



**Departamento de Economía**  
Facultad de Ciencias Sociales  
Universidad de la República

**Documentos de Trabajo**

**Estimación del producto potencial y la brecha de  
producto para Uruguay: un Modelo de Vectores  
Autorregresivos Estructural (SVAR) y otras medidas  
alternativas**

**Luis Cáceres**

**Documento No. 15/12**  
Octubre 2012

ISSN 0797-7484

# Estimación del producto potencial y la brecha de producto para Uruguay: un Modelo de Vectores Autorregresivos Estructural (SVAR) y otras medidas alternativas \*

Luis María CÁCERES ARTÍA

## Resumen

En este trabajo se estiman la brecha de producto y el producto potencial para la economía uruguaya entre 1975 y 2011, variables cruciales en diversas áreas de la política económica, y de particular relevancia para la política monetaria. Siguiendo una línea metodológica ampliamente utilizada con base en la teoría económica ambas variables son estimadas a partir de un modelo SVAR. Sus resultados son contrastados con las estimaciones de brecha de producto y producto potencial que surgen de la aplicación de un conjunto de metodologías de base más empírica tales como las que surgen de la aplicación de filtros estadísticos o de la aplicación de métodos basados en modelos. Los resultados muestran que la brecha de producto y el producto potencial hallados sobre la base del modelo SVAR divergen de las estimaciones obtenidas con las otras técnicas, en particular con los métodos univariados de filtrado de la serie del PIB. La estimación del PIB potencial obtenida con el método SVAR muestra mayor volatilidad que la obtenida con la aplicación de esos filtros, a la vez que la brecha de producto parece mostrar menor volatilidad y menor persistencia. En el entendido de que la brecha de producto tiene particular relevancia como indicador de presiones de demanda sobre la inflación, se analiza la correlación (estática y en ventanas móviles) de cada una de las brechas estimadas con tres medidas de inflación: inflación *headline*, inflación del componente de bienes no transables y la inflación subyacente. Los resultados encontrados muestran que la asociación entre la brecha de producto y las medidas de inflación es relativamente débil en nuestra economía, lo cual sugiere cautela a la hora de emplearla como señal relevante de las presiones de demanda sobre la inflación. Sin embargo, sobre el final del periodo bajo análisis la asociación con la brecha de producto obtenida con el modelo SVAR se vuelve crecientemente más significativa.

**Palabras clave:** Brecha de producto, Producto potencial, VAR estructural, Uruguay.

**JEL:** C32, E3, E31, E32

---

\* Trabajo de investigación realizado para obtener el título de Magíster en Economía Internacional, FCS, Udelar, con la supervisión de Ph.D(c) Bibiana Lanzilotta.

## **Abstract**

This paper estimates the output gap and the potential output for the Uruguayan economy between years 1975 and 2011. These two variables are crucial in different areas of economic policy, and of particular relevance to monetary policy. A positive output gap is one of the main indicators of the presence of inflationary pressures in the economy. The paper estimates a SVAR model with a widely used methodology based on the economic theory. The obtained results and estimations of the output gap and potential output are contrasted with those arising from the application of a set of methodologies such as those derived from the application of statistical filters on the product series or the application of model-based approaches. The results show that the SVAR estimations diverge from those obtained with other techniques, particularly univariate methods of filtering the GDP series. The estimation of potential GDP obtained by SVAR method shows greater volatility than those attained with the application of filters, while the output gap seems to show less persistence. The paper also analyzes the correlation for the entire period between each of the estimated gaps and three measures of inflation: headline inflation, nontradables inflation and underlying inflation. The results show that the relationship between the output gap and the inflation measures is quite weak, which questions its use as a signal of the situation of the economic activity. However, by the end of the sample the correlation between inflation and the output gap obtained with the SVAR model is becoming increasingly stronger.

**Key words:** Output gap, Potential output, SVAR, Uruguay

**JEL:** C32, E3, E31, E32

## INDICE GENERAL

1. INTRODUCCIÓN. EL PRODUCTO POTENCIAL Y LA BRECHA DE PRODUCTO. SU USO PARA LA POLÍTICA MONETARIA .....	1
2. MÉTODOS EMPÍRICOS PARA LA ESTIMACIÓN DEL PRODUCTO POTENCIAL Y LA BRECHA DE PRODUCTO .....	4
2.1. Notas generales sobre los métodos de estimación.....	5
3. EL MÉTODO VAR ESTRUCTURAL (SVAR) .....	7
4. ANTECEDENTES.....	14
4.1. Estimaciones del Producto Potencial y la Brecha de Producto para la economía uruguaya .....	14
4.2. Estimación de la Brecha de Producto con un modelo SVAR.....	19
5. ESTIMACIONES DE BRECHA DE PRODUCTO Y PIB POTENCIAL EN URUGUAY .....	23
5.1. El modelo VAR estructural .....	23
5.2. Estimaciones alternativas .....	25
5.3. Las medidas de Brecha de Producto.....	26
5.3.1. Estadísticas Descriptivas .....	27
.....	27
5.3.2. Correlaciones entre las medidas de Brecha.....	29
5.4. Producto potencial: análisis de las medidas obtenidas .....	29
5.5. El ciclo económico en Uruguay según distintas estimaciones de Brecha de Producto .....	32
6. UTILIDAD DE LA BRECHA DE PRODUCTO PARA LA PREDICCIÓN DE LA INFLACIÓN .....	36
6.1.1. Correlación entre inflación y brecha .....	38
6.1.2. Correlaciones rolling .....	40
7. SÍNTESIS DE RESULTADOS, DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES.....	42
8. BIBLIOGRAFÍA.....	46

9.	ANEXOS.....	51
9.1.	Contrastes de raíz unitaria en variables del modelo SVAR.....	51
9.2.	Contrastes de raíz unitaria medidas de brecha de producto.....	51
9.3.	Tendencia Lineal .....	51
9.4.	Resultados estimación del modelo estructural – filtro de Kalman .....	53
9.5.	Modelo SARIMA .....	55
9.6.	Estimación SVAR.....	56
9.7.	Coeficientes Autorregresivos .....	58
9.8.	Métodos de Estimación .....	61
9.8.1.	Tendencia Lineal.....	61
9.8.2.	Método de Picos.....	61
9.8.3.	Filtro de Hodrick-Prescott.....	62
9.8.4.	Filtro de Baxter-King.....	62
9.8.5.	Modelos Estructurales - Filtro de Kalman .....	63

## **1. INTRODUCCIÓN. EL PRODUCTO POTENCIAL Y LA BRECHA DE PRODUCTO. SU USO PARA LA POLÍTICA MONETARIA**

El producto potencial y la brecha del producto son dos variables cruciales en diversas áreas de la política económica, tales como la política fiscal o la política monetaria. En este trabajo se hace énfasis en su relevancia para la política monetaria. De acuerdo con los enfoques teóricos que sustentan el accionar de una gran parte de los bancos centrales en la actualidad, la política monetaria tiene un grado de incidencia relevante sobre la estabilidad económica en el corto plazo. Estos planteos reconocen –sobre una base keynesiana- que el proceso de ajuste en los precios ante cambios en el ingreso no es automático sino que existe una serie de fricciones –nominales y reales- en los mercados de bienes y factores que altera la flexibilidad que permitiría un ajuste automático de los desequilibrios. Dada la presencia de estas fricciones, la política monetaria encuentra un espacio de actuación – mediante el manejo de las variables que están en su poder, operando a través de los diversos mecanismos por los cuales se transmiten los efectos de las medidas de política- con el objetivo de atenuar las fluctuaciones económicas de corto plazo. Dado que la variable relevante para la política monetaria es la tasa de interés nominal, ante la presencia de rigideces en los precios, la política monetaria tiene efecto sobre la tasa de interés real y por este lado sobre el producto en el corto plazo.

La brecha del producto se define como la diferencia entre el producto observado y el producto potencial. El producto potencial es una variable no observable, por lo tanto es necesario estimarla haciendo uso de datos disponibles. Ha sido desarrollado un amplio conjunto de metodologías para estimar el producto potencial y -por diferencia con el producto observado- la brecha del producto. La posibilidad de tener varias medidas alternativas permite contar con varias aproximaciones a los efectos de lidiar con el problema de identificar el estado corriente de la actividad económica pero, en contrapartida, traslada la incertidumbre a los usuarios de los resultados. En este sentido, una percepción equivocada sobre el estado actual de la actividad económica derivada de la estimación de esta variable, puede generar señales erróneas para los hacedores de política. Como plantean CARBAJAL et al (2007) utilizar variables no directamente observables implica introducir en los modelos de predicción de inflación una variable que contiene errores de estimación que se propagarán en la propia proyección de inflación.

El concepto de brecha de producto refiere en forma más general a la caracterización de las fluctuaciones económicas. Una de las formas de entender el ciclo económico, de acuerdo con lo que plantean CHAGNY et al (2001) es percibirlo como fluctuaciones alrededor de una tendencia de largo plazo. Esa tendencia de largo plazo funciona como un atractor sobre el nivel de producto efectivo en el sentido de que existen fuerzas económicas que imponen una “reversión a la media” lo cual descarta cualquier divergencia en el largo plazo entre la tendencia y el producto efectivo. Siendo así, la política económica no puede actuar para incrementar el nivel de producto en forma permanente y el papel que resta a la política de estabilización es reducir la varianza del producto alrededor de la tendencia.

Las fluctuaciones económicas son concebidas como el resultado de diferentes tipos de shocks. Desde esta perspectiva, el problema es determinar qué tipo de shock se toma en cuenta para medir el producto potencial y cuál determina la brecha del producto. Descartando el punto de vista extremo, según el cual todas las fluctuaciones económicas son fluctuaciones del producto potencial (determinando así que no existe brecha del producto), en general se asocian los shocks de larga duración con el producto potencial mientras que los shocks transitorios determinan la brecha de producto.

Un amplio conjunto de modelos identifican shocks de larga duración con shocks de oferta mientras que los shocks transitorios quedan asociados a factores de demanda . Así, los shocks monetarios y de gasto definirían la brecha del producto y los shocks de oferta definirían el producto potencial. Esta es la base conceptual que utiliza la metodología de estimación de brecha del producto por medio de vectores autorregresivos estructurales que será el método utilizado en este trabajo.

Okun en 1962 definió el producto potencial como la cantidad máxima de producto que la economía podría generar bajo condiciones de pleno empleo de los recursos productivos, considerando este último como aquel que permite alcanzar un nivel máximo de producción en ausencia de presiones inflacionarias.

Desde entonces el concepto ha sido ampliamente utilizado en la literatura teórica y empírica. En los últimos tiempos se ha difundido un enfoque teórico neo keynesiano, de amplio uso en las discusiones sobre política monetaria.

Desde los enfoques neo keynesianos se establece el producto potencial como el nivel de producto que se alcanzaría con precios y salarios plenamente flexibles. En ese marco las presiones inflacionarias en la economía estarían asociadas a la presencia de rigideces en los precios y salarios, que estarían llevando a que la economía opere en un nivel de producto diferente al potencial no inflacionario.

Como se planteaba más arriba, a los efectos de conducir la política monetaria es de particular importancia determinar si la economía está operando por encima o por debajo de su máximo nivel sustentable. En este sentido, se entiende como sustentable un nivel de producto que es compatible con la estabilidad de precios.

La distancia entre el nivel de producto corriente observado respecto al producto potencial juega un rol relevante en el proceso inflacionario. Cuando la brecha es positiva, esto es, cuando el nivel del producto corriente está por encima del nivel de producto potencial, los mercados de bienes y de factores pueden encontrarse excesivamente demandados, de manera que se generan presiones inflacionarias. Si sucede lo contrario, la brecha es negativa y la inflación tiende a caer.

La brecha de producto recibe considerable atención en la literatura sobre reglas de política monetaria, principalmente en los trabajos sobre regímenes de objetivo de inflación. En estos casos donde el instrumento de política monetaria es la tasa de interés de corto plazo, generalmente -explícita o implícitamente- se define una regla de política que asigna un rol relevante a la instancia de la actividad económica que se refleja en la brecha del producto. En ese sentido, la dinámica de la brecha de producto es importante para la política monetaria en tanto conlleva información relevante sobre el potencial inflacionario, así como sobre la capacidad para el crecimiento sustentable.

En este trabajo se intenta realizar una aproximación a la estimación de estas dos variables – el producto potencial y la brecha del producto- para la economía uruguaya en el período 1975-2011 a través de la estimación de un modelo SVAR, que incorpora algunos supuestos económicos que le dan un sustento teórico mayor que el que tienen los métodos univariados.

Los resultados obtenidos con el SVAR son contrastados con las estimaciones obtenidas a partir de la aplicación de otro conjunto de técnicas. Entre éstas se encuentran la aplicación

de filtros lineales como el Filtro de Hodrick y Prescott, y los filtros de Baxter-King y Christiano-Fitzgerald, la estimación de un modelo estructural utilizando el filtro de Kalman y otras dos medidas estadísticamente menos sofisticadas como la estimación de una tendencia lineal y el método de los picos. Se complementan las estimaciones obtenidas con una medida de resumen de algunas de las estimaciones antes mencionadas utilizando el Análisis de Componentes Principales (ACP), en el entendido que estas diferentes medidas de brecha de producto pueden aportar información complementaria que puede resumirse en un único indicador. Finalmente, se analizan las bondades de los estimadores obtenidos como predictores de la inflación.

La estructura del trabajo es la siguiente. Luego de esta introducción, en la segunda parte se desarrollan algunas ideas generales sobre métodos de estimación del producto potencial y la brecha del producto. Se desarrolla luego con más detalle la metodología del modelo SVAR. En la parte siguiente se hace una revisión bibliográfica de las estimaciones de producto potencial y brecha de producto disponibles para Uruguay. En la quinta parte se describen y analizan las estimaciones realizadas y su aptitud para la predicción de la trayectoria de precios domésticos. Finalmente, en el capítulo seis se presentan las principales conclusiones del trabajo.

## **2. MÉTODOS EMPÍRICOS PARA LA ESTIMACIÓN DEL PRODUCTO POTENCIAL Y LA BRECHA DE PRODUCTO**

Las primeras aproximaciones a la estimación del producto potencial se asocian al auge de los modelos de tipo keynesiano en las décadas de 1960 y 1970. La metodología más ampliamente difundida para obtener el producto potencial consistía en estimar una tendencia lineal que atravesara el pico del ciclo, ya que se pensaba que el producto potencial representaba el máximo producto posible de la economía. Por construcción, esto implicaba que la brecha del producto fuera siempre negativa (a lo sumo, igual a cero). De esta manera, los intentos de explicar la inflación introduciendo la brecha en una estimación de la curva de Phillips resultaron poco útiles y fueron desechados.

Esta metodología comenzó luego a ser reemplazada por el uso de tendencias de tiempo lineales que pasaban por el centro de los ciclos. La crisis del petróleo en los años 70 y la desaceleración de la productividad mostraron también la relevancia de los shocks por el lado de la oferta, que afectaban el producto potencial de la economía.

Comenzó luego a imponerse la metodología basada en la desagregación del producto que estaba inspirada en el trabajo de Solow, que descompone los cambios en el producto en variaciones de los factores productivos y en un residuo que representa la productividad total de estos factores (PTF). En esta metodología, el producto potencial representa el nivel de producto que es consistente con la tendencia o los niveles de equilibrio de los factores productivos y de la productividad. Una ventaja de esta metodología, frente a las estimaciones a través de tendencias lineales univariadas, es que permite descomponer los cambios del producto potencial no inflacionario a partir de las variaciones de sus principales determinantes, tales como el crecimiento de la mano de obra, del stock de capital y de la productividad. Esta cualidad, sumada al hecho de que tales variables pueden, en general, ser estimadas, hace que sea una de las metodologías más difundidas entre los bancos centrales para la estimación del producto potencial y de la brecha del producto de la economía. Una ventaja adicional es que permite corregir las dificultades que presentan los métodos de tendencia para proyectar fuera de la muestra, así como los posibles sesgos de esos métodos al inicio y al final de la serie.

A fines de los 70 comenzó a utilizarse el concepto de tasa de desempleo no inflacionario (NAIRU – *non accelerating inflation rate of unemployment*) en la estimación del producto potencial. A partir de allí se difundieron varias propuestas metodológicas de tipo estructural, basadas en la función de producción, que trataban de medir los cambios del producto potencial no inflacionario utilizando la NAIRU dentro de la metodología de la función de producción.

En los últimos veinte años hay un uso creciente de metodologías basadas en filtros estocásticos univariados (como las tendencias lineales y el filtro de Hodrick-Prescott, HP). Asimismo se difundieron algunos métodos de estimación estructurales (SVAR) y otros basados en técnicas que combinan las propuestas estructurales y las estocásticas, como la del filtro HP multivariado y algunos modelos estimados en la forma de “State Space”.

## **2.1. Notas generales sobre los métodos de estimación**

Los métodos de estimación pueden ser clasificados entre métodos estadísticos y métodos económicos. Los métodos estadísticos solamente extraen información de la propia serie (en este caso del Producto Interno Bruto (PIB)); en cambio los métodos económicos utilizan otra información económica disponible para hacer la descomposición entre tendencia y

ciclo. Los métodos estadísticos son más parsimoniosos que los métodos económicos en tanto solamente utilizan la propia serie. Entre los métodos económicos, los filtros multivariados (los cuales usualmente agregan no más de 3 ecuaciones al filtro) requieren menos datos que los modelos estructurales completos.

Uno de los criterios para evaluar los métodos de estimación refiere a su confiabilidad con los resultados de final de muestra. En tanto la mayoría de los hacedores de política deben decidir acciones que afectarán el desempeño económico futuro, será más relevante para la toma de decisiones contar con una buena estimación de la brecha del producto corriente. A modo de ejemplo, el filtro de Baxter y King es de poca utilidad, en tanto no provee información al final de la muestra.

Otra propiedad que se considera relevante es la estacionariedad de la brecha. Esta propiedad se asocia con la interpretación del ciclo como fluctuaciones alrededor de la tendencia. Algunos métodos, la tendencia lineal como caso extremo, no aseguran esto, en tanto asumen que la tendencia es puramente determinística y por tanto no extrae totalmente el componente estocástico de la misma.

