
UNA MEDIDA DE INFLACION SUBYACENTE DE LARGO PLAZO PARA URUGUAY



UNIVERSIDAD
DE LA REPUBLICA
1842/2011



Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Universidad de la República

Maestría en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración

Autor: Alejandro Daniel Aquino Lobaco

Tutor: Patricia Carballo

Octubre de 2014

Resumen (1)

Dada la importancia de tener una medición del fenómeno inflacionario para la sociedad en su conjunto, y en particular para la autoridad monetaria cuya función principal es la estabilidad de precios, este trabajo busca obtener una medida adecuada de la inflación. La inflación evaluada a través de la variación de un índice de precios suele enfrentar problemas, frente a lo cual existen varias medidas que buscan obtener un indicador de inflación subyacente.

La metodología a utilizar consiste en vectores autorregresivos estructurales (SVAR), en donde se incorporan restricciones de largo plazo, y de esta manera se puede estimar una medida de inflación subyacente a partir de identificar los shocks estructurales que afectan a la inflación observada. A diferencia de las medidas habituales de inflación subyacente, esta metodología parte de una hipótesis económica explícita: en el largo plazo la curva de Phillips es vertical y por lo tanto los cambios ocasionados por modificaciones en la cantidad de dinero nominal o en la demanda agregada, no tienen efecto sobre el producto real, generando únicamente un incremento en el nivel general de precios.

Palabras clave: inflación observada, inflación subyacente, curva de Phillips, SVAR-modelo de vectores autorregresivos estructural

¹ Se agradece a mis compañeros de trabajo quienes de distinta forma aportaron a la consecución de este trabajo, y los miembros del tribunal de la tesis. Especialmente se destaca el aporte, compromiso, y paciencia de mi tutora Patricia Carballo. Por otro lado, se agradece el apoyo de mi familia, amigos, y de Paty. Las opiniones vertidas en este trabajo y potenciales errores remanentes son de responsabilidad exclusiva del autor, y para nada comprometen la posición institucional de la Facultad de Ciencias Económicas, de la Universidad de la Republica del Uruguay.

Contenido

<i>I. Introducción</i>	5
<i>II. Marco Teórico</i>	8
<i>2.1 Definición de Inflación</i>	8
<i>2.2 Teorías sobre las causas que dan origen a la inflación</i>	9
<i>2.3 Inflación Subyacente</i>	13
<i>III – Enfoques para aproximarse a la Inflación Subyacente</i>	17
<i>3.1 Principales metodologías a nivel internacionales</i>	17
<i>3.1.1 Medidas que carecen de una teoría económica explícita</i>	17
<i>3.1.2 Medidas que surgen de una teoría económica explícita</i>	20
<i>3.2 Antecedentes Nacionales</i>	21
<i>3.3 Desde los modelos VAR a los SVAR - Metodología</i>	22
<i>IV - Estrategia Empírica</i>	25
<i>4.1 Los Datos</i>	25
<i>4.2 Aproximación metodológica a la medida Inflación Subyacente - SVAR</i>	26
<i>4.2.1 Análisis univariado de las series</i>	26
<i>4.2.2 Modelización VAR y análisis de cointegración</i>	26
<i>4.2.3 VAR Estructural (SVAR) e Identificación de Shocks</i>	27
<i>V- Resultados de los modelos e Indicador de inflación subyacente de largo plazo</i>	34
<i>5.1 - Análisis univariado de las series</i>	34
<i>5.2 - Modelización VAR</i>	38
<i>5.3 – VAR Estructural (SVAR), Identificación de Shocks, Descomposición de Varianza</i> .	44
<i>5.4 – Indicador de Inflación subyacente de largo plazo</i>	49
<i>VI- Conclusiones y comentarios finales</i>	56
<i>Bibliografía</i>	59
<i>Anexo 1 - Autocorrelación de las series IPC - PIB - IVF sin refinería</i>	62
<i>Anexo 2 - Resultados del modelo VAR</i>	68

RESUMEN GRAFICOS

Grafico 1 - Análisis univariado de la serie del IPC
Grafico 2 - Análisis univariado de la serie del PIB
Grafico 3 - Análisis univariado de la serie del IVF sin Refinería
Grafico 4 - Mod 1 - Residuos del VAR bivariado trimestral
Grafico 5 - Mod 2 - Residuos del VAR bivariado mensual
Grafico 6 - Mod 1 - Impulso respuesta estructurales (valores acumulados)
Grafico 7 - Mod 2 - Impulso respuesta estructurales (valores acumulados)
Grafico 8 - Inflación Observada e Inflación Subyacente (tasa de variación interanual)
Grafico 9 - Inflación Observada e Inflación Subyacente por periodo (tasa de variación interanual)
Grafico 10 - Brecha Producto
Grafico 11 - Mod 2 - Inflación Observada e Inflación Subyacente (tasa de variación interanual)
Grafico 12 - Mod 2 - Inflación Observada e Inflación Subyacente por periodo (tasa de variación interanual)
Grafico 13 - Mod 2 - Brecha Producto

RESUMEN CUADROS

Cuadro 1 - Resumen de Medidas de Inflación Subyacente
Cuadro 2 - Resumen de estadísticos de DFA
Cuadro 3 - Mod 1 - selección del numero de rezagos a incluir en el VAR
Cuadro 4 - Mod 1 - Resumen del test de Cointegración de Johansen -
Cuadro 5 - Mod 1 - de Autocorrelación LM - Normalidad - Raíz Unitaria de los residuos
Cuadro 6 - Mod 2 - selección del numero de rezagos a incluir en el VAR
Cuadro 7 - Mod 2 - Resumen del test de Cointegración de Johansen
Cuadro 8 - Mod 2 - Test de Autocorrelación LM - Normalidad - Raíz Unitaria de los residuos
Cuadro 9 - Mod 1 - estimación SVAR
Cuadro 10 - Mod 1 - descomposición de varianza
Cuadro 11 - Mod 2 - estimación SVAR
Cuadro 12 - Mod 2 - descomposición de varianza
Cuadro 13 - Mod 1 - Estadísticas de Resumen - Tasas de variación
Cuadro 14 - Mod 2 - Estadísticas de Resumen - Tasas de variación

GLOSARIO

BCU	Banco Central del Uruguay
M1'	Cantidad Nominal de Dinero
IPC	Índice de Precios al Consumo
IVF	Índice de Volumen Físico de la Industria Manufacturera
INE	Instituto Nacional de Estadística
VAR	Modelo de Vectores Autorregresivos
SVAR	Modelo Estructural de Vectores Autorregresivos
PPP	Paridad Poderes de Compra
PIB	Producto Interno Bruto
HQ	Test Hannan-Quinn
AIC	Test Akaike
DFA	Test de Dickey Fuller Aumentado
TCN	Tipo de Cambio Nominal

I. Introducción

Partiendo de la base de que uno de los principales objetivos de un banco central, y en particular del Banco Central del Uruguay (BCU), consiste en mantener la estabilidad de precios, es necesario contar con un indicador de inflación que logre medir los cambios permanentes que afectan el nivel general de precios de una economía. Usualmente, los países elaboran un índice de precios a fin de conocer la evolución de los precios de los bienes y servicios relevantes. En el caso de Uruguay el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) publica mensualmente la evolución del índice de precios al consumo (IPC).

En un contexto como el actual, en donde el BCU realiza la política monetaria en un esquema de metas de inflación utilizando como instrumento a los agregados monetarios, resulta fundamental que la institución cuente con un indicador adecuado sobre la evolución del nivel de precios. Este indicador debe permitir a la autoridad monetaria tomar decisiones en base a señales sobre las presiones inflacionarias, a fin de poder encauzar su política monetaria a la consecución del compromiso asumido. Se entiende por inflación el incremento generalizado y continuo de los precios, que implica una pérdida del valor del dinero. Esta es una definición monetaria de la inflación, y que no se ve reflejada específicamente en las variaciones que presenta el IPC, en donde se analiza desde una óptica microeconómica el costo de vida de las familias.

En particular, resulta imprescindible que el responsable de política logre distinguir cambios transitorios y ajustes de precios relativos, de shocks permanentes que afectan al nivel general de precios de largo plazo. Uno de los problemas que presenta el IPC es que es afectado por factores transitorios y permanentes, mientras que por definición, la inflación implica un cambio acumulativo en el nivel general de precios.

Una lectura equivocada en base a modificaciones del índice de precios, puede deberse a interpretaciones erróneas sobre el fenómeno y a la persistencia que originan las variaciones temporales. Se hace notar que una medida como el IPC, en donde se agrega un conjunto

amplio y diverso de bienes y servicios, se ve afectada por factores estacionales, alta volatilidad de algunos bienes, o decisiones sobre ajustes en los bienes y servicios cuyos precios son administrados. De esta manera, no sería deseable que ante un ajuste de precios relativos, el BCU reaccionara por ejemplo, disminuyendo la cantidad de dinero de la economía.

A fin de que la autoridad monetaria pueda adoptar decisiones adecuadas, se busca obtener un indicador de la inflación dura o subyacente (*core*) mediante distintas aproximaciones. Se trata de intentar discriminar, dentro de los cambios en los precios de la economía aquellos que son de carácter permanente, y frente a los cuales debe actuar un banco central. En general, las medidas de inflación subyacente suelen diferir de la inflación medida a través de la variación de un índice de precios como el IPC (*headline*).

El primer inconveniente que surge, es que a diferencia de la inflación observada o *headline*, la inflación subyacente o *core* es no observable, y por lo tanto, se debe recurrir a alguna técnica que permita aproximarse a esta medida.

En este trabajo, se busca obtener un indicador de inflación subyacente a través de un enfoque de vectores autorregresivos multivariados estructurales (*SVAR*), en donde a partir de incorporar restricciones que provienen de la teoría económica, se logra obtener un indicador del núcleo duro de la inflación. Se define un modelo estructural entre el producto real y la inflación, en donde los shocks que afectan a estas variables provienen por un lado de la oferta real, y por otro de la demanda y de shocks nominales de la cantidad de dinero. La incorporación de restricciones desde la teoría económica consiste en establecer que en el largo plazo la inflación es un fenómeno básicamente monetario, en donde se cumple la dicotomía clásica que determina que cambios en las variables nominales no tienen efecto sobre las variables reales. Es decir, se considera que la curva de Phillips es vertical en el largo plazo, por lo que el producto real solo puede crecer en base a shocks de oferta de carácter permanente.

Este indicador de inflación subyacente, cuenta con la ventaja de ser un modelo sencillo, de fácil cálculo y parsimonioso. Adicionalmente brinda efectos impulso respuesta frente a los cuales podemos conocer cuál es la duración de un shock, así como analizar la descomposición de varianza. Sin embargo, hay que aclarar que esta metodología clasifica a los shocks estructurales en neutrales y no neutrales sobre el producto de la economía de largo plazo, cuando es de esperar que existan muchos más shocks con distintos efectos en la economía.

La estructura del documento es la siguiente. En la segunda sección se realiza un análisis descriptivo sobre la inflación, las teorías que fundamentan las principales causas de la misma, y se establece una definición sobre el objeto estudio, la inflación subyacente. En tercer lugar, se dedica un capítulo a resumir las principales estrategias a nivel internacional para lograr una medida de inflación dura o *core*, así como aplicaciones a nivel nacional que se conocen. Luego, se presenta con un mayor nivel de detalle la metodología a partir de la cual se obtiene la inflación subyacente en este trabajo, VAR estructurales. En la cuarta sección, se presenta la estrategia empírica, en donde se resumen las fuentes de información de los datos, así como los pasos a seguir para la obtención del indicador. Se dedica una quinta sección a presentar los principales resultados, el indicador de inflación subyacente y la brecha producto consistente. Finalmente, en la sección seis, se establecen las principales conclusiones del trabajo.

II. Marco Teórico

En este capítulo se comienza por establecer una definición precisa de proceso inflacionario. Se dedica una segunda sección, a presentar las principales teorías que pueden explicar las causas que originan el fenómeno inflacionario. En particular, considerando que el supuesto fundamental para elaborar este indicador de inflación subyacente, reside en la verticalidad de la curva de Phillips a largo plazo, se presenta la discusión que da origen al proceso inflacionario analizado desde esta óptica. A partir de analizar las teorías que dan origen a la inflación, se busca comprender los shocks que enfrenta la economía, y en particular identificar aquellos que determinan un incremento permanente en el nivel general de precios, implicando un crecimiento de la inflación *core*. Finalmente, se dedica una tercera sección a definir el concepto de inflación subyacente o *core*, y en qué consiste la diferencia con la inflación medida a través de la variación del IPC.

2.1 Definición de Inflación

En primer lugar, conviene comenzar por distinguir un proceso inflacionario de un incremento puntual en el nivel general de precios. Wynne (1999) comienza por establecer que el marco mayormente aceptado para definir una medida de inflación, se basa en la teoría del costo de vida.

De acuerdo a la definición establecida por Gagliardi, E. (2000), se entiende por inflación el crecimiento continuo y generalizado del conjunto de precios de los bienes y servicios de una economía. Se destaca, el hecho de que el fenómeno inflacionario implica un proceso dinámico en donde los precios de los bienes y servicios presentan una tendencia al alza en el tiempo, a diferencia de incrementos puntuales y acotados a un período de tiempo.

Por otro lado, hay que tener en cuenta que cambios en los precios de algunos bienes, en algún caso producto del ajuste de los precios relativos o de un shock puntual de oferta (sequía), no constituyen en sí mismos un proceso inflacionario, aunque se vean reflejados

en alzas del IPC. Para hablar de un proceso inflacionario es necesario que se presenten conjuntamente las características de continuidad y generalidad.

Considerando la definición anterior, se entiende que incrementos del nivel general de precios, medidos a través de la variación de un índice de precios, provocados por un shock de demanda o un shock de oferta, o por un ajuste de precios relativos, no conducen necesariamente a un proceso inflacionario, si es que se entiende que son cambios transitorios.

2.2 Teorías sobre las causas que dan origen a la inflación

Haciendo abstracción por un momento de la característica de dinamismo necesaria para que esté presente un proceso inflacionario, se puede analizar de forma estática la variación de los precios como producto del ajuste entre la oferta y la demanda agregada de una económica. Es decir, existen teorías que consideraran que el fenómeno inflacionario tiene su origen en un exceso de demanda, mientras que desde otra óptica la inflación se debe a un desajuste de la oferta.

- **Inflación por exceso de Demanda Agregada**

Desde el punto de vista Keynesiano, la inflación es un fenómeno cuyo origen radica en una expansión de la demanda agregada por sobre el crecimiento de la oferta agregada. Dicha expansión puede deberse a cualquiera de sus componentes, ya sea a un incremento del consumo de los hogares, a un mayor nivel de inversión de las empresas, o a una política de gasto del gobierno expansiva. Es decir, Si la política monetaria convalida estas presiones de demanda agregada, incrementando la cantidad de dinero, surge un incremento de los precios.

A partir de la teoría neo cuantitativa del dinero, en donde la demanda real de dinero depende del producto de la economía positivamente y de la inflación esperada negativamente, se logra visualizar a la inflación como un proceso que puede tener como origen un déficit fiscal que busca ser financiado a través de la expansión de la base

monetaria. De esta teoría se desprende que, cuanto menor la demanda real de dinero, financiar un cierto nivel de déficit fiscal a través de la expansión monetaria, implica una mayor tasa de inflación.

En el caso de una economía pequeña, abierta, y con tipo de cambio flotante, el modelo monetario de inflación, sostiene que incrementos en la cantidad de dinero a fin de financiar una expansión del gasto (que puede tener su origen en buscar incrementar la demanda agregada), lleva a que se produzcan presiones sobre la demanda de moneda extranjera. Esta mayor demanda de divisas, implica una depreciación de la moneda local, y bajo la hipótesis de que se cumple la PPP², el ajuste implica un incremento del nivel general de precios.

- **Inflación por exceso de Oferta Agregada**

En base a la teoría keynesiana, un proceso inflacionario puede deberse a que los mercados no operan en condiciones de competencia perfecta, debido a que existen rigideces de precios y salarios.

De acuerdo a estas características de los mercados, las variables nominales (salarios y precios) no se ajustan de forma inmediata, resultando en un equilibrio de corto plazo de los mercados de trabajo y de bienes, distinto al equilibrio de largo plazo implícito en una economía que opera en competencia perfecta.

Bajo un esquema de salarios y precios que se ajustan sin fricciones a los shocks recibidos, el salario nominal (W) de los trabajadores es equivalente al producto entre, el precio de venta del bien producido (P) y la productividad marginal del trabajo (PM_gL).

$$W = P \cdot PM_gL$$

² PPP la teoría de la paridad de poderes de compra establece que un mismo bien vale lo mismo en un país que en otro, ajustando el precio en el extranjero por el tipo de cambio entre los países. ($P = E \cdot P^*$ en donde P es el nivel de precios interno, E el tipo de cambio entre dos países, y P^* el precio en el extranjero).

Siguiendo el esquema planteado por Gagliardi. E(2000), en donde los salarios nominales se ajustan en función de la negociación entre los obreros y los patrones en base a un componente de indexación salarial y a una cantidad fija independiente de la productividad, es posible que, producto de la negociación salarial, los trabajadores obtengan un salario nominal superior a la productividad del trabajo.

Este esquema se completa al analizar la fijación de precios de los empresarios, constatando que éstos logran establecer un nivel de precios superior al cociente entre el salario nominal y la productividad del trabajo. Es decir, logran trasladar a los precios, los incrementos en los costos ocasionados por los mayores salarios.

$$\pi_t = \theta \cdot \pi_{t-1} + \beta$$

De esta manera, la inflación (π_t) puede entenderse como un proceso que tiene su origen en un componente de inercia inflacionaria (θ) y un factor (β) que resume la diferencia entre los incrementos de los salarios por encima de la productividad.

