentan más variabilidad de precios.<sup>4</sup>

El enfoque conceptual se concentra en cómo definir la inflación subyacente e intenta descomponer las series en sus componentes transitorios y permanentes. Dentro de este enfoque, algunas medidas se derivan mediante técnicas estadísticas univariadas como, por ejemplo, promedios móviles calculados sobre ciertos rangos de tiempo o métodos de componentes no observados. Así mismo, a las series observadas se les aplica un filtro como el de Hodrick-Prescott, en la búsqueda del componente persistente de los precios. En la práctica estas medidas, así como las del enfoque estadístico, son utilizadas muy frecuentemente por su facilidad de cálculo y la transparencia en su definición. Sin embargo, la exclusión de ciertos bienes y servicios o los supuestos acerca de las formas funcionales tiene la desventaja de estar basados en observaciones arbitrarias.

En ese sentido, el enfoque que aquí seguimos, representa un avance frente a técnicas alternativas, puesto que da importancia a una noción conceptual de la inflación subyacente y usa metodologías de series de tiempo como VAR estructurales (SVAR), VEC estructurales (SVEC) y sus tendencias estocásticas comunes asociadas. El trabajo pionero en esta área es el de Quah y Vahey (1995), al cuál nos referimos en la sección anterior. Los autores estiman la inflación subyacente para el Reino Unido mediante un modelo de vectores autoregresivos con restricciones teóricas de largo plazo (SVAR) sobre la inflación

---

<sup>4</sup> Por ejemplo, Bryan y Cecchetti (1993a) proponen el uso de varios tipos de estimadores de información limitada como medidas de inflación subyacente.



y el producto.<sup>5</sup> En su enfoque, los autores trasladan a los datos la implicación económica de una curva de Phillips vertical en el largo plazo. De esa forma, el punto de partida de Quah y Vahey (1995) es la neutralidad del dinero en el largo plazo. Este tipo de restricción define la inflación subyacente como el componente de la inflación observable que no tiene efectos sobre el producto real en el mediano o largo plazo y, a su vez, considera los otros componentes como un ruido transitorio. Es decir, es el componente de la inflación que es generado por *shocks* que no tienen efectos de largo plazo sobre la producción real. En este caso, dos tipos de *shocks* exógenos no correlacionados afectan el comportamiento de la inflación. La primera clase de *shocks* no tiene efectos en el producto después de un periodo de tiempo determinado y la segunda clase sí tiene efectos en el mediano y largo plazo. De esta forma, la inflación subyacente es definida como el movimiento en la inflación asociado con el primer tipo de *shocks*.

Así mismo, diferentes autores han realizado ejercicios con versiones derivadas del enfoque original de Quah y Vahey (1995) que o bien modifican o amplían el conjunto original de variables, o hacen uso de diferentes técnicas econométricas. Por ejemplo, Blix (1997) calcula la inflación subyacente, para siete países desarrollados, usando el mismo esquema de identificación de Quah y Vahey (1995) pero sobre un esquema de tendencias comunes. El esquema es aplicado sobre el producto y nivel de precios en lugar de la inflación. Para Blix (1997) el uso de tendencias comunes es más fácil de interpretar e implementar y permite hacer extensiones hacia sistemas cointegrados más grandes (op cit p. 4). Gartner y Wehinger (1998) calculan la inflación subyacente para varios países europeos usando la metodología de Quah y Vahey (1995) y las modificaciones de Blix (1997). Para el caso de Estados Unidos, Claus (1997) estima la inflación subyacente con un modelo de VAR estructural de cuatro variables (precios al consumidor, capacidad instalada utilizada, precios al productor de bienes de consumo terminados y precios de las importaciones).

Durante los últimos años, partiendo de la propuesta de Quah y Vahey (1995) pero reconociendo las propiedades de cointegración de los sistemas de información y la posibilidad de que los mismos sean más extensos, se han realizado varios estudios para calcular la inflación subyacente usando modelos VEC estructurales y sus tendencias

---

<sup>5</sup> Las restricciones teóricas son impuestas al estilo Blanchard y Quah, (1989)

estocásticas comunes. Por ejemplo, Bagliano y Morana (1999) estiman la inflación subyacente para Italia usando un modelo de tendencias comunes multivariado sobre la inflación, el producto, el dinero, el crecimiento de los salarios y los precios del petróleo. Por su parte, Bagliano et al. (2002) calculan la inflación subyacente para el área del euro usando también un modelo de tendencias comunes pero sobre la inflación, el dinero, las tasas de interés y el producto. Para el caso de Estados Unidos, Bagliano y Morana (2003a) aplican un modelo de tendencias comunes sobre los precios del petróleo, la producción industrial, el dinero y la inflación. Para el Reino Unido, en un modelo de tendencias comunes Bagliano y Morana (2003b) incluyen además de la inflación y el producto tres importantes determinantes del proceso inflacionario, esto es dinero, salarios y precios del petróleo. La estimación presentada en este artículo se ubica dentro de este enfoque conceptual y metodológico.

#### **4. La literatura en Colombia**

Para el caso colombiano se pueden destacar cuatro trabajos empíricos para el cálculo de la inflación subyacente. Córdoba (1995), Melo y Hamann (1999), Jaramillo (1998a) y Jaramillo (1998b) realizaron estimaciones de la inflación subyacente para Colombia de acuerdo con la tendencia observada a nivel internacional<sup>6</sup>.

Córdoba (1995) estima tres indicadores de inflación subyacente en Colombia durante el periodo comprendido entre marzo de 1983 y junio de 1995. Calcula la mediana ponderada y dos índices de factor dinámico basado en la metodología propuesta por Bryan y Cecchetti (1993a, 1993b). Los resultados, al comparar la inflación observada respecto a los indicadores de inflación subyacente, favorecen el uso de índices de factor dinámico ya que tienen mayor correlación con los medios de pago, mejor predictibilidad y mayor contribución en el momento de pronosticar la inflación según el Índice de Precios al Consumidor (IPC). Así mismo, todos los indicadores de inflación subyacente siguen el comportamiento de la inflación observada pero suavizando tanto los picos como las caídas en la misma.

---

<sup>6</sup> Urrutia (1998) analiza las diferentes medidas de inflación subyacentes para Colombia y destaca la importancia del cálculo de ésta y sus implicaciones en la política monetaria.

Jaramillo (1998a), en uno de los primeros trabajos sobre inflación subyacente elaborados en el Banco de la República, construye estimativos de inflación subyacente basado en la propuesta de Bryan *et al.* (1997), para construir medias truncadas asimétricas. En este trabajo se encuentra que un estimador óptimo de la media del IPC es el que realiza un truncamiento de 12% en la parte superior de la medida y de 24% en la parte inferior. El indicador no es robusto a los cambios de la muestra, lo cual revela los importantes cambios estructurales que se presentaron en la economía colombiana en los años noventa.

Por su parte, Jaramillo (1998b) estima cuatro tipos de indicadores de inflación subyacente. Los tres primeros se ajustan a la definición de inflación subyacente como inflación generalizada o la inflación que afecta, de manera simultánea, persistente y en la misma magnitud, un amplio conjunto de bienes que componen la canasta del IPC. Dentro de esta categoría se calculan cuatro medidas de inflación subyacente. La primera excluye del índice algunos bienes y servicios (alimentos, servicios públicos y transporte). La segunda, a la cual el autor denomina inflación núcleo, elimina de la canasta aquellos bienes y servicios cuyos precios han sido los más volátiles durante un período de tiempo determinado. La tercera, una media truncada la cual al igual que el indicador anterior busca obtener una medida de inflación que elimine el efecto de las variaciones extremas de los precios en algunos sectores de la economía pero en este caso se excluyen mensualmente un grupo distinto de bienes y servicios en función de su comportamiento coyuntural. La idea detrás de este cálculo es que las variaciones en precios de esos bienes responden a choques de oferta específicos de algunos sectores y que los movimientos cercanos al centro de la distribución son aquellos que reflejan más acertadamente las presiones de demanda. Para la cuarta medida parten de la idea de que la inflación subyacente es el componente permanente de la inflación y lo calculan mediante el uso del filtro univariado de Hodrick y Prescott, instrumento que permite estimar este mediante la minimización de la varianza alrededor de la serie observada. Así mismo, Jaramillo (1998b) evalúa las diferentes medidas de inflación subyacente, teniendo en cuenta que existen una serie de características que debe tener cualquier indicador que intente medir esa variable. De acuerdo con esas características –poca volatilidad, insesgamiento respecto a la inflación observada, capacidad para suavizar la inflación observada, capacidad para pronosticar a esta última y relación con agregados monetarios- la mayoría de los indicadores evaluados resultaron ser

medidas adecuadas de la inflación subyacente. Una conclusión central del trabajo es que el indicador de inflación subyacente llamado por el autor inflación núcleo, calculado para varios niveles de truncamiento, es particularmente adecuado al satisfacer la totalidad de los criterios estadísticos utilizados. Por el contrario, los indicadores construidos excluyendo del IPC los alimentos o los alimentos, los servicios públicos y el transporte no cumplieron los criterios estadísticos utilizados.

Por otro lado, Melo y Hamann (1999) aplican la técnica desarrollada por Quah y Vahey (1995) para medir la inflación subyacente para el caso colombiano. El modelo VAR es estimado sobre el producto real y la inflación usando series trimestrales para el periodo comprendido entre 1980.I y 1997.IV. La serie de inflación subyacente obtenida es coherente con la inflación observada y reproduce tanto los picos superiores como los inferiores de la misma. Según los autores el comportamiento de la inflación subyacente con respecto a la observada es consistente con la evolución del producto en los noventa. La inflación subyacente se ubica por encima de la observada durante la primera mitad de los noventa, años en los cuales el crecimiento del producto estuvo por encima de su senda potencial. En tanto que se ubica por debajo de la observada entre 1996 y 1998, periodo de desaceleración del crecimiento del producto.

## **5. La inflación subyacente bajo un enfoque de tendencias comunes asociadas a un SVEC**

Para el cálculo de la inflación subyacente en Colombia seguimos el enfoque SVEC y sus tendencias estocásticas comunes, que está inscrito dentro del enfoque conceptual presentado en la tercera sección. La estimación realizada en este trabajo extiende tanto el conjunto de variables como la metodología de Quah y Vahey (1995) hacia un enfoque multivariado que acepta la propiedad de cointegración de algunas variables dentro del sistema de información elegido y permite hacer una representación de tendencias estocásticas comunes. El conjunto de información usado para estimar la inflación subyacente se extiende para incluir otras variables macroeconómicas que desempeñan un papel crucial como determinantes de la inflación de largo plazo. En el sistema, la inflación subyacente se relaciona de manera directa, en términos domésticos, con el crecimiento de un agregado monetario amplio, el nivel del producto y los salarios nominales. Los efectos

externos sobre la inflación han sido introducidos explícitamente en el sistema a través de los términos de intercambio.