Respecto a la volatilidad del producto potencial, si bien se espera que ésta variable varíe en el tiempo, su volatilidad es probablemente más baja que la del PIB real. En este sentido, las estimaciones del producto potencial que resultan de una tendencia lineal son poco verosímiles en tanto implican una tasa constante de crecimiento del producto. De acuerdo con COTIS et al (2003) la mayoría de los métodos (excepto la tendencia lineal y la descomposición de Beveridge y Nelson) parecen dar estimaciones aceptables en términos de volatilidad. En el caso del método VAR estructural, estos autores, basados en un trabajo de 2001 de Mc Morrow y Rogers, sostienen que la introducción de shocks de oferta y demanda en la determinación del producto potencial y la brecha del producto puede conducir a una volatilidad relativamente más alta en la tendencia que la estimación obtenida con otros métodos.

Respecto a la duración de los ciclos que se obtienen con las distintas técnicas, COTIS et al (2003) sostienen que en general parece que las medidas estadísticas generan ciclos relativamente más cortos mientras que las medidas económicas tienden a permitir brechas de producto más persistentes y por tanto ciclos más largos. Estos autores refieren a un estudio para la economía norteamericana de DUPASQUIER et al (1997) quienes

encuentran que en la comparación de distintos métodos de estimación, solamente el VAR estructural generó ciclos con una amplitud consistente con la noción económica de extensión del ciclo.

Dentro del conjunto de filtros estadísticos disponibles, es importante remarcar la diferencia entre filtros *one-sided* y filtros *two-sided*. Los primeros usan solamente información pasada, mientras que los segundos, entre los que se encuentran el filtro de Hodrick y Prescott, el filtro de Hodrick y Prescott multivariado y el de Baxter y King, usan tanto información pasada como futura.

Una cuestión relevante es determinar cuán diferentes son las estimaciones basadas en los diferentes métodos. De acuerdo con COTIS et al (2003) -quiénes hacen una revisión exhaustiva de la literatura disponible- la correlación entre las diferentes medidas está en general entre 0.7 y 0.9, aunque citan algunos casos de algunos métodos y para algunos países en que la correlación es mucho menor. Esta correlación reflejaría así que las medidas de brecha estimadas se mueven en una manera sincronizada.

CHAGNY et al (2001) relevan un conjunto de estimaciones bajo distintos métodos para el período 1985-2002 para la economía europea y encuentran una correlación significativa para todas las medidas, lo cual estaría mostrando que ningún método contradice los otros. Sin embargo, entre algunos métodos la correlación es más débil como por ejemplo entre las estimaciones resultantes del método SVAR y de la aplicación de una tendencia lineal.

Finalmente, importa resaltar el papel que tienen las revisiones de las medidas de producto potencial y brecha de producto. ORPHANIDES et al (1999) muestran que las revisiones pueden ser de amplitud relevante en el caso de Estados Unidos. Los filtros lineales parecen ser bastante sensibles al período de estimación y probablemente impliquen grandes revisiones.

### **3. EL MÉTODO VAR ESTRUCTURAL (SVAR)**

Considerando que el producto efectivo está afectado por más de un tipo de shock, y en tanto la representación univariada de medias móviles del producto es una combinación de la respuesta dinámica del producto a cada una de esas alteraciones, BLANCHARD et al (1988) proponen explotar información proveniente de variables económicas diferentes del producto a los efectos de identificar las fuentes de esas perturbaciones.

Partiendo de la interpretación keynesiana tradicional la cual identifica el producto potencial con la capacidad de oferta agregada de la economía y las fluctuaciones cíclicas con cambios en la demanda agregada, proponen considerar los shocks con efecto permanente sobre el producto como shocks de oferta y los shocks con efectos transitorios como shocks de demanda. Debido a la presencia de rigideces nominales, los shocks de demanda tienen un efecto de corto plazo sobre el producto y el empleo, pero estos efectos desaparecen en el tiempo. En el largo plazo, sólo los shocks de oferta, por ejemplo, shocks de productividad, tienen efectos sobre el producto.

El análisis puede ser extendido para incluir la presencia de shocks nominales temporarios incluyendo una variable precio que es afectada por estos shocks en el corto y en largo plazo. Esta es la propuesta que realizan CLARIDA et al (1994) en un estudio empírico en que analizan las fuentes de las fluctuaciones del tipo de cambio real y que ha sido retomada en numerosos trabajos para estimar el producto potencial y la brecha de producto. En particular, CERRA et al (2000) para el caso de Suecia y ELOSEGUI et al (2006) para Argentina proponen una estimación de estos componentes a través de la estimación de un modelo VAR estructural que incluye tres variables, el PIB, el Tipo de Cambio Real (TCR) y el Índice de Precios al Consumo (IPC).

El modelo especificado es el siguiente:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \sum_{k=0}^{\infty} s_{11}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{12}(k) \varepsilon_{2t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{13}(k) \varepsilon_{3t-k} \\ \Delta TCR_t &= \sum_{k=0}^{\infty} s_{21}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{22}(k) \varepsilon_{2t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{23}(k) \varepsilon_{3t-k} \\ \Delta IPC_t &= \sum_{k=0}^{\infty} s_{31}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{32}(k) \varepsilon_{2t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{33}(k) \varepsilon_{3t-k}\end{aligned}\tag{3.1}$$

Que en forma matricial corresponde a:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta TCR_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) & S_{13}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) & S_{23}(L) \\ S_{31}(L) & S_{32}(L) & S_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix}\tag{3.2}$$

donde los  $S_{ij}$  son polinomios en el operador de rezagos;  $\varepsilon_{1t}$ ,  $\varepsilon_{2t}$  y  $\varepsilon_{3t}$  shocks estructurales exógenos no observados, no correlacionados entre sí y cuyos coeficientes individuales son  $S_{ij}$ .

La ecuación (3.2) puede ser reescrita como:

$$\boxed{x_t = S(L) \varepsilon_t} \quad \text{ó} \quad \boxed{x_t = C_0 \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + \dots} \quad (3.3)$$

donde  $x_t = [\Delta y_t \quad \Delta TCR_t \quad \Delta IPC_t]'$

$$\begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) & S_{13}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) & S_{23}(L) \\ S_{31}(L) & S_{32}(L) & S_{33}(L) \end{bmatrix} = S(L)$$

y  $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t} \quad \varepsilon_{2t} \quad \varepsilon_{3t}]'$

La matriz de varianzas y covarianzas está normalizada a la matriz identidad de tal forma que:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \begin{bmatrix} Var(\varepsilon_{1t}) & Cov(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) & Cov(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{3t}) \\ Cov(\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{1t}) & Var(\varepsilon_{2t}) & Cov(\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}) \\ Cov(\varepsilon_{3t}, \varepsilon_{1t}) & Cov(\varepsilon_{3t}, \varepsilon_{2t}) & Var(\varepsilon_{3t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} = I \quad (3.4)$$

Donde  $\varepsilon_{1t}$  representa un shock de oferta,  $\varepsilon_{2t}$  representa un shock de demanda y  $\varepsilon_{3t}$  representa un shock nominal.

Los coeficientes de  $S_{11}(L)$  denotan el impulso respuesta del producto a un shock de oferta.

Siguiendo los supuestos teóricos del modelo, los shocks nominal y de demanda no tienen un efecto de largo plazo sobre el producto, mientras que los shocks de oferta sí lo tienen. En este contexto, el producto potencial está relacionado con shocks de oferta. Y los efectos acumulados de  $\varepsilon_{2t}$  y  $\varepsilon_{3t}$  sobre  $\Delta y_t$  son iguales a cero.

$$\sum_{k=0}^{\infty} s_{12}(k) \varepsilon_{2t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} s_{13}(k) \varepsilon_{3t-k} = 0 \quad (3.5)$$

Como los shocks estructurales exógenos  $\varepsilon_t$  son no-observados, se utilizan los residuos de un VAR irrestricto y los parámetros de una matriz  $C(L)$  para obtenerlos.

Primero es necesario estimar un VAR irrestricto que tiene la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta TCR_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) & \Phi_{13}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) & \Phi_{23}(L) \\ \Phi_{31}(L) & \Phi_{32}(L) & \Phi_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta TCR_{t-1} \\ \Delta IPC_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \quad (3.6)$$

o

$$\boxed{x_t = \Phi(L) x_{t-1} + u_t}$$

Dado que el sistema es estacionario, bajo el teorema de descomposición de Wold, el modelo estimado puede ser invertido para obtener una representación de medias móviles de la forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta TCR_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \quad (3.7)$$

con lo cual

$$\boxed{x_t = C(L) u_t} \quad (3.8)$$

siendo  $C(L) = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} = (1 - \Phi(L)L)^{-1}$

La matriz  $\Sigma$  de varianzas y covarianzas del vector de innovaciones de la forma reducida está dado por:

$$E(u_t u_t') = \begin{bmatrix} \text{Var}(u_{1t}) & \text{Cov}(u_{1t}, u_{2t}) & \text{Cov}(u_{1t}, u_{3t}) \\ \text{Cov}(u_{2t}, u_{1t}) & \text{Var}(u_{2t}) & \text{Cov}(u_{2t}, u_{3t}) \\ \text{Cov}(u_{3t}, u_{1t}) & \text{Cov}(u_{3t}, u_{2t}) & \text{Var}(u_{3t}) \end{bmatrix} = \quad (3.9)$$

Aplicando el supuesto de que las innovaciones  $u_t$  son combinación lineal de los shocks estructurales  $\varepsilon_t$ , los shocks estructurales pueden relacionarse con las innovaciones del modelo en la forma reducida de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} s_{11}(0) & s_{12}(0) & s_{13}(0) \\ s_{21}(0) & s_{22}(0) & s_{23}(0) \\ s_{31}(0) & s_{32}(0) & s_{33}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (3.10)$$

$$u_t = S(0) \varepsilon_t \quad (3.11)$$

$$\text{con } E(u_t u_t') = S(0) E(\varepsilon_t \varepsilon_t') S'(0) = \Sigma$$

$$\text{dado que } E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$$

Para obtener los shocks estructurales de las innovaciones de la forma reducida  $u_t$ , se requiere la identificación de  $S(0)$ , la matriz de los efectos contemporáneos de los shocks estructurales  $\varepsilon_t$  sobre  $x_t$ .

La matriz  $\Sigma = S(0) S'(0)$  permite definir seis restricciones al sistema de la siguiente forma:

$$\text{Var}(u_{1t}) = s_{11}(0)^2 + s_{12}(0)^2 + s_{13}(0)^2$$

$$\text{Var}(u_{2t}) = s_{21}(0)^2 + s_{22}(0)^2 + s_{23}(0)^2$$

$$\text{Var}(u_{3t}) = s_{31}(0)^2 + s_{32}(0)^2 + s_{33}(0)^2$$

$$\text{Var}(u_{1t} u_{2t}) = s_{11}(0) s_{21}(0) + s_{12}(0) s_{22}(0)$$

$$\text{Var}(u_{1t} u_{3t}) = s_{11}(0) s_{31}(0) + s_{13}(0) s_{33}(0)$$

$$\text{Var}(u_{2t} u_{3t}) = s_{22}(0) s_{32}(0) + s_{23}(0) s_{33}(0)$$

Con lo cual restan tres restricciones para poder determinar las 9 incógnitas de la matriz  $S(0)$ .

Las ecuaciones (3.3), (3.8) y (3.11) implican que

$$S(L) = C(L) S(0) \quad (3.12)$$

$$\begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) & S_{13}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) & S_{23}(L) \\ S_{31}(L) & S_{32}(L) & S_{33}(L) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{11}(0) & S_{12}(0) & S_{13}(0) \\ S_{21}(0) & S_{22}(0) & S_{23}(0) \\ S_{31}(0) & S_{32}(0) & S_{33}(0) \end{bmatrix} \quad (3.13)$$

Puesto que  $x_t = S(L) \varepsilon_t$  ;  $x_t = C(L) u_t$  y  $u_t = S(0) \varepsilon_t$

Imponiendo las restricciones de que los shocks de demanda y nominales sólo tienen efectos temporarios sobre el producto y que los efectos acumulativos de estos shocks sobre el producto son iguales a cero, la matriz  $S(L)$  se transforma en una matriz triangular inferior con lo cual:

$$\begin{bmatrix} S_{11}(L) & 0 & 0 \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) & 0 \\ S_{31}(L) & S_{32}(L) & S_{33}(L) \end{bmatrix} = C(L) S(0) \quad (3.14)$$

Lo cual determina las siguientes tres ecuaciones y de esta manera el sistema queda totalmente determinado.

$$C_{11}(L)S_{12}(0) + C_{12}(L) s_{22}(0) + C_{13}(L)S_{32}(0) = 0$$

$$C_{11}(L)S_{13}(0) + C_{12}(L) s_{23}(0) + C_{13}(L)S_{33}(0) = 0 \quad (3.15)$$

$$C_{21}(L)S_{13}(0) + C_{22}(L) s_{23}(0) + C_{23}(L)S_{33}(0) = 0$$

De acuerdo con la representación de medias móviles de la ecuación (3.1), la variación en el producto puede ser expresada como una combinación lineal de shocks estructurales presentes y pasados.

$$\Delta y_t = S_{11}(L) \varepsilon_{1t} + S_{12}(L) \varepsilon_{2t} + S_{13}(L) \varepsilon_{3t} \quad (3.16)$$

o

$$\Delta y_t = s_{11}(0) \varepsilon_{1t} + s_{11}^*(L) \varepsilon_{1t} + S_{12}(L) \varepsilon_{2t} + S_{13}(L) \varepsilon_{3t} \quad (3.17)$$

donde  $s_{11}^*(L)$  representa el efecto transitorio de shocks permanentes sobre el producto lo que da cuenta del ajuste gradual de shocks permanentes sobre el producto.

El cambio en el producto que puede ser atribuido al producto potencial está definido por:

$$\Delta y_t = S_{11}(L) \varepsilon_{1t} = s_{11}(0) \varepsilon_{1t} + s_{11}^*(L) \varepsilon_{1t} \quad (3.18)$$

El componente cíclico del producto debido a shocks de demanda está definido como:

$$\text{gap}_t = S_{12}(L) \varepsilon_{2t} + S_{13}(L) \varepsilon_{3t} \quad (3.19)$$

ELOSEGUI et al (2006) proponen derivar el producto potencial no inflacionario -que se asimila al componente permanente del producto- a partir de una tendencia a la cual se incorporan los shocks de oferta obtenidos de la manera descrita en la metodología. Operativamente, se obtiene a partir de la variación de una tendencia y los shocks de oferta.

$$\Delta y'_t = \Delta \text{Trend}_t + C_{11}(L) \varepsilon_{1t} \quad (3.20)$$

donde  $\Delta y'_t$  indica la variación del producto potencial no inflacionario estimado,  $\Delta \text{Trend}_t$  es la variación de la tendencia del PIB según una tendencia determinística;  $C_{11}$  es el parámetro del VAR y  $\varepsilon_{1t}$  es el shock de oferta. El nivel del producto potencial no inflacionario se obtiene a partir de las tasas de variación que resulta de (3.20) y de un valor inicial de la variable.

Comparado con otras medidas multivariadas de descomposición, este método tiene la ventaja de que se basa en fundamentos teóricos precisos y no impone restricciones indebidas sobre la dinámica de corto plazo de los componentes permanentes del producto. La desventaja del enfoque es que la identificación elegida puede no ser apropiada en todas las circunstancias, por ejemplo, cuando las variaciones en el tipo de cambio real (en el modelo de CLARIDA et al (1994)) o en la tasa de desempleo (en el modelo de BLANCHARD et al (1989)) no dan buenas indicaciones de los movimientos cíclicos en el producto.

Este enfoque está también limitado por su habilidad para identificar solamente tantos tipos de shocks como variables son incluidas en el modelo. Más aún, en el modelo de CLARIDA et al (1994) se asume que las innovaciones corresponden a shocks de oferta, demanda y nominales puramente incorrelacionados. Sin embargo, la teoría económica podría identificar muchos tipos de shocks. Por ejemplo, un avance tecnológico identificado como un shock de oferta puede simultáneamente incrementar la demanda a través de un efecto riqueza o demostración. Un incremento en el gasto del gobierno en infraestructura productiva está asociado a un shock de demanda, pero podría tener un efecto de largo plazo del lado de la oferta. Como consecuencia, es a menudo difícil relacionar los shocks con variables económicas específicas. Los fundamentos teóricos para la identificación de shocks en el análisis de CLARIDA et al (1994) están en el modelo de Mundell-Fleming. De acuerdo con este modelo, un shock de demanda positivo conduce a un tipo de cambio real apreciado en el largo plazo. Sin embargo, en un modelo con sectores transables y no transables, los efectos de largo plazo de un shock de demanda (por ejemplo, un gasto del gobierno más alto) sobre el tipo de cambio real dependen hacia dónde fue dirigido ese mayor gasto. Como resultado de estos problemas de identificación, el SVAR puede producir resultados que no se correspondan apropiadamente con los supuestos.

#### **4. ANTECEDENTES**

En esta sección se hace una revisión de un conjunto de trabajos que estiman el producto potencial y la brecha del producto con distintas metodologías. En la primera parte se presentan los trabajos realizados para la economía uruguaya, mientras que en la segunda parte se describen los estudios aplicados para diferentes economías en base a modelos SVAR.

##### **4.1. Estimaciones del Producto Potencial y la Brecha de Producto para la economía uruguaya**

Existe un conjunto de antecedentes relativamente amplio con estimaciones del producto potencial y la brecha de producto para la economía uruguaya. Estos trabajos -realizados desde mediados de la década de 1990- en su mayoría hacen una estimación de estas variables para el PIB global pero algunos de ellos realizan también estimaciones a nivel sectorial.

Las metodologías utilizadas abarcan tanto la aplicación de técnicas univariadas y multivariadas. Varios de estos trabajos utilizan el filtro de Hodrick-Prescott, en algunos casos combinados con otras metodologías, como el filtro de Kalman y el filtro de Christiano Fitzgerald dentro de las técnicas univariadas, o con el método de la función de producción dentro de las multivariadas. Finalmente, sólo uno de los trabajos revisados utiliza la metodología SVAR pero con una especificación diferente a la que se realiza en esta investigación.

Si bien varios trabajos hacen referencia a la relación que guarda el estado en que se encuentra la actividad económica -según lo observado en la brecha del producto- con la existencia o no de presiones inflacionarias en la economía, sólo algunos de ellos hacen un estudio específico que analice la probable relación entre las dos variables.