El mecanismo de propagación de la inflación bajo el enfoque del espiral precios-salarios³, sostiene que si suponemos que existe indexación salarial y posibilidad para renegociar los salarios, los trabajadores exigen una compensación de salario nominal frente a incrementos de la inflación del periodo anterior, a fin de no perder poder adquisitivo. De esta manera, las empresas ven cómo los costos de la mano de obra se encarecen, y buscando no disminuir el margen de beneficios, trasladan dichos costos a una suba del nivel general de precios. En un segundo período, el proceso inflacionario se acelera debido a que nuevamente los trabajadores negocian mayores salarios nominales, buscando compensar la caída del poder adquisitivo.

Esta situación se hace más fuerte, en los casos que los trabajadores logren negociar incrementos salariales por sobre el nivel de productividad del trabajo. Nuevamente, los

³ La teoría del espiral precios-salarios, que opera en un esquema keynesiano de imperfecciones de mercado, es útil para explicar cómo se propaga la inflación, frente a shocks de costos.

empresarios trasladan los mayores costos salariales a los precios de sus productos, dinamizando la inercia inflacionaria.

- **Discusión sobre la Curva de Phillips de largo Plazo**

El modelo Keynesiano original estaba orientado a explicar la realidad de una economía que enfrentaba restricciones de demanda y estabilidad de precios, mientras que la incorporación de la curva de Phillips permite analizar las presiones inflacionarias cuando la economía se acerca al pleno empleo.

Siguiendo a De Gregorio (2007), la versión original de la curva de Phillips fue presentada por este autor en 1958, y establecía para el caso del Reino Unido una relación negativa entre el nivel de los salarios y el desempleo, utilizando datos para el período comprendido entre 1861-1957. En este marco, es posible lograr una menor tasa de desempleo aceptando algo más de inflación, y por otro lado, para alcanzar una menor tasa de inflación es necesario estar dispuesto a tener más desempleo. De esta manera se plantea un *tradeoff* entre inflación y desempleo.

Años después autores como Samuelson-Solow, y Lipsey, incorporan este resultado al modelo Keynesiano, en donde se explicita que niveles de inflación altos están asociados a tasas de desempleo por debajo del desempleo de largo plazo, mientras que cuando la tasa de desempleo es superior a la de pleno empleo, la inflación es inferior a la de largo plazo.

Entre las críticas que recibió esta teoría, se hace notar que las expectativas de inflación varían en función de la inflación observada, lo cual fue explicitado por Friedman a través de la teoría aceleracionista de la inflación. En esta línea de razonamiento, y basándose en el concepto de formación de expectativas racionales, Robert Lucas contribuyó a criticar la macroeconomía de la década de 1960, en tanto no se puede engañar sistemáticamente a los agentes. Por otro lado, no se incluye el efecto de shocks de oferta agregada que determinan que la inflación y el desempleo puedan incrementarse al mismo tiempo, como los observados en la década de 1970 con las crisis del petróleo. Además, si se supone que en el

largo plazo rige la economía clásica, cambios en el nivel de salarios y precios, no pueden afectar a una variable real como la tasa de desempleo.

$$\pi_t = \pi_t^e - \phi(u_t - u^*) + z$$

La ecuación anterior representa una curva de Phillips moderna para una economía cerrada, en donde la inflación depende positivamente de la inflación que los agentes esperan (π^e), negativamente del diferencial entre la tasa de desempleo efectiva y la de largo plazo ($u - u^*$), y positivamente de los shocks de oferta (z). Esta adaptación de la curva de Phillips, no permite que de forma permanente exista un *tradeoff* entre las variables de interés.

En conclusión, en general se está de acuerdo que en el largo plazo la curva de Phillips es vertical, frente a lo cual la tasa de desempleo coincide con su nivel de desempleo natural, al igual que el producto de la economía es igual al de largo plazo. Sin embargo, la tasa de inflación dependerá del nivel de expansión de la oferta de dinero, y no de la relación con el nivel del producto de la economía. Es así, que un gobierno que busca explotar sistemáticamente la posible relación negativa entre nivel del producto e inflación en el corto plazo, puede conducir a la economía a convivir con niveles de inflación elevados, y aun así no obtener cambios en el nivel de empleo, debido a que los agentes aprenden de sus errores y modifican las expectativas de inflación.

Por otro lado, Wynne (1999) plantea que incluso se puede pensar que en el largo plazo la curva de Phillips debería ser creciente, es decir que, niveles de inflación mayores, implican una tasa de desempleo superior.

2.3 Inflación Subyacente

Usualmente, la inflación se mide a través de la variación del IPC. Sin embargo, la inflación *headline* no suele ser factible de control total por el banco central. Es decir, existen cambios que escapan al control de la autoridad monetaria y que pueden causar variaciones de

precios en el corto plazo. Por otro lado, desde el punto de vista de la teoría monetaria, medidas de política afectan la inflación subyacente lentamente en el tiempo.

De acuerdo a lo que establece Wynne (1999), los cambios observados en los precios de bienes y servicios individuales entre dos períodos, se deben por un lado a variaciones de un componente común que constituye propiamente la inflación dura, y por otro a ajustes de un mercado en particular. Es decir, los cambios que enfrenta un bien en particular se deben a dos factores: un componente común a todos los bienes y servicios de la economía (Π) y un factor de ajuste del nivel de precios relativos (x)

$$\pi_{it} = \Pi_t + x_{it}$$

En donde:

$i = 1 \dots n$ de bienes y servicios

$$\pi_{it} = \ln(p_{it}) - \ln(p_{it-1})$$

$$\Pi_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

La inflación monetaria implica obtener una medida adecuada de P_t , que es el componente común a todos los precios y que puede ser interpretado como el poder de compra del dinero.

La inflación *headline*, medida a través de la variación de un índice de precios, es en cierta manera un promedio ponderado de los cambios en los precios individuales, y no representa exactamente los cambios en el nivel general de precios (Π_t):

$$\sum_i^n w_{it} \cdot \pi_{it}$$

De acuerdo a este enfoque, una medida de inflación subyacente, busca poder distinguir de la variación observada en el IPC, los cambios que se deben a un shock transitorio (sequía o suba del petróleo) o a un ajuste de precios relativos, a fin de obtener la inflación tendencial o de largo plazo, que se ajusta frente a shocks de carácter permanente.

Dado que el principal objetivo de un banco central es la estabilidad de precios, se requiere contar con un indicador que considere únicamente el componente permanente de la variación del IPC, es decir, es necesario tener una medida adecuada de la inflación subyacente.

Un indicador como el IPC busca cuantificar el costo de vida basándose en una teoría microeconómica, en donde se toma como referencia una canasta que incluye un determinado set de bienes y servicios, que representa a la función de gasto de una familia tipo en cierto período. La variación del IPC refleja el cambio en el costo de vida a través de los ajustes de los precios de los bienes que integran esa canasta. Sin embargo, no es adecuada para analizar los cambios en la inflación, entendida ésta como el incremento continuo y generalizado de los precios de una economía, que implica una pérdida del valor de la moneda.

De acuerdo a Wynne (1998) *“Thus it is argued that central banks ought to target a price index whose rate of increase corresponds to the inflation that generates the costs that central banks are seeking to avoid by focusing on an inflation-control objective”*.

La autoridad monetaria debe buscar contar con un índice que refleje la pérdida de valor del dinero, a fin de evitar los costos que implica la inflación. Desde una perspectiva monetaria de la inflación, se debe buscar controlar la misma, a fin de no afectar la coordinación de las actividades económicas y no desalentar el uso del dinero en las transacciones.

El IPC como medida de inflación general de una economía, suele presentar una serie de problemas, entre ellos:

- Es afectado por cambios en los precios relativos, debido a que existen costos de menú y contratos salariales, que no permiten realizar los ajustes de forma inmediata sobre los precios y salarios, frente a shocks de carácter transitorio. Por ejemplo, un cambio en las preferencias de los consumidores, en un contexto de salarios y precios flexibles, deja incambiada la tasa de inflación. Sin embargo,

frente a las rigideces de los mercados, una medida como el IPC se ve afectado por estos desfases en los ajustes de precios relativos.

- Shocks de oferta y de demanda que afectan únicamente a ciertos mercados (x_{it}) suelen afectar al IPC durante un período suficientemente largo.
- Agrega información sobre un conjunto de variables que presentan distintas características en cuanto a ciclo y estacionalidad, así como shock puntuales que afecten a ciertas variables.
- Al tratarse de un índice de Fisher, en donde las ponderaciones son fijas, no puede adaptarse a la sustitución de bienes que en los hechos los agentes realizan cuando se suceden variaciones significativas de los precios relativos.
- La canasta no suele actualizarse con relativa frecuencia determinando sesgos en la medición. En línea con este problema, se destaca que se trata de una canasta de bienes y servicios cuya cobertura no es total. De esta manera, un ajuste de precios relativos entre dos bienes, puede implicar una variación del IPC si un bien integra la canasta y el otro no.
- Cambios en la calidad de los bienes incluidos en el índice, suelen afectar a la inflación *headline*.

III – Enfoques para aproximarse a la Inflación Subyacente

En este capítulo se resume los enfoques y antecedentes más relevantes del tema, en donde se destaca que existe una amplia variedad de aproximaciones metodológicas que permiten obtener una medida de la variable no observada, inflación subyacente. En primer lugar, se presentan los trabajos más relevantes a nivel internacional en la materia. Por otro lado, se resume los principales trabajos sobre inflación subyacente elaborados para el caso de Uruguay. En una tercera sección se profundiza sobre el enfoque de inflación subyacente calculado en este trabajo, especificando las diferencias entre los modelos VAR y los SVAR, además de resumir las principales características del indicador inflación subyacente calculado a partir de la metodología propuesta.

3.1 Principales metodologías a nivel internacionales

A fin de presentar las principales metodologías que suelen aplicarse a nivel internacional para obtener un indicador de inflación subyacente, se ordena esta sección en función de si dichas aproximaciones parten de una teoría económica explícita que sustente el análisis.

3.1.1 Medidas que carecen de una teoría económica explícita

A- Exclusión de ciertos componentes del IPC

- ***Sin Energía y Alimentos***

Se realiza un proceso en donde se busca remover de alguna forma, ad hoc, los componentes no deseados de la inflación (el ruido), como suelen hacer algunas medidas de exclusión que extraen de la medición los rubros: alimentos y energía. Un análisis de este tipo puede verse en Espasa et al (1987) para el caso de España, que busca obtener una medida del núcleo inflacionario dejando de lado los bienes que presentan una volatilidad alta de sus precios,

además de los bienes cuyos precios son administrados (tarifas que son reguladas por el gobierno).

Una de las críticas que recibe esta metodología, consiste en que al eliminar sistemáticamente componentes del índice de precios, se pierde información valiosa. Por ejemplo, cambios en el IPC se pueden deber a presiones persistentes desde el lado de la demanda que incrementa el precio de la energía, y desconocerlo puede llevar a una equivocada toma de decisiones de política. Por otro lado, dicha medida no resulta del todo adecuada ya que no toma en cuenta la persistencia de los shocks de oferta, como ser el incremento de los precios internacionales de los alimentos.

- ***Medias Truncadas***

Consiste en suponer que las variaciones de los precios en las colas de la distribución tienen menos información sobre la inflación subyacente o *core*, que las variaciones que se ubican en el centro de la distribución. En algunos casos suelen extraer hasta un 30% de los bienes que componen el índice de precios. Lo que está detrás de este indicador, es que variaciones en las colas de la distribución suelen deberse a shocks de oferta que modifican solamente los precios relativos y no los precios del común de la economía.

Dicho indicador se vincula a la teoría de los costos de menú, que establece que las empresas pueden ajustar los precios de sus productos cada cierto tiempo sin enfrentar costos. Sin embargo, si deciden cambiar los precios en forma dinámica, por ejemplo, cada vez que enfrenten un shock de oferta, las empresas deben asumir costos (reimpresión de la carta en un restaurante por ejemplo).

Existe un conjunto de empresas que reciben una gran variación de los precios de los bienes que producen (ven incrementada su demanda), y pueden decidir asumir el costo de modificar los precios. Por otro lado, el resto de las empresas, en donde la demanda de sus bienes disminuye, no realizan el ajuste. De esta manera, el nivel general agregado de precios medido a través de un índice, presenta un incremento que puede interpretarse

como una presión inflacionaria, cuando en los hechos se trata de un desajuste momentáneo en los precios relativos, que desaparecerá una vez que el resto de las empresas asuman los costos y reajusten los precios.

Es así, que dejando de lado los cambios en los precios que sean suficientemente grandes para que la empresa decida ajustar los menús, se obtiene un indicador de inflación subyacente. El problema que suelen tener estos indicadores, consiste en que frente a shocks de demanda, al dejar afuera la cola de la distribución se pierde información, con lo cual le cabe la misma crítica que a la medida de exclusión de alimentos y energía, está perdiendo información relevante y puede inducir a extraer una señal equivocada. Un trabajo de este tema se encuentra en Bryan y Cecchetti (1994).

B - Promedio Ponderado

Se basa en modificar la ponderación que los bienes tienen en la canasta del índice de precios. Para esto, obtienen la varianza de los precios de cada bien, y luego utilizan como ponderador a la inversa de la varianza de los precios, a fin de obtener el indicador de inflación subyacente. Un trabajo del tema es el que elaboraron Diewert (1995) y Dow (1994). Como limitante de esta metodología, se destaca que las ponderaciones pueden cambiar en función de las modificaciones que presenten las políticas (crítica de Lucas).

C - Medidas univariadas y multivariadas

- ***Media Móvil***

Un primer análisis consiste en suavizar la serie tomando una media móvil de la tasa de variación mensual anualizada, teniendo en cuenta los cambios estacionales. Si bien tiene la ventaja de la facilidad del cálculo, no existe una explicación de la racionalidad económica de esta estimación, además que no es claro qué media móvil utilizar.

- ***Filtros Estadísticos***

Se parte de asumir que la inflación subyacente tiene una cierta forma funcional, y a partir de esta, realizar aproximaciones mediante filtros, como ser Hodrick Prescott o Kalman, que permiten obtener una estimación de una variable inobservable. El problema consiste en tener que presuponer una cierta forma funcional de la variable de análisis.

- ***Modelo Factorial Dinámico Generalizado***

Cristadoro, Forni, Reichlin y Veronese (2001, 2003), proponen obtener una medida de inflación subyacente aplicando el Modelo Factorial Dinámico Generalizado (MFDG) planteado por Forni et al (2000, 2002) para la zona Euro. La metodología consiste en identificar el elemento común y de largo plazo de un conjunto amplio de variables, en base a un panel de datos que combina información cross-section y de series de tiempo. Se incluyen variables como el tipo de cambio, evolución de los salarios, un set de precios, cantidad de dinero, producto global y sectorial.

A través de la evolución de estas variables, la propuesta del modelo consiste en encontrar un número reducido de factores que determina la trayectoria de las variables del panel y así de la inflación. La inflación subyacente se obtiene proyectando el componente de mediano y largo plazo, de la tasa de inflación mensual en base a los factores comunes en el panel.

3.1.2 Medidas que surgen de una teoría económica explícita

Autores como Quah. D., Vahey. P. (1995), utilizan técnicas multivariantes de series temporales para la obtención de un indicador de inflación subyacente, a través de un modelo estructural de vectores autorregresivos con restricciones de teoría económica (SVAR), para analizar la trayectoria de la inflación en el Reino Unido. La base de esta metodología consiste en suponer que la inflación es un fenómeno monetario en el largo plazo. Por este motivo, se impone como restricción que frente a shocks monetarios, variables reales como ser el producto o el desempleo, no son afectadas en el largo plazo. Es decir, se trabaja bajo una interpretación de una curva de Phillips vertical en el largo plazo.

De acuerdo a estos autores, la variación que presenta el RPI (Retail Price Index) para el Reino Unido, puede deberse a dos tipos de perturbaciones. En primer lugar, se encuentran los shocks que no tienen efecto en el producto real en el mediano y largo plazo, y por otro lado existen shocks que si bien afectan la medición de la inflación (variación del RTI) y el producto real, no tienen efectos sobre la inflación subyacente. Ambos shocks se suponen están incorrelacionados entre sí. A partir de estas perturbaciones, y de las restricciones impuestas, es posible obtener una medida del indicador de inflación subyacente que está asociado al shock que no afecta al producto en el largo plazo, pero sí a la inflación.

Cuadro 1 - Resumen de Medidas de Inflacion Subyacente

I - Medidas que carecen de una teoría económica explícita		
- Exclusión de ciertos componentes del IPC	Sin Energía y Alimentos Medias Truncadas	Espasa et al (1987) Bryan y Cecchetti (1994) Diewert (1995) y Dow (1994)
- Promedio Ponderado		
- Medidas univariadas y multivariadas	Media Movil Filtros Estadísticos Modelo Factorial Dinámico Generalizado	Cristadoro, Forni, Reichlin y Veronese (2001, 2003),
II - Medidas que surgen de una teoría económica explícita		
- Modelo de vectores estructurales autorregresivos	SVAR con restriccion de largo plazo	Quah. D., Vahey. P. (1995)

3.2 Antecedentes Nacionales

En primer lugar, se destaca el trabajo elaborado por Garda, Lanzilotta y Lorenzo (2004), en donde a través de un conjunto de modelos cuantitativos para los distintos componentes del IPC, buscan realizar una análisis desagregado de la inflación subyacente. Es decir, importa analizar por un lado los bienes que presentan un comportamiento más volátil, y por otro los bienes cuyos precios son administrados por el gobierno, a fin de obtener una mejor comprensión de la evolución de la variación de los precios en el resto de los bienes. Para esto, la propuesta metodológica consiste en modelos uniecuacionales multivariantes y de tipo G-ARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity).