La aproximación que se propone en esta sección es consistente con esa definición general de la inflación subyacente como un proceso inflacionario persistente y, en últimas, con la relación de largo plazo entre el crecimiento del dinero y la inflación que postula la teoría cuantitativa del dinero. La persistencia de la inflación se produce a partir de la combinación de las tendencias estocásticas asociadas a la oferta agregada (componente doméstico real), la expansión monetaria (componente doméstico nominal) y los términos de intercambio (componente externo nominal). En este contexto la inflación subyacente es interpretada como la estimación de una inflación de largo plazo que depende de la información contenida en el sistema de variables usado y de las propiedades de cointegración del sistema de información. A continuación se presenta formalmente la metodológica econométrica utilizada en este documento.

### **5.1. Metodología econométrica**

En este artículo se siguen las metodologías conocidas como SVEC y de tendencias estocásticas comunes desarrolladas por Warne (1993) y Vlaar (2004b). Este enfoque ha sido utilizado para diversos propósitos en los trabajos de Jacobson *et al.* (2002), Bagliano y Morana (1999, 2003a, 2003b), Morana y Bagliano (2001), Bagliano *et al.* (2002), Hubrich *et al.* (2000), Brüggemann (2003), Brüggemann (2001), Mellander *et al.* (1992), Vlaar (2004) y Vlaar y Schuberth (1998), entre otros.

La idea central de esta metodología es la utilización de la representación de tendencias comunes que se deriva del mecanismo de corrección de errores proveniente de las relaciones de largo plazo de un sistema de variables al que se le han incorporado una serie de restricciones. Estas restricciones son consideradas como estructurales, en la medida en que provienen de relaciones aceptadas por la economía.

El punto de partida es un sistema  $\{X_t\}$   $n$  - dimensional que sigue un proceso generador auto regresivo VAR(p)<sup>7</sup>, con relaciones de cointegración, es decir:

---

<sup>7</sup> El cual puede incluir componentes determinísticas sin alterar los desarrollos aquí presentados.

$$(1) \quad A(L)X_t = \varepsilon_t$$

donde  $\{\varepsilon_t\}$  ruido blanco;  $E[\varepsilon_t] = 0$ ,  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$ ;  $E[\varepsilon_s \varepsilon_j'] = 0 \quad \forall s \neq j$  y  $A(L) = I_n - \sum_{j=1}^{\infty} A_j L^j$

Debido a que las series que conforman a  $\{X_t\}$  en (1) están cointegradas y su cointegración es de orden uno,  $\{X_t\} \sim CI(1,1)$ , con  $r$  vectores de cointegración ( $0 < r < n$ ), el Teorema de Representación de Granger establece: (i)  $\text{rango}(A(1)) = r$ , (ii)  $A(1) = \alpha\beta'$  y (iii) la ecuación (1) puede ser reescrita como un vector de corrección de errores o modelo VEC:

$$(2) \quad \Delta X_t = A^*(L)\Delta X_{t-1} + A(1)X_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde:

$$A^*(L) = I_n - \sum_{i=1}^{p-1} A_i^* L^i, \quad A_i^* = \sum_{j=i+1}^p A_j$$

La existencia de los  $r$  vectores de cointegración implica la estacionariedad conjunta del proceso  $r$ -dimensional  $z_t = \beta' X_{t-1}$ . Si los  $r$  vectores de cointegración describen el estado estacionario,  $\alpha z_{t-1}$  representa la corrección del cambio en  $X_t$  debida a los desequilibrios en torno al largo plazo, siendo  $\alpha$  la matriz de velocidades de ajuste. Así, la ecuación (2) puede ser reescrita en su forma tradicional:

$$(3) \quad \Delta X_t = A^*(L)\Delta X_{t-1} + \alpha\beta' X_{t-1} + \varepsilon_t$$

De acuerdo con Johansen (1995), para la representación (3), existe una representación de media móvil asociada:

$$(4) \quad \Delta X_t = C(L)\varepsilon_t; \quad C(L) = I + C_1 L + \dots$$

donde :

(i)  $\{\Delta X_t\}$  es conjuntamente estacionaria, (ii)  $C(L) = I_n + \sum_{j=1}^{\infty} C_j L^j$ , (iii)  $\sum_{j=0}^{\infty} j|C_j| < \infty$  y

$$(iv) C(1) = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} ; \quad \Gamma = I_n - \sum_{i=1}^k \Pi_i$$

Mediante substitución recursiva y haciendo uso de la igualdad  $C(L) = C(1) + (1-L)C^*(L)$ , la ecuación (4) puede ser escrita en términos de los niveles de las variables, conformando la representación de tendencias estocásticas comunes en función de las perturbaciones de forma reducida:

$$(5) \quad X_t = X_0 + C(1)\xi_t + C^*(L)\varepsilon_t$$

donde: (i)  $\xi_t$  sigue una caminata aleatoria con deriva:  $\xi_t = \rho + \xi_{t-1} + \varepsilon_t$  de tal forma que,

considerando un proceso iterativo se tiene:  $\xi_t = \xi_0 + \rho t + \sum_{j=0}^{t-1} \varepsilon_{t-j}$ , (ii)  $C^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j^* L^j$

con  $C_j^* = -\sum_{i=j+1}^{\infty} C_i$ , (iii) el rango de la matriz  $C(1)$  es igual a  $n-r$ , (iv)  $\beta' C(1) = 0$  y (v)

la matriz  $C(1)$  recoge el efecto de largo y plazo de las perturbaciones de la forma reducida  $\{\varepsilon_t\}$  sobre las variables en  $\{X_t\}$ .

De esa forma, el concepto de tendencia estocástica común puede entenderse como un concepto dual de la cointegración. Así, el considerar que  $\{X_t\}$  es un vector de series de tiempo  $n$ -dimensional que exhibe  $r$  vectores de cointegración o, lo que es similar,  $k (= n-r)$  tendencias estocásticas comunes, permite que dicho sistema pueda ser representado a través de éstas. Con el propósito de alcanzar una interpretación económica de la dinámica de las variables de interés, las perturbaciones de la forma reducida  $\{\varepsilon_t\}$  son transformadas a un vector subyacente de *shocks* estructurales  $\{\varphi_t\}$ . La acumulación de dichos *shocks* da origen a una representación estructural de tendencias estocásticas, como la presentada en la ecuación (6).

$$(6) \quad X_t = X_0 + \Gamma(1)\tau_t + \Gamma^*(L)\varphi_t$$

donde:

- (i)  $E[\varphi_t] = 0$  ,  $E[\varphi_t \varphi_t'] = I_n$  y  $\Phi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \phi_j L^j$  dentro del círculo unitario, (ii)  $\Gamma^*(L)\varphi_t$  conjuntamente estacionario, (iii)  $X_0 + \Gamma(1)\tau_t$  componente permanente con  $\Gamma(1)$  de tamaño  $(n \times n)$  y (iv)  $\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t = \tau_0 + t\mu + \sum_{j=0}^{t-1} \varphi_{j-1}$  .

En la ecuación (7) se plantea la representación estructural de media móvil, asociada a la ecuación (6), para la primera diferencia del sistema:

$$(7) \quad \Delta X_t = \Gamma(L)\varphi_t \quad ; \quad \Gamma(L) = \Gamma_0 + \Gamma_1(L) + \dots$$

Como lo sugiere Mellander *et al.* (1992), no todos los *shocks* que componen el vector  $\{\varphi_t\}$  tienen efectos permanentes sobre las variables que conforman el sistema, algunos de ellos pueden estar asociados a las combinaciones estacionarias de las series, descritas por los vectores de cointegración y, por consiguiente, sólo tienen efectos transitorios. En otras palabras, para distinguir los efectos transitorios de los permanentes, como es necesario para conservar el propósito económico, el vector  $\{\varphi_t\}$  debe partitionarse en dos sub-vectores,  $\varphi_t = \begin{bmatrix} \psi_t \\ v_t \end{bmatrix}$ , donde  $\psi_t$ , de dimensión  $k$ , agrupa a los *shocks* con efectos permanentes sobre las variables del sistema y  $v_t$ , de dimensión  $r$ , contiene aquellos con impacto puramente transitorio. Por consiguiente, se requiere excluir de los impactos permanentes al sub-vector  $v_t$ , lo cual hace necesaria la imposición de  $n \times r$  restricciones sobre  $\Gamma(1)$ , matriz de impacto de largo plazo en la representación estructural, es decir:

$$(8) \quad \Gamma(1) = \begin{bmatrix} \Gamma_g & \mathbf{0} \\ n \times n-r & n \times r \end{bmatrix}$$

La imposición de las restricciones consideradas en (8) permite reformular el modelo de tendencias estocásticas estructurales presentado en (6) como sigue:



$$(9) \quad X_t = X_o + \Gamma_g \tau_t + \Gamma^*(L) \varphi_t$$

$$\text{donde } \tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \psi_t = \tau_0 + t\mu + \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{j-1}$$

La ecuación (10) plantea, a partir de las ecuaciones (4) y (7) o (5) y (6), la relación existente entre las perturbaciones de la forma reducida y los *shocks* estructurales. La ecuación (11) presenta la relación existente entre las matrices correspondientes a los procesos de media móvil asociadas a la forma reducida y a la forma estructural.<sup>8</sup>

$$(10) \quad \Gamma_0 \varphi_t = \varepsilon_t$$

$$(11) \quad C(L)\Gamma_0 = \Gamma(L)$$

$$(12) \quad \Sigma = \Gamma_0 \Gamma_0'$$

Lo anterior implica que  $C_i \Gamma_0 = \Gamma_i \quad \forall i > 0$ ,  $C(1)\Gamma_0 = \Gamma(1)$ . Particionando la matriz  $\Gamma_0$  en sus primeras  $n-r$  columnas y sus últimas  $r$  columnas se observa de manera clara las restricciones presentadas en (8), así:

$$(13) \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} \Gamma_0^{n-r} & \Gamma_0^r \\ n \times n-r & n \times r \end{bmatrix}$$

$$(14) \quad C(1)\Gamma_0^{n-r} = \Gamma_g$$

$$(15) \quad C(1)\Gamma_0^r = \mathbf{0}$$

De forma similar que en la metodología VAR estructural, la relevancia en la imposición de restricciones de largo plazo, entendidas éstas como neutralidades con respecto a los *shocks* de carácter permanente, se centra en la matriz  $\Gamma_g$ , ecuación (14), que captura dichos efectos en la forma estructural. Adicionalmente, como lo propone Vlaar

---

<sup>8</sup> Estas ecuaciones son ampliamente trabajadas en el contexto de VAR Estructural, Véanse, Amisano y Giannini (1997), Misas y López (1998, 2000), Misas y Posada (2000), Melo y Hamann (1999), y Arango et al. (2003).