A continuación se realiza una descripción somera del conjunto de estos antecedentes. THEODOLUZ (2010) actualiza mediciones anteriores del producto potencial mediante el filtro de Hodrick-Prescott y el enfoque de la función de producción a la vez que agrega una nueva estimación bajo la metodología SVAR, utilizando dos variables, el PIB y el Índice de Precios al Consumo para el período 1988.IV-2008.II.

A partir de estas estimaciones evalúa la capacidad de la brecha de producto como indicador de presiones inflacionarias en la economía uruguaya. Ello se realiza a partir de dos versiones de un modelo en que se incorpora la brecha del producto. En el primero se relacionan los cambios en la inflación con el nivel de las brechas del producto obtenidas bajo las tres metodologías y en el segundo se relacionan los cambios en la inflación con los cambios en las brechas. Los resultados obtenidos sugieren que la brecha del producto para todas las metodologías obtenidas constituye un buen indicador de presiones inflacionarias. Cuando la brecha es positiva (negativa) el modelo predice que 4 de 5 veces la inflación aumentará (disminuirá) en el siguiente cuatrimestre y 3 de 5 veces en el siguiente año.

ALVAREZ et al (2009) extraen la señal cíclica y de tendencia del PIB global para el período 1975.I-2008.I y a nivel sectorial en el período 1988-2008, utilizando el filtro de Hodrick-Prescott y el de Christiano Fitzgerald. Asimismo, desarrollan herramientas –a partir del análisis espectral- que le permiten comparar los distintos métodos para la extracción de la señal cíclica a partir del estudio de las propiedades de los ciclos estimados en cada uno de los métodos utilizados. Las estimaciones obtenidas indican que el ciclo en

los últimos años de la muestra fue levemente positivo o incluso nulo y que el producto de tendencia evolucionó de igual forma que el producto observado. De esta manera, se sostiene que el crecimiento del PIB observado con posterioridad a la crisis de 2002 no habría generado presiones inflacionarias.

ESPAÑA (2008) realiza una estimación de la brecha del producto para el período 1992.I-2007.II. A través de la estimación de un modelo semiestructural pequeño de corte nekeynesiano, aplicando el filtro de Kalman, estima conjuntamente la brecha de producto y la tasa natural de interés, objeto de su investigación. Los resultados muestran una discrepancia significativa con la estimación de la brecha del producto obtenida mediante la aplicación del filtro de Hodrick- Prescott para el período 1997-2001. El modelo estima que el producto potencial, al igual que el producto, creció en la época mencionada y cayó durante la crisis de 2002, lo que explica que la brecha estimada por Kalman en ese año alcance un mínimo inferior al estimado por Hodrick-Prescott. Asimismo, en la última parte del período analizado, nuevamente se estima que la recuperación del producto potencial no fue tan acelerada como la que evidenció el producto, por lo cual el recalentamiento estimado por Kalman es mayor.

RODRIGUEZ et al (2008) estiman la brecha de producto y el producto potencial mediante la utilización de los filtros Hodrick-Prescott y Christiano-Fitzgerald sobre datos prefiltrados utilizando la metodología de descomposición basada en modelos ARIMA. Los datos corresponden al período 1975.I a 2008.I. Estiman un modelo ARIMA (0,1,0)(0,1,1) en logaritmos, con tres valores atípicos, uno aditivo en 1982.III, un cambio transitorio en 1995.III y un cambio de nivel a partir de 2002.III.

Las estimaciones de los componentes tendencia y ciclo a partir de los filtros señalados muestran que el ciclo en los últimos años de la muestra fue levemente positivo o incluso nulo y que el producto de tendencia evoluciona de igual forma que el producto observado. Asimismo, la tasa de crecimiento de la tendencia se ubica en niveles superiores al 7% en los últimos trimestres de la muestra analizada para cualquiera de las estimaciones realizadas. La metodología utilizada ha venido asignando el crecimiento observado al producto potencial, razón por la cual el ciclo ha permanecido cercano a valores tendenciales. Ello se explicaría en que en los últimos seis años se han registrado altas tasas de crecimiento del PIB y la duración promedio del ciclo estimado es próxima a siete años,

por lo que el crecimiento observado no es considerado como cíclico y es asignado al componente de tendencia. En la medida que el ciclo ha sido levemente positivo o nulo, esto puede llevar a pensar que el crecimiento observado desde la crisis no generó ningún tipo de presiones inflacionarias. Sin embargo, no pueden descartarse presiones inflacionarias en tanto los ciclos positivos se extienden por casi 20 trimestres.

CARBAJAL et al (2007) estiman la brecha del producto para la economía uruguaya en el período 1986-2006 a través de 3 metodologías: el filtro de Hodrick-Prescott; el enfoque de modelos estructurales (propuesto por Harvey en 1989) utilizando el filtro de Kalman y el método de la función de producción. Asimismo, evalúa la capacidad de los indicadores obtenidos para explicar y predecir la dinámica de los precios.

Según el estudio, los tres procedimientos producen resultados relativamente similares para el período de estudio. Las estimaciones muestran asimismo una correlación elevada entre ellas, a la vez que todas muestran un desvío estándar de alrededor de 5% para el período de análisis. La estimación de la brecha con el filtro de Hodrick y Prescott muestra la existencia de tres cambios de fase en el período de estudio (en 1981.II, 1987.II y 1998.III) lo que indicaría la existencia de al menos cuatro ciclos desde el comienzo de la serie: uno de aproximadamente de 8 años de duración, otro de 6 años, el de mayor duración de 11 años y el último inconcluso de 8 años de duración hasta el momento del trabajo. El último valle cíclico, de acuerdo con esta estimación se ubica en el año 2003.I y la distancia del producto efectivo respecto del potencial es de 18%. La estimación con el filtro de Kalman produce un resultado semejante. Los cambios de fase se producen también en 1981.II y 1998.III pero el segundo se produce en 1987.III. Según esta estimación, en el último valle cíclico el producto efectivo se ubicaba 14% debajo del potencial.

Para analizar la capacidad de las brechas estimadas a través de las tres metodologías para explicar y predecir la dinámica de los precios, se analizó la relación entre la brecha del producto con la tasa de inflación, la tasa de inflación subyacente y la tasa de inflación de bienes no transables; y luego se estudió la relación dinámica de largo y corto plazo entre las variables mediante la metodología de VECM.

Los resultados obtenidos muestran que la correlación contemporánea entre la tasa de inflación y las distintas aproximaciones a la brecha de producto resulta no significativa (inferiores a 0,3) y presenta en todos los casos el signo opuesto al esperado, con la única

excepción dada por la correlación positiva (aunque pequeña) entre la medida de Hodrick-Prescott y la medida utilizada de inflación tendencial.

Los resultados de la estimación de relaciones de equilibrio de largo plazo muestran la existencia de una influencia positiva de la brecha del producto sobre la inflación global pero mayor en el caso de la inflación de los bienes y servicios no transables. El estudio de la función-impulso respuesta muestra que en el corto plazo el traslado de una innovación sobre la brecha es de 1 a 0,25 sobre la inflación de los no transables, y el ajuste total se procesa en 6 semestres.

En THEODULOZ (2005a) y THEODULOZ (2005b) se estima el producto potencial y la brecha del producto con datos anuales para el período 1978-2003 utilizando el método de la función de producción. Para el producto potencial en particular, las estimaciones realizadas muestran un sendero de crecimiento sostenible de 1,7% p.a desde 1997. Los años de mayor dinamismo fueron 1980, 1981, 1986 y 1994; años en los que la brecha de producto toma valores positivos. Para los años 1997 y 1998, la brecha de producto estaría prácticamente cerrada, por lo que la diferencia entre el producto efectivo y el potencial sería estadísticamente nula. Encuentra que entre 1978 y 1981, el producto potencial creció a una tasa promedio anual de 1,03%; entre 1982 y 1986, decreció en 2,2% p.a, entre 1986 y 1996, en 5% p.a y finalmente en el último tramo, la tasa fue de 1,4% p.a.

El trabajo incluye también una medición a nivel sectorial, encontrando que al final del período analizado prácticamente en la totalidad de las actividades productivas existe capacidad ociosa y un crecimiento inferior al potencial; más allá de que la generalizada recuperación a partir del 2003 evidenciaría una disminución de la brecha de producto, en especial de los sectores líderes del crecimiento como ser el agropecuario y la industria manufacturera.

BUCACOS (2001) realiza una estimación del producto potencial y la brecha del producto utilizando el método de la función de producción y el filtro de Hodrick y Prescott, con datos anuales, para el período 1960-1999. Asimismo estima ambas variables aplicando la metodología de tendencia segmentada con datos trimestrales para el período 1975.IV - 2000.II. La estimación con datos anuales muestra que en los períodos 1981-1985 y 1993-2000 el producto efectivo uruguayo se encontró por debajo de sus posibilidades, en tanto

que en el período 1961-1980 y 1986-1992 habría indicios de la aparición de presiones inflacionarias.

La estimación con tendencia segmentada resulta en la presencia de tres quiebres durante la primera y segunda mitad de la década de 1980 y a principios de la década de 1990, los que determinarían diferentes tasas de crecimiento para la tendencia subyacente. Para todo el período muestral, la tasa de crecimiento del producto potencial fue de 1,9%, con un comportamiento diferente según subperíodos. Para el período 1975.IV-1980.IV fue de 3,6%; para el período 1981.I-1985.III fue de -0,5%; para el período 1985.IV-1992.IV fue de 1,8% y finalmente para el período 1993.I-2000.II fue de 3,2%.

Kamil (1997) presenta una descripción del ciclo macroeconómico en la economía uruguaya entre 1975 y 1994 utilizando una metodología de modelos ARIMA y la aplicación del filtro de Hodrick y Prescott. En el trabajo se encuentra evidencia de que la magnitud de las oscilaciones cíclicas observadas en la economía uruguaya en el período de análisis estaba más relacionada con shocks externos y con la inestabilidad regional, que con desplazamientos en la función de producción.

#### **4.2. Estimación de la Brecha de Producto con un modelo SVAR**

En este apartado se presenta una lista no exhaustiva de trabajos que utilizan esta metodología para estimar el producto potencial y la brecha del producto para distintas economías y con especificaciones particulares.

Como ya fue consignado, BLANCHARD et al (1989) interpretan las fluctuaciones en el PIB y el desempleo como debidas a dos tipos de alteraciones: aquellas que tienen un efecto permanente sobre el producto y las que no. A los efectos de explotar la información proveniente de variables macroeconómicas diferentes del producto, este trabajo considera el comportamiento conjunto del producto y del desempleo en la economía norteamericana. Estiman un VAR en la tasa de crecimiento del PIB ( $\Delta Y$ ) y la tasa de desempleo ( $U$ ), con ocho *lags* para datos trimestrales del período 1950.II a 1987.IV.

Los resultados encontrados muestran que los shocks de demanda tienen un efecto sobre el producto y el desempleo que alcanza un pico en cuatro trimestres y se desvanece luego de dos o tres años. El efecto del shock de oferta sobre el producto implica que el producto se incrementa a un ritmo constante en el tiempo, alcanzando un pico en dos años y una

meseta en cinco años. Los shocks de oferta positivos pueden inicialmente incrementar el desempleo para luego caer a su valor original.

SERJE (2007) estima el producto potencial para Jamaica utilizando un modelo SVAR con las restricciones de largo plazo propuestas por BLANCHARD et al (1989). La estimación obtenida es comparada con las medidas derivadas de utilizar una tendencia lineal y los filtros Hodrick-Prescott, band-pass y de Kalman. Asimismo, se estima una serie de ecuaciones de curva de Phillips usando las brechas de producto estimadas por cada uno de los cuatro métodos para evaluar la existencia de presiones inflacionarias en la economía.

El modelo VAR estimado utiliza datos trimestrales desde 1981.I a 2004.IV, incluyendo el PIB, la tasa de desempleo y las ventas de electricidad como una medida de utilización de capacidad instalada. Los resultados muestran que el mejor modelo para estimar la brecha del producto es el modelo SVAR, el cual tiene un poder predictivo relativamente bueno y es más consistente con la teoría económica.

CERRA et al (2000) estiman el producto potencial y la brecha de producto para la economía sueca utilizando un conjunto de metodologías que incluyen el filtro de Hodrick y Prescott, la descomposición de Beveridge y Nelson, el método de la función de producción y SVAR.

En el caso de la utilización del método VAR estructural, la descomposición propuesta por Blanchard y Quah fue obtenida de dos diferentes modelos VAR con tres variables. El primero, de acuerdo a la modelización propuesta por Clarida y Gali que incluye el producto, el tipo de cambio real y el nivel de precios relativos. El segundo modelo SVAR estimado incluye el desempleo -tal como lo propone originalmente Blanchard y Quah- pero agregándole los precios domésticos. De acuerdo con la teoría, los shocks de oferta generaron efectos de largo plazo en el producto, mientras que los shocks nominales y de demanda solamente mostraron pequeños efectos positivos de corto plazo.

CLAUS (1999) estima un modelo VAR estructural con restricciones de largo plazo para la economía de Nueva Zelanda. El modelo utiliza datos trimestrales desde 1970.I a 1998.III para el PIB, la tasa de empleo y una medida de utilización de capacidad instalada. No utiliza la tasa de desempleo tal como se propone en el trabajo de Blanchard y Quah, dado que se encontró no estacionariedad en la tasa de desempleo en el período de estudio.

Los resultados muestran que previo a las reformas implementadas en Nueva Zelanda a principios de los años 90, la economía presentaba una brecha de producto positiva. La capacidad productiva era insuficiente para satisfacer la demanda, a la vez que el período coincide con una tasa de inflación de dos dígitos y una tasa de crecimiento de la productividad más pobre.

ELOSEGUI et al (2006) presentan un conjunto de estimaciones alternativas de la brecha del producto para la economía argentina, incluyendo el método de la función de producción, y otras realizadas con diferentes métodos univariados y multivariados como el filtro de Kalman, el filtro de Hodrick y Prescott univariado y multivariado y un VAR estructural (con tres variables, el PIB, el tipo de cambio real y los precios al consumo). A fin de evaluar la capacidad predictiva de las distintas medidas de la brecha de producto se estima una versión de la curva de Phillips y se pronostica a un paso la tasa de inflación para el subperíodo de la muestra (*in sample*).

Considera a la tasa de inflación como variable dependiente, mientras que como variables explicativas se incluyen a la brecha del producto rezagada un período; a la tasa de inflación con un rezago (inercia de la inflación) y a una variable –rezagada un período– que representa la variación del tipo de cambio real multilateral más la variación del índice de precios al consumidor (se aproxima a la variación del tipo de cambio nominal más la inflación importada).

Las estimaciones de la brecha con el método de la función de producción y el VAR estructural (ambas resultan estadísticamente significativas en la estimación de la curva de Phillips) muestran, por lo general, un menor error cuadrático medio y un menor error medio absoluto, así como un coeficiente de desigualdad de Theil más bajo. Para el subperíodo 1990.II-2005.IV se observa que las estimaciones por los métodos HP multivariado y de VAR estructural muestran errores más bajos que los de la función de producción. Ello podría deberse a que estos últimos explican mejor tanto las bajas tasas de inflación de los años 90 como las más altas registradas después de la última crisis que atravesó la economía argentina

MISAS et al (1998) estiman el producto potencial para Colombia bajo un modelo VAR estructural siguiendo la propuesta de Blanchard y Quah con datos trimestrales del PIB y la tasa de desempleo para el período 1980.I a 1996.IV. De acuerdo a lo especificado, el

análisis de impulso respuesta muestra que los choques de oferta tienen un impacto permanente sobre el nivel del producto, mientras que el efecto de ese shock sobre la tasa de desempleo desaparece a partir del quinto año. Los shocks de demanda también se desvanecen a partir de ese período.

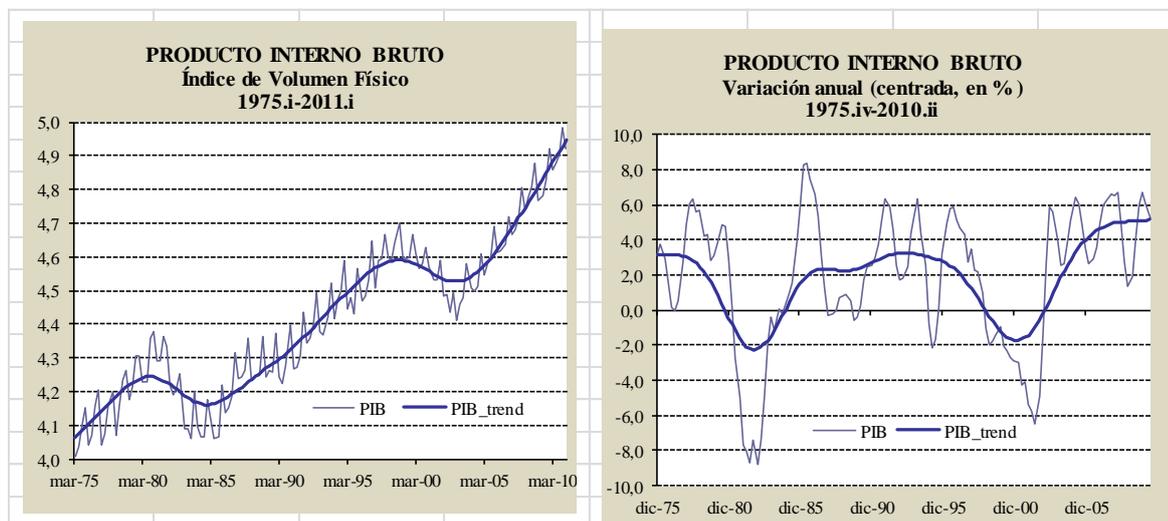
El trabajo estima luego la existencia de un efecto de límite de velocidad, que indicaría si la brecha entre el producto actual y potencial estaba siendo cerrada demasiado rápido de forma tal que la inflación pueda incrementarse. Asimismo, estima un modelo que evalúa la posibilidad de efectos asimétricos sobre la inflación de una brecha positiva o negativa, según sea el caso; encontrándose que existe un efecto inflacionario si la economía se encuentra en la brecha negativa y ésta última se está cerrando, mientras que no es simétrico el efecto si la economía se encuentra en la brecha positiva y ésta se cierra.