Fernández. R (2007, 2005), realiza un análisis de la inflación subyacente a través de varias aproximaciones, entre ellas se destaca los índices de precios ponderados por la persistencia de sus variaciones, medidas corregidas por primer componente principal de las variaciones, e indicadores de exclusión como ser el IPC sin frutas, verduras y precios administrados.

Carballo. P. (2008), busca obtener un indicador de inflación subyacente en base a extraer el componente de largo plazo de la tasa de variación del IPC, que es común a un grupo amplio de variables. Se incluye información sobre distintos precios, producto real, demanda agregada, indicadores del mercado laboral, variables monetarias y financieras, totalizando unas 180 series. Para esto, la metodología que utiliza consiste en el Modelo Factorial Dinámico Generalizado (MFDG), siguiendo la propuesta de Cristadoro et al (2003). Dentro de las ventajas de este indicador, se destaca que resume las presiones inflacionarias que están presentes en un amplio conjunto de variables, además de permitir filtrar las distorsiones que el IPC sufre frente a movimientos idiosincrásicos y la volatilidad de corto plazo. Finalmente, se destaca que la inflación subyacente calculada por este método, presenta una buena correlación con la inflación *headline*, si bien el comportamiento del indicador es más suave que la trayectoria de la *headline*.

3.3 Desde los modelos VAR a los SVAR - Metodología

Los modelos VAR desarrollados por Sims (1980) han resultado muy útiles en las últimas décadas como herramienta para el análisis empírico de series macroeconómicas, resolviendo problemas que presentan los modelos estructurales de ecuaciones simultáneas. Estos últimos, debido a la gran cantidad de parámetros y al efecto simultaneo entre las variables endógenas, complejiza su estimación y pronóstico, y además suelen requerir de una serie de restricciones que no resultan siempre sencillo de justificar desde la teoría económica.

Dentro de las ventajas de los modelos VAR, se destaca su capacidad para realizar pronósticos y para analizar las características dinámicas del modelo a través de las

funciones de impulso respuesta, en donde se analiza el efecto en el tiempo de un shock sobre una determinada variable. Por otro lado, permite obtener una descomposición de la varianza del error de predicción, y a partir de ésta evaluar el peso relativo de cada shock en la variabilidad temporal de las variables endógenas.

La ecuación 1 puede representar un modelo macroeconómico teórico que busca representar las relaciones estructurales entre k variables seleccionadas, con B_p matrices de $k \times k$ que son los coeficientes de las ecuaciones del modelo, mientras que ε_t son los elementos que afectan a las variables dependientes y que no son explicados por las variables incluidas como regresores.

$$B_0 X_t = a + B_1 X_{t-1} + B_1 X_{t-1} + \dots \dots \dots B_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Multiplicando ambos lados de la ecuación 1 por B_0^{-1} obtenemos:

$$X_t = c + C_1 X_{t-1} + C_1 X_{t-1} + \dots \dots \dots C_p X_{t-p} + \mu_t \quad (2)$$

Suponiendo que ε_t es un ruido blanco, entonces el vector μ_t también es un ruido blanco. En donde $B_0^{-1} \cdot B_1 = C_1$, $B_0^{-1} \cdot a = c$, $B_0^{-1} \cdot \varepsilon_t = \mu_t$

La ecuación 2 es un modelo VAR, que no es otra cosa que una forma reducida de un modelo estructural completo. De acuerdo a lo que establece Hamilton (1994), el problema que presentan los modelos VAR consiste en que las variables endógenas suelen estar correlacionadas, frente a lo cual, también lo están los errores de cada ecuación (μ_t). Es así, que cuando se busca realizar inferencia sobre las relaciones estructurales entre las variables, surge el problema de identificación.

Es decir, resulta de interés conocer el efecto que cambios en μ_t generan sobre las variables del sistema s periodos adelante, sin embargo, esto no se puede hacer dado que las innovaciones del VAR, son el efecto conjunto de todos los shocks originales (ε_t) que pueden afectar a una variable.

El problema que presentan los modelos VAR, se resume en que para poder obtener estimaciones impulso respuesta, es necesario imponer restricciones de identificación sobre el sistema, especificando un determinado orden de exogeneidad de las variables que componen el modelo. La dificultad consiste en que se pueden identificar tantos ordenes de exogeneidad contemporánea como variables haya en el modelo, frente a lo cual justificar la elección de un cierto orden para evaluar los efectos de los shocks, no es sencillo.

Frente a estas críticas, aparece como alternativa un conjunto de desarrollo sobre modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR), entre los primeros trabajos se destaca Bernake (1986), Blanchard y Watson (1986), y Sims (1986). Se estima un modelo VAR estructural, en donde para conocer los parámetros se imponen restricciones estructurales contemporáneas.

Por otro lado, existe otra metodología desarrollada por Shapiro y Watson (1988) y Blanchard y Quah (1989), que permite obtener un modelo SVAR imponiendo restricciones de largo plazo, en donde se logra identificar los shocks exógenos o estructurales⁴. Una forma de aproximarse es imponer un set mínimo de restricciones basadas en la teoría económica, y a partir de estas establecer que los errores del sistema VAR (μ_t) son una combinación lineal de los shocks estructurales (ε_t).

⁴ Se logra solucionar los problemas de correlación de los errores de un modelo VAR, frente a lo cual es posible realizar un análisis dinámico sobre las variables a través de efectos impulso-respuesta, sin necesidad de justificar la exogeneidad de las variables.

IV - Estrategia Empírica

En primer lugar, se realiza una descripción de las variables a ser incluidas en el análisis, el periodo de estudio, las fuentes de información, y la metodología de cada variable. Se dedica una segunda sección, a realizar un primer análisis gráfico de los datos a utilizar, a fin de comenzar a visualizar el comportamiento de las variables en el período de estudio, identificando posibles puntos extremos. Finalmente, se dedica una tercera sección a establecer los pasos a seguir para obtener el indicador de inflación subyacente, de acuerdo a la metodología propuesta por Quah y Vahey (1995) para el caso de Inglaterra.

4.1 Los Datos

A fin de obtener un indicador de inflación subyacente para la economía uruguaya, se considera deseable trabajar con un período de estudio suficientemente largo, frente a lo cual, el presente trabajo abarca el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1980 y el segundo trimestre de 2013. Trabajar con un período suficientemente largo, contribuye a mejorar la identificación del efecto cíclico de las variables.

Frente a esto, y considerando que resulta de interés poder contar con un indicador de inflación subyacente mensual, en este trabajo se utilizan dos base de datos, una de frecuencia trimestral que abarca el período antes mencionado, y otra de frecuencia mensual que va desde enero de 1993 a junio de 2013. Esto se debe, a la disponibilidad de datos del indicador de actividad económica. En la base de datos que utiliza información trimestral se utiliza al producto interno bruto de la economía, mientras que en la base de datos mensuales el indicador de actividad corresponde al índice de volumen físico de la industria.

Como indicador de la actividad productiva de la economía, se utiliza a nivel trimestral el índice de volumen físico del producto interno bruto (PIB), serie elaborada por el BCU. A nivel mensual, se utiliza el índice de volumen físico de la industria manufacturera (IVF), publicado por el INE. Para obtener un indicador de la inflación observada o *headline*, se

utiliza como variable a la inflación que es medida como la variación del IPC publicado mensualmente por el INE.

4.2 Aproximación metodológica a la medida Inflación Subyacente - SVAR

A fin de obtener el indicador de inflación subyacente de largo plazo, en esta sección se resumen los pasos metodológicos a utilizar en el análisis empírico. Una correcta identificación del proceso generador de las variables y entender el vínculo entre las mismas puede contribuir a una mayor eficiencia en el proceso de extracción de señales.

4.2.1 Análisis univariado de las series

En primer lugar, se aplica el logaritmo a las series a analizar como forma de estabilizar la varianza de las variables. Se realiza un análisis gráfico de las variables en niveles y en primeras diferencias, a fin de tener una primera aproximación sobre la estacionariedad de las series, así como conocer si existe presencia de estacionalidad que deba ser modelada.

En una segunda instancia, se aplica el test de Dickey Fuller Aumentado (DFA) sobre las series, que consiste en testear la existencia de raíz unitaria. Se aplica el DFA considerando que el orden de integración de las series es el mayor posible, de acuerdo a lo que sugiera el análisis gráfico. Dado que el DFA es muy sensible a la especificación del modelo, el análisis gráfico resulta fundamental, para no sesgar el resultado⁵. Adicionalmente, se analiza la estacionariedad en función del test de Phillips - Perron.

4.2.2 Modelización VAR y análisis de cointegración

Una vez analizada las series, y en caso de que estén resulten ser procesos integrados, se procede a testear si existe una relación de equilibrio de largo plazo entre el producto real y

⁵ El test de DFA tiene baja potencia, frente a lo cual suele encontrar la presencia de raíces unitarias en el análisis de las series.

la inflación. A fin de testear la existencia de una relación de largo plazo entre las variables, se utiliza el método de Máxima Verosimilitud de Johansen. De acuerdo a esta metodología, en primer lugar hay que especificar el número de rezagos a incluir en el VAR, para lo cual se utilizan varios criterios, como ser el del mínimo Akaike (AIC) o Hannan-Quinn (HQ). Dado que el test de Johansen es sensible al número de rezagos, se realizan pruebas a los residuos obtenidos del modelo especificado, que constan en contrastar si se trata de residuos normales, y si presentan autocorrelación y heteroscedasticidad.

4.2.3 VAR Estructural (SVAR) e Identificación de Shocks

A fin de obtener un indicador de inflación subyacente de largo plazo, la técnica a utilizar consiste en un modelo de vectores autorregresivos estructurales, aplicando la metodología planteada por Quah y Vahey (1995) para resolver el problema de identificación del modelo.

Se supone que la diferencia del producto real en logaritmos (ΔY), y la diferencia de la inflación *headline* (π), siguen un proceso estacionario que responde a dos tipos de shocks incorrelacionados entre ellos: shock de oferta (ε^s), y shock monetarios y de demanda (ε^{dm}). En el trabajo de Quah y Vahey los shocks se presentan como no neutrales al producto, y shocks neutrales al producto. Estos últimos son los que en el estado estacionario, no generan cambios en el nivel del producto de una economía, pero sí incrementos en el nivel general de los precios.

$$\begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} (L) \begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^{dm} \end{pmatrix}$$

El *SVAR* presentado puede resumirse en la siguiente ecuación, en donde L es el operador de rezagos.

$$B(L)X_t = \varepsilon_t \tag{1}$$

Se supone que en este modelo estructural, el vector de errores estructurales (ε_t) responde a un proceso multivariado ruido blanco, en donde los shocks son incorrelacionadas entre ellos determinando que la matriz de covarianzas sea diagonal. Sin pérdida de generalidad la matriz de covarianzas puede normalizarse a la identidad, tal que $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$. Por otro lado, las variables a incluir en la matriz X_t deben ser procesos estacionarios.

Se hace notar, que a diferencia de un modelo $VAR(P)$, un modelo estructural incorpora retroalimentación contemporánea entre las variables de forma explícita, a partir de los coeficientes de la matriz B .

Dado que las variables incluidas son procesos estacionarios, podemos aplicar el teorema de representación de *Wold* que establece que un proceso estacionario puede escribirse como una distribución invertible de rezagos de distorsiones incorrelacionadas. Se trata de escribir al sistema como ecuaciones de medias móviles.

$$X_t = D(L) \varepsilon_t \quad \text{con} \quad D(L) = B(L)^{-1} \quad (2)$$

Para poder obtener el modelo estructural, en primer lugar se comienza por estimar un modelo $VAR(P)$ en su forma reducida para las variables objeto de análisis, bajo la siguiente estructura:

$$\begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L \\ L \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix}$$

$$A(L)X_t = e_t \quad (3)$$

Se hace notar que $A(L) = A(0) + A(1)L + A(2)L^2 + \dots + A(p)L^p$ en donde $A(0) = I$. La matriz e corresponde de los errores del modelo, en donde la matriz de covarianzas es $E(e_t e_t') = \Omega$, en general no es diagonal. Hay que asegurarse que el modelo estimado

provea residuos que conformen un proceso multivariado ruido blanco, en donde los mismos no estén correlacionados.

Al igual que en el modelo $SVAR$, podemos escribir el proceso $VAR(P)$ como una representación de $Wold$ si las variables son estacionarias. Se destaca que $C(0) = I$.

$$X_t = C(L) e_t \quad (4)$$

Combinando la ecuación (2) y (4), se constata que los residuos de la forma reducida de un $VAR(P)$ son una combinación de los residuos estructurales:

$$C(L) e_t = D(L) \varepsilon_t \quad (5)$$

Multiplicando por $D(0)$ y $D(0)^{-1}$, asumiendo que es invertible, a ambos lados de ecuación anterior tenemos que:

$$C(L) e_t = D(L)D(0)D(0)^{-1} \varepsilon_t \quad (6)$$

En particular cuando $L=1$

$$e_t = D(0) \varepsilon_t \quad (7)$$

$$D(L) = C(L)D(0) \quad (8)$$

Es decir que los shocks estructurales ε_t pueden obtenerse a partir de las estimaciones de los residuos del modelo en su forma reducida $VAR(P)$ matriz e y de la matriz $D(0)$. De esta forma, se concluye que la estimación completa del modelo estructural planteado consiste en lograr obtener la matriz $D(0)$, a partir de la estimación de los residuos obtenidos en el modelo $VAR(P)$.

Es necesario entonces identificar los 4 elementos que componen la matriz $D(0)$, pero considerando que existen cuatro parámetros y dos ecuaciones, es necesario introducir dos tipos de restricciones (n número de variables):

- Restricciones de compatibilidad de las matrices de varianzas y covarianzas de los shocks estructurales y de los residuos estimados en la forma reducida. Esto provee un total de $n(n + 1)/2$ restricciones.
- Restricciones de identificación de largo plazo, que provienen de la teoría económica. $n(n-1)/2$.

Partiendo de la expresión siete, podemos obtener que las matrices de covarianzas de los shocks estructurales y de los residuos del $VAR(P)$ están vinculados a partir de:

$$E(e_t e_t') = \Omega = D(0)E(\varepsilon_t \varepsilon_t') D(0)' \quad (9)$$

Utilizando que la matriz de covarianzas de los shocks estructurales es diagonal y que además se puede normalizar a la matriz identidad $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$, obtenemos que:

$$E(e_t e_t') = \Omega = D(0)D(0)' \quad (10)$$

Dado que en este ejercicio se trabaja con dos variables ($n=2$), la expresión diez determina que hay 4 parámetros estructurales desconocidos y solo 3 ecuaciones incluidas en Ω , por lo tanto se requiere incorporar una restricción adicional para poder identificar el sistema estructural.

La restricción adicional que hace falta para poder estimar el modelo, proviene de la teoría económica. Los shocks nominales o shocks reales de demanda no tienen efectos permanentes sobre el nivel del producto. Solo factores de oferta como cambios en la productividad, tecnología, factores demográficos, pueden influenciar en el largo plazo al producto real. Es decir que los coeficientes que multiplican al shock ε^{dm} son iguales a cero en el largo plazo.

Partiendo de la expresión ocho, podemos plantear: $D(1) = C(1)D(0)$ En donde $D(1)$ corresponde a la matriz de coeficientes acumulados de la expresión uno. La cuarta

ecuación que se necesita para resolver el sistema, imponiendo la restricción de largo plazo sale de plantear:

$$D(1)_{12} = [C(1)D(0)]_{12} = 0$$

Se hace notar que $D(1)_{12} = \sum A_{j,12}$. En donde la matriz $D(1)$, dada las restricciones de teoría económica planteadas, tiene la siguiente estructura:

$$D(1) = \begin{pmatrix} d_{11} & 0 \\ d_{21} & d_{22} \end{pmatrix} \quad (11)$$

De aquí en más se plantea como resolver el problema computacionalmente, a través de obtener $D(1)$ a partir de aplicar una descomposición de Cholesky a la matriz de varianzas y covarianzas Ω . Ahora se procede a transformar la matriz de largo plazo en una matriz triangular, por lo que se multiplica la expresión once por la matriz F :

$$F = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Obtenemos la matriz T más pequeña posible:

$$T = FD(1) \quad (12)$$

Dado que $D(1) = C(1)D(0)$ y que $\Omega = D(0)D(0)'$ podemos escribir:

$$C(1)\Omega C(1)' = D(1)D(1)' \quad (13)$$

Multiplicando a ambos lados de la expresión doce por la matriz F y transpuesta llegamos a que:

$$FC(1)\Omega C(1)'F' = TT' \quad (14)$$

Dado que construimos la matriz T de forma triangular, podemos aplicar la descomposición de Cholesky al lado izquierdo de la expresión catorce que está compuesta de elementos conocidos ya que la matriz $C(1)$ y Ω fueron estimados en el $VAR(P)$. Una vez obtenida T utilizamos la expresión doce y llegamos a que:

$$D(1) = F^{-1}T$$

Finalmente, conociendo $D(1)$ y dado que ya sabíamos cuál era la matriz $C(1)$ logramos obtener la matriz de interés $D(0)$.