(2004a), en la búsqueda de la identificación pueden ser también impuestas restricciones de neutralidad contemporánea sobre la matriz  $\Gamma_0$ , ecuación (12). Es de señalar que, frente a la metodología VAR estructural que requiere para la identificación del sistema  $\frac{n(n-1)}{2}$  restricciones, la existencia de cointegración disminuye tal número de restricciones a  $\frac{n(n-1)}{2} - r(n-r)$ . La consideración de restricciones de largo y corto plazo permite dar interpretación económica a cada uno de los diferentes *shocks* estructurales.

Siguiendo a Vlaar (2004b), las restricciones de corto plazo impuestas sobre el modelo VEC, ecuación (12), pueden ser formuladas de manera implícita como  $R_c \text{vec}(\Gamma_0) = d_c$ , donde la matriz  $R_c$  es de dimensiones  $(g_c \times n^2)$ , la cual permite imponer  $g_c$  restricciones sobre  $\Gamma_0$ . Tal forma implícita puede expresarse de manera explícita<sup>9</sup> como  $\text{vec}(\Gamma_0) = R'_\perp \lambda + H_{R_1} (RH_{R_1})^{-1} d$ , siendo  $\lambda$  los parámetros libres de la matriz  $\Gamma_0$  y  $R'_\perp = H_{R_2} - H_{R_1} (RH_{R_1})^{-1} RH_{R_2}$ . Desde una perspectiva económica, es deseable llevar a cabo la identificación de  $\Gamma_0$  combinando las restricciones de corto plazo ya mencionadas con restricciones de largo plazo. Así, el conjunto total de restricciones puede definirse igual a  $R = [R'_l, R'_c]'$ , y  $d = [d'_l, d'_c]'$  donde  $R_l$  y  $R_c$  incorporan las restricciones de largo y corto plazo, siendo sus respectivas dimensiones  $(g_l \times n^2)$  y  $(g_c \times n^2)$ .

Las restricciones de largo plazo están directamente relacionadas con la matriz de impacto total  $C(1)$ . Por ejemplo, si la  $i$ -ésima variable del sistema es neutral en el largo plazo al  $j$ -ésimo *shock* estructural, tal restricción conforma el elemento  $i, j$  de la matriz  $C(1)\Gamma_0$ . El conjunto de este tipo de restricciones es de la forma<sup>10</sup>

<sup>9</sup> Para la construcción de la matriz  $R'_\perp$  puede consultarse Magnus y Neudecker (1986)

<sup>10</sup> Debido a que la matriz  $C(1)$  no es de rango completo (de hecho su rango es igual al número de variables ( $n$ ) menos el número de vectores de cointegración ( $r$ )), la matriz  $F_{C(1)}$  es una matriz de ceros y unos que selecciona las filas del producto  $(I_p \otimes \hat{C}(1))$  correspondientes a las restricciones linealmente independientes.

$F_{C(1)}vec(C(1)\Gamma_0) = F_{C(1)}(I_n \otimes \hat{C}(1))vec(\Gamma_0) = d_l$ . Considerando la componente estocástica de la estimación de  $C(1)$ ,  $R_l$  debe redefinirse como  $\hat{R}_l = F_{C(1)}(I_p \otimes \hat{C}(1))$ ,

El modelo estructural es estimado en dos etapas. En la primera se estima el modelo de forma reducida, ecuación (3), en tanto que, en la segunda, la estimación se centra en  $\lambda$  condicional a la estimación de los parámetros de la forma reducida y se lleva a cabo a través de la maximización de la siguiente función de verosimilitud, respecto a  $\lambda$  sujeto a las restricciones anteriormente presentadas. Es decir, se parte de la linealización  $vec(\Gamma_0) = S\lambda + s$  en el que  $\lambda$  representa los valores libres y las matrices  $S$  y  $s$  cumplen con<sup>11</sup>  $RS = \mathbf{0}$  y  $Rs = d$ .

$$(16) \quad \ell(\Gamma_0) = \varsigma - \frac{T}{2} \ln \left( |\Gamma_0(\lambda)|^2 \right) - \frac{T}{2} tr \left( \Gamma_0^{-1}(\lambda) \Gamma_0^{-1}(\lambda) \hat{\Omega} \right)$$

De modo tal que existe un algoritmo de búsqueda para los valores de  $\lambda$ , tal como en el modelo VAR estructural, que puede expresarse como:

$$(17) \quad \gamma_{n+1} = \gamma_n + \left\{ S' \left[ T \left( (I \otimes \Gamma_0^{-1}) (I_{n^2} + \oplus) (I + \Gamma_0^{-1}) \right) \right] \right\}^{-1} \\ \times S' \left\{ \left( T \left( vec(\Gamma_0) \right)' - T \left( vec(\Gamma_0) \right)' (\hat{\Omega} \otimes I) \right)' \right\}$$

---

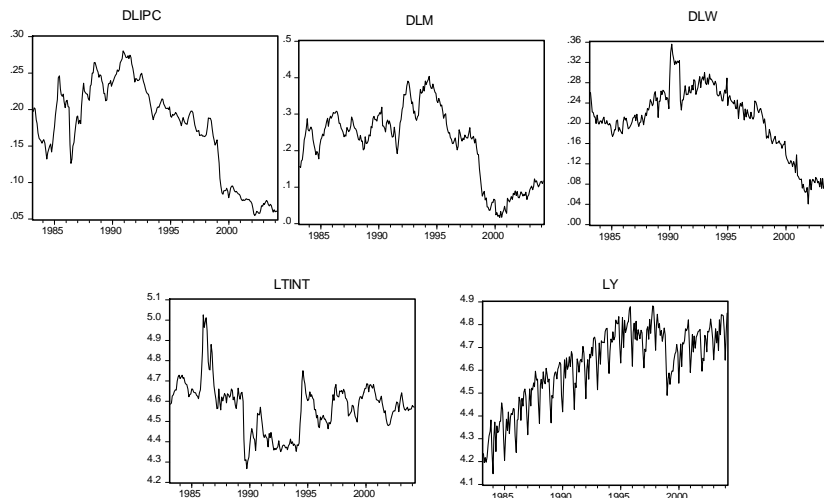
<sup>11</sup> Es decir,  $S$  es una matriz ortogonal a la matriz  $R$ . Dada la no unicidad de dicha matriz, al igual que Johansen (1995) define las matrices  $\beta_{\perp}$  y  $\alpha_{\perp}$ , Vlaar (2004b) define  $S = H_{R_2} - H_{R_1} (RH_{R_1})^{-1} RH_{R_2}$  siendo  $H_{R_1}$  una matriz de ceros y unos que selecciona las columnas de  $R$  tal que el producto  $RH_{R_1}$  se invertible y  $H_{R_2}$  una matriz similar que selecciona las restantes columnas.

## 6. Estimación de la inflación subyacente en Colombia

### 6.1 Descripción de la información

El análisis empírico se lleva a cabo con información de frecuencia mensual para el periodo comprendido entre enero de 1983 y marzo de 2004. El sistema de información está conformado por la diferencia de orden doce del logaritmo natural de M3 nominal ( $DLM_t$ )<sup>12</sup>, el logaritmo del índice de producción industrial sin trilla de café ( $LY_t$ ), el logaritmo de los términos de intercambio medidos como la razón entre el índice de precios al productor para exportados y para importados ( $LTINT_t$ ), la diferencia de orden doce del logaritmo del índice de precios al consumidor del total nacional ( $DLIPC_t$ ) y la diferencia de orden doce del logaritmo del índice de salarios nominales de empleados ( $DLW_t$ ).<sup>13</sup> En este caso, la inclusión de los términos de intercambio, como variable endógena del sistema, tiene como propósito capturar el efecto de los *shocks* externos sobre la dinámica de largo plazo de la inflación.

Gráfico 1



<sup>12</sup> La variable M3 incluye los medios de pago, los cuasidineros, los depósitos a la vista, los depósitos fiduciarios, los bonos, los repos del sector real y la Tesorería, los depósitos restringidos y las cédulas hipotecarias.

<sup>13</sup> La fuente de M3 es la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. A partir de la Muestra Mensual Manufacturera del DANE obtenemos el índice de producción industrial sin trilla de café y el índice de salarios nominales de empleados. Los índices de precios con los cuales se construye la variable de los términos de intercambio son tomados del Índice de precios al productor calculados por Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. La fuente del índice de precios al consumidor es el DANE. Es de señalar que todas las variables son transformadas a través de la función logarítmica.

El Gráfico 1 presenta la evolución de las variables en el periodo de análisis.

## 6.2 Esquema Metodológico

En términos generales nuestra medición de la inflación subyacente recurre a un enfoque que permite calcular las tendencias comunes de un conjunto de variables, estas últimas caracterizadas por ser series no estacionarias. La existencia de una o varias relaciones de cointegración entre las variables (inflación, crecimiento del dinero, nivel del producto, términos de intercambio y crecimiento de los salarios nominales) reduce el número de perturbaciones independientes que tienen efectos permanentes sobre el nivel de las series. La representación de tendencias comunes permite descomponer las variables en una tendencia estocástica no estacionaria y un elemento transitorio estacionario. El primer elemento captura el efecto de shocks permanentes. Una vez asegurada la presencia de cointegración en el sistema es posible llegar a una representación VAR cointegrada y a una estacionaria de corrección de errores contruida a partir del mismo sistema. Del sistema original puede pasarse a una representación estacionaria de media móvil de acuerdo al teorema de Wold. El vector de perturbaciones de esa forma reducida se asocia al vector de *shocks* estructurales, identificados de acuerdo con hipótesis económicas, algunos de ellos con efectos permanentes y otros con efectos transitorios sobre el sistema de variables original. En nuestro caso los *shocks* permanentes determinan la inflación subyacente.