FUENTES et al (2007) estiman la brecha del producto y el crecimiento del producto potencial para Chile en el período 1986-2005 utilizando tres metodologías diferentes: el método de la función de producción, la aplicación del filtro de Kalman (univariado y multivariado) y un VAR estructural que incluye dos variables, el PIB y el desempleo. Los resultados muestran que las estimaciones tienen un alto grado de coherencia entre ellas. Los mismos sugieren que al inicio de la muestra la economía se encontraba sobrecalentada con brechas positivas de considerable magnitud. Desde 1993 hasta la crisis asiática la brecha fue positiva pero pequeña. A partir de la crisis las estimaciones muestran un valor negativo de brecha con una tendencia a cerrarse hacia el final del período considerado. La evaluación del poder predictivo respecto a la inflación mostró que la brecha estimada con el enfoque del filtro de Kalman generó los mejores resultados.

DE SERRES et al. (1995) estiman el producto potencial para el caso de México utilizando un enfoque derivado de la metodología SVAR. Para identificar los shocks de oferta, de demanda y de precios del petróleo, los autores asumen que los shocks de demanda no tienen un efecto permanente sobre el producto y que el precio del petróleo es una variable exógena para la economía mexicana en el largo plazo. Aplicando este método encuentran que los shocks de precios de petróleo han sido una fuente importante de fluctuaciones tanto en el producto observado como en el producto potencial en una muestra con datos trimestrales para el período 1965-1994. También encuentran la existencia de importantes gaps entre el producto observado y el producto potencial.

## 5. ESTIMACIONES DE BRECHA DE PRODUCTO Y PIB POTENCIAL EN URUGUAY

En este apartado se presentan los resultados de las estimaciones de producto potencial y de



**Figura 1 - Producto Interno Bruto. En logaritmos (primer panel) y variación anual (segundo panel)**

brecha de producto elaboradas a partir del modelo VAR estructural (SVAR), y las restantes medidas extraídas con metodologías de índole empiricista o sobre la base de modelos estructurales de series temporales. Estas últimas servirán para contrastar características, propiedades, similitudes y diferencias, respecto de las estimaciones que surgen del SVAR.

Los datos utilizados corresponden a la serie del Índice de Volumen Físico trimestral (base promedio 2005=100) del Producto Interno Bruto (PIB) de Uruguay para el período 1975.I-2011.I, calculado por el Banco Central del Uruguay.

La figura 1 muestra la evolución del PIB en el período bajo análisis. El primer gráfico muestra la serie del PIB en logaritmos y el segundo gráfico la tasa de crecimiento anual (centrada) del PIB y del PIB potencial de acuerdo a la medida obtenida aplicando el filtro de Kalman. Se puede apreciar que la evolución del PIB ha mostrado una volatilidad importante en el período, a la vez que muestra dos momentos con fuertes caídas, a principios de los 80 y a principios de los años 2000.

### 5.1. El modelo VAR estructural

Como se explicó en el apartado 3, la estimación del modelo VAR Estructural responde a un modelo teórico como el especificado en la ecuación 3.2. Para la especificación del

modelo, se agregan por tanto las variables de tipo de cambio real (TCR)<sup>2</sup> (figura 2) y del Índice de Precios al Consumo<sup>3</sup> para el período 1977.I-2011.I (figura 3).

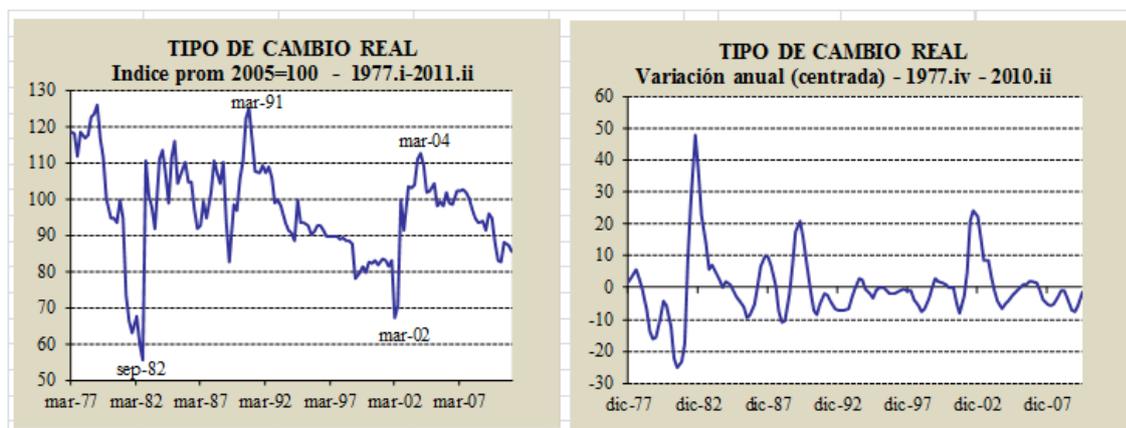


Figura 2 - Tipo de Cambio Real

La trayectoria del TCR muestra, en términos generales, extensos períodos de apreciación, seguidos de momentos de correcciones bruscas en su trayectoria. Desde fines de los 70 se inicia un período de importante apreciación del TCR, que se corrige abruptamente hacia fines de 1982. En los años 80 parece haber una cierta estabilidad en la evolución de este índice pero desde 1991 se inicia nuevamente un largo período de apreciación que culmina abruptamente en el año 2002. Desde 2004 nuevamente el indicador parece atravesar un nuevo período de apreciación.

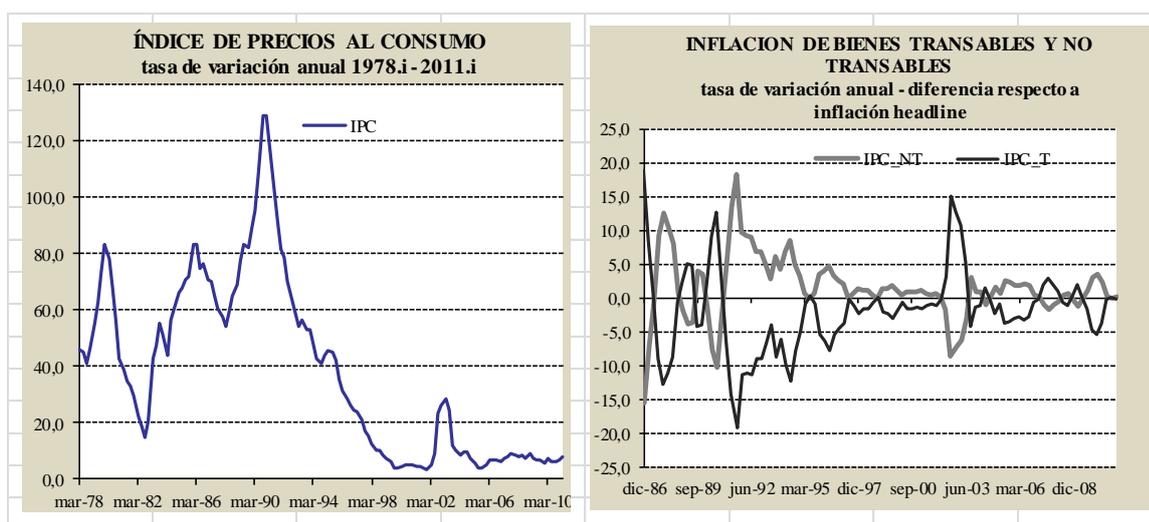


Figura 3 – Inflación anual, Inflación anual de transables y No transables

<sup>2</sup> La variable utilizada es el Tipo de Cambio Real Efectivo multilateral, el cual agrega los Tipos de Cambio Real Bilaterales con los principales socios comerciales de Uruguay. Fuente: Banco Central del Uruguay, (BCU).

<sup>3</sup> Fuente: Instituto Nacional de Estadística (INE) y BCU.

En términos generales, la evolución del Índice de Precios al Consumo (IPC) muestra una primera etapa -que se extiende hasta la segunda mitad de la década de los 90- determinada por altas tasas de inflación. En una segunda etapa el índice muestra una evolución con tasas de crecimiento por debajo del 10% anual, exceptuando algunos trimestres entre 2002 y 2003 donde se alcanzaron tasas significativamente superiores pero volviendo luego a la trayectoria anterior.

El método VAR Estructural asume la presencia de un componente no estacionario en la serie del producto. El test de raíces unitarias aplicado no permite rechazar ese supuesto. Los mismos test fueron aplicados a las otras series. Los resultados que se muestran en el siguiente cuadro indican que el PIB y el TCR parecerían ser variables estacionarias en primeras diferencias, esto es, son series  $I(1)$ , integradas de orden 1. Los mismos test aplicados a la serie del Índice de Precios al Consumo no parecen rechazar la hipótesis de presencia de una raíz unitaria en la serie en nivel y en la serie de primeras diferencias, no obstante este último resultado cambia cuando se aplica el test de Phillips-Perron. Los resultados contradictorios en el caso del IPC arrojaron ciertas dudas sobre la opción finalmente adoptada de incluir esta variable en primeras diferencias en el modelo. Los contrastes, al igual que las estimaciones completas se presentan en Anexo.<sup>4</sup>

## 5.2. Estimaciones alternativas

Cuatro de las medidas alternativas fueron estimadas a partir de la aplicación de filtros al componente de tendencia-ciclo del PIB<sup>5</sup>: filtro de Hodrick-Prescott, el filtro de Baxter y King y el filtro de Christiano-Fitzgerald; una quinta medida se obtuvo mediante la aplicación del filtro de Kalman. Adicionalmente se estimaron tres medidas complementarias: una, producto de la aplicación del método de los picos, otra resultante de una estimación de una tendencia lineal sobre el PIB y finalmente una medida de resumen de algunas de las anteriores a través de la utilización de la técnica de componentes principales (CP).<sup>6</sup> En la figura 4, se representan todas las estimaciones de brecha realizadas, en términos comparativos con la de SVAR.

---

<sup>4</sup> En la estimación del modelo VAR estructural se incluyeron también *dummies* estacionales y valores atípicos.

<sup>5</sup> El componente de tendencia-ciclo del PIB se estimó sobre la base de un modelo univariado SARIMA (0,1,0) (0,1,1) con tres outliers: dos cambios de nivel en 1995.III y 2002.III y un outlier aditivo en 1982.III.

<sup>6</sup> Las estimaciones completas se presentan en Anexo.

### 5.3. Las medidas de Brecha de Producto

Se describen aquí las principales características de brecha de producto estimada a partir del

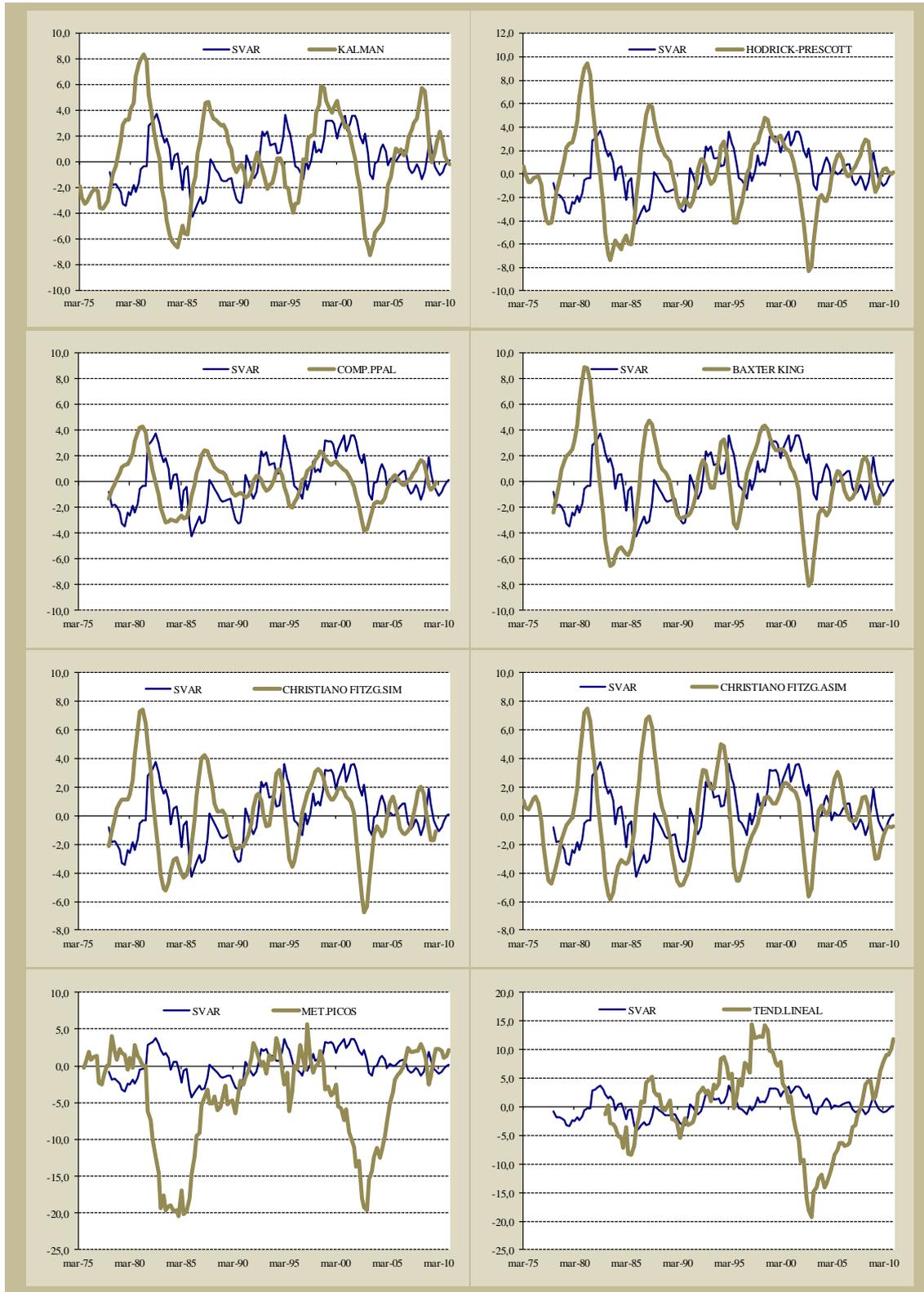


Figura 4 - Medidas de Brecha de Producto para la economía uruguaya. 1975.I-2011-I

modelo SVAR y se la compra con las ocho estimaciones alternativas, a partir de algunos estadísticos, así como el análisis comparado de fases, picos y valles.

### 5.3.1. Estadísticas Descriptivas

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS DIFERENTES MEDIDAS DE BRECHA DE PRODUCTO (1977.I-2011.I)									
	SVAR	HODRICK-PRESCOTT	BAXTER-KING	CHRISTIANO FITZGERALD (asim)	CHRISTIANO FITZGERALD (sim)	KALMAN	TENDENCIA LINEAL	METODO PICOS	COMP.PPAL
<b>MEDIA</b>	0.11	-0.01	-0.06	-0.07	-0.03	0.11	-0.44	-4.47	0.00
<b>DESVIO ESTANDAR</b>	1.9	3.5	3.4	3.1	2.7	3.6	7.2	6.9	1.7
<b>MINIMO</b>	-4.3 1986.I	-8.3 2002.IV	-8.1 2002.IV	-5.9 1983.III	-6.7 2002.IV	-7.3 2003.II	-19.2 2003.I	-20.4 1984.IV	-3.8 2002.IV
<b>MAXIMO</b>	3.7 1982.III	9.5 1981.II	8.9 1981.I	7.5 1981.II	7.4 1981.II	8.3 1981.II	14.4 1997.II	5.7 1997.II	4.3 1981.II
<b>CAMBIOS DE FASE</b>	1982.IV <b>1986.II</b>	1981.III <b>1983.IV</b> 1987.III <b>1990.II</b> 1994.IV <b>1996.I</b> 1998.IV <b>2003.I</b> 2008.III	1981.II <b>1983.IV</b> 1987.III <b>1990.III</b> 1994.IV <b>1996.I</b> 1998.IV <b>2003.I</b> 2008.III	1981.III <b>1983.IV</b> 1987.III <b>1990.III</b> 1994.III <b>1996.I</b> 2000.IV <b>2003.I</b> 2005.IV	1981.III <b>1983.IV</b> 1987.III <b>1990.III</b> 1994.IV <b>1996.I</b> 1998.III <b>2003.I</b> 2008.III	1981.III <b>1984.IV</b> 1987.IV <b>1990.III</b> <b>1996.I</b> <b>2003.III</b> 2008.III	<b>1985.IV</b> 1987.IV <b>1990.III</b> <b>1996.I</b> 1998.IV <b>2003.II</b>	1978.III <b>1985.I</b> <b>1990.III</b> <b>1996.I</b> 1997.III <b>2003.II</b> 2008.III	1981.III <b>1983.IV</b> 1987.III <b>1996.I</b> 1998.IV <b>2003.I</b> 2008.III

Figura 5 – Medidas de Brecha de Producto – Estadísticas Descriptivas

La figura 5 presenta algunos indicadores que describen las características principales de las estimaciones de brecha obtenidas: en particular su desvío estándar (como indicador de su volatilidad) y coeficiente autorregresivo de primer orden (como medida de persistencia). Se muestran en primer lugar la media y el desvío estándar de la serie.

Respecto de la volatilidad, la medida que surge del modelo SVAR presenta un desvío estándar aproximadamente 50% menor a todas las medidas obtenidas con la aplicación de filtros y menor al 30% de las dos medidas adicionales, la tendencia lineal y el método de los picos. En cuanto a la persistencia, también es la estimación obtenida con el modelo SVAR la que presenta una menor persistencia. En todas las demás brechas estimadas el indicador es superior a 0.93, mientras que la medida de brecha del modelo SVAR es inferior a 0.9.

Según la mayoría de las estimaciones de brechas, el valor mínimo fue alcanzado en el último ciclo registrado en la serie: en las obtenidas con el filtro de HP, Baxter y King, Christiano-Fitzgerald y la medida de resumen con CP se alcanzó en el cuarto trimestre de 2002; en la brecha estimada con el filtro de Kalman se alcanzó en el segundo trimestre de 2003 y la que se calcula con los residuos de una tendencia lineal en el primer trimestre de

2003. Para las medidas estimadas con el filtro de Christiano-Fitzgerald y el método de los picos el mínimo se alcanzó en el valle cíclico de principios de la década de los 80, en el tercer trimestre de 1983 la primera y en el cuarto trimestre de 1984 la segunda. Finalmente, en la brecha hallada a partir del modelo SVAR, con la cual se obtienen ciclos menos coincidentes con los de las restantes medidas, el mínimo se alcanza en el primer trimestre de 1986.