Utilizando la ecuación dos, y habiendo identificado todos los parámetros del $SVAR$, podemos obtener una inflación subyacente por medio de la siguiente representación del vector de medias móviles:

$$\pi_t = \sum_{n=0}^{\infty} d_{21}(n)\varepsilon_{s_{t-n}} + \sum_{n=0}^{\infty} d_{22}(n)\varepsilon_{md_{t-n}} \quad (15)$$

De acuerdo a la definición adoptada, en donde la inflación subyacente se corresponde al componente de la inflación observada que no tiene impacto en el largo plazo en el producto real, la medida de inflación subyacente corresponde al último componente del lado derecho de la ecuación catorce. Es decir, la inflación subyacente es la sumatoria de los shocks nominales y de demanda que afectan a la inflación observada⁶.

En base a esta aproximación, se cumple la dicotomía clásica y es posible definir la inflación subyacente, como los movimientos que se observan en la inflación *headline*, que tienen carácter permanente, y que en el mediano y largo plazo no tienen impacto sobre el producto. Lo que está atrás de esta aproximación al concepto de inflación subyacente, es una curva de Phillips vertical en donde los cambios en el nivel general de precios ocasionados por modificaciones en la política monetaria o shocks de demanda, son neutrales en su efecto sobre el producto real.

⁶ Esta sección se realizó siguiendo los pasos que plantean Medina y Zeballos (2005), Lutkepohl. H.; Kratzig.M.; (2004), y García. M; Ruiz. J; Vazquez. N; (2005).

La medida de inflación subyacente en base a un modelo SVAR, suelen presentar las siguientes características:

- Distorsiones sobre la inflación subyacente, tienen poco impacto sobre la economía incluso en el corto plazo.
- La inflación subyacente medida de esta forma, tiende a responder más rápidamente a las nuevas tendencias inflacionarias que el resto de las medidas.
- Impone supuestos menores que los procedimientos de suavizado o filtrado, ya que no presupone una forma funcional y no excluye información valiosa.
- Una de las desventajas que presenta, es que al utilizar datos trimestrales para el producto real, la frecuencia de su estimación, puede resultar tardía a fin de extraer señales del proceso inflacionario, que le permita al policymaker tomar decisiones oportunas.
- Discusión sobre la dicotomía clásica, en el corto plazo, la curva de Phillips puede resultar decreciente.

V- Resultados de los modelos e Indicador de inflación subyacente de largo plazo

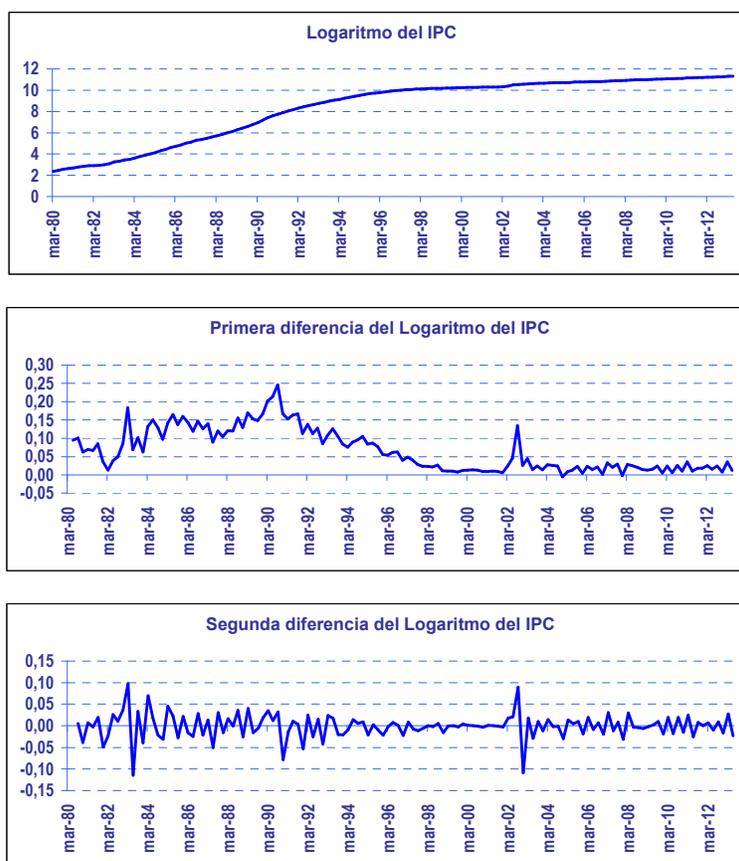
En primer lugar, se presenta un análisis univariado de las series a utilizar, luego se realiza una modelización VAR, y se resumen los principales resultados del análisis del VAR estructural. Finalmente, se presenta el indicador de inflación subyacente de largo plazo encontrado por esta metodología para Uruguay, así como su vínculo con la brecha producto. Dado que la frecuencia de publicación del PIB es trimestral, se utiliza como *proxy* la evolución del IVF de la industria sin refinería, a fin de obtener un indicador de inflación subyacente mensual.

5.1 - Análisis univariado de las series

En el gráfico 1 se observa la evolución desde principios de la década del 80' hasta junio de 2013 del IPC, la tasa de inflación mensual, y la variación de la inflación. En el caso de la variación de la inflación, derivada segunda, se puede interpretar como la aceleración (desaceleración) de la tasa de crecimiento de los precios⁷.

⁷ A fin de lograr una mayor suavidad de la varianza de las series, se trabaja con el logaritmo de los datos.

Gráfico 1 - Análisis univariado de la serie del IPC



* Elaboración propia en base a datos del INE

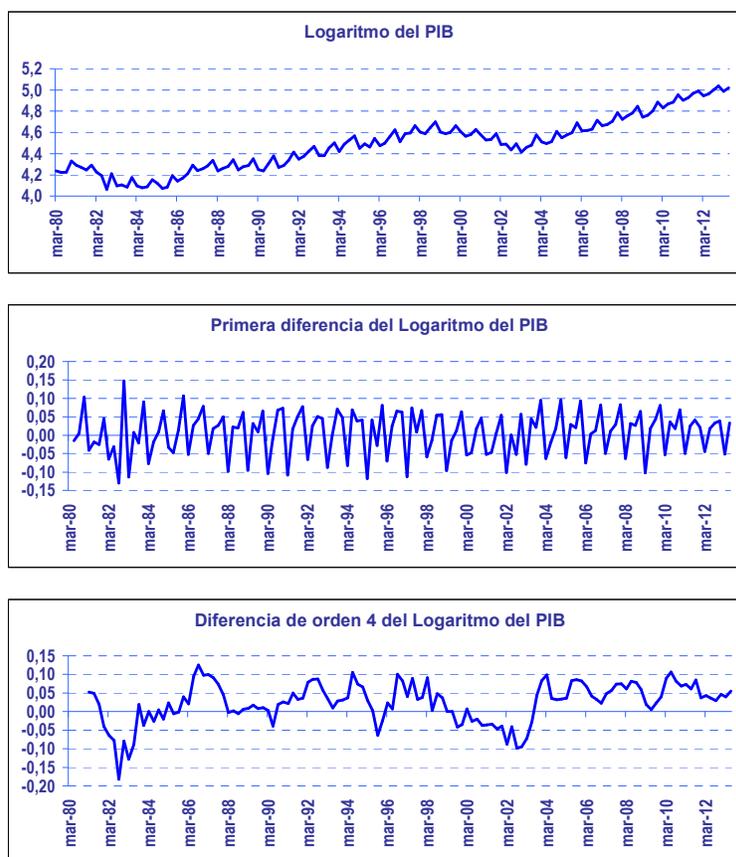
Del análisis gráfico, se puede constatar que el IPC es una serie que presenta tendencia, y que al realizar diferencias de los datos se obtienen procesos que podrían ser estacionarios. A fin de complementar el análisis gráfico con análisis estadístico, se realiza el test de DFA, así como un análisis de autocorrelación de las series ⁸.

Si consideramos el análisis de autocorrelación de las series del $\log(\text{IPC})$ y de la inflación, se puede interpretar que el IPC es un proceso integrado de orden dos, es decir que para lograr trabajar con una serie estacionaria hay que tomar dos diferencias. Por otro lado, en la serie trimestral no parece clara la presencia de estacionalidad.

⁸ Para ver las autocorrelaciones de las series ir a anexo 1.

Se aplicó el test de DFA siguiendo la metodología propuesta por Pantula (1989), en donde se determinó la cantidad de raíces unitarias aplicando el test a la serie diferenciada, el número de veces necesario para lograr estacionariedad. Una vez encontrado el número de diferencias necesarias para que el IPC se considerado estacionario, se fue hacia atrás, implicando que para el período 1980-2013, se trata de una serie integrada de orden dos - $I(2)$ -. En el cuadro que se adjunta al final de esta sección, se puede constatar que recién tomando segundas diferencias se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 5%⁹.

Grafico 2 - Análisis univariado de la serie del PIB



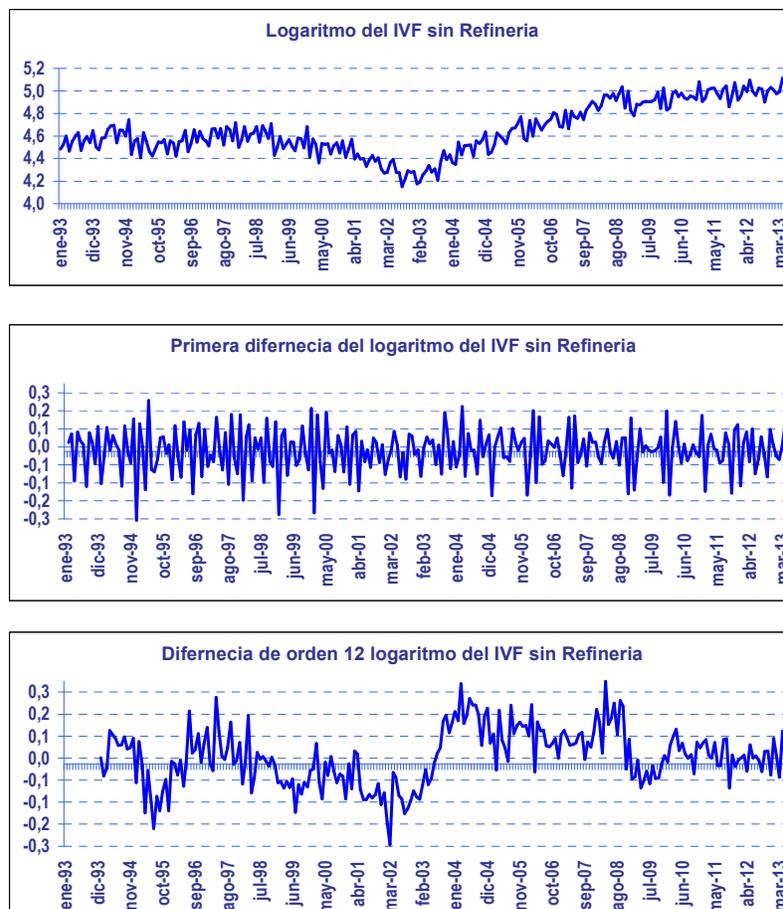
* Elaboración propia en base a datos del BCU

⁹ Se realizaron diferentes pruebas según la especificación del modelo a incluir en el test ADF, y los resultados fueron similares.

De acuerdo al análisis gráfico de la evolución del logaritmo del PIB, parece claro la existencia de tendencia, así como la presencia estacionalidad. Al tomar primeras diferencias, si bien la serie logra cierto movimiento que puede inducir a que se logró la estacionariedad, continúa presente el componente estacional. A fin de trabajar sin efecto estacional, se presenta una gráfica a partir de tomar diferencias de orden cuatro para la serie trimestral.

Considerando el análisis de la autocorrelación de la serie del logaritmo del PIB, se apoya la hipótesis de presencia de una raíz unitaria. A fin de contrastar la estacionariedad de la serie, el test de DFA muestra que la primera diferencia de la serie es estacionaria, frente a lo cual el PIB se interpreta como un proceso integrado de primer orden $-I(1)$.

Grafico 3 - Análisis univariado de la serie del IVF sin Refinería



* Elaboración propia en base a datos del INE

El IVF sin refinería, presenta un comportamiento similar al PIB, es decir que del análisis gráfico se destaca la no estacionariedad de la serie, y la presencia del componente estacional. Si analizamos la autocorrelación de la serie en niveles y en primeras diferencias, se observa que al diferenciar la misma, se logra un proceso que converge más rápido, lo cual se interpreta como signo de no presencia de raíz unitaria. Adicionalmente, si consideramos la prueba de DFA para detectar raíces unitarias, se constata que el logaritmo del IVF sin refinería sería un proceso integrado de primer orden $-I(1)$.

En el siguiente cuadro, se resumen los valores críticos y estadísticos obtenidos en función del test de DFA, a fin de contrastar la estacionariedad de las series descriptas.

Cuadro 2 - Resumen de estadísticos de DFA

Variable	Valores críticos al 5%	Valor estadístico t	Existe Raíz Unitaria
log(IPC)	-3,44	-1,76	SI
D(log(IPC))	-2,88	-1,16	SI
D(D(log(IPC)))	-1,94	-9,94	NO
log(PIB)	-3,44	-2,64	SI
D(log(PIB))	-2,88	-3,03	NO
log(IVF)	-3,43	-1,84	SI
D(log(IVF))	-2,87	-3,04	NO

* Elaboración propia en base a datos del paquete econométrico E - Views

5.2 - Modelización VAR

En esta sección se presenta algunos resultados sobre los modelos VAR obtenidos, y que serán insumos para poder estimar un SVAR con restricciones de largo plazo. Se presentan dos modelos en función de la frecuencia de los datos.

5.2.1 - Modelo 1 - frecuencia trimestral

A continuación se presenta la estructura del modelo VAR utilizado, en esta primer etapa:

$$\Delta PIB_t = \alpha_1 \Delta PIB_{t-1} + \alpha_2 \Delta PIB_{t-2} + \alpha_3 \Delta PIB_{t-3} + \alpha_4 \Delta \pi_{t-1} + \alpha_5 \Delta \pi_{t-2} + \alpha_6 \Delta \pi_{t-3} + \alpha_7 c + \alpha_8 @trend + \sum_{i=9}^{16} \gamma_i dum_i \quad (16)$$

$$\Delta \pi_t = \alpha_1 \Delta PIB_{t-1} + \alpha_2 \Delta PIB_{t-2} + \alpha_3 \Delta PIB_{t-3} + \alpha_4 \Delta \pi_{t-1} + \alpha_5 \Delta \pi_{t-2} + \alpha_6 \Delta \pi_{t-3} + \alpha_7 c + \alpha_8 @trend + \sum_{i=9}^{16} \gamma_i dum_i \quad (17)$$

Las ecuaciones 15 y 16 corresponden a la forma autorregresiva del modelo VAR o forma reducida de un modelo estructural. En ellas se constata que la primera diferencia del PIB (tasa de crecimiento) y la aceleración de la inflación, dependen de tres rezagos de la propia variable dependiente, tres rezagos de la otra variable de análisis, de una constante, una tendencia determinística, y variables dummies¹⁰. Las variables dummies utilizadas buscan ajustar distintos shocks que afectaron el comportamiento del crecimiento del PIB y la variación de la inflación. Se destaca los puntos extremos que se generan tras la crisis del 82' en 1982.q1 y 1982q3, un ajuste en 1989.q4 frente al gran crecimiento de los precios. Adicionalmente, se incorporan dummies por la crisis del 2002, así como una en 2004.q2. Finalmente, también se incluye un cambio de nivel en 2003.q3 producto de los cambios que genera en la evolución de la inflación, el nuevo régimen monetario¹¹.

Frente a la estacionalidad encontrada, principalmente en el PIB, se decidió trabajar con series desestacionalizadas. Para esto se siguió el procedimiento desarrollado por Gómez y Maravall (1998) para el Banco de España, utilizando los programas Tramo/Seats.

A continuación se resume los principales indicadores de calidad del modelo estimado:

¹⁰ En el anexo 2 se incluye una salida completa con los resultados del modelo VAR obtenido.

¹¹ Ya en junio 2002 el BCU dejó de utilizar al tipo de cambio nominal (TCN) como ancla para el control de los precios, y a partir de 2003 entra en vigencia un régimen de control de precios en función de la evolución de los agregados monetarios.

Cuadro 3 - selección del número de rezagos a incluir en el VAR

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: GROWTH CHINF						
Exogenous variables: C TR LEV GTCN D1982Q1 D1982Q3 D1989Q4 D2002Q2 D2002Q4 D2002Q3 D2004Q2						
Sample: 1980Q1 2013Q2						
Included observations: 126						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-5.405.126	NA	25.89132	8.928771	9.423995	9.129965
1	-5.263.828	25.34386	22.05856	8.767981	9.353245	9.005756
2	-5.127.542	24.01223	18.94730	8.615147	9.290452*	8.889502
3	-5.041.411	14.90209*	17.62783*	8.541922*	9.307268	8.852858*
4	-5.008.093	5.658744	17.83941	8.552529	9.407916	8.900046
5	-4.973.300	5.798915	18.01702	8.560793	9.506221	8.944891
6	-4.948.271	4.091921	18.48722	8.584558	9.620026	9.005236

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

En el cuadro 3 se presenta el análisis para obtener el número de rezagos a utilizar, en donde se constata que la mayoría de los indicadores coinciden en que trabajar con tres rezagos resulta una especificación adecuada. Utilizando el número de rezagos obtenido en el VAR, se testeó la hipótesis de cointegración entre el logaritmo del PIB y del IPC, no encontrando evidencia significativa de una relación estable de largo plazo. Para esto se utilizó el método de Johansen de la traza y del máximo valor propio.