### 6.2.1 Cointegración

El primer paso en la metodología de tendencias estocásticas comunes es determinar la existencia de relaciones de largo plazo dentro de las variables del sistema. El análisis de cointegración se lleva a cabo a través de la metodología de Johansen (1988)<sup>14</sup> sobre el siguiente sistema de información:  $\{DLM_t, LY_t, LTINT_t, DLIPC_t, DLW_t\}$ , para el período comprendido entre enero de 1983 y marzo de 2004.

El análisis considera la existencia de uno a doce rezagos y los modelos: (i) “drift”, el cual considera una tendencia lineal determinística en los niveles de las variables y (ii) “cidrift”, el cual reconoce la existencia de tendencia lineal en el vector de cointegración. La selección de estos modelos, para el análisis de cointegración, se basa en el hecho que en la

---

<sup>14</sup> CATS for RATS, version 5.02

mayoría de los casos las variables exhiben tendencia lineal en sus niveles y en consecuencia se hace necesario dirimir entre los dos modelos mencionados, es decir, la selección de componentes determinísticas propuesta por Johansen (1994).

El Cuadro 1 presenta los resultados obtenidos mediante la prueba de la traza, al considerar la representación VAR(3) asociada y el modelo Cidrift, incluyendo *dummies* estacionales centradas y *dummies* de intervención<sup>15</sup> que capturan valores atípicos observados. La prueba de la traza soporta la existencia de dos vectores de cointegración.

Cuadro 1

Prueba para la determinación del rango

$\lambda_{Traza}$	$H_0 : r$	$p - r$	Valores de prueba
			$\lambda_{Traza}$ $\alpha = 10\%$
115.09	0	5	82.68
60.38	1	4	58.96
<b>36.29</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>39.08</b>
16.86	3	2	22.95
4.26	4	1	10.56
Modelo Cidrift Lags= 3 Dummies estacionales centradas Dummies de intervención			

Como lo sugieren Bagliano y Morana (1999), con el propósito de ganar intuición sobre la naturaleza económica de las relaciones de largo plazo subyacentes entre las variables que conforman el sistema, se imponen, sobre los dos vectores de cointegración encontrados, diferentes conjuntos de restricciones. Tal ejercicio parte de relaciones que han sido recurrentes en la literatura de los autores antes mencionados: la relación entre la expansión monetaria y la inflación y, entre el crecimiento de los salarios nominales y la inflación. No obstante, la posibilidad de realizar una prueba de compatibilidad sobre el conjunto de restricciones, que de dichas relaciones se deriva, fuerza la presencia de los términos de intercambio en la primera relación, dicha prueba puede manifestar el profundo impacto de los choques externos sobre la inflación y la política monetaria en no pocos momentos del período de estudio. El resultado corresponde a la existencia de dos relaciones

<sup>15</sup> En el análisis de cointegración se consideran variables “*dummies*” estacionales centradas, como también, de intervención. El uso de variables “*dummies*” de intervención puede verse en Hendry y Doornik (1994), entre otros.

de largo plazo entre: (i) el crecimiento monetario, el nivel de los términos de intercambio y la inflación y (ii) el crecimiento de los salarios y la inflación, es decir:

$$(18) \quad \begin{bmatrix} -1 & 0 & \alpha & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \eta & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DLM_t \\ LY_t \\ LTINT_t \\ DLIPC_t \\ DLW_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^w \end{bmatrix}$$

En el Cuadro 2 se presentan los vectores de cointegración una vez impuestas las restricciones y sus correspondientes velocidades de ajuste. La prueba de compatibilidad de las restricciones sugiere que no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula sobre la existencia de los vectores de cointegración presentados en (18).

Cuadro 2

Vectores de Cointegración y Velocidades de ajuste

Sistema $\{DLM_t, LY_t, LTINT_t, DLIPC_t, DLW_t\}$	
Vectores de cointegración bajo* restricción	Velocidades de ajuste**
$\beta_1 : \begin{pmatrix} -1, 0, -0.401, 1, 0 \\ (0.117) \end{pmatrix}$	$\alpha_1 : \begin{pmatrix} 0.048, -0.060, 0.030, -0.006, -0.017 \\ (3.52) \quad (-2.42) \quad (1.22) \quad (-1.29) \quad (-1.82) \end{pmatrix}$
$\beta_2 : \begin{pmatrix} 0, 0, 0, -1.380, 1 \\ (0.109) \end{pmatrix}$	$\alpha_2 : \begin{pmatrix} 0.040, 0.115, 0.003, 0.034, -0.088 \\ (1.43) \quad (2.26) \quad (0.05) \quad (3.50) \quad (-4.62) \end{pmatrix}$
Prueba sobre compatibilidad de las restricciones (Razón de verosimilitud)	
$\chi^2(4) = 6.54$	
$p - value = 0.16$	
* Error estándar en paréntesis	
** Estadística t en paréntesis	

En el sistema analizado, la estimación del primer vector de cointegración sugiere que el crecimiento monetario y el nivel de los términos de intercambio son los principales determinantes de largo plazo de la inflación, en tanto que, el segundo vector muestra la relación de largo plazo existente entre el crecimiento del salario nominal y la inflación.

Una vez aceptados los vectores de cointegración presentados en la ecuación (18), se llevan a cabo pruebas de diagnóstico sobre el comportamiento de los residuales. Los *p-values* asociados a dichas pruebas multivariadas sobre existencia de autocorrelación residual LM(1) , LM(4) y LM(24) son respectivamente 0.27, 0.85 y 0.28. Es decir, estas pruebas permiten concluir comportamiento ruido blanco multivariado en los residuales<sup>16</sup>. Así mismo, el *p-value* de 0.13 asociado a la prueba de normalidad multivariada de Doornik y Hansen (1994) evidencia un comportamiento normal multivariado en los residuales. De esta forma, las pruebas multivariadas de diagnóstico de residuales, Lutkepohl (1993), permiten concluir que éstos presentan un comportamiento óptimo.

Una vez establecido el comportamiento de los residuales como óptimo, se llevan a cabo pruebas de exogeneidad débil, estacionariedad y exclusión del vector de cointegración. Es de señalar que, dado el propósito del ejercicio, se requiere que las variables  $DLIPC_t$  y  $DLW_t$  no sean exógenas débiles. El Cuadro 3 presenta los resultados de dichas pruebas.

Cuadro 3

Resultado de las pruebas de exclusión, estacionariedad y exogeneidad débil

Exclusión	Estacionariedad	Exogeneidad Débil
$\chi^2_{0.10}(2) = 4.61$	$\chi^2_{0.10}(4) = 7.78$	$\chi^2_{0.10}(2) = 4.61$
$DLM_t : 4.82$	$DLM_t : 18.75$	$DLM_t : 2.49$
$LY_t : 4.36$	$LY_t : 18.72$	$LY_t : 11.86$
$LTINT_t : 5.26$	$LTINT_t : 14.59$	$LTINT_t : 2.88$
$DLIPC_t : 30.34$	$DLIPC_t : 23.32$	$DLIPC_t : 17.60$
$DLW_t : 13.81$	$DLW_t : 24.00$	$DLW_t : 10.98$
$Trend_t : 5.17$		

### 6.2.2 Estimación de los parámetros estructurales

En el modelo de tendencias estocásticas comunes, ecuación (9), la presencia de dos relaciones de cointegración, entre las cinco variables que conforman el sistema, implica la

<sup>16</sup> Es de señalar que, a partir del rezago 12, la prueba Ljung-Box evidencia presencia de correlación serial en los errores.



existencia de tres fuentes distintas de *shocks*, cuyos efectos son permanentes sobre algunas de las variables que conforman dicho sistema.

Como se explicó en la sección 5, la identificación de las tendencias estocásticas comunes o estimación del modelo SVEC se alcanza a través de restricciones de largo plazo y contemporáneas<sup>17</sup>. La identificación de los *shocks* permanentes se lleva a cabo determinando las restricciones de largo plazo sobre la matriz de impacto del modelo de tendencias comunes. Los *shocks* transitorios se identifican por medio de supuestos sobre su impacto contemporáneo sobre las variables endógenas. Teniendo en cuenta lo anterior se entiende que todos los shocks tendrían una interpretación económica.

En este trabajo, se consideran los siguientes supuestos acerca de la naturaleza de los tres *shocks* permanentes. El primero corresponde a una perturbación nominal o *shock* monetario ( $\varphi^m$ ), el segundo a un *shock* de oferta agregada ( $\varphi^{oa}$ ) y el tercero, a un *shock* externo ( $\varphi^x$ ), motivado por los movimientos del nivel de los términos de intercambio durante el período de estudio. La ecuación (19) presenta la especificación adoptada para la parte permanente de la representación de tendencias estocásticas comunes, donde  $\mu$  es un vector de constantes adicionado al modelo en la estimación:

$$(19) \quad \begin{bmatrix} \tau_1 \\ \tau_2 \\ \tau_3 \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tau_1 \\ \tau_2 \\ \tau_3 \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} \varphi^m \\ \varphi^{oa} \\ \varphi^x \end{bmatrix}_t$$

La ecuación (20) coincide con la metodología, donde la matriz  $C(1)\Gamma_0$  o  $\Gamma(1)$  debe tener un bloque de ceros en las dos últimas columnas y ceros en las posiciones afectadas por la restricciones de largo plazo establecidas. Tales restricciones se centran en la neutralidad de largo plazo del producto ante *shocks* nominales, y de los términos de intercambio frente a *shocks* de oferta agregada.