Prácticamente todas las brechas concuerdan en que el máximo cíclico en el período estudiado se alcanza en la mayor parte de las medidas a principios de los años 80 (en una en el primer trimestre de 1981, en cinco de las nueve brechas estimadas en el segundo trimestre de 1981 y en el tercer trimestre de 1982 en el modelo SVAR). Las excepciones son las brechas que surgen de la tendencia lineal y del método de los picos que registran su máximo en el segundo trimestre de 1997. Esto es, para la mayor parte de estas medidas, en los ciclos que se produjeron en la economía en los años de análisis el pico mayor se alcanzó al inicio de la serie y tal como puede verse en los gráficos, en los siguientes ciclos el máximo fue sucesivamente menor.

La mayor parte de las brechas estimadas muestran cinco cambios de fase en la trayectoria cíclica, en general ubicadas en el segundo o tercer trimestre de 1981, el tercer o cuarto trimestre de 1987, en el tercer o cuarto trimestre de 1994, en el tercer o cuarto trimestre de 1998 y en el tercer trimestre de 2008. En la brecha obtenida con el filtro de Kalman, a diferencia de las halladas con los demás filtros, no se encuentra un cambio de fase a mediados de los años 90, sino que se encuentra un ciclo más largo, que se extiende entre 1987 y 1998. La brecha que surge del modelo SVAR, como era esperable, es la que presenta fases cíclicas menos definidas. Se encuentran solamente tres cambios de fase, en el cuarto trimestre de 1982, el segundo trimestre de 1995 y el primer trimestre de 2002.

Asimismo, en las dos medidas restantes, la de tendencia lineal y del método de los picos también hay menor número de cambio de fases. En la primera, en el cuarto trimestre de 1987, cuarto trimestre de 1994 y el cuarto trimestre de 1998. En la del método de los picos, en 1978.III, y –coincidiendo con otras medidas- en 1997.III y 2008.III.

### 5.3.2. Correlaciones entre las medidas de Brecha

Una segunda evaluación de las similitudes y diferencias entre las brechas estimadas la brinda el análisis de las correlaciones cruzadas entre ellas<sup>7</sup>. En la mayor parte de los casos las correlaciones bivariadas son significativas, de signo positivo y superiores a 0,7. No obstante, la brecha obtenida con el modelo SVAR no muestra una correlación significativa con ninguna de las demás medidas.

Los coeficientes más altos –cercanos a 1- se encuentran entre las medidas de HP, Baxter y King y CHF simétrico. Los menores o iguales a 0,7 pero significativos, entre la medida obtenida con el método de los picos y tendencia lineal con todas las demás; y entre la brecha de Kalman y la de CHF. Todas las restantes –entre las que son significativas- tienen coeficientes de correlación superiores a 0,7.

CORRELACIONES CRUZADAS ENTRE MEDIDAS DE BRECHA DE PRODUCTO									
	HODRICK-PRESCOTT	BAXTER-KING	CHRISTIANO FITZGERALD (asim)	CHRISTIANO FITZGERALD (sim)	KALMAN	TENDENCIA LINEAL	SVAR	MELPICOS	COMP.PPAL
HODRICK-PRESCOTT	1,00	0,99	0,83	0,97	0,92	0,66	<b>-0,07</b>	0,65	0,99
BAXTER-KING	0,99	1,00	0,823	0,986	0,889	0,730	<b>-0,03</b>	0,653	0,981
CHRISTIANO FITZGERALD (asim)	0,83	0,82	1,00	0,865	0,623	0,321	<b>0,04</b>	0,359	0,775
CHRISTIANO FITZGERALD (sim)	0,97	0,99	0,86	1,00	0,847	0,663	<b>-0,03</b>	0,606	0,958
KALMAN	0,92	0,89	0,62	0,85	1,00	0,666	<b>-0,04</b>	0,627	0,957
TENDENCIA LINEAL	0,66	0,73	0,32	0,66	0,67	1,00	<b>0,11</b>	0,656	0,702
SVAR	-0,07	-0,03	0,04	-0,03	-0,04	0,11	1,00	<b>-0,16</b>	<b>-0,07</b>
MELPICOS	0,65	0,65	0,36	0,61	0,63	0,66	-0,16	1,00	0,661
COMP.PPAL	0,99	0,97	0,74	0,95	0,95	0,71	0,01	0,72	1,00

Todas las correlaciones son significativas al 1%, excepto las marcadas en negrita y cursiva que no son significativas

Figura 6 - Correlaciones Cruzadas entre medidas de brecha de producto

### 5.4. Producto potencial: análisis de las medidas obtenidas

En este apartado se analizan las series del producto potencial obtenidas a partir de las metodologías antes reseñadas, sus principales características y evolución en el tiempo. En los gráficos de la figura 7 se representan algunas de las medidas obtenidas junto a la serie del PIB desestacionalizado.

Las estimaciones resultantes de la aplicación de filtros a la serie del PIB, según las cuales el PIB potencial se asocia al componente tendencial, muestran una evolución similar: una

<sup>7</sup> Corresponde al coeficiente de correlación de Pearson:  $\frac{s_{xy}}{\sqrt{s_{xx} \cdot s_{yy}}}$

trayectoria suave y un comportamiento caracterizado por períodos de crecimiento y otros de fuerte retracción.

Las otras dos medidas estimadas, a través del modelo SVAR y del método de los picos, muestran un comportamiento algo diferente. El PIB potencial según el modelo SVAR, si bien tiene una trayectoria relativamente semejante al componente tendencial de las otras estimaciones, presenta un comportamiento mucho más volátil, tal como era de esperarse. La estimación obtenida con el método de los picos, en tanto asimila al producto potencial con el mayor nivel de producto obtenido, muestra una evolución claramente diferente.

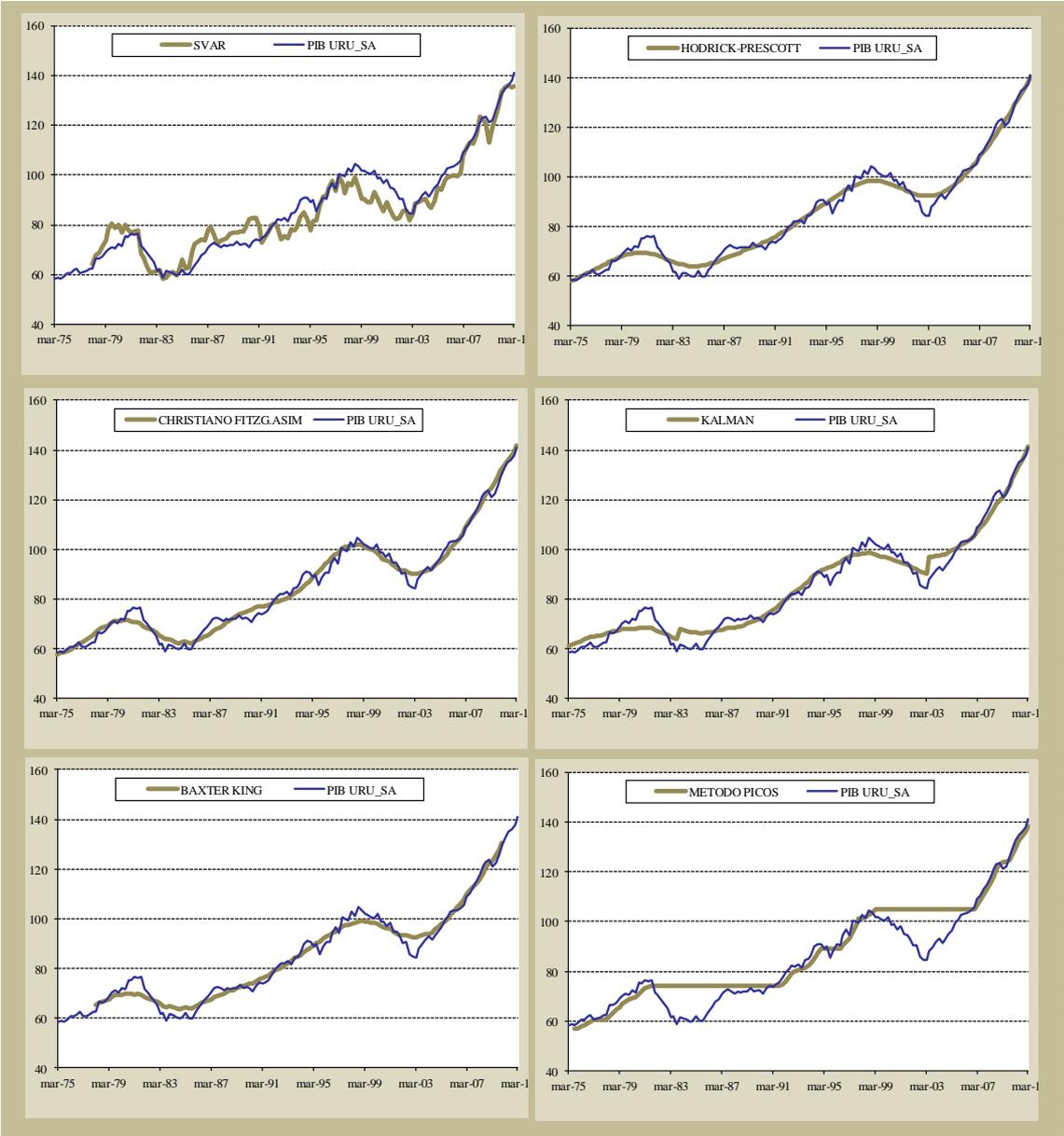


Figura 7 – Producto Potencial según diferentes metodologías

La evolución del PIB potencial en el período de análisis se analiza por subperíodos, divididos de acuerdo a los puntos de cambio de fase del ciclo que surgen de la estimación del filtro de Kalman (véase, figura 8).

<b>PRODUCTO POTENCIAL</b>						
<b>tasas de crecimiento promedio para períodos seleccionados - tasa trimestral anualizada</b>						
	<b>HODRICK- PRESCOTT</b>	<b>BAXTER- KING</b>	<b>CHRISTIANO FITZGERALD</b>	<b>KALMAN</b>	<b>SVAR</b>	<b>número de trimestres</b>
<b>1975.I-1981.II</b>	2,9%	2,1%	3,3%	1,8%		25
<b>1981.III-1987.III</b>	-0,3%	-0,1%	-0,6%	0,0%	-0,3%	25
<b>1987.IV-1998.III</b>	3,4%	3,3%	3,8%	3,4%	2,4%	44
<b>1998.IV-2008.II</b>	1,8%	1,9%	1,6%	1,7%	2,3%	39
<b>2008.III-2011.I</b>	6,9%	6,6%	6,6%	7,3%	3,5%	11
<b>1978.I-2011.I</b>	2,3%	2,2%	2,3%	2,3%	2,3%	132

**Figura 8 - Producto Potencial - Tasas de crecimiento según períodos**

Durante los 132 trimestres que van desde el primer trimestre de 1975 - primer punto de la muestra- hasta el primer trimestre de 2011, la tasa de crecimiento promedio del producto potencial fue algo superior al 2% (tasa trimestral anualizada) según todas las medidas consideradas. Si se observa la tasa de crecimiento en cada uno de los cinco períodos delimitados por los puntos de cambio de fase del ciclo, se encuentra que la mayor tasa de crecimiento trimestral promedio anualizado se da en el período final, en los once trimestres que van desde el tercer trimestre de 2008 al primero de 2011.

Si se dividen estos cinco períodos considerando las dos fases del ciclo, al alza y a la baja, se encuentra que en los dos períodos finales (desde el tercer trimestre de 2003 hasta el segundo trimestre de 2008, y desde el tercer trimestre de 2008) son los de mayor crecimiento del producto potencial según cuatro de las cinco medidas analizadas (véase figura 9). En tanto, el período de mayor caída se da en el período 1981.III-1984.III para estas mismas cinco estimaciones. El producto potencial estimado con el modelo SVAR muestra, tal como se ha señalado, una mayor volatilidad; etapas de fuerte crecimiento con un máximo de 7,6% para el período 1984.IV-1987.III pero también etapas de contracción considerablemente superiores a las otras medidas.

PRODUCTO POTENCIAL						
tasas de crecimiento promedio para períodos seleccionados - tasa trimestral anualizada						
	HODRICK-PRESCOTT	BAXTER-KING	CHRISTIANO FITZGERALD	KALMAN	SVAR	número de trimestres
1975.I-1981.II	2.9%	2.1%	3.3%	1.8%	6.0%	25
1981.III-1984.III	-2.3%	-2.9%	-3.9%	-0.8%	-7.6%	13
1984.I-1987.III	1.9%	2.7%	2.8%	0.7%	7.6%	12
1987.IV-1995.IV	3.7%	3.5%	3.8%	3.9%	1.8%	33
1996.I-1998.III	2.4%	2.8%	3.6%	2.0%	4.4%	11
1998.IV-2003.II	-1.3%	-1.3%	-2.5%	-0.4%	-2.3%	19
2003.III-2008.II	4.8%	5.0%	5.7%	3.7%	6.9%	20
2008.III-2011.I	6.9%	6.6%	6.6%	7.3%	3.5%	11
1978.I-2011.I	2.3%	2.2%	2.3%	2.3%	2.3%	132

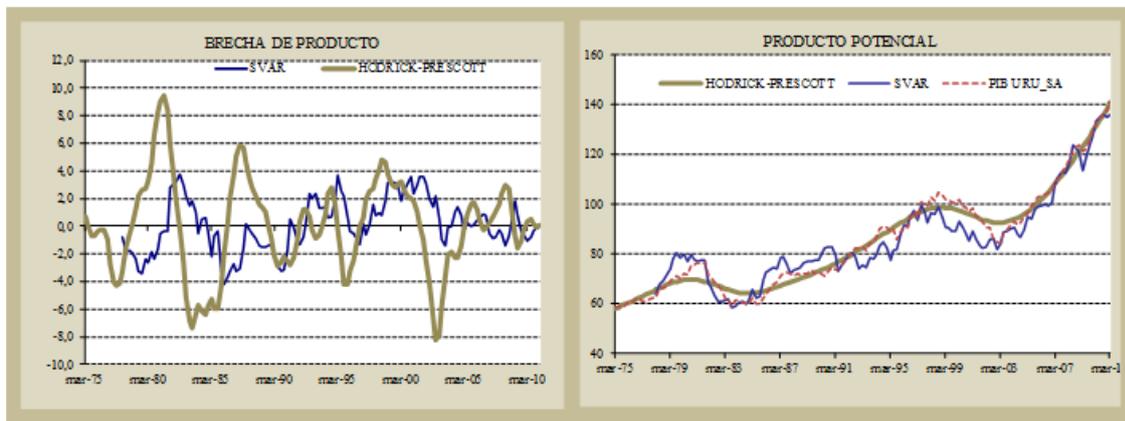
Figura 9 - Producto Potencial - tasas de crecimiento según subperíodos

### 5.5. El ciclo económico en Uruguay según distintas estimaciones de Brecha de Producto

En esta sección se comentan las implicancias del punto de vista económico que implica analizar la evolución del producto potencial y la brecha del producto según las estimaciones derivadas del modelo SVAR y la de una de las metodologías más comúnmente utilizadas, la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott (H-P) a la serie del PIB.

El producto potencial que surge de la estimación del modelo SVAR muestra una mayor variabilidad que el que se extrae a través del filtro H-P. Este último muestra una evolución suave; buena parte de las variaciones en el producto observado se asignan al componente cíclico. Ello encuentra su explicación en los propios supuestos teóricos del modelo base de la estimación SVAR. En efecto, el modelo supone que el producto se ve afectado por shocks de diferente tipo; los shocks de oferta tienen un efecto permanente sobre el producto. En tanto el producto potencial se asocia a ese componente más permanente del producto, esta variable queda sujeta a una mayor variabilidad que la obtenida en la estimación univariada, a la vez que eso reduce la variabilidad del componente cíclico.

Los análisis elaborados sobre la base los componentes extraídos a partir de filtros univariados, en particular con el filtro H-P, muestran una economía sujeta a fuertes variaciones cíclicas. En líneas generales, puede observarse que los períodos de fuerte expansión fueron seguidos de períodos de fuerte contracción tal como ocurrió, por



**Figura 10 - Brecha de Producto y Producto Potencial - Uruguay**

ejemplo, en 1982 y 2002. En este último año, la economía uruguaya enfrentó un fuerte período recesivo que llevó a que la brecha del producto alcanzara su valor mínimo.

En estos dos períodos, según la estimación de Hodrick-Prescott, el producto potencial se vio afectado, pero significativamente menos de lo que muestra la estimación con el modelo SVAR. En este caso, los shocks que afectaron la economía uruguaya tuvieron un impacto importante en la capacidad productiva de la economía, de manera que el producto potencial tuvo una fuerte caída y por lo tanto una menor parte de la caída del producto observado se asigna a una caída del componente cíclico. Los mínimos observados en la brecha de producto son sensiblemente inferiores y además están desfasados en el tiempo de la estimación univariada.

La brecha del producto estimada con el filtro de Hodrick-Prescott luego de haber alcanzado un pico hacia el segundo trimestre de 1987, sobre fines de la década de 1980 se cierra y se sitúa en valores negativos durante nueve trimestres. Luego comienza un período con algunas fluctuaciones y alcanza un nuevo máximo relativo en el tercer trimestre de 1994, y un nuevo mínimo relativo en el cuarto trimestre de 1995.

Según la estimación SVAR, después del mínimo que alcanza en 1983, el producto potencial muestra un fuerte crecimiento en los primeros años para luego mantenerse en un nivel relativamente estable hasta mediados de los años 90. Esto lleva a que la brecha de producto sea negativa en la segunda mitad de los ochenta a diferencia de la estimación univariada que muestra una brecha positiva en ese período.

Asimismo, excepto en un corto período entre 1996 y 1997 en el que el producto potencial crece sensiblemente, en el largo período que va entre 1992 y 2003 la brecha es positiva en la estimación SVAR, esto es, el producto está creciendo por encima del producto potencial,

asociado probablemente a que el producto está siendo mayormente afectado por factores transitorios.