Cuadro 4 -Resumen del test de Cointegracion de Johansen

Sample: 1981Q2 2013Q2					
Included observations: 129					
Series: IPC_SA PIB_SA					
Lags interval: 1 to 4					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	0	0	0	0
Max-Eig	1	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

En el cuadro 5, se presentan indicadores de los residuos del VAR estimado. Se puede constatar que los mismos no presentan problemas de autocorrelación, y que los mismos son

procesos estacionarios. Considerando la normalidad, no tienen problema de apuntamiento, si bien no logran pasar la prueba conjunta sobre la kurtosis¹².

Cuadro 5 - Test de Autocorrelacion LM - Normalidad - Raiz Unitaria de los residuos

Test de Autocorrelacion			
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h			
Sample: 1980Q1 2013Q2			
Included observations: 129			
Lags	LM-Stat	Prob	
1	9123245	0.0581	
2	1969181	0.0006	
3	1081851	0.0287	
4	3532835	0.4729	
5	2337903	0.6739	
⋮			
12	1487571	0.8288	
Probs from chi-square with 4 df.			

Test de Normalidad			
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)			
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal			
-Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1 -0.117644	0.297564		1 0.5854
2 0.182292	0.714451		1 0.3980
Joint	1.012.015		2 0.6029
-Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1 3.918.744	4.536.988		1 0.0332
2 5.171.259	2.533.971		1 0.0000
Joint	2.987.669		2 0.0000

Test de Raiz Unitaria			
Variable	Valores críticos al 5%	Valor estadístico t	Existe Raiz Unitaria
Residuos 1	-1,94	-1,09	No
Residuos 2	-1,94	-1,21	No

5.2.2 - Modelo 2 - frecuencia mensual

A continuación se presenta la estructura del modelo VAR utilizado, en esta primera etapa:

$$\Delta IVFsr_t = \alpha_1 \Delta IVFsr_{t-1} + \alpha_2 \Delta IVFsr_{t-2} + \dots + \alpha_6 \Delta IVFsr_{t-3} + \alpha_7 \Delta \pi_{t-1} + \alpha_8 \Delta \pi_{t-2} + \dots + \alpha_{12} \Delta \pi_{t-3} + \alpha_{13} c + \sum_{i=14}^{17} \gamma_i dum_i \quad (18)$$

$$\Delta \pi_t = \alpha_1 \Delta IVFsr_{t-1} + \alpha_2 \Delta IVFsr_{t-2} + \dots + \alpha_6 \Delta IVFsr_{t-3} + \alpha_7 \Delta \pi_{t-1} + \alpha_8 \Delta \pi_{t-2} + \dots + \alpha_{12} \Delta \pi_{t-3} + \alpha_{13} c + \sum_{i=14}^{17} \gamma_i dum_i \quad (19)$$

Al igual que en modelo anterior, las series fueron previamente desestacionalizadas. Las ecuaciones 17 y 18 corresponden a la forma autorregresiva del modelo VAR. En ellas se constata que la primera diferencia del IVF (tasa de crecimiento) y la aceleración de la

¹² En el anexo 2 se encuentra la salida completa de la estimación del VAR, y un gráfico sobre los residuos.

inflación, dependen de seis rezagos de la propia variable dependiente, seis rezagos de la otra variable de análisis, de una constante, y de cuatro variables dummies¹³. Las variables dummies utilizadas buscan ajustar distintos shocks que afectaron el comportamiento del crecimiento del IVF y la variación de la inflación. Se destaca los puntos extremos que se generan en julio de 2002 producto de la crisis, así como del efecto postcrisis internacional de 2008 en febrero 2009. Adicionalmente, se introdujeron dos quiebres de tendencia, el primero entre septiembre 2003 y octubre 2010, y el segundo entre octubre 2010 a junio 2013.

A continuación se resume los principales indicadores de calidad del modelo estimado:

Cuadro 6 - selección del numero de rezagos a incluir en el VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-3.807.698	NA	0.115870	3.520449	3.673722	3.582331
1	-3.477.510	63.95534	0.089216	3.259018	3.473601*	3.345653
2	-3.393.345	16.15062	0.085740	3.219229	3.495122	3.330618
3	-3.282.343	21.10039	0.080433	3.155264	3.492466	3.291405*
⋮						
11	-2.986.946	6.141480	0.082422	3.177429	4.005107	3.511594
12	-2.886.313	17.49745*	0.078086*	3.122804*	4.011792	3.481722

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

A diferencia del modelo anterior, los indicadores no coinciden en determinar cuál es el número óptimo de rezagos a utilizar. Frente a esto se trabajó con seis rezagos, en tanto mejoraba la calidad del modelo, y el análisis posterior del SVAR. Utilizando la cantidad de rezagos obtenido en el VAR, se testeó la hipótesis de cointegración entre el logaritmo del

¹³ En el anexo 2 se incluye una salida completa con los resultados del modelo VAR obtenido y los gráficos de los residuos.

IVF y del IPC, no encontrando evidencia significativa de una relación estable de largo plazo. Para esto se utilizó el método de Johansen, evaluando según los criterios de la traza y del máximo valor propio.

Cuadro 7 -Resumen del test de Cointegracion de Johansen

Sample: 1994M01 2013M08						
Included observations: 229						
Series: IPCM IVFM						
Lags interval: 1 to 6						
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model						
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic	
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend	
Trace		0	0	0	0	0
Max-Eig		0	0	0	0	0
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)						

En el cuadro 8, se presentan indicadores de los residuos del VAR estimado. Se puede constatar que los mismos no presentan problemas de autocorrelación, y que los mismos son procesos estacionarios. Considerando la normalidad, no tienen problemas de apuntamiento, ni de kurtosis¹⁴.

Cuadro 8 - Mod 2 - Test de Autocorrelacion LM - Normalidad - Raiz Unitaria de los residuos

Test de Autocorrelacion		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1980Q1 2013Q2		
Included observations: 129		
Lags	LM-Stat	Prob
1	5290553	0.2588
2	1093373	0.0273
3	3890657	0.4210
⋮		
13	1295108	0.8622
17	2708719	0.6077
18	2344144	0.6727
19	0.794195	0.9392

Test de Normalidad			
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)			
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal			
-Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.206587	1621776	1 0.2028
2	0.044789	0.076230	1 0.7825
Joint		1.698.006	2 0.4278
-Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.521.735	2.585.971	1 0.1078
2	3.009.002	0.000770	1 0.9779
Joint		2.586.740	2 0.2743

Test de Raiz Unitaria			
Variable	Valores críticos al 5%	Valor estadístico t	Existe Raiz Unitaria
Residuos 1	-1,94	-15,02	No
Residuos 2	-1,94	-14,50	No

¹⁴ En el anexo 2 se encuentra la salida completa de la estimación del VAR, y un gráfico sobre los residuos.

5.3 – VAR Estructural (SVAR), Identificación de Shocks, Descomposición de Varianza

Una vez obtenido el modelo VAR, y considerando la metodología propuesta en la sección 4.2.3 se procede a estimar el SVAR con restricciones de largo plazo. En esta sección se presentan la evolución de los shocks estructurales obtenidos, y la descomposición de la varianza.

A modo de simplificación, una vez estimada la forma reducida, obtener el SVAR implica obtener la matriz de componentes d :

$$\begin{pmatrix} \Delta PIB_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} dum_1 \\ dum_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} d_{11} & 0 \\ d_{21} & d_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^{dm} \end{pmatrix} \quad (20)$$

5.3.1 - Modelo 1 - frecuencia trimestral

En el siguiente cuadro se presenta la estimación de la matriz D antes definida, en donde puede constatarse la restricción de largo plazo impuesta para poder identificar el modelo. Se destaca que los coeficientes estimados son significativamente distintos de cero.

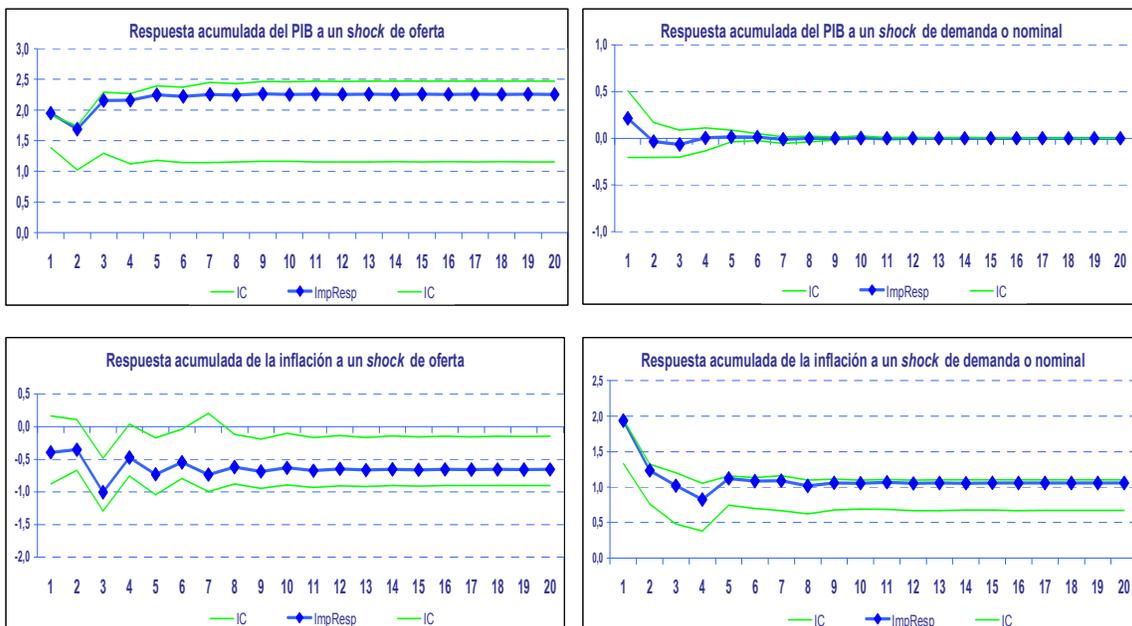
Cuadro 9 - Mod 1 - estimación SVAR

Sample (adjusted): 1981Q2 2013Q2				
Included observations: 129 after adjustments				
Model: Ae = Bu where E[uu']=I				
Restriction Type: long-run pattern matrix				
Long-run response pattern:				
D(1)	0			
D(2)	D(3)			
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D(1)	2,254	0,140	16,060	0,000
D(2)	-0,658	0,102	-6,470	0,000
D(3)	1,057	0,066	16,060	0,000
Log likelihood	-540			
Estimated A matrix:		Estimated B matrix:		
1,000	0,000	1,947	0,215	
0,000	1,000	-0,393	1,939	

En el gráfico 6 se muestra la respuesta dinámica de la inflación y el producto a las perturbaciones de oferta y demanda agregada. Ambas respuestas han sido acumuladas a fin de mostrar los efectos sobre el *PIB* en lugar del ΔPIB , y sobre la inflación en lugar de la aceleración de la misma¹⁵.

Puede notarse, que en el caso de las respuestas del producto los resultados obtenidos avalan el hecho que se haya tratado a la serie como un proceso integrado de orden uno. Es decir, si el *PIB* es una variable de carácter estacionaria, los efectos de una perturbación deben desaparecer en el tiempo. Es por esto que al visualizar la respuesta acumulada de ΔPIB , se refuerza la conclusión de que es correcto modelizar al *PIB* como un proceso integrado de primer orden. Frente a un shock de oferta, los cambios en la trayectoria del *PIB* son de carácter permanente. La respuesta del producto de la economía a un shock no neutral, demora unos cinco trimestres en estabilizarse, y lo hace a un nivel de 2% por encima del nivel de equilibrio anterior.

Gráfico 6 - Mod 1 - Impulso respuesta estructurales (valores acumulados)



¹⁵ Se utilizó la técnica de bootstrapping para obtener los intervalos de confianza bajo 1.000 replicaciones, en donde la distribución de las innovaciones del sistema se aproximan a través de la distribución empírica de los residuos estimados. Las estimaciones del modelo VAR y los intervalos de confianza se realizaron con el programa E-Views7 y J-Multi.

Por otro lado, el análisis impulso respuesta permite visualizar si la restricción establecida para identificar el modelo, resulta dinámicamente aceptable por los datos. En este caso puede observarse que un shock de demanda o nominal, en el largo plazo, no tiene efecto sobre la evolución del producto. Es decir, en apenas dos trimestres, los efectos se diluyen. Asimismo, las respuestas encontradas no serían significativas a juzgar por los intervalos de confianza.

En el caso de la dinámica de la inflación, puede constatarse que las respuestas a los impulsos tienen carácter permanente. Cuando se analizó el comportamiento univariado del IPC, se encontró evidencia de que éste puede tratarse, para el horizonte de tiempo estudiado, como un proceso I(2). Considerando la evolución de los shocks acumulados a la inflación en donde frente a una perturbación el efecto es permanente, se entiende que la variación de los precios puede ser considerado un proceso no estacionario, lo cual implica que el índice de precios utilizado pueda aproximarse como un proceso integrado de segundo orden.

En el caso de las respuestas acumuladas sobre la inflación, se constata que frente a shocks neutrales al producto, los efectos sobre la variación de los precios son permanentes. Estos efectos se diluyen a partir del quinto trimestre, ajustando el valor de equilibrio en un 1%. Por otro lado, las perturbaciones de oferta y no neutrales al producto, en el largo plazo los efectos que tienen sobre la inflación son de menor orden.

Otro subproducto del modelo SVAR estimado, consiste en descomponer la varianza del error de predicción. Esto consiste en el error de pronóstico de la serie a k períodos hacia adelante que es explicado por cada una de las variables del sistema. En este caso, que se aplica una descomposición con restricción de largo plazo, la descomposición de varianzas nos permite ver qué parte de los movimientos de la variación del PIB y de la inflación, se debe a perturbaciones neutrales o no neutrales al producto.

Cuadro 10 - Mod 1 - descomposición de varianza

Periodo	Var PIB		Var Inflacion	
	Shock 1	Shock 2	Shock 1	Shock 2
1	98,80	1,19	3,93	96,06
2	97,28	2,71	3,53	96,46
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
20	97,27	2,72	18,76	81,23

En el cuadro 9 puede observarse como los movimientos en la tasa de crecimiento del producto, se explican prácticamente y sin gran variación en el tiempo por las perturbaciones de carácter no neutrales. En el caso de la inflación, el efecto es el opuesto, destacando que la evolución de la inflación se ve influida casi en su totalidad por los shocks neutrales al producto. Sin embargo, y a diferencia de la evolución del producto, en el caso de la inflación si bien la principal variable que explica los movimientos son los shocks de demanda, en el largo plazo los shocks de oferta adquieren algo más de importancia.

5.3.2 - Modelo 2 - frecuencia mensual

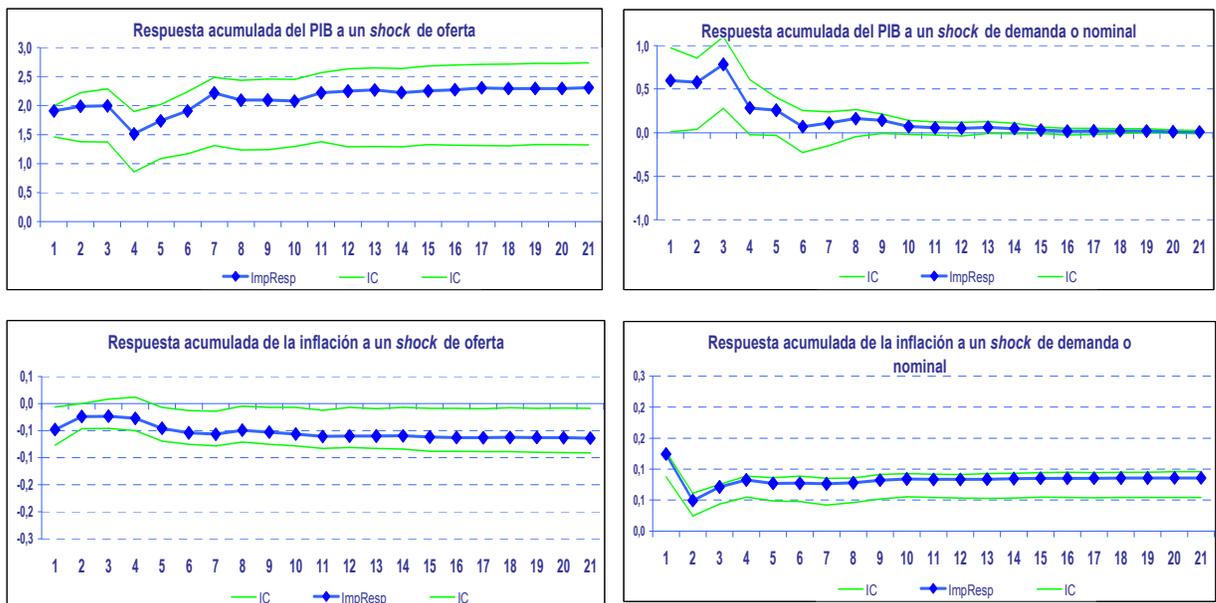
Puede observarse que los coeficientes estimados para el modelo de frecuencia mensual, es similar a la ya presentada en el modelo trimestral. Los coeficientes estimados en la matriz d , resultaron significativos.