---

<sup>17</sup> Programa MALCOLM, versión 2, R. Mosconi, modificado por P.J. Vlaar.

$$(20) \quad \begin{bmatrix} DLM_t \\ LY_t \\ LTINT_t \\ DLIPC_t \\ DLW_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma(1)_{11} & \Gamma(1)_{12} & \Gamma(1)_{13} & 0 & 0 \\ 0 & \Gamma(1)_{22} & \Gamma(1)_{23} & 0 & 0 \\ \Gamma(1)_{31} & 0 & \Gamma(1)_{33} & 0 & 0 \\ \Gamma(1)_{41} & \Gamma(1)_{42} & \Gamma(1)_{43} & 0 & 0 \\ \Gamma(1)_{51} & \Gamma(1)_{52} & \Gamma(1)_{53} & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^t \varphi_j^m \\ \sum_{j=1}^t \varphi_j^{oa} \\ \sum_{j=1}^t \varphi_j^x \\ \sum_{j=1}^t \varphi_j^\pi \\ \sum_{j=1}^t \varphi_j^w \end{bmatrix}$$

$$X_t = C(1)\Gamma_0 A(\varphi_t)$$

Con el fin de poder sobreidentificar el modelo se definieron un grupo de restricciones de corto plazo, las cuales se presentan en la ecuación (21). Como se observa, el nivel de los términos de intercambio no se ve afectado contemporáneamente por *shocks* monetarios y de salarios y los shocks externos no afectan contemporáneamente a la inflación.

$$(21) \quad \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{DLM} \\ \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^{LTINT} \\ \varepsilon_t^{DLIPC} \\ \varepsilon_t^{DLW} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma_0^{11} & \Gamma_0^{12} & \Gamma_0^{13} & \Gamma_0^{14} & \Gamma_0^{15} \\ \Gamma_0^{21} & \Gamma_0^{22} & \Gamma_0^{23} & \Gamma_0^{24} & \Gamma_0^{25} \\ 0 & \Gamma_0^{32} & \Gamma_0^{33} & \Gamma_0^{34} & 0 \\ \Gamma_0^{41} & \Gamma_0^{42} & 0 & \Gamma_0^{44} & \Gamma_0^{45} \\ \Gamma_0^{51} & \Gamma_0^{52} & \Gamma_0^{53} & \Gamma_0^{54} & \Gamma_0^{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varphi_t^m \\ \varphi_t^{oa} \\ \varphi_t^x \\ \varphi_t^\pi \\ \varphi_t^w \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_t = \Gamma_0 \phi_t$$

La prueba de compatibilidad, sobre restricciones de largo y corto plazo, reportó una estadística  $\chi^2(1)$  de 1.447 y un *p-value* asociado de 0.228. Dado este resultado, las ecuaciones (22) y (23) presentan las estimaciones de las matrices estructurales.

### Largo plazo

$$(22) \quad \hat{C}(1)\hat{\Gamma}_0 = \begin{bmatrix} 0.0060 & 0.0011 & -0.0094 & 0 & 0 \\ 0 & 0.01981 & 0.0057 & 0 & 0 \\ -0.0057 & 0 & 0.0265 & 0 & 0 \\ 0.0038 & 0.0011 & 0.0012 & 0 & 0 \\ 0.0052 & 0.0016 & 0.0017 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

### Corto plazo

$$(23) \quad \hat{\Gamma}_0 = \begin{bmatrix} 0.0061 & 0.0067 & -0.0029 & -0.0102 & -0.0028 \\ 0.0002 & 0.0205 & 0.0011 & 0.0125 & -0.0094 \\ 0 & 0.0034 & 0.0249 & -0.0063 & 0 \\ 0.0035 & -0.0019 & 0 & 0.0013 & -0.0027 \\ 0.0054 & 0.0025 & 0.0008 & 0.0036 & 0.0068 \end{bmatrix}$$

### 6.3 La inflación subyacente en Colombia

La matriz  $C(1)\Gamma_0$  estimada en la sección anterior, ecuación (22), permite obtener la inflación subyacente como una combinación lineal de las tendencias estocásticas comunes<sup>18</sup>, como se presenta en la ecuación (24).

$$(24) \quad DLIPC_t^p = DLIPC_0 + 0.0038\tau_{1t} + 0.0011\tau_{2t} + 0.0012\tau_{3t}$$

Para tener una idea del modo en que se incorporan las tendencias estocásticas al cálculo de la inflación se presenta en el Gráfico 2 la evolución de las mismas con respecto a la inflación observada. Como se observa en el Gráfico la tendencia estocástica representada por  $\tau_{1t}$ , la cual acumula las sorpresas monetarias, sigue de cerca los movimientos de la inflación total. Es menos clara esa evolución para las otras tendencias comunes, las cuales se alejan de ésta última variable en especial en el período posterior a las reformas

---

<sup>18</sup> Para este cálculo las tendencias estocásticas comunes incluyen la acumulación de las *dummies* estacionales y de intervención, además de la constante y la tendencia, esto corresponden al valor teórico presentado con anterioridad y no a la simplificación que se trabajó en la presentación de la estimación. La representación de Tendencias Estocásticas Comunes se obtiene a través del módulo IML de SAS versión 8.0 y de Matlab versión 6.5.

estructurales de principios de los años noventa. Dada la diferencia en el tamaño de los coeficientes asociados a cada una de las tendencias el mayor aporte a la inflación subyacente proviene de las sorpresas monetarias con lo cual, por su comportamiento descendente desde principios de los años noventa, se produce un comportamiento similar de la inflación subyacente.

Gráfico 2

Inflación y tendencias estocásticas comunes

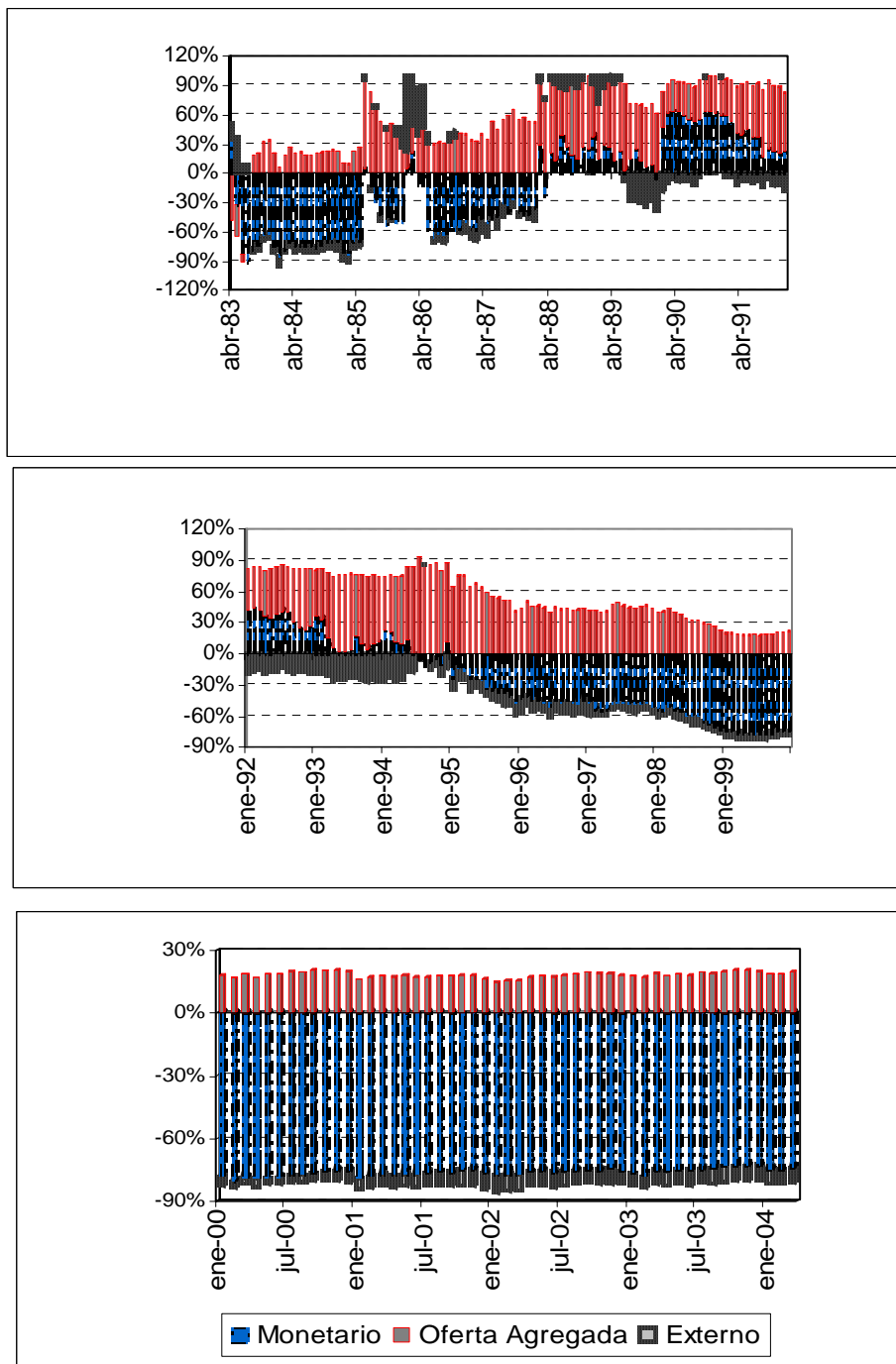


Para poder precisar lo afirmado anteriormente se realizó un ejercicio de descomposición de la inflación subyacente. En el Gráfico 3 se muestra la descomposición de la inflación subyacente de acuerdo con la participación de cada una de las tendencias comunes. Para poder tener un mejor análisis se han tomado tres subperíodos, contruidos de acuerdo con los eventos más importantes que caracterizan el comportamiento de la economía colombiana en todo el período estudiado. El primer subperíodo comprende el

lapso comprendido entre abril de 1983 y diciembre de 1991. El segundo entre enero de 1992 y diciembre de 1999. El tercero y último entre enero de 2000 y el final de la muestra, o sea marzo de 2004. La idea tras la definición de estos subperíodos, es mostrar las tres etapas diferentes que ha vivido la economía colombiana. La definición del primer subperíodo se relaciona con una etapa previa a las reformas estructurales de principios de la década de los noventa. El subperíodo siguiente corresponde a la etapa que sigue a esas reformas y que, adicionalmente, se puede caracterizar por la presencia de un importante flujo de capitales que ingresó a la economía colombiana. El subperíodo final se inicia con la detención o parada súbita de ese flujo de capitales, con lo cual la economía colombiana entra en una profunda recesión apenas superada recientemente.