En la década de los 90, la economía uruguaya logra un desempeño altamente satisfactorio en términos de crecimiento, impulsada por la expansión de la demanda interna y el incremento de la demanda regional. La demanda regional se vio impulsada por el fuerte crecimiento de las economías regionales y el impulso que supuso para el comercio regional la constitución del MERCOSUR, y la apertura comercial resultante. La expansión de la demanda interna se vio impulsada entre otros factores por la aplicación a partir de 1991 de un plan de estabilización con ancla cambiaria. Efectivamente, uno de los fenómenos más negativos que enfrentó la economía a fines de los 80 y principios de los años 90 fueron las altas tasas de inflación registrada. El plan de estabilización implementado consiguió contener la inflación, que redujo las altas tasas de principios de la década a niveles menores de un dígito hacia fines de la misma. La menor inflación, el incremento del crédito interno, el abaratamiento de los bienes importados fruto de la existencia de un tipo de cambio real apreciado, entre otros factores, hicieron posible la expansión del gasto interno.

Por su parte, el fuerte ingreso de capitales del exterior que se verificó durante gran parte de los primeros años del plan, fue uno de los factores que permitieron su implementación. En la segunda mitad de los 90 se sucedieron crisis financieras en algunos países emergentes, los países del sudeste asiático en 1997, en Rusia en 1998, lo cual ayudó a revertir las condiciones externas favorables que hicieron posible el desempeño antes mencionado.

El canal principal fue el impacto sobre las economías regionales, en principio sobre Brasil y luego sobre Argentina. La pérdida de competitividad con la economía brasileña, que tuvo una fuerte devaluación en 1999 pero con bajo ajuste en la inflación interna, sumado a la pérdida de competitividad extrarregional que se había verificado durante los años anteriores, provocó un deterioro en el desempeño de la economía uruguaya que desembocó en la crisis de 2002. La crisis del año 2001 en Argentina agravó aún más esta situación.

A ello se le suman algunos factores internos que contribuyeron a incrementar el grado de fragilidad de la economía doméstica tal como el alto nivel de endeudamiento, alto grado de dolarización, persistencia de déficit en las cuentas públicas, pérdida de competitividad

extrarregional, persistencia de alta tasa de desempleo; todo lo cual contribuyó a que la contracción posterior tuviera las dimensiones antes señaladas.

Los shocks adversos que afectan a la economía uruguaya son captados de diferente manera por las dos mediciones. En efecto, como señalamos antes, en la estimación SVAR el producto potencial se ve afectado ya desde 1996, mientras que el impacto negativo se verifica desde 1998 en la estimación univariada.

En el episodio de crisis del 2002, otra vez de acuerdo con esta estimación, el período en que el producto cierra la brecha con el producto potencial se acorta significativamente en entre tres y cuatro trimestres, puesto que hacia el primer trimestre de 2005 - ocho trimestres después de alcanzar su mínimo- la brecha vuelve a cerrarse.

Aprovechando un escenario internacional favorable, el ajuste en el tipo de cambio real, el mayor dinamismo de las economías regionales, la economía uruguaya alcanza altas tasas de crecimiento en los años siguientes. En este último período, también el modelo SVAR muestra un crecimiento del PIB potencial cercano al aumento del PIB observado, por lo cual la brecha de producto es cercana a cero en todo el período.

## 6. UTILIDAD DE LA BRECHA DE PRODUCTO PARA LA PREDICCIÓN DE LA INFLACIÓN

Como se señaló al principio, la utilidad de las medidas de brecha de producto a los efectos de la política monetaria descansa en su capacidad de dar señales sobre el estado del nivel de actividad económica y por tanto, la probable presencia de presiones inflacionarias en la economía.

En este capítulo se realiza una primera aproximación a la capacidad de las estimaciones obtenidas para la predicción de la inflación sobre la base del análisis de correlaciones. Previamente se presenta una breve descripción de la trayectoria de la inflación en Uruguay.

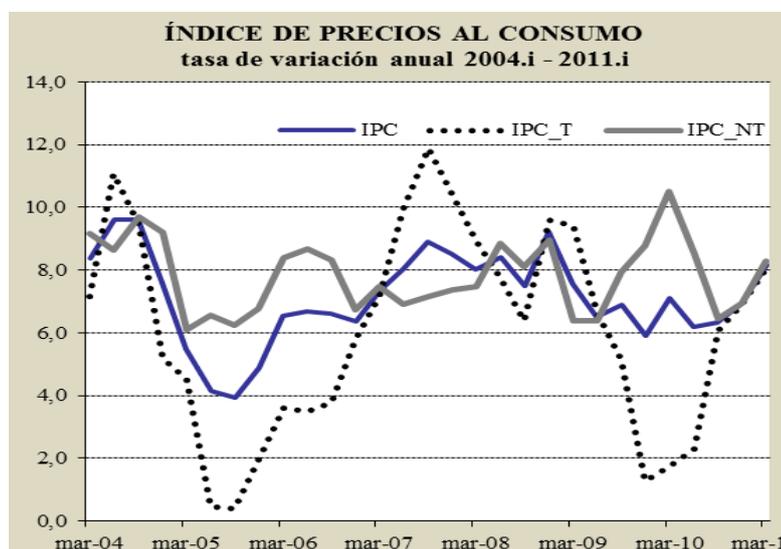


Figura 11 - Índice de Precios al Consumo - Período Reciente

Como se ha señalado, la economía uruguaya se caracterizó durante un largo tiempo por mostrar altas tasas de inflación que llegaron a alcanzar niveles máximos a principios de la década de 1990. Entre el segundo semestre de 1990 y el primer trimestre de 1991, la inflación anual alcanzó tasas anuales superiores al 100%. Con la aplicación de un programa de estabilización basado en un ancla cambiaria, durante la década de los 90 la inflación fue cediendo paulatinamente llegando a alcanzar tasas anuales inferiores a 4% a fines de los 90 y principio de la pasada década.

Durante la crisis del 2002, impulsada por el ajuste en el tipo de cambio real que se procesó durante la misma, la tasa de inflación volvió a ubicarse en los dos dígitos pero por un lapso relativamente corto. Desde setiembre de 2004, la tasa de inflación se ha situado por debajo del 10% anual, y se ha ido desacelerando hasta alcanzar un mínimo en setiembre de 2005 de 4% anual. A partir de entonces comienza un período de relativa aceleración de la inflación llegando a un máximo en setiembre de 2007 de 8,9%.

Esta trayectoria estuvo determinada en gran parte por la evolución del componente transable de la canasta. Desde mediados de 2004 hasta setiembre de 2005, la inflación de transables se desacelera dramáticamente desde una tasa superior al 10% anual a una inferior al 1%. Luego inicia un período de importante incremento que hace ubicar la tasa anual hacia setiembre de 2007 en un nivel de 12%. Ese fenómeno se explica por el fuerte aumento en los precios internacionales de *commodities*, en particular de alimentos y energía.

Mientras tanto, la inflación de los bienes no transables del IPC tiene también una desaceleración importante durante 2004. Se acelera hacia mediados de 2006, para volver a desacelerarse después pero situándose siempre por encima del 6% anual, alcanzando niveles máximos cercanos a 9% hacia diciembre de 2008.

En el período posterior al comienzo de la crisis de 2008 y hasta principios de 2010, la evolución de la inflación de no transables contrasta con la de los bienes transables en tanto éstos, luego de alcanzar un máximo cercano a 10% diciembre de 2008, por el empuje al alza del tipo de cambio nominal que trajo consigo la crisis internacional, se desaceleró después y alcanzó en diciembre de 2009 un nuevo mínimo inferior al 2% anual. Mientras tanto la inflación de no transables se aceleró a la vez que se desaceleraban los precios de transables hasta que ambas medidas convergen en una tasa algo superior al 6% hacia el tercer trimestre de 2010. Desde entonces, la inflación se aceleró impulsada tanto por la inflación de transables como de no transables.

En lo que tiene que ver con la inflación subyacente<sup>8</sup>, en este período reciente —entre marzo de 2004 y setiembre de 2007- sigue la trayectoria de la inflación *headline*. Luego, mientras esta medida de inflación comienza a descender, la inflación subyacente tiene una

---

<sup>8</sup> Se considera aquí una medida de inflación subyacente por exclusión considerando la canasta del IPC menos los precios de frutas y verduras y los precios regulados administrativamente.

trayectoria divergente, se acelera hasta superar el 10% en diciembre de 2008. Luego descendiendo converge nuevamente hacia fines de 2009 a la tasa de inflación *headline*.

### 6.1.1. Correlación entre inflación y brecha

En los cuadros siguientes se muestra la correlación entre las brechas estimadas y la tasa de inflación. Es esperable, de acuerdo a lo analizado, que exista una correlación positiva y significativa entre la inflación y las brechas estimadas. Asimismo, dentro de las diferentes medidas de inflación, es posible que la brecha de actividad posea una correlación más significativa con el componente no transable del IPC, en tanto que se aproxima mejor a una medida de la inflación interna despejada del efecto de los shocks de precios internacionales

CORRELACIONES CRUZADAS ENTRE BRECHAS DE PRODUCTO E INFLACIÓN HEADLINE - 1986.IV-2011.I									
INFLACION HEADLINE en t									
BRECHA DE PRODUCTO									
BRECHA en	H_P	B_K	CHF	KALMAN	TREND	SVAR	MET.PICOS	CP	
t-8	0.21 (NS)	0.15 (NS)	0.15 (NS)	<b>0.25</b> (*)	0.08 (NS)	-0.52 (**)	0.05 (NS)	<b>0.23</b> (*)	
t-7	0.15 (NS)	0.11 (NS)	0.10 (NS)	0.21 (NS)	0.07 (NS)	-0.52 (**)	0.05 (NS)	0.18 (NS)	
t-6	0.10 (NS)	0.06 (NS)	0.05 (NS)	0.15 (NS)	0.05 (NS)	-0.51 (**)	0.05 (NS)	0.12 (NS)	
t-5	0.04 (NS)	0.01 (NS)	0.00 (NS)	0.09 (NS)	0.04 (NS)	-0.51 (**)	0.05 (NS)	0.06 (NS)	
t-4	-0.02 (NS)	-0.04 (NS)	-0.04 (NS)	0.04 (NS)	0.02 (NS)	-0.52 (**)	0.05 (NS)	0.01 (NS)	
t-3	-0.07 (NS)	-0.07 (NS)	-0.08 (NS)	-0.01 (NS)	0.02 (NS)	-0.54 (**)	0.06 (NS)	-0.04 (NS)	
t-2	-0.10 (NS)	-0.10 (NS)	-0.11 (NS)	-0.05 (NS)	0.01 (NS)	-0.55 (**)	0.07 (NS)	-0.07 (NS)	
t-1	-0.12 (NS)	-0.11 (NS)	-0.11 (NS)	-0.08 (NS)	0.01 (NS)	-0.56 (**)	0.08 (NS)	-0.09 (NS)	
t	-0.12 (NS)	-0.10 (NS)	-0.10 (NS)	-0.10 (NS)	0.02 (NS)	-0.55 (**)	0.09 (NS)	-0.10 (NS)	
t+1	-0.13 (NS)	-0.09 (NS)	-0.09 (NS)	-0.12 (NS)	0.05 (NS)	-0.53 (**)	0.14 (NS)	-0.10 (NS)	
t+2	-0.12 (NS)	-0.07 (NS)	-0.07 (NS)	-0.14 (NS)	0.08 (NS)	-0.49 (**)	0.19 (NS)	-0.10 (NS)	

(\*\*) significativa al 1% ; (\*) significativa al 5%; (NS) no significativa

Figura 12- Correlaciones cruzadas entre brechas de producto e inflación headline

CORRELACIONES CRUZADAS ENTRE BRECHAS DE PRODUCTO E INFLACIÓN NO TRANSABLES - 1986.IV-2011.I									
INFLACION NO TRANSABLES en t									
BRECHA DE PRODUCTO									
BRECHA en	H_P	B_K	CHF	KALMAN	TREND	SVAR	PEAK	CP1	
t-8	0.17 (NS)	0.12 (NS)	0.12 (NS)	<b>0.22</b> (*)	0.07 (NS)	-0.54 (**)	0.06 (NS)	0.20 (NS)	
t-7	0.12 (NS)	0.08 (NS)	0.08 (NS)	0.18 (NS)	0.06 (NS)	-0.54 (**)	0.06 (NS)	0.15 (NS)	
t-6	0.07 (NS)	0.03 (NS)	0.03 (NS)	0.12 (NS)	0.05 (NS)	-0.53 (**)	0.06 (NS)	0.09 (NS)	
t-5	0.01 (NS)	-0.01 (NS)	-0.01 (NS)	0.07 (NS)	0.04 (NS)	-0.53 (**)	0.07 (NS)	0.04 (NS)	
t-4	-0.03 (NS)	-0.04 (NS)	-0.05 (NS)	0.02 (NS)	0.03 (NS)	-0.54 (**)	0.07 (NS)	0.00 (NS)	
t-3	-0.06 (NS)	-0.06 (NS)	-0.07 (NS)	-0.02 (NS)	0.03 (NS)	-0.56 (**)	0.08 (NS)	-0.03 (NS)	
t-2	-0.08 (NS)	-0.07 (NS)	-0.08 (NS)	-0.05 (NS)	0.04 (NS)	-0.56 (**)	0.10 (NS)	-0.05 (NS)	
t-1	-0.09 (NS)	-0.07 (NS)	-0.08 (NS)	-0.07 (NS)	0.04 (NS)	-0.55 (**)	0.12 (NS)	-0.07 (NS)	
t	-0.10 (NS)	-0.06 (NS)	-0.07 (NS)	-0.10 (NS)	0.06 (NS)	-0.51 (**)	0.15 (NS)	-0.08 (NS)	
t+1	-0.10 (NS)	-0.05 (NS)	-0.06 (NS)	-0.11 (NS)	0.08 (NS)	-0.48 (**)	0.19 (NS)	-0.08 (NS)	
t+2	-0.09 (NS)	-0.03 (NS)	-0.04 (NS)	-0.13 (NS)	0.11 (NS)	-0.45 (**)	<b>0.23</b> (*)	-0.08 (NS)	

(\*\*) significativa al 1% ; (\*) significativa al 5%; (NS) no significativa

Figura 13 - Correlaciones cruzadas entre brechas de producto e inflación no transables

sobre los precios internos.

De acuerdo a lo que se observa en la figura 12, las correlaciones entre las medidas de brecha e inflación *headline* no tienen el signo esperado y no son significativas en la mayoría de los casos. Únicamente con la brecha obtenida con el filtro de Kalman tiene el signo esperado y es significativa en el caso en que ésta se desfasa (adelanta) 8 trimestres (dos años) respecto a la tasa de inflación.

Las correlaciones entre las medidas de brecha e inflación de bienes no transables según se muestra en la figura 13, también arroja resultados no esperados. Nuevamente, únicamente la brecha estimada a través del filtro de Kalman muestra el signo esperado, aunque sólo es significativa con un adelanto de 8 trimestres respecto a la tasa de inflación pero con un coeficiente de correlación menor que en el caso de la inflación *headline*. Las correlaciones con la medida de brecha del modelo SVAR es significativa pero no tiene el signo esperado; mientras que la relación con la medida obtenida con el método de los picos tiene el signo esperado y es significativa pero la evolución de la inflación se adelanta a la instancia del producto, lo cual no se corresponde con los fundamentos teóricos.

CORRELACIONES CRUZADAS ENTRE BRECHAS DE PRODUCTO E INFLACIÓN SUBYACENTE - 1986.IV-2011.I									
INFLACION SUBYACENTE en t		BRECHA DE PRODUCTO							
		H_P	B_K	CHF	KALMAN	TREND	SVAR	PEAK	CPI
BRECHA en									
t-8		0.21 (NS)	0.15 (NS)	0.15 (NS)	<b>0.26 (*)</b>	0.07 (NS)	-0.53 (**)	0.05 (NS)	<b>0.23 (*)</b>
t-7		0.16 (NS)	0.10 (NS)	0.10 (NS)	0.21 (NS)	0.06 (NS)	-0.53 (**)	0.05 (NS)	0.18 (NS)
t-6		0.10 (NS)	0.05 (NS)	0.05 (NS)	0.15 (NS)	0.05 (NS)	-0.52 (**)	0.05 (NS)	0.12 (NS)
t-5		0.04 (NS)	0.01 (NS)	0.01 (NS)	0.10 (NS)	0.03 (NS)	-0.53 (**)	0.05 (NS)	0.07 (NS)
t-4		-0.01 (NS)	-0.03 (NS)	-0.03 (NS)	0.05 (NS)	0.02 (NS)	-0.54 (**)	0.06 (NS)	0.02 (NS)
t-3		-0.05 (NS)	-0.06 (NS)	-0.07 (NS)	0.01 (NS)	0.02 (NS)	-0.56 (**)	0.06 (NS)	-0.02 (NS)
t-2		-0.08 (NS)	-0.08 (NS)	-0.09 (NS)	-0.03 (NS)	0.02 (NS)	-0.57 (**)	0.07 (NS)	-0.05 (NS)
t-1		-0.10 (NS)	-0.09 (NS)	-0.09 (NS)	-0.06 (NS)	0.02 (NS)	-0.57 (**)	0.08 (NS)	-0.07 (NS)
t		-0.10 (NS)	-0.08 (NS)	-0.08 (NS)	-0.09 (NS)	0.03 (NS)	-0.56 (**)	0.09 (NS)	-0.08 (NS)
t+1		-0.11 (NS)	-0.08 (NS)	-0.08 (NS)	-0.11 (NS)	0.05 (NS)	-0.53 (**)	0.14 (NS)	-0.09 (NS)
t+2		-0.10 (NS)	-0.06 (NS)	-0.06 (NS)	-0.12 (NS)	0.08 (NS)	-0.50 (**)	0.19 (NS)	-0.09 (NS)

(\*\*) significativa al 1% ; (\*) significativa al 5%; (NS) no significativa

**Figura 14 - Correlaciones cruzadas entre brechas de producto e inflación subyacente**

Los resultados de las correlaciones entre las medidas de brecha e inflación subyacente son relativamente similares a los encontrados con las otras medidas. Tal como sucede con la inflación *headline*, la brecha estimada por el filtro de Kalman es significativa y con el signo esperado (con un adelanto de 8 trimestres respecto a la tasa de inflación). En el resto de los casos no tiene el signo esperado o no es significativa, excepto con la brecha del método de los picos que tiene un comportamiento igual al analizado anteriormente.