Cuadro 11 - Mod 2 - estimación SVAR

Sample (adjusted): 1994M09 2013M08				
Included observations: 228 after adjustments				
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$				
Restriction Type: long-run pattern matrix				
Long-run response pattern:				
D(1)	0			
D(2)	D(3)			
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D(1)	2,338	0,109	2,135	0,000
D(2)	-0,063	0,006	-9,787	0,000
D(3)	0,009	0,004	2,135	0,000
Log likelihood	-344,93			
Estimated A matrix:		Estimated B matrix:		
1,000	0,000	1,904	0,607	
0,000	1,000	-0,049	0,124	

Considerando el análisis de impulso-respuesta, en el caso del IVF se puede obtener conclusiones similares a las obtenidas para el PIB. Es decir que el IVF estaría correctamente representado como un proceso no estacionario, lo cual se refleja en que frente a un shock de oferta el efecto es permanente. Dicho efecto se estabiliza en unos 12 meses, mientras que el nivel de equilibrio se afecta en un 2%. Frente a una perturbación neutral, el efecto sobre el producto es de menor importancia, y tiende a diluirse más rápidamente. Además, la respuesta al impulso de un shock de demanda o nominal, a partir del cuarto mes no puede decirse que sea significativamente distinta de cero.

Grafico 7 - Mod 2 - Impulso respuesta estructurales (valores acumulados)



Analizando los efectos sobre la inflación, los movimientos son de similar característica que los presentados en el modelo 1, sin embargo el nivel de los efectos es de menor orden. En el caso de las perturbaciones de demanda neutrales al producto, el efecto es permanente sobre la inflación estabilizándose en seis meses.

Al analizar la descomposición de la varianza, los resultados son similares a los antes mencionados, destacándose que la contribución de una perturbación neutral al producto es algo más importante en este modelo respecto al anterior, si bien se estabiliza en un 14%.

Cuadro 12 - Mod 2 - descomposición de varianza

Periodo	Var PIB		Var Inflacion	
	Shock 1	Shock 2	Shock 1	Shock 2
1	91,04	8,95	13,07	86,93
2	91,05	8,94	12,10	87,90
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
20	85,49	14,50	13,69	86,31

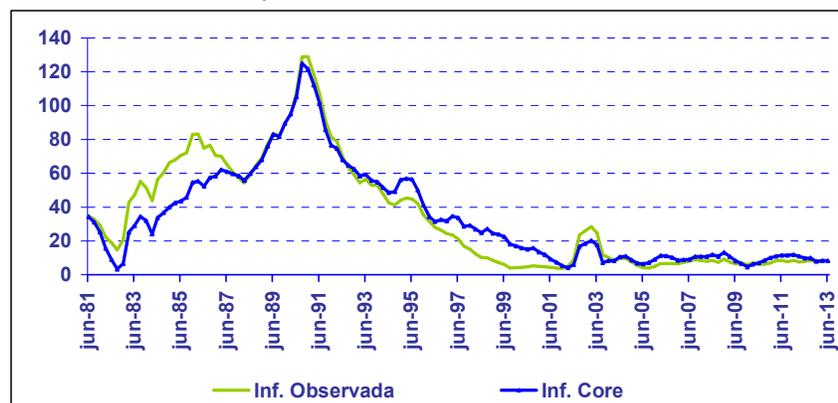
5.4 – Indicador de Inflación subyacente de largo plazo

En esta sección se presenta para cada uno de los modelos, el indicador de inflación subyacente de largo plazo para el horizonte de análisis. Adicionalmente, se incluyen algunas medidas de resumen, y la evolución de la brecha producto que se vincula con la inflación dura (*core*) obtenida.

5.4.1 Modelo 1 - frecuencia trimestral

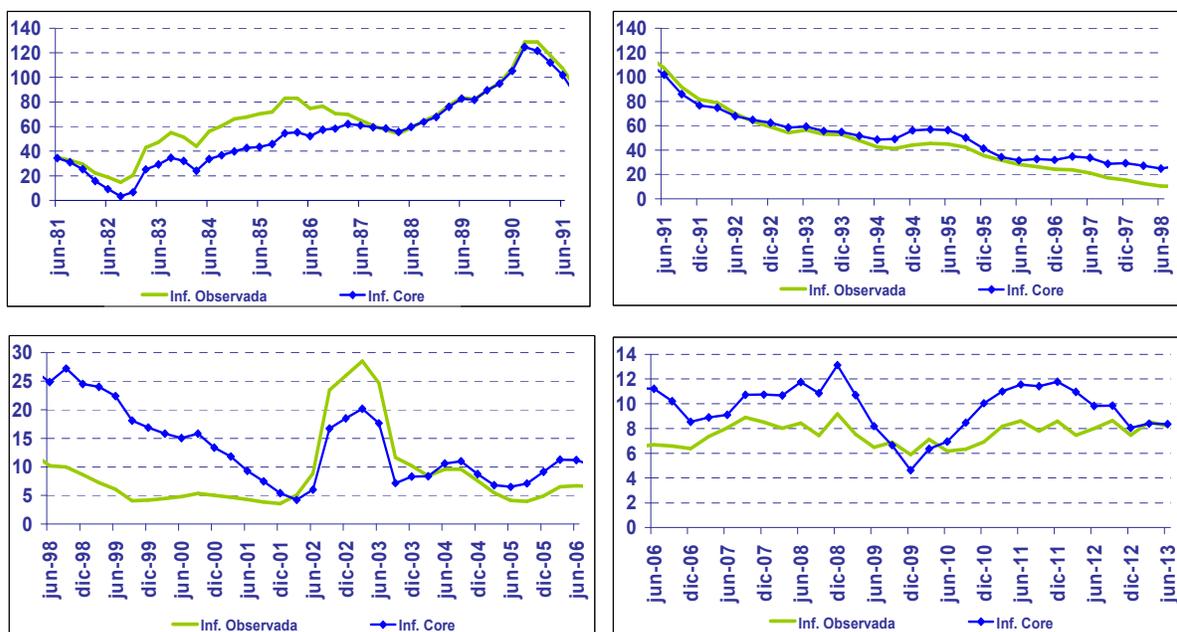
En gráfico 8, se puede observar la tasa de variación interanual de la inflación medida como los cambios del IPC (inf.Observada) y de la inflación de largo plazo (inf.Core) obtenida de acuerdo a la metodología de vectores autorregresivos con restricción de largo plazo.

Gráfico 8 - Inflación Observada e Inflación Subyacente (tasa de variación interanual)



Se puede analizar la evolución de la inflación de largo plazo en cuatro períodos, siendo el primero de ellos el que comienza en 1981 y llega hasta el plan de estabilización con ancla cambiaria en los primeros años de los 90'. En un período de fuerte crecimiento de los precios, la inflación promedio se ubicó en un 66% anual, mientras que la inflación de largo plazo lo hizo 55% anual (la brecha entre ambas medidas es más marcada hasta junio de 1988). Un segundo período puede ser analizado durante la década del 90', en donde la trayectoria de la inflación es decreciente, ya sea que se mida directamente como la variación del IPC o como el crecimiento de la inflación de largo plazo. Sin embargo, desde la crisis del Tequila, se puede constatar cómo la inflación de largo plazo comienza a estar sistemáticamente por encima de la inflación observada. Un tercer período es el que tiene como centro la crisis del 2002, en donde se destaca que en la fase previa a la crisis y en la salida de la misma, la inflación *core* se ubicó por encima de la observada. Durante la propia crisis, la inflación *headline* presenta un fuerte crecimiento alcanzando el 28% interanual mientras que la inflación *core* se mantiene en niveles inferiores. El cuarto período se obtiene luego de la salida de la crisis y puede constatar que la inflación *core* ha estado sistemáticamente por encima de la inflación *headline*, salvo sobre finales del 2009 y producto de los efectos de la crisis internacional del 2008.

Grafico 9 - Inflación Observada e Inflación Subyacente por periodo (tasa de variación interanual)



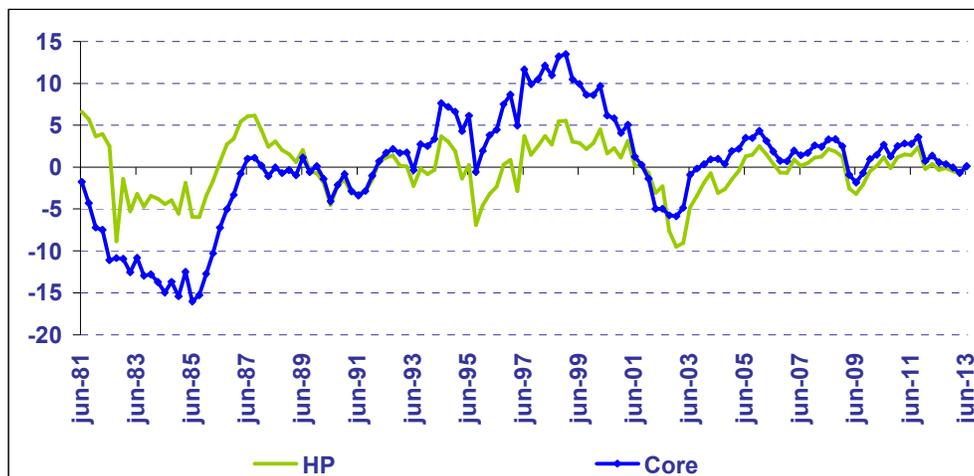
En el cuadro 12 se presentan algunas estadísticas descriptivas de la tasa de variación interanual y trimestral anualizada de la inflación *headline* y *core*. Puede observarse que el desvío estándar es inferior en la inflación *core*, respecto a la *headline*, y la fuerte correlación entre ambas medidas.

Cuadro 13 - Mod 1 - Estadísticas de Resumen
Tasas de variación

Periodo 1980.Q1 - 2013.Q2	Interanual		Trimestral Anualizada	
	Inf. Obs.	Inf. Core.	Inf. Obs.	Inf. Core.
Media	34,30	33,60	34,40	33,60
Mediana	22,30	24,80	17,30	20,50
Máximo	129,00	124,80	167,40	153,30
Mínimo	3,60	3,30	-2,00	-3,50
Desvío Estándar	31,90	28,30	34,50	30,40
Coeficiente de correlación				
Interanual		Mensual Anualizada		Inf. Obs InteAnual / Inf. Core.
Inf. Obs.	Inf. Core	Inf. Obs.	Inf. Core	
0,95		0,95		0,90

El otro subproducto que se obtiene del modelo SVAR es una medida del producto de la economía de tendencia o *core*. A partir del indicador del producto y comparando con el PIB observado, se presenta la brecha producto definida como la diferencia de los logaritmos del PIB y del *core* PIB. A fin de tener una referencia se realizó un filtro Hodrick - Prescott (HP) al PIB, y se construyó una brecha producto alternativa.

Grafico 10 - Brecha Producto

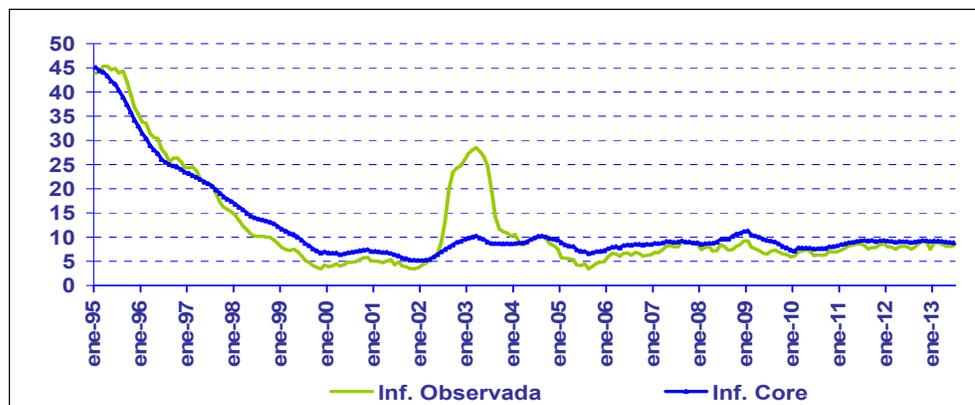


En el 72% de los casos ambos indicadores coinciden, frente a lo cual se puede concluir que cuando la brecha producto es positiva o negativa, ambos indicadores brindan el mismo diagnóstico, respecto al sobrecalentamiento o no, de la economía. Ahora, si consideramos el nivel, la brecha que sale del PIB *core* suele presentar un desvío estándar mayor al de filtro *HP*. Del análisis de la brecha se destaca que hasta un poco después de la primera mitad de los 80', la economía se encontraba por debajo de su producto potencial, lo cual se puede interpretar como una holgura en la capacidad instalada. Luego la brecha se cierra, y tras los primeros años del plan de estabilización, la economía parece crecer fuertemente por encima de su producto potencial, lo cual comienza a reflejarse en una inflación *core* superior a la *headline*. Tras la crisis del 2002, y salvo por los efectos de la crisis internacional de 2008, la brecha producto es positiva y en promedio 1.5%.

5.4.2 Modelo 2 - frecuencia mensual

El siguiente gráfico presenta la inflación observada y *core* para el modelo de frecuencia mensual, destacándose que en la mayor parte del horizonte de análisis el *core* ha estado por encima de la inflación obtenida como variación del IPC.

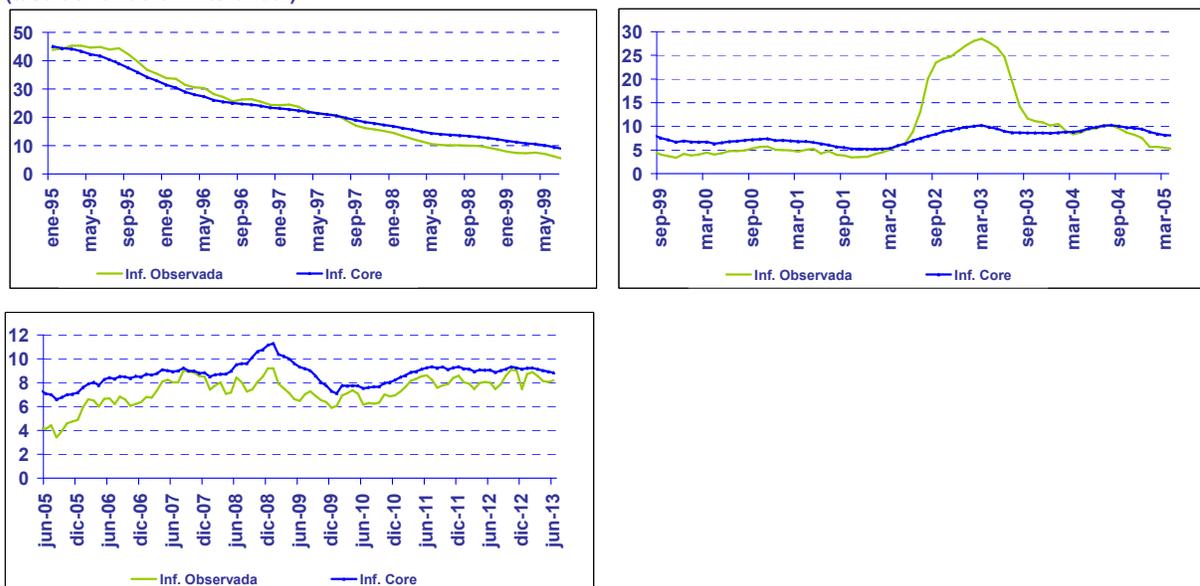
Grafico 11 - Mod 2 - Inflación Observada e Inflación Subyacente (tasa de variación interanual)



A diferencia del modelo trimestral, la inflación *core* tiende a no crecer tanto en este modelo en el período de crisis. También se debe considerar el hecho de que frente a los ruidos que presenta la serie del crecimiento del índice de volumen de físico de la industria sin refinería, se trabajó con datos previamente linealizados lo cual agrega una mayor suavidad a la propia serie de análisis¹⁶.

Si se utiliza el índice de inflación *core* obtenido con este modelo y se lo transforma a frecuencia trimestral a fin de comparar con el indicador del modelo 1, puede constatar que ambas medidas coinciden en un 78% de los casos, en detectar si la inflación subyacente es superior o inferior a la observada.

Grafico 12 - Mod 2- Inflación Observada e Inflación Subyacente por periodo (tasa de variación interanual)



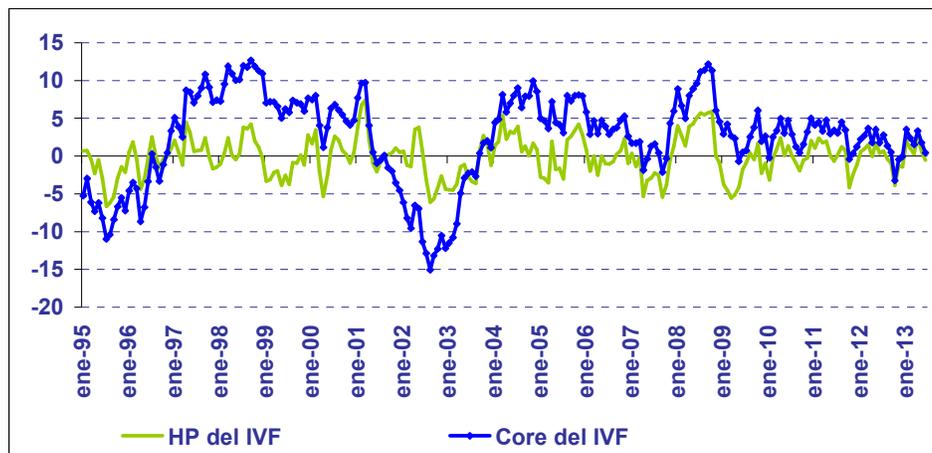
Ya sea que se compare la inflación observada y la *core*, como variación interanual o mensual anualizada el desvío estándar es menor en el caso del *core*. Sin embargo, la correlación parece disminuir cuando se anualizan tasas mensuales.

¹⁶ Se realizó el procedimiento de TRAMO-SEATS en donde primero se linealiza la serie y luego de desestacionaliza.