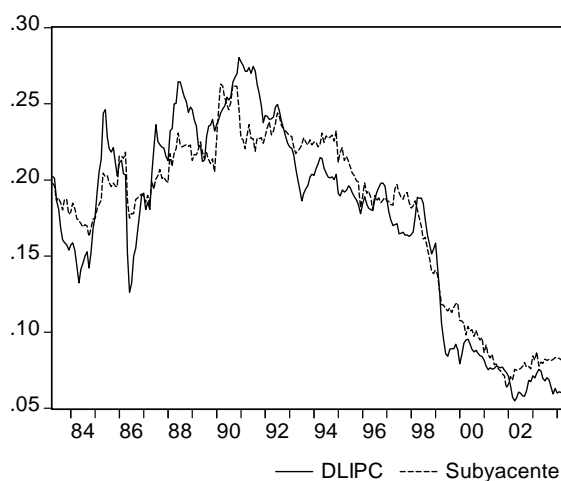
La descomposición de la inflación subyacente en cada uno de los subperíodos aparece en los tres paneles del Gráfico 3. El panel superior, el cual corresponde al período abril de 1983 a diciembre de 1991, muestra como el mayor aporte positivo a la inflación subyacente lo hacen los *shocks* de oferta durante la mayor parte del tiempo. Al final de los años ochenta se observa como los *shocks* monetarios que anteriormente contrarrestaban a los primeros empiezan a reforzarlos, con lo cual es previsible, como en efecto se dio, un importante incremento de la inflación. El panel del medio, el cual corresponde al segundo subperíodo tenido en cuenta en nuestro ejercicio, registra como durante todo el tiempo el aporte a la inflación subyacente de los *shocks* de oferta fue positivo. Mientras que al comienzo de la década de los noventa los *shocks* monetarios aportan positivamente a la inflación al final su comportamiento contrarresta los *shocks* de oferta. En este caso también los *shocks* externos contrarrestan los *shocks* de oferta. Esa situación se consolida desde 1999, en el último período se observa como los *shocks* de oferta continúan aportando positivamente a la inflación subyacente. Los otros dos *shocks*, y en especial el monetario, aportan negativamente. Un punto muy importante es que desde 1995 la suma de las tres tendencias comunes es negativa. Sin embargo, por la forma en que se construyó la inflación subyacente (ecuación 24) la magnitud de esa suma no es suficiente para compensar el valor de la constante que se agrega en cada momento a esas tendencias.

Gráfico 3  
 Participaciones de los shocks sobre la tendencia estocástica común



La estimación de la inflación subyacente se presenta en el Gráfico 4 al tiempo con la inflación total. El comportamiento de la inflación subyacente estimada es coherente con la evolución pasada y reciente de la inflación observada. Sin embargo, la inflación subyacente se sitúa por debajo de la inflación observada en la primera mitad del período de estimación, con excepción de unas pocas observaciones al principio de la muestra. Así mismo, a partir de 1993 se ubica por encima de la inflación observada. Mientras que entre la mitad de 1997 y finales de 1999 la inflación subyacente vuelve a ponerse por debajo de la observada. Al final de la muestra nuevamente la subyacente se pone por encima de la observada.

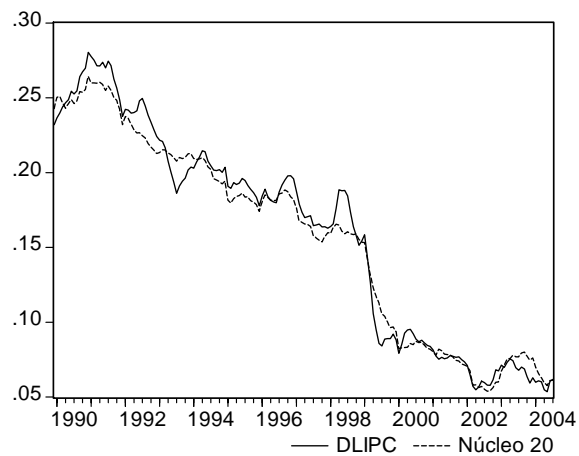
Gráfico 4  
Inflación observada (DLIPC) e inflación *subyacente*



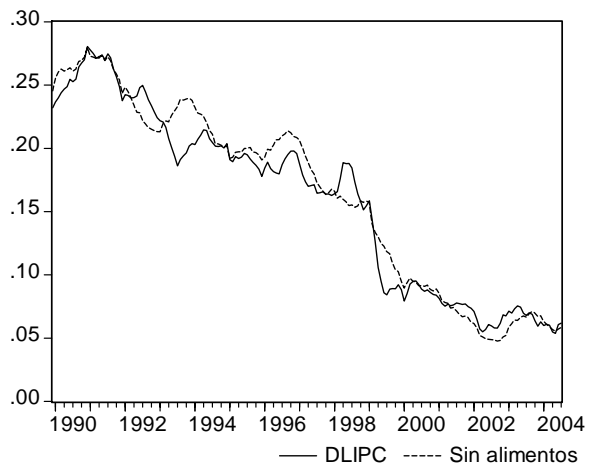
Con el fin de comparar los resultados obtenidos al estimar inflación subyacente en Colombia a continuación se presentan otras tres medidas de la misma calculadas en la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República bajo el enfoque estadístico descrito anteriormente. En los Gráficos 5, 6 y 7 se presentan, respectivamente, la serie de inflación observada con tres medidas de inflación subyacente: la inflación *núcleo 20* (*IN20*)<sup>19</sup>, la inflación sin alimentos (*ISA*) y la inflación sin alimentos, combustibles y servicios públicos (*ISSPP*).

<sup>19</sup> La inflación subyacente denominada *núcleo 20* es calculada excluyendo del IPC aquellos bienes y servicios más volátiles cuya ponderación acumulada es del 20% (Jaramillo, (1998b, p. 15)).

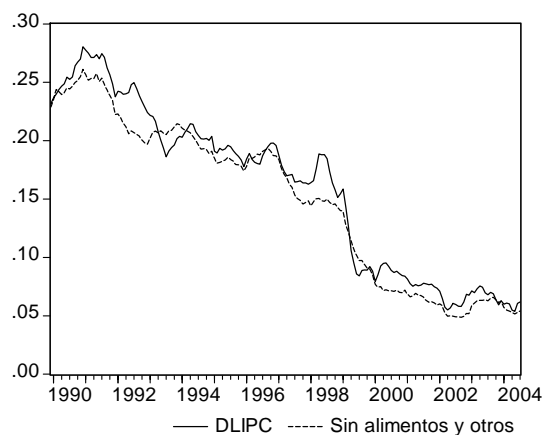
**Gráfico 5**  
Inflación observada (DLIPC) e inflación núcleo 20 (IN20)



**Gráfico 6**  
Inflación Observada (DLIPC) e inflación sin alimentos (ISA)



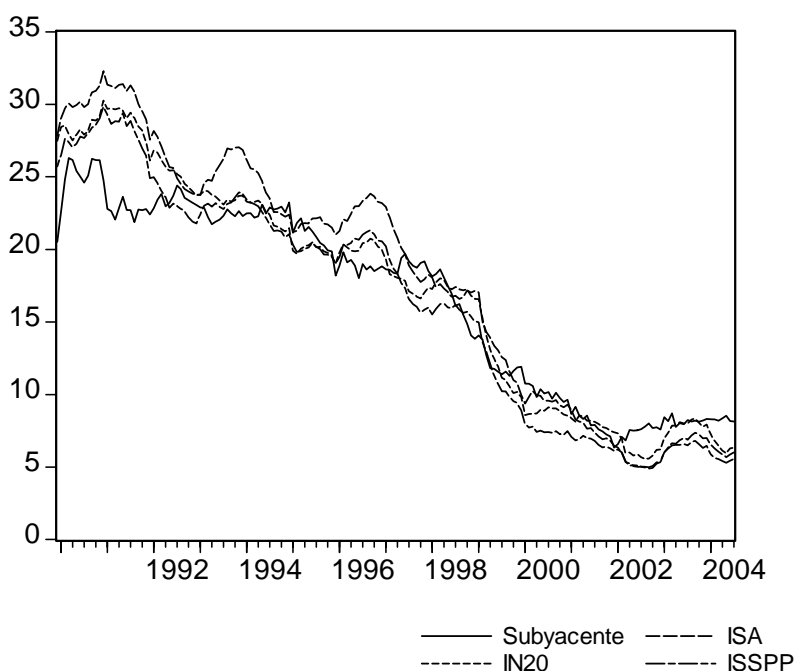
**Gráfico 7**  
Inflación observada (DLIPC) e inflación sin alimentos, combustible y servicios públicos (ISSPP)





En el Gráfico 8 se presentan simultáneamente todas las medidas de inflación subyacente. En el gráfico las diferentes medidas de inflación subyacente se comparan con la obtenida en este trabajo, que llamaremos inflación subyacente. Todas las medidas registran, como se observa en el gráfico, un comportamiento descendente a partir de 1992, interrumpido brevemente en algunos períodos. Un aspecto interesante que sugiere el gráfico es la estabilización de la inflación en los tres últimos años. Ese rasgo es común en todas las medidas pero en el caso de la inflación subyacente calculada en este trabajo (línea continua) es muy notorio, presentandose incluso un ligero aumento del indicador.

Gráfico 8  
Inflaciones subyacentes



Una comparación más detallada y rigurosa surge si se tiene en cuenta que existen varias propiedades deseables de la inflación subyacente. De acuerdo con Bryan y Cecchetti (1994), la primera propiedad se refiere a que la medida de inflación subyacente debe presentar una menor variabilidad y una más alta persistencia que la inflación corriente. En segundo lugar, la inflación subyacente debería ser útil, en el sentido de contener información, para hacer un pronóstico de la inflación corriente. La medida de inflación de

inflación subyacente, en tercer lugar, debe ser robusta frente a cambios en la muestra. Por último, una inflación subyacente con contenido teórico es superior a una medición puramente estadística.

De esa forma, con el fin de contar con argumentos estadísticos para realizar la comparación entre las inflaciones subyacentes utilizadas en el Banco de la República y la aquí propuesta, se calculó la desviación estándar de las diferentes medidas con el fin de examinar el punto de la volatilidad. El cálculo de la desviación se hace año por año con el fin de evitar problemas ocasionados en la no estacionaridad de la serie examinada. Como se puede observar en el Cuadro 4, la medida de la inflación subyacente construida empleando las tendencias estocásticas comunes posee las características deseadas en cuanto a su volatilidad se refiere. En la mayoría de los años comparados, nueve de quince, la medida de inflación subyacente presenta la menor desviación estándar dentro de todas las series. En un año es la segunda menor. En la mayoría de los años, en consecuencia, la varianza de la *subyacente* calculada en este trabajo es cuantitativamente menor que la observada para la inflación y las otras mediciones de la inflación subyacente.