### 6.1.2. Correlaciones rolling

Con el objetivo de identificar si los inesperados resultados de las correlaciones entre brecha e inflación estuvieran contaminados por eventuales cambios ocurridos en el correr del período, se analizaron las correlaciones tomando ventanas móviles de períodos más pequeños (dos años y medio). Para estas estimaciones *rolling* se consideró un rezago de ocho períodos (de acuerdo a lo hallado en el punto anterior). Se comparan los resultados con la correlación contemporánea a los efectos de analizar la evolución en el tiempo de la relación entre las dos medidas.

La dinámica que muestran estas correlaciones *rollings* confirman en parte los resultados del punto anterior, dado que durante un largo período la correlación es negativa o es positiva pero no significativa. Sin embargo, hacia el final del período las correlaciones con las brechas obtenidas con el modelo SVAR, los filtros de Hodrick y Prescott y el filtro de Kalman muestran signo positivo y se vuelven significativas, pero siempre en el caso en que se considera la correlación entre la tasa de inflación y la brecha de producto desfasada en ocho períodos.

En los gráficos de la figura 15 se muestran las correlaciones “rolling” entre cuatro medidas de brecha de producto y las medidas de inflación *headline* y de bienes no transables. En cada caso se calcularon estas correlaciones entre brecha de producto y cada medida de inflación contemporáneas; y entre brecha de producto contemporánea y cada medida de inflación rezagada ocho períodos.

En tres casos –modelo SVAR, filtro de Kalman y filtro de H-P- estas correlaciones se vuelven significativas con posterioridad al año 2000, siendo el modelo SVAR el que parece mostrar correlaciones persistente y crecientemente más significativas. Este resultado debería ser objeto de consideración en investigaciones posteriores cuando se cuente con una muestra mayor que pueda confirmarlo.

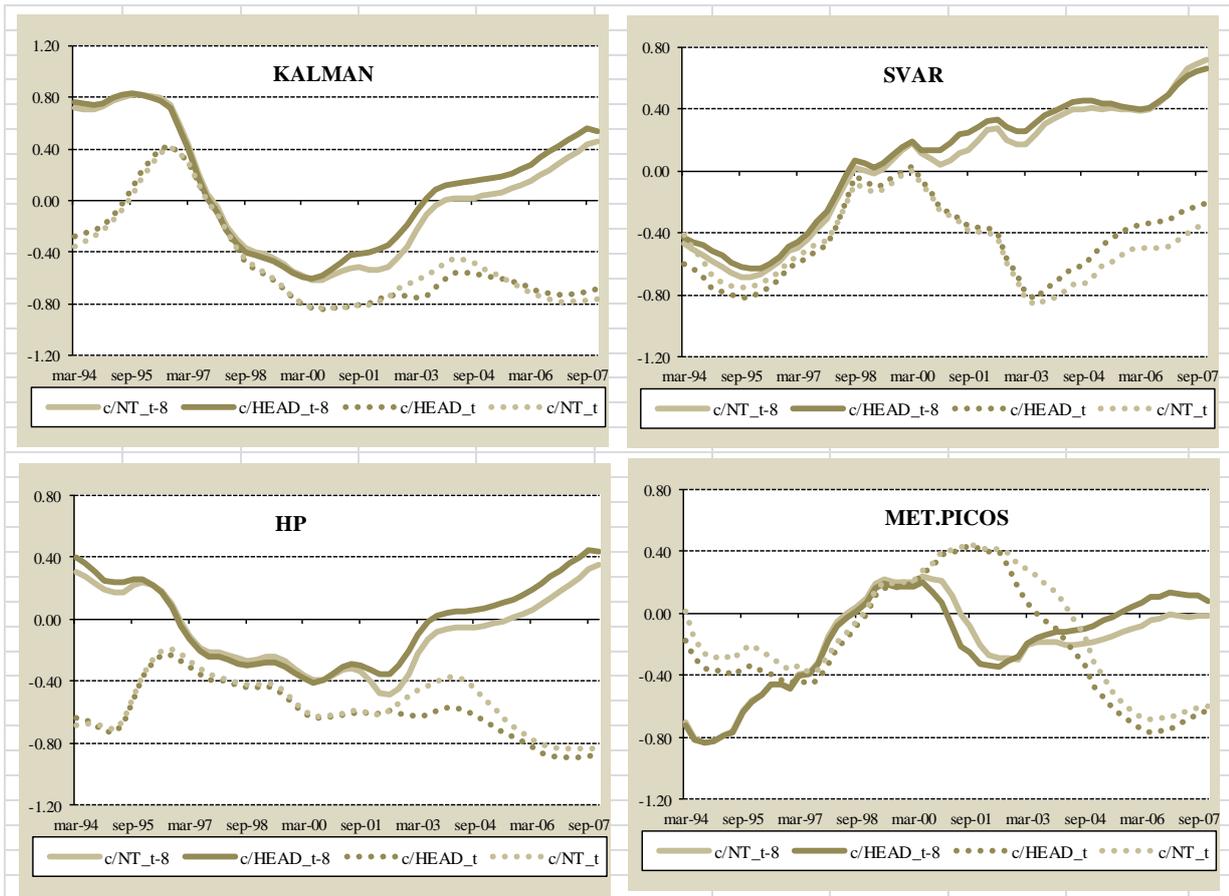


Figura 15 - Correlaciones "rolling" entre brechas e inflación

## **7. SÍNTESIS DE RESULTADOS, DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES**

En este trabajo se estiman la brecha de producto y el producto potencial para la economía uruguaya entre 1975 y 2011. Siguiendo una línea metodológica ampliamente utilizada con base en la teoría económica, dichas variables se estiman a partir de un modelo SVAR y sus resultados son contrastados con los que surgen de la aplicación de un conjunto de metodologías de base más empírica. Entre ellas, filtros estadísticos, métodos basados en modelos, y por último con un indicador de resumen de algunos de ellos (hallado a partir del análisis de componentes principales).

El objetivo es contar con una estimación de brecha y producto potencial a través de distintas metodologías, comparar sus propiedades y principales características, y describir el ciclo económico y la trayectoria tendencial de la economía uruguaya en el período señalado. El análisis empírico brinda elementos que permiten discutir la pertinencia de cada una de las medidas estimadas, que por su condición de inobservables son a priori desconocidas.

Estas variables son clave para diagnosticar y calibrar el estado corriente de la actividad económica y determinar la posibilidad de actuación de la política económica. En particular en lo que refiere a la política monetaria -en tanto se supone que ésta tiene un grado de incidencia relevante sobre la estabilidad económica en el corto plazo- es crucial precisar el momento adecuado para hacer uso de los instrumentos a su alcance. En tanto, la brecha de producto sea un buen indicador de la presencia o no de presiones inflacionarias en la economía, una determinación correcta de ésta variable ayudará en el momento de toma de decisiones de política.

Los antecedentes de estimación del producto potencial y la brecha de producto para la economía uruguaya coinciden en la utilización de algunas de las técnicas utilizadas en este trabajo. Algunos de estos trabajos utilizan modelos univariados como el filtro de Hodrick-Prescott, el filtro de Christiano-Fitzgerald o el filtro de Kalman, otros utilizan el método de la función de producción que no se estima en esta oportunidad y hay también un antecedente cercano de aplicación de una metodología SVAR (Theodoluz (2010)) pero con una especificación diferente a la utilizada aquí. La especificación utilizada en este trabajo está más en línea con el conjunto de antecedentes de aplicación de esta metodología para otras economías. Theodoluz (2010) incluye en la especificación del modelo al PIB y a los

precios al consumo de manera de permitir la presencia de shocks de oferta y de shocks nominales sobre el producto. En este trabajo se agrega una tercera variable, el tipo de cambio real que permite incorporar la presencia de shocks de demanda sobre el producto. Los resultados muestran que las estimaciones obtenidas a partir del modelo SVAR divergen de las estimaciones alcanzadas con las otras técnicas, en particular con los métodos univariados de filtrado de la serie del PIB. La estimación del PIB potencial obtenida con el método SVAR muestra mayor volatilidad que la obtenida con la aplicación de esos filtros, a la vez que la brecha de producto parece mostrar menor volatilidad y persistencia.

En el entendido de que la brecha de producto tiene particular relevancia como indicador de presiones inflacionarias en la economía, se analiza la correlación para todo el período de cada una de las brechas estimadas con tres indicadores de inflación: inflación *headline*, inflación del componente de bienes no transables de la canasta de consumo y la inflación subyacente.

Los resultados encontrados mediante esta aproximación muestran que la relación entre la brecha de producto y los indicadores de inflación es bastante débil, lo cual cuestiona su utilización como principal señal del estado por el que atraviesa la actividad económica. De igual forma, abre la necesidad de posteriores investigaciones que puedan arrojar más luz al respecto. En particular, la trayectoria de la inflación en Uruguay ha tenido circunstancias muy especiales, marcada por períodos de muy alta inflación con una trayectoria en la que han operado factores inerciales, entre otros, que quizá no puedan ser bien captados en el abordaje empírico de este trabajo.

Las correlaciones móviles o *rolling* tampoco arrojaron resultados concluyentes, aunque para el período más reciente y considerando un rezago relativamente importante, la relación entre la brecha del producto y la inflación parece más cercana a lo esperado. Ello parece sugerir que el vínculo entre brecha de producto e inflación no ha sido estable en todo el período considerado en este estudio. De esta forma, con una aproximación más dinámica (como lo es las correlaciones en ventanas móviles) es posible encontrar correlaciones más significativas, y con el signo y la sincronía (adelanto) adecuadas.

En suma, los principales hallazgos aquí obtenidos pueden sintetizarse en los siguientes tres puntos:

1. Buena parte de las estimaciones de brecha de producto y producto potencial difieren en mayor o menor medida. Las medidas estadísticas que surgen de la aplicación de filtros estadísticos sobre la serie del producto o de la aplicación de métodos basados en modelos poseen, no obstante, una razonable similitud. La que difiere más abiertamente es la que surge del modelo SVAR. Esta investigación muestra la diversidad de diagnósticos a los que se puede arribar utilizando una u otra metodología. Es por tanto relevante a la hora de estimar y emplear estos indicadores para el diagnóstico de coyuntura, e implementar las medidas de política pertinentes, conocer las limitaciones y ventajas de cada una de las medidas, tal como se detalla en la tercera sección de este documento. En este sentido, cabe recordar las afirmaciones de autores como ORPHANIDES (2003, 2007) que ante las dificultades para obtener una buena estimación de brecha de producto advierten sobre lo contraproducente de seguir una regla como la de Taylor que plantee una respuesta vigorosa a los cambios en la brecha del producto y sugiere incorporar otra información sobre el nivel de actividad económica. En la misma línea, MC CALLUM (2001) sugiere que llevar adelante una política monetaria muy sensible a la estimación de la brecha del producto, puede tener consecuencias no deseadas sobre la variabilidad de la tasa de política resultante.

2. No es clara la relación entre brecha de producto y presiones inflacionarias que postula la teoría para todo el período muestral relevado (más de 35 años). Pero comienza a ser más evidente cuando se consideran los últimos años, de acuerdo a lo que surge del análisis de las correlaciones móviles entre las brechas y las diferentes medidas de inflación. En particular la asociación es más fuerte con la inflación subyacente y de no transables, indicadores a los que la brecha parece adelantar entre 6 y 8 trimestres (18 a 24 meses). Investigaciones futuras que se apoyen en modelos macroeconómicos como el planteado en el inicio del trabajo podrán levantar algunas de las limitaciones del análisis relativamente simple aquí planteado, y dar más luz sobre la relación entre estas variables.

Además de la recién mencionada, algunas consideraciones finales útiles para una agenda futura de investigación refieren a la sofisticación del modelo SVAR estimado. Es dable preguntarse si dicha especificación capta adecuadamente los distintos shocks -de oferta, de demanda y nominales- a los que puede haber estado expuesta la economía uruguaya en todo el período, de manera de poder separar adecuadamente la evolución del producto potencial de la de la brecha que queda asociada en este modelo a los shocks de

demanda. Posiblemente, modelos que incorporen variables que reflejen shocks de demanda tanto internos como externos, en particular variables regionales permitirán tomar en consideración los aspectos antes referidos. No obstante, la complejización que se incorporaría a estos modelos (la pérdida de grados de libertad derivada de la incorporación de nuevas variables) requerirá de series de datos más largas que las aquí utilizadas.

Finalmente, desde una mirada de más largo plazo, en tanto los ciclos en la economía uruguaya parecen ser actualmente menos pronunciados (si bien el valle del último ciclo parece haber sido el más profundo, los picos parecen ser sucesivamente menos elevados) la evolución del producto podría estar más en concordancia con la evolución del producto potencial y por este lado habría menos espacio para presiones inflacionarias en la economía originadas en un nivel de producto que resulte de utilización excesiva de factores productivos.

## 8. BIBLIOGRAFÍA

Álvarez, I.; Da Silva, N.; Rodríguez, S. (2009) *Producto Potencial y Brecha de Producto en Uruguay*. Revista Quantum. Vol IV, Nro.1. Junio 2009.

Araujo, C.; Areosa, M.; Guillen, O. (2004) *Estimating potential output and the output gap for Brazil* XXXII Encontro Nacional De Economia, 2004, João Pessoa, PE. Anais... João Pessoa: Anpec, 2004.

Asso, P.F.; Khan, G.; Leeson, R. (2007) *The Taylor rule and the transformation of monetary policy* The Federal Reserve Bank of Kansas City. Research Working Papers RWP 07-II.

Badagián, A.L.; Rodríguez, S. (2004) *Dinámicas no lineales y ciclos asimétricos en Argentina, Brasil y Uruguay* IESTA. Presentado en XIX Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay. <http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2004/iees03j3030804.pdf>

Baxter, M., King, R. (1995) *Measuring Business Cycles Aproximate Band-Pass Filters for Economic Time Series* NBER. Working Paper N° 5022. National Bureau of Economic Research.

Bernanke, B.; Boivin, J. (2003) *Monetary Policy in a Data-Rich Environment* Journal of Monetary Economics. Vol. 50, No. 3.

Billmeier, A. (2004) *Ghostbusting: Which Output Gap Measure really matters?* International Monetary Fund, Working Paper, IMF WP04/146.

Blanchard, O.; Quah, D. (1989) *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply*, The American Economic Review, (79), pp. 655-73.

Bucacos, E. (2001) *Tendencia y Ciclo del producto uruguayo* En: Revista de Economía, Vol. 8 No.2, Segunda Época. Banco Central del Uruguay. <http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/iees02i1101.pdf>

Carbajal, F.; Lanzilotta, B.; Llambí, C.; Velásquez, C. (2007) *La brecha de producto para Uruguay: metodologías para su estimación y aplicaciones* XXII Jornadas Anuales de Economía. Banco Central del Uruguay. Julio 2007. <http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2007/iees03j3180807.pdf>

Carlomagno, G.; Lanzilotta, B.; Lorenzo, F.; Noya, N. (2009) *Efectos asimétricos de los shocks externos sobre las economías del Mercosur* XXIV Jornadas Anuales de Economía. Banco Central del Uruguay. Octubre 2009. <http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2009/iees03j3361009.pdf>

Cerra, V.; Chaman Saxena, S. (2000) *Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: An Application to Sweden*, International Monetary Fund, Working Paper, IMF, WP00/59.

Chagny, O.; Döpke, J. (2001) *Measures of the output gap in the euro-zone: an empirical assessment of selected methods* Kiel Working Paper No.1053. Kiel Institute of World Economics. Junio 2001.

Clarida, R.; Jordi G. (1994) *Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?* Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 41, pps 1-56.

Clarida, R.; Jordi, G.; Gertler, M. (1999) *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective* Journal of Economic Literature, vol. 37, 1661-1707.

Coeymans, J. E. (1992) *Productividad, Salarios y Empleo en la Economía Chilena; Un Enfoque de Oferta Agregada* Pontificia Universidad Católica de Chile. Cuadernos de Economía N° 87.

Contijo, C. (2007) *Notas Críticas sobre a macroeconomia novo-keynesiana* Universidade Federal de Minas Gerais. Faculdade de Ciências Economicas. Centro de Desenvolvimento e planejamento regional. Texto para discussao Nro.320

Cotis, J.P.; Elmeskov, J.; Mourougane, A. (2003) *Estimates of potential output benefits and pitfalls from a policy perspective* OECD Economics Department.

Christiano, L.; Fitzgerald, T. (1999) *"The Band Pass Filter"* National Bureau of Economic Research. Working Paper N° 7257.

De Masi, P. (1997) *IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice* International Monetary Fund. Working Paper. WP/97/177.

DeSerres, A.; Guay, A.; St-Amant, P. (1995) *Estimating and projecting potential output using structural VAR methodology. The Case of the Mexican Economy* Bank of Canadá. Working paper 95-2.

Dupasquier, Ch.; Guay, A.; St-Amant, P. (1997) *A Comparison of Alternative Methodologies for Estimating Potential Output and the Output Gap*, Bank of Canada. Working Paper 97-5

Elosegui, P.; Garegnani, L.; Lanteri, L.; Lepone, F.; Sotes Paladino, J. (2006) *Estimaciones Alternativas de la Brecha del Producto para la Economía Argentina*. Ensayos Económicos Nro.45. Banco Central de la República Argentina. Octubre 2006.

España Arias, V. (2008) *La Tasa Natural de Interés: Estimación para la economía uruguaya* XXI Jornadas Anuales de Economía. Banco Central del Uruguay. <http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2008/iees03j3040808.pdf>

Esquivel Monge, M.; Rojas Sánchez, M. (2008) *Estimación del producto potencial para Costa Rica: período 1991-2006* En "Estimación y uso de variables no observables en la región" Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA. <http://www.cemla.org/pdf/IC-02.pdf>

Espasa, A.; Cancelo, J.R. (1993) *Métodos Cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica* Alianza Editorial, Madrid, 1993.

Fuentes, R.; Gredig, F.; Larraín, M. (2007) *Estimating the Output Gap for Chile* Central Bank of Chile. Working Papers N° 455. Diciembre 2007

Galí, J.; Gertler, M. (2007) *Macroeconomic Modeling for Monetary Policy Evaluation* Journal of Economic Perspectives—Volume 21, Number 4—Fall 2007—Pages 25–45.

Galí, J. (2008) *The New Keynesian Approach to Monetary Policy Analysis: Lessons and New Directions* CREI and Universitat Pompeu Fabra. Paper presented at the Center for Financial Studies Symposium on "The Science and Practice of Monetary Policy Today", Frankfurt, October 4, 2007.