Cuadro 14 - Mod 2 - Estadísticas de Resumen
Tasas de variación

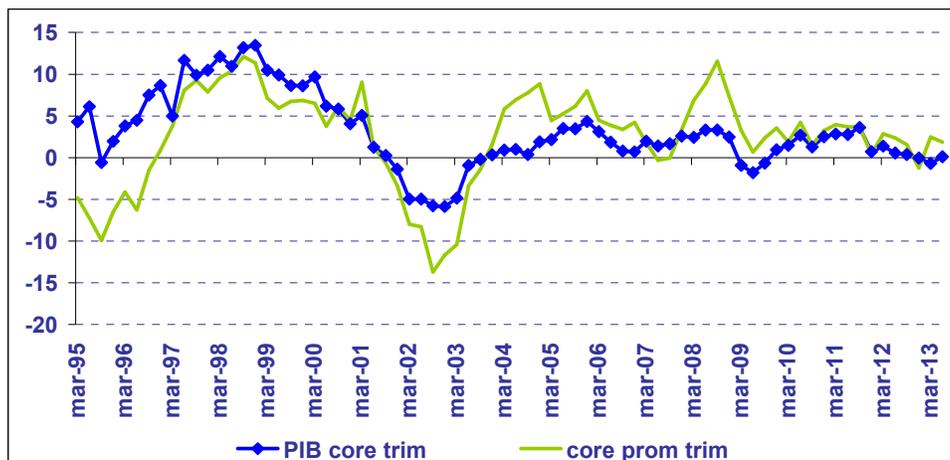
Periodo 1980.Q1 - 2013.Q2	Interanual		Mensual Anualizada	
	Inf. Obs.	Inf. Core.	Inf. Obs.	Inf. Core.
Media	11,96	12,06	11,27	11,18
Mediana	8,02	9,00	8,40	9,15
Máximo	45,35	45,10	97,32	43,11
Mínimo	3,37	5,20	-8,43	-0,12
Desvió Estándar	10,10	8,45	12,53	6,97
Coeficiente de correlación				
Interanual		Mensual Anualizada		Inf. Obs InteAnual / Inf. Core. MesAnualizada
Inf. Obs.	Inf. Core	Inf. Obs.	Inf. Core	
0,90		0,65		0,88

Grafico 13 - Mod 2 - Brecha Producto



El análisis de la brecha producto a través de la medida del *core* IVF, parece representar mejor los hechos estilizados como el sobrecalentamiento después de la primera mitad de los 90', y la crisis del 2002, que una medida como la que se obtiene con un filtro *HP*.

Grafico 14 - Brecha Producto del PIB y del IVF



El grafico 14 permite ver como la brecha producto trimestral del PIB core presenta una trayectoria similar a la brecha core del IVF obtenida en este modelo. Si comparamos la brecha producto *core* del modelo mensual con la brecha *core* del modelo trimestral, puede concluirse que en el 81% de los casos coinciden en el signo, si bien el nivel puede ser algo distinto.

VI- Conclusiones y comentarios finales

Bajo un esquema de metas de inflación, en donde se utiliza como instrumento a los agregados monetarios, resulta fundamental que una institución como el banco central, cuente con un indicador adecuado sobre la evolución del nivel de precios. Dicho indicador, debe permitir a la autoridad monetaria tomar decisiones en base a señales sobre las presiones inflacionarias, a fin de poder encauzar su política monetaria a la consecución del compromiso asumido. La inflación medida como variación de un índice de precios, como el IPC, puede presentar limitantes para la toma de decisiones de la política monetaria, en tanto lo que mide es el costo de vida de las familias. En este sentido, resulta relevante obtener un indicador de inflación subyacente o *core*, que resulte de utilidad para la correcta toma de decisiones de la política monetaria.

En este trabajo, se optó por construir un indicador *core* a partir de la estimación de un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) entre el PIB y la inflación observada. Para esto, y frente a la necesidad de resolver el modelo estructural, se impone como restricción de largo plazo, que el producto de la economía no se ve afectado por shocks de demanda o nominales. De esta manera, se logra identificar dos tipos de shocks, neutrales y no neutrales al producto. La inflación observada puede descomponerse como la sumatoria de los dos shocks mencionados, en donde se define como inflación *core* a la sumatoria de los shocks nominales y de demanda.

A diferencia de otras metodologías para obtener un indicador de inflación subyacente, esta estimación parte de una teoría económica explícita que consiste en suponer que en el largo plazo la curva de Phillips es vertical, frente a lo cual shocks de demanda o monetarios no afectan al producto. Esto implica que el rol en el largo plazo para un banco central, consiste en velar por el poder de compra, sin tener efectos reales sobre el producto de la economía.

Entre los resultados obtenidos, se destaca que frente a un shock no neutral, la respuesta del producto de la economía, demora unos cinco trimestres en estabilizarse, y lo hace a un nivel de 2% por encima de un nivel de equilibrio anterior. En el caso de un shock neutral, los efectos se diluyen en dos trimestres y su efecto no es claro, en tanto el intervalo de confianza no permite descartar que sea distinto de cero. En el caso de la inflación, considerando el período 1980 - 2013, sería un proceso integrado de primer orden, en donde los shocks no neutrales al producto casi no tienen efecto sobre la dinámica de la inflación, mientras que una perturbación en la demanda o cantidad nominal de dinero, tiene un impacto permanente que se estabiliza en cinco trimestres.

En ambos modelos estimados, se obtiene un comportamiento similar que permite ver que la varianza del error de predicción depende casi en su totalidad, de los shocks de oferta en el caso del PIB, y en el caso de la inflación de los shocks de demanda o nominales.

Si se utiliza el índice de inflación *core* obtenido con este modelo y se lo transforma a frecuencia trimestral a fin de comparar con el indicador del modelo 1, puede constatar que ambas medidas coinciden en un 78% de los casos, en detectar si la inflación subyacente es superior o inferior a la observada.

Analizando el indicador de inflación subyacente obtenido se pueden identificar cuatro períodos. El primero va desde 1981 hasta el plan de estabilización con ancla cambiaria en los primeros años de los 90', en donde si bien la inflación creció abruptamente, al comienzo la inflación *core* presentó un crecimiento más lento. Un segundo período corresponde a la década del 90', en donde la trayectoria de la inflación es decreciente, ya sea que se mida directamente como la variación del IPC o como el crecimiento de la inflación de largo plazo. Sin embargo, desde la crisis del Tequila, se puede constatar que la inflación de largo plazo comienza a estar sistemáticamente por encima de la inflación observada. Un tercer período es el que tiene como centro la crisis del 2002, en donde se destaca que en la fase previa a la crisis y en la salida de la misma, la inflación *core* se ubicó por encima de la

observada. Durante la propia crisis, la inflación *headline* presenta un fuerte crecimiento alcanzando el 28% interanual, mientras que la inflación *core* se mantiene en niveles inferiores. El cuarto período se obtiene luego de la salida de la crisis y puede constatar que la inflación *core* ha estado sistemáticamente por encima de la inflación *headline*, salvo sobre finales del 2009 y producto de los efectos de la crisis internacional del 2008.

El otro subproducto de la metodología del SVAR con restricciones de largo plazo, es la brecha producto, la cual permite ver las fases del ciclo que atravesó la economía. Se puede observar que hasta la primera mitad de los 80', la economía se encontraba por debajo de su producto potencial, lo cual se puede interpretar como una holgura en la capacidad instalada. Luego la brecha se cierra, y tras los primeros años del plan de estabilización, la economía se ubica por encima de su producto potencial, lo cual comienza a reflejarse en una inflación *core* superior a la *headline*. Tras la crisis del 2002, y salvo por los efectos de la crisis internacional de 2008, la brecha producto es positiva y en promedio 1.5%.

Bibliografía

- Alvarez. L.; Sebastian. M. (1998). “La inflación permanente y latente en España: una perspectiva macroeconómica”. Revista Española de Economía, Vol. 15, n 1.
- Blanchard. O.; Quah. D. (1989): “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”. American Economic Association.
- Bryan M.F., y Cecchetti S., (1995) “Measuring core inflation”, Monetary Policy, en Gregory Mankiw, (ed.) University of Chicago Press for NBER, 195-215.
- Carballo. P (2008): “La inflación subyacente en el Uruguay: un indicador basado en el análisis factorial dinámico generalizado”. Tesis presentada para obtener el Título de Magíster en Economía.
- 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.
- Cuitiño. F.; Tramontin. F.; Vicente. L. (2011): “Evaluación de indicadores de inflación subyacente para Uruguay”. Jornadas de Economía. BCU.
- De Gregorio. J. (2007): "Macroeconomía, Teoría y Políticas". Santiago, Chile.
- Espasa. A.; Manzano. M.; De los Llanos. M.; Catasús. V. (1987): “La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología” Banco de España, Boletín Económico.

- 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.
- Fried.A.; Trujillo.M.; (2006): “Demanda de dinero en Uruguay: una nueva aproximación”. Trabajo de investigación, para la Licenciatura en Economía de la UDELAR.
- 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.
- García. M; Ruiz. J; Vazquez. N; (2005): “A SVAR model for estimating core inflation in the Euro Zone”. *Applied Economics Letters*, Vol. 12, N° 3, pp. 149-154.
- Hamilton. J.D. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton University Press. Princeton.
- Lutkepohl. H.; Kratzig.M.; (2004). "Applied Time Series Econometrics". Cambridge University Press.
- Maravall. A.; Gomez. V; (1998). *Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series*. Banco de España.

- Melo. L.; Hamann. F. (): “Inflación Básica: una estimación basada en modelos VAR estructurales”. Banco de la Republica. Colombia.
- Mishkin. F. (1984): “The Causes of Inflation», National Bureau of Economic Research, Working Paper no. 1453.
- Pereira. E. (2009): “inflación Subyacente en Uruguay, cuatro propuestas para su cálculo”. Trabajo de Investigación monográfico para el título de magíster en economía, UDELAR-CCEE.
- Pantula. S. (1989), "Testing for Unit Roots in Time Series Data", *Econometric Theory* 5,256-271
- Quah. D; Vahey. S; (1995): “Measuring core inflation”. The Economic Journal, vol 105, No. 432.
- Tiscordio. I.; Bucacos. E. (2008): “Efectos de la política fiscal en Uruguay: una aproximación a través de shocks fiscales”. Jornadas de Economía. BCU.
- Wynne. M. (1999): “Core Inflation: a review of some conceptual issues”. Working paper 9903. Federal Reserve Bank of Dallas.
- Wynne. M. (2008): “How Should Central Banks Define Price Stability?”. Working paper No.8. Federal Reserve Bank of Dallas.

Anexo 1 - Autocorrelación de las series IPC - PIB - IVF sin refinería

A - Log(IPC)

Sample: 1980Q1 2013Q2
Included observations: 134

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.980	0.980	131.55	0.000
. *****	. .	2	0.959	-0.019	258.62	0.000
. *****	. .	3	0.939	-0.016	381.18	0.000
. *****	. .	4	0.917	-0.023	499.16	0.000
. *****	. .	5	0.896	-0.021	612.51	0.000
. *****	. .	6	0.874	-0.022	721.19	0.000
. *****	. .	7	0.851	-0.019	825.19	0.000
. *****	. .	8	0.828	-0.026	924.44	0.000
. *****	. .	9	0.805	-0.029	1018.9	0.000
. *****	. .	10	0.781	-0.026	1108.4	0.000
. *****	. .	11	0.756	-0.023	1193.1	0.000
. *****	. .	12	0.731	-0.020	1273.0	0.000
. *****	. .	13	0.707	-0.006	1348.1	0.000
. *****	. .	14	0.682	-0.023	1418.7	0.000
. *****	. .	15	0.657	-0.017	1484.7	0.000
. *****	. .	16	0.631	-0.024	1546.2	0.000
. ****	. .	17	0.606	-0.014	1603.3	0.000
. ****	. .	18	0.580	-0.012	1656.2	0.000
. ****	. .	19	0.555	-0.015	1705.1	0.000
. ****	. .	20	0.530	-0.019	1749.9	0.000
. ****	. .	21	0.504	-0.013	1790.9	0.000
. ***	. .	22	0.479	-0.009	1828.3	0.000
. ***	. .	23	0.455	-0.012	1862.3	0.000
. ***	. .	24	0.430	-0.011	1892.9	0.000
. ***	. .	25	0.406	-0.011	1920.5	0.000
. ***	. .	26	0.382	-0.015	1945.0	0.000
. ***	. .	27	0.358	-0.010	1966.8	0.000
. **	. .	28	0.334	-0.015	1986.0	0.000
. **	. .	29	0.310	-0.011	2002.7	0.000
. **	. .	30	0.287	-0.018	2017.1	0.000
. **	. .	31	0.264	-0.014	2029.4	0.000
. **	. .	32	0.240	-0.017	2039.7	0.000
. **	. .	33	0.217	-0.013	2048.2	0.000
. *	. .	34	0.195	-0.014	2055.2	0.000
. *	. .	35	0.172	-0.009	2060.6	0.000
. *	. .	36	0.150	-0.013	2064.8	0.000

B - Primera diferencia del log(IPC)

Sample: 1980Q1 2013Q2
Included observations: 133

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.877	0.877	104.67	0.000
. *****	. ***	2	0.859	0.387	205.71	0.000
. *****	. .	3	0.803	0.010	294.77	0.000
. *****	. **	4	0.815	0.253	387.14	0.000
. *****	. .	5	0.782	0.034	473.02	0.000
. *****	. .	6	0.772	0.023	557.32	0.000
. *****	* .	7	0.716	-0.131	630.44	0.000
. *****	. .	8	0.707	0.036	702.30	0.000
. *****	* .	9	0.661	-0.084	765.49	0.000
. *****	. .	10	0.660	0.050	829.02	0.000
. *****	. .	11	0.632	0.042	887.73	0.000
. ****	. .	12	0.619	-0.006	944.64	0.000
. ****	* .	13	0.566	-0.118	992.59	0.000
. ****	. *	14	0.578	0.154	1043.0	0.000
. ****	. .	15	0.547	-0.008	1088.5	0.000
. ****	. .	16	0.559	0.057	1136.5	0.000
. ****	* .	17	0.509	-0.102	1176.5	0.000
. ****	. .	18	0.514	0.068	1217.8	0.000
. ****	. .	19	0.485	0.006	1254.9	0.000
. ***	* .	20	0.478	-0.087	1291.3	0.000
. ***	* .	21	0.427	-0.125	1320.5	0.000
. ***	. .	22	0.424	0.015	1349.6	0.000
. ***	* .	23	0.369	-0.128	1371.8	0.000
. ***	. .	24	0.363	-0.009	1393.5	0.000
. **	. .	25	0.315	-0.039	1410.0	0.000
. **	** .	26	0.272	-0.228	1422.4	0.000
. **	. .	27	0.223	-0.029	1430.8	0.000
. **	. *	28	0.214	0.103	1438.6	0.000
. *	. .	29	0.174	-0.012	1443.8	0.000
. *	* .	30	0.158	-0.077	1448.2	0.000
. *	. .	31	0.103	-0.015	1450.0	0.000
. *	. .	32	0.080	-0.019	1451.2	0.000
. .	* .	33	0.035	-0.078	1451.4	0.000
. .	. .	34	0.020	-0.054	1451.5	0.000
. .	. .	35	-0.013	0.026	1451.5	0.000
. .	. *	36	-0.004	0.105	1451.5	0.000

C - Segunda diferencia del log(IPC)

Sample: 1980Q1 2013Q2
Included observations: 132

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
-----------------	---------------------	----	-----	--------	------

Una Medida de Inflación Subyacente de largo plazo para Uruguay

*** .	*** .	1	-0.430	-0.430	24.913	0.000
. *	. .	2	0.151	-0.041	28.032	0.000
** .	** .	3	-0.277	-0.279	38.568	0.000
. *	. .	4	0.181	-0.055	43.079	0.000
* .	. .	5	-0.093	-0.044	44.276	0.000
. *	. *	6	0.202	0.131	49.999	0.000
* .	. .	7	-0.192	-0.034	55.204	0.000
. *	. .	8	0.148	0.070	58.321	0.000
* .	. .	9	-0.183	-0.054	63.112	0.000
. *	* .	10	0.091	-0.078	64.315	0.000
* .	. .	11	-0.085	-0.065	65.376	0.000
. *	. *	12	0.192	0.093	70.813	0.000
** .	* .	13	-0.275	-0.185	82.027	0.000
. *	. .	14	0.183	-0.022	87.029	0.000
* .	* .	15	-0.195	-0.084	92.748	0.000
. **	. *	16	0.257	0.082	102.81	0.000
** .	* .	17	-0.235	-0.094	111.31	0.000
. *	. .	18	0.155	-0.022	115.05	0.000
* .	. .	19	-0.101	0.069	116.63	0.000
. *	. *	20	0.181	0.095	121.78	0.000
* .	. .	21	-0.197	-0.030	127.97	0.000
. *	. *	22	0.200	0.093	134.38	0.000
* .	. .	23	-0.185	-0.018	139.96	0.000
. *	. .	24	0.175	0.016	144.97	0.000
. .	. *	25	-0.021	0.198	145.04	0.000
. .	. .	26	0.014	-0.020	145.07	0.000
* .	* .	27	-0.164	-0.133	149.59	0.000
. *	. .	28	0.137	-0.019	152.80	0.000
* .	. .	29	-0.102	0.039	154.59	0.000
. *	. .	30	0.156	-0.021	158.79	0.000
* .	. .	31	-0.126	-0.011	161.54	0.000
. *	. .	32	0.082	0.045	162.72	0.000
* .	. .	33	-0.136	0.005	166.02	0.000
. .	* .	34	0.072	-0.084	166.95	0.000
* .	* .	35	-0.169	-0.139	172.16	0.000
. *	* .	36	0.161	-0.106	176.95	0.000