Cuadro 4  
Desviaciones estándar por año

Año	Inflación	IN 20	ISA	ISACSP	Subyacente
1990	1.3151	0.7391	0.8612	0.9135	1.0553
1991	1.2447	1.1422	1.2744	1.3679	<b>0.7156<sup>a</sup></b>
1992	0.7096	0.9918	1.5935	1.0824	<b>0.5420</b>
1993	1.2683	0.2765	1.2485	0.5697	<b>0.4028<sup>b</sup></b>
1994	0.4762	0.9082	1.6294	1.0365	<b>0.3252</b>
1995	0.6250	0.5687	0.4146	0.4948	1.2428
1996	0.7187	0.4466	0.9094	0.6506	<b>0.4569</b>
1997	1.0117	1.0004	1.9510	1.7028	<b>0.4056</b>
1998	1.3305	0.3938	0.5091	0.3569	1.6979
1999	2.7740	2.4180	2.2400	2.1029	<b>1.0015</b>
2000	0.4668	0.3446	0.3296	0.4463	0.6532
2001	0.2728	0.3831	0.8458	0.3965	0.8994
2002	0.6019	0.6383	0.5443	0.4418	<b>0.5036</b>
2003	0.4624	0.5869	0.5536	0.3738	<b>0.2813</b>
2004*	0.3227	0.4408	0.2805	0.1855	<b>0.1353</b>
*Desde Enero hasta Julio					
<sup>a</sup> En negrilla designa la menor varianza					
<sup>b</sup> Designa una varianza próxima a la menor					

Sobre los otros criterios de comparación habría que decir que no se realizaron comparaciones de pronósticos entre las diferentes medidas de inflación, básicamente por no contar con estos para las medidas diferentes a la propuesta en este documento. Sin embargo, en la sección siguiente se propone una metodología para realizar pronósticos de la medida de inflación subyacente.

De otro lado, aunque no existe un modelo económico formal detrás de la medida propuesta por nosotros, cómo plantean Bagliano y Morana (1999, 2003a, 2003b), Morana y Bagliano (2001), y Bagliano *et al.* (2002) en su cálculo de inflación subyacente similar al nuestro, existen unas relaciones económicas aceptadas en la mayoría de los casos sin mayor discusión y que están en la base de nuestro modelo.

#### **6.4 Pronósticos basados en simulación**

Con el fin de mostrar los alcances de la metodología, en esta sección se presentan un ejercicio en el que se calculan dos series de pronósticos de la inflación y la inflación subyacente usando diferentes longitudes de muestreo que son seleccionadas de manera aleatoria. Para realizar los pronósticos de la inflación y la inflación subyacente se lleva a cabo un proceso de muestreo con reemplazamiento mediante la técnica de *bootstrapping*<sup>20</sup> para obtener medias y desviaciones estándar de los componentes estocásticos como los errores estructurales con efectos permanentes, para el caso de la inflación subyacente, y, adicionalmente a éste, el componente transitorio, para la inflación observada. Es de señalar que, los componentes determinísticos considerados en el pronóstico corresponden a su extrapolación fuera de muestra.

A partir de la suma de los componentes estocásticos obtenidos en muestreo repetido con los componentes determinísticos se construyen los pronósticos y sus respectivos intervalos de confianza. En el proceso *bootstrapping* se consideran 10.000 simulaciones sobre dos muestras alternativas de los componentes estocásticos. La primera considera los 24 meses previos al fin de la muestra, en tanto que, la segunda incluye 48 meses.

En el Gráfico 9 se presentan los pronósticos de la inflación subyacente y la inflación observada para el periodo comprendido entre abril de 2004 y marzo de 2005 para

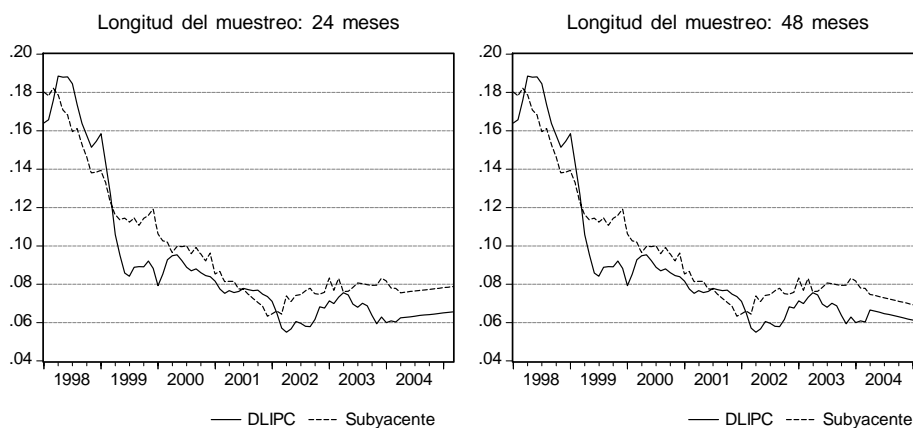
---

<sup>20</sup> Véanse, Fox (2002), Hansen (2000) y Cole (1999). El proceso de *bootstrapping* se obtiene a través del módulo IML de SAS versión 8.0 y de Matlab versión 6.5.

longitudes de muestreo de 24 meses y 48 meses. En el primer caso las dos variables pronosticadas muestran un leve incremento y en el segundo caso un leve descenso durante los siguientes doce meses. La elección del mejor pronóstico de estas dos alternativas va a depender en buena medida del criterio del analista, de acuerdo con su juicio con relación al período de tiempo en el que se reúnen las condiciones propias para una previsión acertada.

Este análisis es consistente con los intervalos de confianza del pronóstico de la inflación observada y subyacente para las dos longitudes de muestreo que se presentan en el Gráfico 9 y Gráfico 10, respectivamente. En los Cuadros 5 y 6 se presentan los resultados puntuales del pronóstico.

**Gráfico 9**  
Pronósticos de la inflación y de la inflación subyacente



**Gráfico 10**  
Pronósticos de la inflación e intervalos de confianza al 5.0%

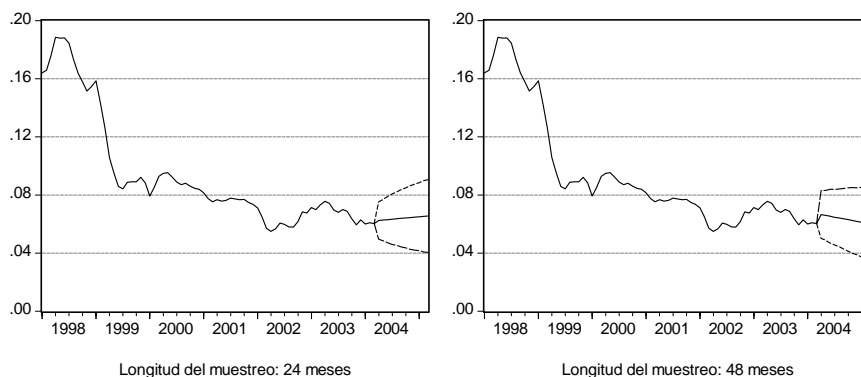
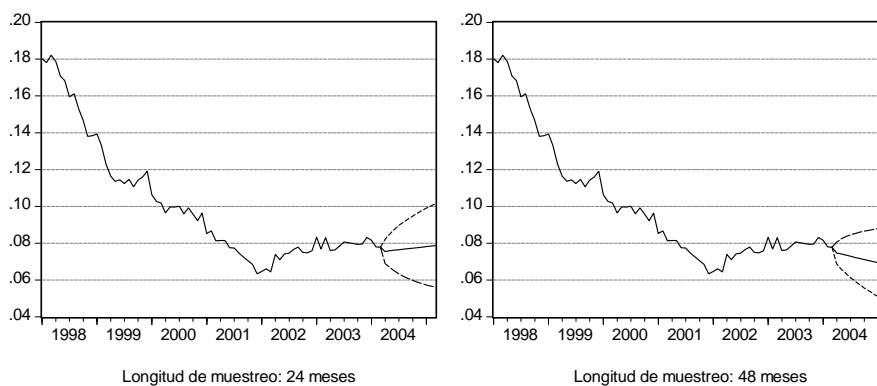


Gráfico 11  
 Pronósticos de la inflación subyacente e intervalos de confianza al 5.0%



Cuadro 5  
 Pronósticos de inflación a través de *bootstrapping*

	Longitud de muestreo: 24 meses			Longitud de muestreo: 48 meses		
	Inflación	Límite inferior	Límite superior	Inflación	Límite inferior	Límite superior
Abr-04	0.0625	0.0496	0.0753	0.0666	0.0501	0.0830
May-04	0.0627	0.0485	0.0770	0.0660	0.0488	0.0832
jun-04	0.0630	0.0472	0.0789	0.0654	0.0469	0.0839
jul-04	0.0633	0.0459	0.0808	0.0647	0.0456	0.0838
Ago-04	0.0637	0.0453	0.0821	0.0642	0.0443	0.0841
Sep-04	0.0640	0.0443	0.0837	0.0636	0.0428	0.0844
Oct-04	0.0642	0.0436	0.0848	0.0631	0.0413	0.0849
Nov-04	0.0644	0.0426	0.0863	0.0625	0.0399	0.0851
dic-04	0.0648	0.0421	0.0875	0.0618	0.0388	0.0849
Ene-05	0.0651	0.0417	0.0885	0.0613	0.0373	0.0852
Feb-05	0.0654	0.0408	0.0899	0.0606	0.0360	0.0851
Mar-05	0.0656	0.0406	0.0906	0.0602	0.0347	0.0857

Cuadro 6  
Pronósticos de inflación subyacente a través de *bootstrapping*

	Longitud de muestreo: 24 meses			Longitud de muestreo: 48 meses		
	Inflación núcleo	Límite inferior	Límite superior	Inflación núcleo	Límite inferior	Límite superior
abr-04	0.0755	0.0690	0.0821	0.0747	0.0689	0.0806
may-04	0.0758	0.0667	0.0850	0.0742	0.0659	0.0824
jun-04	0.0762	0.0649	0.0875	0.0736	0.0635	0.0836
jul-04	0.0764	0.0633	0.0896	0.0729	0.0613	0.0845
ago-04	0.0767	0.0620	0.0914	0.0723	0.0593	0.0853
sep-04	0.0770	0.0609	0.0931	0.0717	0.0575	0.0860
oct-04	0.0773	0.0598	0.0947	0.0711	0.0557	0.0865
nov-04	0.0776	0.0589	0.0962	0.0706	0.0541	0.0870
dic-04	0.0778	0.0580	0.0976	0.0700	0.0525	0.0875
ene-05	0.0782	0.0573	0.0990	0.0694	0.0509	0.0878
feb-05	0.0785	0.0567	0.1003	0.0688	0.0495	0.0881
mar-05	0.0787	0.0561	0.1014	0.0682	0.0481	0.0884

## 7. Conclusiones

En este documento se estima la inflación subyacente en Colombia durante el periodo comprendido entre enero de 1983 y marzo de 2004 con un modelo vectorial de corrección de errores con restricciones estructurales (SVEC) y su representación de tendencias estocásticas comunes. En el sistema, la inflación subyacente es interpretada y construida como la estimación de largo plazo de la inflación sujeta a la información contenida en el crecimiento de M3, el nivel del producto, los términos de intercambio y el crecimiento de los salarios nominales y a las propiedades de cointegración de este sistema de información. La medida de inflación subyacente que se propone en este documento es consistente con la definición general de la inflación subyacente como un proceso inflacionario persistente y, en últimas, con la relación de largo plazo entre el crecimiento del dinero y la inflación que postula la teoría cuantitativa del dinero. La persistencia de la inflación se produce a partir de la combinación de las tendencias estocásticas asociadas a la oferta agregada (componente doméstico real), la expansión monetaria (componente doméstico nominal) y los términos de intercambio (componente externo nominal). En últimas y es una de las virtudes de la metodología, esta medida de inflación subyacente captura los efectos de largo plazo en la inflación de todos los *shocks* permanentes.