D - Log(PIB)

Sample: 1980Q1 2013Q2
Included observations: 134

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.951	0.951	123.81	0.000
. *****	. *	2	0.923	0.197	241.33	0.000
. *****	. .	3	0.897	0.057	353.21	0.000
. *****	. **	4	0.893	0.245	464.97	0.000
. *****	*** .	5	0.844	-0.396	565.62	0.000
. *****	. .	6	0.814	0.057	659.92	0.000
. *****	. .	7	0.787	0.068	748.89	0.000
. *****	. .	8	0.779	0.067	836.71	0.000
. *****	** .	9	0.727	-0.270	913.84	0.000
. *****	. .	10	0.694	0.032	984.57	0.000
. *****	. .	11	0.662	-0.001	1049.4	0.000

Una Medida de Inflación Subyacente de largo plazo para Uruguay

. *****	. *	12	0.651	0.075	1112.7	0.000
. ****	** .	13	0.597	-0.207	1166.3	0.000
. ****	. .	14	0.564	0.070	1214.6	0.000
. ****	. .	15	0.536	0.057	1258.6	0.000
. ****	. .	16	0.527	0.021	1301.5	0.000
. ***	. .	17	0.481	-0.063	1337.5	0.000
. ***	. .	18	0.454	0.030	1369.8	0.000
. ***	. .	19	0.428	-0.009	1398.8	0.000
. ***	. .	20	0.419	-0.001	1426.9	0.000
. ***	* .	21	0.374	-0.081	1449.5	0.000
. **	. .	22	0.348	0.022	1469.2	0.000
. **	. .	23	0.324	0.001	1486.5	0.000
. **	. .	24	0.319	0.030	1503.3	0.000
. **	. .	25	0.278	-0.065	1516.2	0.000
. **	. .	26	0.258	0.036	1527.4	0.000
. **	. .	27	0.239	0.024	1537.2	0.000
. **	. .	28	0.239	0.034	1547.0	0.000
. *	. .	29	0.204	-0.053	1554.2	0.000
. *	. .	30	0.188	0.013	1560.4	0.000
. *	. .	31	0.171	-0.016	1565.6	0.000
. *	. .	32	0.172	0.015	1570.9	0.000
. *	. .	33	0.139	-0.046	1574.4	0.000
. *	. .	34	0.128	0.045	1577.3	0.000
. *	. .	35	0.117	0.026	1579.9	0.000
. *	. .	36	0.125	0.023	1582.8	0.000

E - Primera diferencia del log(PIB)

Sample: 1980Q1 2013Q2
Included observations: 133

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
** .	** .	1	-0.360	-0.360	17.629	0.000
* .	** .	2	-0.105	-0.269	19.136	0.000
** .	**** .	3	-0.296	-0.546	31.240	0.000
. *****	. *****	4	0.804	0.660	121.12	0.000
** .	. *	5	-0.329	0.115	136.28	0.000
* .	* .	6	-0.140	-0.129	139.05	0.000
** .	** .	7	-0.286	-0.249	150.68	0.000
. *****	. **	8	0.778	0.275	237.64	0.000
** .	. *	9	-0.324	0.086	252.88	0.000
* .	* .	10	-0.164	-0.110	256.81	0.000
** .	. .	11	-0.232	-0.035	264.73	0.000
. *****	. *	12	0.721	0.085	341.77	0.000
** .	* .	13	-0.354	-0.144	360.47	0.000
* .	. .	14	-0.157	-0.065	364.18	0.000
** .	. .	15	-0.207	0.004	370.73	0.000
. *****	* .	16	0.653	-0.086	436.19	0.000
** .	* .	17	-0.337	-0.070	453.72	0.000
* .	. .	18	-0.145	0.064	457.03	0.000
** .	* .	19	-0.206	-0.117	463.70	0.000

Una Medida de Inflación Subyacente de largo plago para Uruguay

. *****	. .	20	0.655	0.022	531.77	0.000
*** .	. .	21	-0.350	0.014	551.46	0.000
* .	. *	22	-0.096	0.144	552.97	0.000
* .	* .	23	-0.198	-0.074	559.37	0.000
. *****	. .	24	0.635	0.041	625.84	0.000
*** .	. .	25	-0.348	0.050	645.97	0.000
* .	. .	26	-0.074	0.011	646.89	0.000
* .	. .	27	-0.197	-0.051	653.45	0.000
. *****	. .	28	0.602	-0.006	715.49	0.000
** .	. .	29	-0.328	0.043	734.06	0.000
* .	. .	30	-0.067	-0.031	734.85	0.000
* .	. .	31	-0.192	-0.056	741.36	0.000
. *****	. .	32	0.567	-0.055	798.43	0.000
** .	* .	33	-0.340	-0.113	819.13	0.000
* .	* .	34	-0.080	-0.158	820.30	0.000
* .	. .	35	-0.183	-0.051	826.42	0.000
. *****	* .	36	0.509	-0.105	874.34	0.000

F - Log(IVF)

Sample: 1994M01 2013M08

Included observations: 236

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.907	0.907	196.42	0.000
. *****	. ***	2	0.903	0.454	392.04	0.000
. *****	. ***	3	0.909	0.358	591.26	0.000
. *****	. .	4	0.873	-0.029	775.78	0.000
. *****	. **	5	0.890	0.216	968.57	0.000
. *****	. .	6	0.875	0.031	1155.5	0.000
. *****	. .	7	0.859	0.009	1336.6	0.000
. *****	** .	8	0.835	-0.217	1508.2	0.000
. *****	. .	9	0.833	0.065	1680.0	0.000
. *****	* .	10	0.807	-0.145	1841.9	0.000
. *****	. *	11	0.804	0.097	2003.4	0.000
. *****	. **	12	0.837	0.332	2179.0	0.000
. *****	** .	13	0.769	-0.295	2327.9	0.000
. *****	* .	14	0.770	-0.090	2477.8	0.000
. *****	* .	15	0.753	-0.145	2621.8	0.000
. *****	. .	16	0.717	-0.039	2753.1	0.000
. *****	. *	17	0.738	0.081	2892.9	0.000
. *****	. .	18	0.705	-0.057	3021.0	0.000
. *****	. *	19	0.697	0.088	3146.6	0.000
. *****	* .	20	0.668	-0.131	3262.5	0.000
. *****	. .	21	0.653	0.026	3373.9	0.000
. *****	. .	22	0.634	-0.020	3479.2	0.000
. *****	. *	23	0.630	0.082	3583.8	0.000
. *****	. .	24	0.641	0.038	3692.6	0.000
. *****	* .	25	0.585	-0.108	3783.8	0.000

Una Medida de Inflación Subyacente de largo plago para Uruguay

. ****		* .		26	0.582	-0.098	3874.3	0.000
. ****		. .		27	0.556	-0.040	3957.4	0.000
. ****		. *		28	0.536	0.097	4034.8	0.000
. ****		. .		29	0.544	-0.035	4115.0	0.000
. ****		. .		30	0.509	-0.011	4185.6	0.000
. ****		. .		31	0.507	0.014	4256.2	0.000
. ***		* .		32	0.470	-0.077	4317.1	0.000
. ***		. .		33	0.457	0.047	4374.8	0.000
. ***		. .		34	0.444	-0.005	4429.6	0.000
. ***		* .		35	0.421	-0.113	4479.2	0.000
. ***		. *		36	0.438	0.091	4533.1	0.000

G - Primera diferencia del log(IVF)

Sample: 1994M01 2013M08

Included observations: 235

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
**** .	**** .	1	-0.506	-0.506	60.999	0.000
. .	*** .	2	-0.056	-0.419	61.739	0.000
. **	. .	3	0.228	-0.039	74.261	0.000
** .	** .	4	-0.310	-0.306	97.490	0.000
. **	* .	5	0.215	-0.096	108.64	0.000
. .	. .	6	0.004	-0.028	108.65	0.000
. .	. **	7	0.033	0.249	108.92	0.000
* .	. .	8	-0.130	-0.044	113.08	0.000
. *	. *	9	0.150	0.208	118.59	0.000
* .	. .	10	-0.125	-0.024	122.45	0.000
** .	*** .	11	-0.213	-0.396	133.69	0.000
. ****	. *	12	0.559	0.195	211.75	0.000
*** .	. .	13	-0.382	0.072	248.33	0.000
. *	. *	14	0.099	0.174	250.82	0.000
. *	. .	15	0.079	0.036	252.41	0.000
** .	. .	16	-0.298	-0.034	275.06	0.000
. **	. .	17	0.301	0.019	298.25	0.000
* .	* .	18	-0.135	-0.153	302.92	0.000
. *	. *	19	0.122	0.106	306.78	0.000
* .	. .	20	-0.106	-0.036	309.69	0.000
. .	. .	21	0.051	0.046	310.36	0.000
* .	* .	22	-0.073	-0.069	311.73	0.000
* .	. .	23	-0.120	-0.057	315.50	0.000
. ***	. .	24	0.384	0.056	354.37	0.000
** .	. *	25	-0.280	0.084	375.22	0.000
. *	. *	26	0.119	0.081	378.97	0.000
. .	* .	27	-0.048	-0.095	379.57	0.000
* .	. .	28	-0.157	-0.012	386.16	0.000
. **	. .	29	0.250	-0.028	403.02	0.000
* .	. .	30	-0.172	-0.025	411.04	0.000

. *	. *	31	0.196	0.091	421.49	0.000
* .	. .	32	-0.161	-0.018	428.58	0.000
. .	. .	33	0.030	0.009	428.83	0.000
. .	. *	34	0.047	0.096	429.44	0.000
** .	* .	35	-0.226	-0.077	443.68	0.000
. ***	. .	36	0.366	-0.008	481.20	0.000

Anexo 2 - Resultados del modelo VAR

- Modelo de frecuencia trimestral

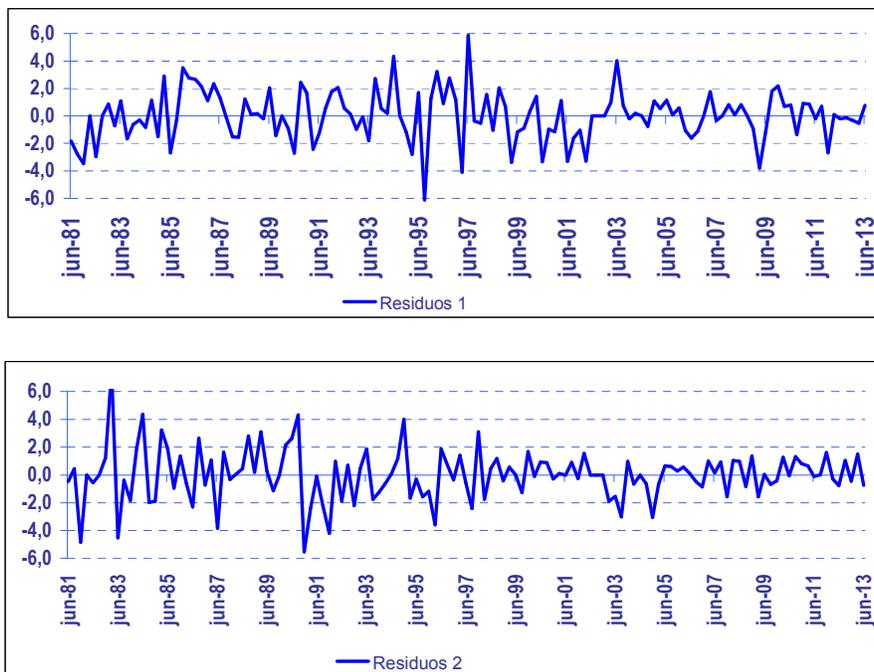
Vector Autoregression Estimates
 Date: 01/31/14 Time: 10:02
 Sample (adjusted): 1981Q2 2013Q2
 Included observations: 129 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	GROWTH	CHINF
GROWTH(-1)	-0.155696 (0.08950) [-1.73964]	-0.051479 (0.09033) [-0.56988]
GROWTH(-2)	0.199892 (0.07916) [2.52503]	-0.375256 (0.07990) [-4.69650]
GROWTH(-3)	0.032341 (0.08098) [0.39935]	0.065414 (0.08174) [0.80030]
CHINF(-1)	-0.110990 (0.08411) [-1.31964]	-0.357151 (0.08489) [-4.20725]
CHINF(-2)	-0.099450 (0.08185) [-1.21497]	-0.204736 (0.08262) [-2.47816]
CHINF(-3)	0.007465 (0.07656) [0.09751]	-0.272132 (0.07727) [-3.52175]
C	0.306821 (0.50859) [0.60328]	0.673636 (0.51333) [1.31230]
TR	-0.003077 (0.00853) [-0.36095]	-0.016021 (0.00861) [-1.86167]

Una Medida de Inflación Subyacente de largo plago para Uruguay

LEV	1.396651 (0.70133) [1.99143]	1.572838 (0.70786) [2.22195]
GTCN	5.797163 (2.64189) [2.19433]	1.297063 (2.66649) [0.48643]
D1982Q1	-1.501377 (2.08313) [-0.72073]	-5.067252 (2.10253) [-2.41008]
D1982Q3	-12.85496 (2.09391) [-6.13922]	-0.671914 (2.11341) [-0.31793]
D1989Q4	-0.570046 (2.00624) [-0.28414]	3.777539 (2.02493) [1.86552]
D2002Q2	0.380232 (2.03973) [0.18641]	2.820853 (2.05872) [1.37020]
D2002Q4	-1.668569 (2.23121) [-0.74783]	-5.041042 (2.25198) [-2.23849]
D2002Q3	-4.662677 (2.04199) [-2.28339]	9.718019 (2.06101) [4.71517]
D2004Q2	-3.258339 (1.99251) [-1.63529]	0.519454 (2.01107) [0.25830]
R-squared	0.437767	0.493406
Adj. R-squared	0.357449	0.421036
Sum sq. resids	430.1601	438.2090
S.E. equation	1.959774	1.978024
F-statistic	5.450365	6.817774
Log likelihood	-260.7233	-261.9191
Akaike AIC	4.305788	4.324327
Schwarz SC	4.682663	4.701201
Mean dependent	0.571353	-0.043660
S.D. dependent	2.444849	2.599595
Determinant resid covariance (dof adj.)		14.90550
Determinant resid covariance		11.23578
Log likelihood		-522.1183
Akaike information criterion		8.621989
Schwarz criterion		9.375738

Grafico 4 - Residuos del VAR bivariado trimestral



- Modelo de frecuencia mensual

Vector Autoregression Estimates
 Date: 01/31/14 Time: 17:03
 Sample (adjusted): 1994M09 2013M08
 Included observations: 228 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	GROWTH	CHINF
GROWTH(-1)	0.031402 (0.06825) [0.46008]	-0.002369 (0.00455) [-0.52045]
GROWTH(-2)	0.040163 (0.06733) [0.59649]	0.003160 (0.00449) [0.70366]
GROWTH(-3)	-0.312304 (0.06913) [-4.51791]	0.002648 (0.00461) [0.57434]
GROWTH(-4)	0.114806 (0.06767) [1.69662]	-0.009004 (0.00451) [-1.99526]

Una Medida de Inflación Subyacente de largo plago para Uruguay

GROWTH(-5)	0.063540 (0.06803) [0.93401]	-0.008020 (0.00454) [-1.76766]
GROWTH(-6)	0.058757 (0.06785) [0.86602]	-0.004302 (0.00452) [-0.95067]
CHINF(-1)	-0.308388 (0.95400) [-0.32326]	-0.589850 (0.06362) [-9.27104]
CHINF(-2)	1.270314 (1.08574) [1.17000]	-0.194309 (0.07241) [-2.68350]
CHINF(-3)	-1.734435 (1.10584) [-1.56844]	0.070501 (0.07375) [0.95595]
CHINF(-4)	-2.007653 (1.09814) [-1.82823]	0.118116 (0.07324) [1.61282]
CHINF(-5)	-2.171616 (1.07639) [-2.01751]	0.099771 (0.07179) [1.38985]
CHINF(-6)	-2.055975 (0.93009) [-2.21052]	0.062554 (0.06203) [1.00848]
C	-0.429541 (0.21036) [-2.04189]	-0.033374 (0.01403) [-2.37888]
LEV	1.381973 (0.40622) [3.40202]	0.045911 (0.02709) [1.69466]
DOS	0.831015 (0.34400) [2.41572]	0.056809 (0.02294) [2.47623]
D2002M7	-0.885982 (2.13976) [-0.41406]	-0.109029 (0.14270) [-0.76403]
D2009M2	-2.885979 (2.08319) [-1.38537]	-0.906709 (0.13893) [-6.52638]
R-squared	0.219357	0.409437
Adj. R-squared	0.160162	0.364655
Sum sq. resids	842.7321	3.748212
S.E. equation	1.998497	0.133282

Una Medida de Inflación Subyacente de largo plazo para Uruguay

F-statistic	3.705633	9.142881
Log likelihood	-472.5506	144.8016
Akaike AIC	4.294303	-1.121067
Schwarz SC	4.550000	-0.865370
Mean dependent	0.171131	-0.010726
S.D. dependent	2.180749	0.167211

Determinant resid covariance (dof adj.)	0.070647
Determinant resid covariance	0.060504
Log likelihood	-327.2616
Akaike information criterion	3.168962
Schwarz criterion	3.680355

Grafico 5 - Residuos del VAR bivariado trimestral