La inflación subyacente estimada se compara con otras medidas tradicionalmente calculadas estadísticamente y se puede comprobar que posee las características deseadas en cuanto a varianza y sigue en forma adecuada la inflación observada. Al final del documento, como un ejercicio para mostrar las bondades de la metodología, se presentan dos series de pronósticos de la inflación y la inflación subyacente y sus respectivos intervalos de confianza calculados mediante técnicas de *bootstrapping* sobre dos longitudes de muestreo escogidas de manera aleatoria.

Es importante destacar que la estimación de la inflación subyacente que se realizó en este documento tiene ventajas tanto sobre los cálculos estadísticos de este indicador como sobre versiones anteriores de estimaciones conceptuales bajo esquemas econométricos más restringidos.

Este trabajo, para el caso colombiano, es pionero en la aplicación de la metodología VEC estructural y en la estimación de componentes no observadas en la economía a través de las tendencias estocásticas comunes asociadas a dicho modelo. La presentación detallada de la metodología tiene un carácter pedagógico y busca dar a conocer sus alcances.

## Bibliografia

- Amisano, G. and C. Giannini, (1997) *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer, Second Edition.
- Arango, L.E., A.M. Iregui, and L.F. Melo, (2003) “Recent Behavior of Output, Unemployment, Wages and Prices in Colombia: What Went Wrong” Borradores de Economía, No. 249, Banco de la República.
- Bagliano, F. and C. Morana, (1999). “Measuring core inflation in Italy”. *Giornale degli Economisti*, 58, 301-328.
- \_\_\_\_\_ (2003a). “Measuring US core inflation: A common trend approach”. *Journal of Macroeconomics*, 25, p 197-212.
- \_\_\_\_\_ (2003b). “A common trends model of UK core inflation”. *Empirical Economics*, 28, 1, p 157-172.
- Bagliano, F.; R. Golinelli and C. Morana, (2002). “Core inflation in the Euro Area”. *Applied Economics Letters*, 9, p 353-357.
- Blanchard, O. and D. Quah, (1989). ‘The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances’, *The American Economic Review*, Volume 79, Issue 4 (Sep, 1989), p 655-673.
- Blix, M. (1997), “Underlying inflation – a common trends approach”. Sveriges Riksbank Working Papers.
- Brüggemann, R. (2001), “Sources of German Unemployment: A Structural Vector Error Correction Analysis”. Institut für Statistik und Ökonometrie, Humboldt – Universität zu Berlin.
- Brüggemann, I. (2003), “Measuring Monetary Policy in Germany: Structural Vector Error Correction Approach”. *German Economic Review*, 4, p 307-339.
- Bryan, M. and S. Cecchetti, (1993a). “Measuring core inflation”. NBER Working Papers Series No. 4303.
- \_\_\_\_\_ (1993b). “The consumer price index as a measure of inflation”. NBER Working Papers Series No. 4505.
- Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti and Rodney L. Wiggins II (1997). “Efficient Inflation Estimation,” NBER Working Paper 6183.



- Cecchetti, S. (1997), "Measuring short-run inflation for central bankers," Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, p. 143-160.
- Claus, I., (1997), A measure of underlying inflation in the United States. Bank of Canada Working Papers No. p 97-20.
- Cole, S. R., (1999), "Simple bootstrap statistical inference using the SAS system", Computer Methods and Programs in Biomedicine, No. 60, p. 79-82.
- Córdoba, J.C., (1995). "Midiendo la inflación esencial en Colombia", Banca y Finanzas, No.37, p.63 - 92.
- Doornik, J.A., and H. Hansen (1994), "An omnibus test for univariate and multivariate normality", Working paper, Nuffield College, Oxford University, Oxford, UK.  
Disponible en: <http://www.nuff.ox.ac.uk/Uwers/Doornik/papers/normal2.pdf>.
- Eckstein, O. (1981), Core Inflation. Englewood-Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Fox, J. (2002), "Bootstrapping regression Models", Appendix to An R and S-PLUS Companion to Applied Regression. Disponible en:  
<http://www.sourcekeg.co.uk/cran/doc/contrib/Fox-Companion/appendix-bootstrapping.pdf>
- Friedman, M. (1963), *Inflation. Causes and consequences*. Asia Publishing House, New York.
- Gartner, C., Wehinger, G., (1998), Core inflation in selected European Union countries. Oesterreichische Nationalbank Working Papers, No.33.
- Hansen, B. (2000), "Approximate Standard Errors and the Use of Bootstrapping", Danish Institute of Agricultural Sciences, Biometry Research Unit. Disponible en:  
<http://www.jbs.agrsci.dk/Biometry/Reports/reports/2001.02.i.pdf>
- Hendry, D.F. and A. Doornik (1994), "Modelling Linear Dynamic Econometric Systems" *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 45.
- Hogan, S., M. Johnson and T. Laflèche (2001), Core inflation. Technical Report No. 89. Bank of Canada.
- Hubrich, K.S.E.M. and P.J.G. Vlaar (2000), "Germany and the euro area: Diference in the transmission process of monetary policy", *Econometric Research and Special*

- Studies Department, Research Memorandum WO&E no. 613, De Nederlandsche Bank.
- Jacobson, T., P. Jansson, A. Vredin and A. Warne (2002), "Identifying the Effects of Monetary Policy Shocks in an Open Economy", *Sveriges Riskbank Working Paper Series*, No. 134.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, No. 12, 231-54.
- \_\_\_\_\_ (1994), "The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of non-stationary variables", *Econometric Reviews*, No. 13, 205-29.
- \_\_\_\_\_ (1995), *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Auto-regressive Models*, Advanced Text in Econometrics, Oxford University Press.
- Jaramillo, C.F. (1998a), "Improving the measurement of core inflation in Colombia using asymmetric trimmed means", *Borradores de Economía* No. 98, Banco de la República.
- \_\_\_\_\_, (1998b), "La inflación básica en Colombia: evaluación de indicadores alternativos", *Ensayos de Política Económica*, No.34.
- Lütkepohl, H. (1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Second Edition.
- Magnus, J.R. and H. Neudecker (1986), "Symmetry , 0-1 Matrices and Jacobians: A Review", *Econometric Theory*, 2, p 157-190.
- Mellander E., A. Vredin and A. Warne (1992), "Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy", *Journal of Applied Econometrics*, Volume 7, Issue 4, p 369-394.
- Melo, L. y F. Hamann (1999), "Inflación Básica, una estimación basada en modelos VAR estructurales", *Monetaria CEMLA*, No. 22.
- Misas M. y E. López (1998), "El Producto Potencial en Colombia: una estimación bajo VAR estructural", *Borradores de Economía* No. 94, Banco de la República.
- \_\_\_\_\_ (2000), "La utilización de la capacidad instalada de la industria en Colombia: un nuevo enfoque" *Ensayos Sobre Política Económica*, No. 38, diciembre 2000.

- Misas M. y C. Posada (2000), "Crecimiento y ciclos económicos en Colombia en el siglo XX: el aporte de un VAR estructural" Borradores de Economía No.176, Banco de la República.
- Morana, C (2002) "Common persistent factors in inflation and excess nominal money growth and a new measure of core inflation", *Studies in non linear dynamics and econometrics*, 6(3), art. 3; art.5.
- \_\_\_\_\_ (2004). "A structural common factor approach to core inflation estimation and forecasting" European Central Bank, Working Paper Series No. 305.
- Morana, C. and F.C. Bagliano (2001), "A common trends model of UK core inflation". *Empirical Economics*, 28, p 157-172.
- Quah, D. and S.Vahey (1995), 'Measuring core inflation', *The Economic Journal*, vol. 105, No. 432, p. 1130-44.
- Roger, S. (1995), "Measures of underlying inflation in New Zeland" Reserve Bank of New Zeland, Discussion Papers Series, Septiembre.
- Sargent, Th. ( 1993), "Stopping moderate inflations the methods of Poincaré and Thatcher" Dornbush R. (Ed.) en *Inflation, Debt, and Indexation*, MIT Press, Cambridge.
- Taillon, J. (1997), "Review of the literature on core inflation" Catalogue No. 62F0014MPB, No 4, Prices Division, Statistics Canada.
- Urrutia, M. (1998), "Inflación Básica". *Revista del Banco de la República* No. 851, Septiembre.
- Vlaar, P.J.G. (2004a), "Shocking the eurozone", *European Economic Review*, 48, p 109-131.
- \_\_\_\_\_ (2004b), "On the asymptotic distribution of impulse response functions with long-run restrictions", *Econometric Theory*, Vol 20, No. 5, p 891-903.
- Vlaar, P.J.G. and H. Schuberth (1998), "Monetary Transmission and Controllability of Money in Europe", *Econometric Research and Special Studies Department*, Research Memorandum WO&E no. 544, De Nederlansche Bank.
- Warne A. (1993), "A common trend model: Identification, estimation and asymptotics", Seminar paper 555. Institute for international economic studies. University of Stockholm

Wynne, M. (1999), “Core inflation: a review of some conceptual issues”. European Central Bank Working Paper No. 5.