Hauptmeier, S.; Heinemann, F.; Kappier, M.; Kraus, M.; Schrimpf, A.; Trautwien, H.; Wang, Q. (2009) *Projecting Potential Output* ZEW Economic Studies.

Herrou-Aragon, A. (2003) *La Regla de Taylor para la Tasa de Interés* Cuadernos de Economía, dic. 2003, vol.40, no.121, p.690-697. ISSN

Hodrick, R.; Prescott, E.: (1997) *Post-War US Business Cycles: an Empirical Investigation*. Journal of Money, Credit and Banking, (29), pp. 1-16.

Hofman, A.; Tapia, H. (2003) *Potential output in Latin America: a standard approach for the 1950-2002 period*. Comisión Económica para América Latina, CEPAL. Statistics and Economic Projections Division

Kamil, H. (1997) *Caracterización de las fluctuaciones cíclicas: una aplicación al caso uruguayo* Trabajo Monográfico para la obtención de la Licenciatura en Economía. Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.

Lanzilotta, B.; Llambí, C.; Mordecki, G. (2002) *La influencia regional sobre la economía uruguaya – Un análisis de los últimos veinte años* XVII Jornadas Anuales de Economía. Banco Central del Uruguay. Julio 2002. <http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2002/iees03j390702.pdf>

Llosa, G.; Millar, S. (2005) *Usando información adicional en la estimación de la brecha producto en el Perú: una aproximación multivariada de componentes no observados* Banco Central de Reserva del Perú. Serie de Documentos de Trabajo.DT. N°. 2005-004. Marzo 2005.

McCallum, B. (2001) *Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps?* The American Economic Review, Vol. 91, No. 2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association. (May, 2001), pp. 258-262.

Melo, L.; Riascos, A. (1997) *El Producto Potencial Utilizando el Filtro de Hodrick-Prescott con Parámetro de Suavización Variable y Ajustado por Inflación: Una Aplicación para Colombia* Borradores de Economía No. 83. Banco de la República. <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra083.pdf>

Miller Lira, S. (2003) *Métodos alternativos para la estimación del PBI potencial: Una Aplicación para el caso de Perú* Banco Central de Reserva del Perú. Mayo 2003.

Misas, M.; López, E. (1998) *El Producto Potencial en Colombia: Una estimación bajo VAR estructural* Borradores de Economía No. 94. Banco de la República. <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra094.pdf>

Mishkin, F. (2007) *Estimating potential output* Remarks by Governor Frederic S. Mishkin. At the Conference on Price Measurement for Monetary Policy, Federal Reserve Bank of Dallas, Dallas, Texas. May 24, 2007.

Norden, S. Van. (1995) *Why Is It So Hard To Measure the Current Output Gap?* Bank of Canada.

Okun, A. (1962) *Potential GDP: Its Measurements and Significance* En: Business and Economic Statistic Section, American Statistic Association, 98- 104. Reimpreso en A. Okun, A. (1970), "The Political Economy of Prosperity" Brooking, Washington DC, 132-145.

Orphanides, A. (2007) *Taylor Rules* Board of Governors of the Federal Reserve System. Prepared for the second edition of *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*. January 2007

Orphanides, A.; Porter, R.; Reifschneider, D.; Tetlow, R.; Finan, F. (1999) *Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy* Board of Governors of the Federal Reserve System

Orphanides, A.; Norden, S. Van. (2001) *The Unreliability of Output Gap Estimates in Real Time*, WP 2001s-57, Cirano, Montreal.

Peña, D. (2002) *Análisis de datos multivariantes* Mc Graw Hill. Madrid. 2002

Perera, J.M. (2007) *Una aproximación a la identificación y propagación de los shocks en una economía pequeña y abierta: El caso uruguayo*, FEDEA. Documentos de trabajo 2007-04.

Rodríguez, N.; Torres, J.L.; Velasco, A. (2006) *La estimación de un indicador de brecha del producto a partir de encuestas y datos reales* Banco de la República de Colombia. Serie Borradores de Trabajo N° 392. <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra392.pdf>

Rodríguez, S; Alvarez, I; Da Silva, N. (2008) *Producto potencial y Brecha de Producto en Uruguay* XXIII Jornadas Anuales de Economía. Banco Central del Uruguay. Agosto 2008. <http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2008/iees03j3220808.pdf>

Sarikaya, C.; Oğünc, F.; Ece, D.; Kara, H.; Ozlale, U. (2005) *Estimating Output Gap for the Turkish Economy* Central Bank of Republic of Turkey, Febrero.

Scott, A. (2000) *Stylised facts from output gap measures* Reserve Bank of New Zealand. Discussion Paper Series, January 2000.

Taylor, J.B. (1993) *Discretion versus Policy Rules in Practice* Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, December, 195-214.

Theodoluz, T. (2005a) *El producto potencial en la Economía Uruguaya: 1978-2003* Memoria de grado para obtener el título de Licenciado en Economía, Universidad Católica del Uruguay Dámaso Antonio Larrañaga.

Theodoluz, T. (2005b) *El producto potencial en la Economía Uruguaya: 1978-2003* XX Jornadas Anuales de Economía, Banco Central del Uruguay.  
<http://www.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2005/iees03j3330805.pdf>

Torres, J. (2008) *Por qué es importante estimar la brecha del producto si el producto potencial es inobservable?* En “Estimación y uso de variables no observables en la región” Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA.  
<http://www.cemla.org/pdf/IC-01.pdf>

## 9. ANEXOS

### 9.1. Contrastes de raíz unitaria en variables del modelo SVAR

CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA						
ESTADISTICO DICKEY FULLER AUMENTADO (ADF)						
VARIABLE	CRITERIO	LAGS	VALOR ADF	MODELO	RESULTADO	NIVEL DE SIGN.
Variables Modelos SVAR						
Variables en Niveles						
LPIB	AIC	12	-0,152	con cte	No Rechazo Ho***	
LTCR	AIC	12	-0,386	sin cte y sin tend	No Rechazo Ho	
LIPC	AIC	12	-1,003	con cte y tend	No Rechazo Ho	
Variables en primeras diferencias						
DLPIB	AIC	12	-2,346	sin cte y sin tend	Rechazo Ho	1%
DLTCR	AIC	12	-9,829	con cte	Rechazo Ho	1%
DLIPC	AIC	12	-1,041	sin cte y sin tend	No Rechazo Ho	
TEST PHILLIPS PERRON						
DLIPC	AIC	12	-3,990	con cte y tend	Rechazo Ho	5%
*** Ho: la variable tiene una raíz unitaria						

### 9.2. Contrastes de raíz unitaria medidas de brecha de producto

CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA						
ESTADISTICO DICKEY FULLER AUMENTADO (ADF)						
VARIABLE	CRITERIO	LAGS	VALOR ADF	MODELO	RESULTADO	NIVEL DE SIGN.
Medidas de Brecha de Producto						
SVAR	AIC	12	-2,6576	sin cte y sin tend	Rechazo Ho***	1%
HODRICK-PRESCOTT	AIC	12	-5,0344	con cte	Rechazo Ho	1%
CHRISTIANO FITZGERALD (ASIM)	AIC	12	-5,6921	con cte	Rechazo Ho	1%
CHRISTIANO FITZGERALD (SIM)	AIC	12	-3,6493	con cte	Rechazo Ho	1%
BAXTER KING	AIC	12	-3,7631	con cte	Rechazo Ho	1%
KALMAN	AIC	12	-5,6437	con cte y tend	Rechazo Ho	1%
TENDENCIA LINEAL	AIC	12	-2,0957	sin cte y sin tend	Rechazo Ho	5%
METODO DE PICOS	AIC	12	-2,1028	sin cte y sin tend	Rechazo Ho	5%
COMPON.PPAL	AIC	12	-3,9479	con cte	Rechazo Ho	1%
*** Ho: la variable tiene una raíz unitaria						

### 9.3. Tendencia Lineal

Dependent Variable: LOG(PIB_UY_SABCU)				
Method: Least Squares				
Date: 10/31/11 Time: 12:18				
Sample (adjusted): 1983Q1 2011Q1				
Included observations: 113 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3,896453	0,020081	194,0338	0.0000
@TREND	0,006503	0,000214	30,3932	0.0000
R-squared	0,892728	Mean dependent var		4,468739
Adjusted R-squared	0,891761	S.D. dependent var		0,225513
S.E. of regression	0,074193	Akaike info criterion		-2,346751
Sum squared resid	0,611012	Schwarz criterion		-2,298478
Log likelihood	134,5914	Hannan-Quinn criter.		-2,327162
F-statistic	923,7483	Durbin-Watson stat		0,09104
Prob(F-statistic)	0			

#### 9.4. Resultados estimación del modelo estructural – filtro de Kalman

Resultados de estimación del modelo estructural para la serie del PIB (1975.I-2011.I)	
I. Desviaciones estándar de los residuos del componente:	
Irregular	0,0000000
Tendencia	0,0060559
Pendiente	0,0030193
Ciclo	0,0127640
Estacional	0,0069265
II. Ciclo	
Desviación estándar	0,0027983
Coeficiente rho (damping factor)	0,9704540
Período (años)	8,6992400
III. Estadísticos del diagnóstico del modelo	
Error estándar residual	0,0255800
Normalidad (Bowman-Shenton)	1,7670000
Heteroscedasticidad (H(46))	0,4330000
Valores atípicos: LS (1983.IV; 2003.II) IRR (1995.III)	

Equation 1.

$$\text{LPIB} = \text{Trend} + 1 \text{ Cycle(s)} + \text{Dummy seasonal} + \text{Expl vars} + \text{Interv} + \text{Irregular}$$

Estimation report

Model with 7 hyper parameters (2 restrictions).

Parameter estimation sample is 1975. 1 - 2011. 1. (T = 145).

Log-likelihood kernel is 3.351295.

Very strong convergence in 24 iterations.

Eq 1 : Diagnostic summary report.

Estimation sample is 1975. 1 - 2011. 1. (T = 145, n = 140).

Log-Likelihood is 485.938 (-2 Log L = -971.876).

Prediction error variance is 0.00065411

	<b>LPIB</b>
Std.Error	0.02558
Normality	1.767
H(46)	0.433
r(1)	0.08564
r(12)	-0.1163
DW	1.813
Q(12,6)	9.053
Rsý	0.4591

Summary statistics

Eq 1: Estimated coefficients of final state

Variable	Coefficient	R.m.s.e.	t-value		
Lvl	4.9507	0.043683	113.33	[0.0000]	**
Slp	0.018965	0.0081003	2.3413	[0.0206]	*
Cy3_1	-0.0016272	0.04225			
Cy3_2	-0.018078	0.03864			
Sea_1	-0.025698	0.0089337	-2.8766	[0.0046]	**
Sea_2	0.053029	0.0067099	7.9031	[0.0000]	**
Sea_3	-0.012457	0.006667	-1.8685	[0.0638]	

vector.

Eq 1 : Estimated coefficients of explanatory variables.

Variable	Coefficient	R.m.s.e.	t-value		
pascua	-0.0028887	0.0004951	-5.8349	[0.000]	**
Lvl 1983.4	0.068977	0.021162	3.2595	[0.0014]	**
Irr 1995.3	-0.055219	0.0158	-3.4949	[0.0006]	**
Lvl 2003.2	0.073582	0.021347	3.4469	[0.0007]	**

Goodness-of-fit results for LPIB disturbances.

Prediction error variance (p.e.v)	0.000654
Prediction error mean deviation (m.d)	0.000529
Ratio p.e.v. / m.d in squares (n 1.0)	0.974958
Coefficient of determination Rý	0.987982
... based on differences	0.879083
... based on diff around seas mean	0.459086
Information criterion of Akaike AIC	-7.125337
... of Schwartz (Bayes) BIC	-6.817399

Eq 1: Estimated standard deviations of

Component	LPIB	(q-ratio)
Irr	0.00000	(0.0000)
Lvl	0.0060559	(0.4745)
Slp	0.0030193	(0.2366)
Cy3	0.012764	(1.0000)
Sea	0.0069265	(0.5427)

Eq 1 : Estimated parameters of Cy3.

The cycle variance is 0.0027983.

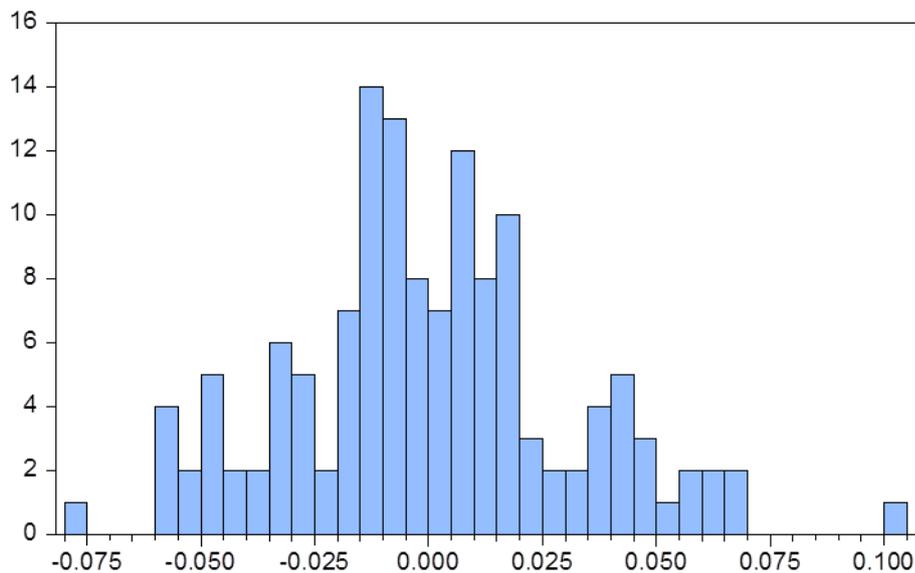
The rho coefficient is 0.970454.

The cycle period is 34.797 (8.69924 'years').

The frequency is 0.180567.

Dependent Variable: DLOG(PIB_UY,1,4)				
Method: Least Squares				
Date: 12/11/11 Time: 11:41				
Sample (adjusted): 1977Q3 2011Q1				
Included observations: 135 after adjustments				
Convergence achieved after 7 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,000433	0,001719	0,251529	0.8018
D(FE>=199503,1,4)	-0,072013	0,024419	-2,949029	0.0038
D(FE>=200203,1,4)	-0,067488	0,024449	-2,760391	0.0066
AR(1)	-0,203696	0,086078	-2,366427	0.0194
SAR(4)	-0,299741	0,083226	-3,601556	0.0004
R-squared	0,239766	Mean dependent var		0,000446
Adjusted R-squared	0,216374	S.D. dependent var		0,035309
S.E. of regression	0,031256	Akaike info criterion		-4,056866
Sum squared resid	0,127003	Schwarz criterion		-3,949263
Log likelihood	278,838500	Hannan-Quinn criter.		-4,013139
F-statistic	10,25	Durbin-Watson stat		1,963788
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.52-.52i	.52+.52i	-.20	-.52+.52i
	-.52-.52i			

### 9.5. Modelo SARIMA



Series: Residuals	
Sample 1977Q3 2011Q1	
Observations 135	
Mean	-2.61e-15
Median	-0.002436
Maximum	0.103227
Minimum	-0.076534
Std. Dev.	0.030786
Skewness	0.305254
Kurtosis	3.365250
Jarque-Bera	2.846963
Probability	0.240874

## 9.6. Estimación SVAR

Structural VAR Estimates				
Date: 10/31/11 Time: 11:39				
Sample (adjusted): 1978Q1 2010Q4				
Included observations: 132 after adjustments				
Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 6 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: $Ae = Bu$ where $E[uu'] = I$				
Restriction Type: long-run text form				
Long-run response pattern:				
C(1)		0	0	
C(2)	C(4)		0	
C(3)	C(5)	C(6)		
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0,03884	0,00239	1,62481	0,00000
C(2)	0,00381	0,00426	0,89567	0,37040
C(3)	0,20508	0,02909	7,05020	0,00000
C(4)	0,04882	0,00300	1,62481	0,00000
C(5)	-0,13073	0,02494	-5,24149	0,00000
C(6)	0,27124	0,01669	1,62481	0,00000
Log likelihood	8.696.751			
Estimated A matrix:				
1	0	0		
0	1	0		
0	0	1		
Estimated B matrix:				
0,01640	0,00017	-0,00715		
0,01839	0,04170	0,01787		
0,00615	-0,01155	0,01871		

Vector Autoregression Estimates							
Date: 10/31/11 Time: 11:39							
Sample (adjusted): 1978Q1 2010Q4							
Included observations: 132 after adjustments							
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]							
	D(LPIBURU_S	DLOG(TCR)	DLOG(IPC)				
D(LPIBURU_S	0.068808	-0.018057	0.159861				
	(0.08031)	(0.21971)	(0.10247)				
	[ 0.85674]	[-0.08219]	[ 1.56012]				
D(LPIBURU_S	0.213522	-0.252282	0.018779				
	(0.07392)	(0.20221)	(0.09431)				
	[ 2.88862]	[-1.24761]	[ 0.19912]				
D(LPIBURU_S	0.149464	0.245978	0.022116				
	(0.08203)	(0.22440)	(0.10465)				
	[ 1.82211]	[ 1.09617]	[ 0.21133]				
DLOG(TCR(-1)	0.037357	-0.007255	0.027684				
	(0.02481)	(0.06788)	(0.03166)				
	[ 1.50544]	[-0.10688]	[ 0.87443]				
DLOG(TCR(-2)	0.030340	0.014402	0.006643				
	(0.02029)	(0.05550)	(0.02588)				
	[ 1.49554]	[ 0.25950]	[ 0.25667]				
				R-squared	0.472882	0.759847	0.870934
DLOG(TCR(-3)	-0.000470	-0.037816	0.017599	Adj. R-squa	0.377906	0.716577	0.847679
	(0.01874)	(0.05126)	(0.02391)	Sum sq. resi	0.035545	0.266002	0.057857
	[-0.02507]	[-0.73769]	[ 0.73613]	S.E. equation	0.017895	0.048953	0.022831
				F-statistic	4.978960	1.756030	3.745134
DLOG(IPC(-1)	-0.116207	-0.234732	0.499276	Log likelihoc	3.552046	2.223655	3.230503
	(0.06462)	(0.17676)	(0.08244)	Akaike AIC	-5.063707	-3.050993	-4.576519
	[-1.79843]	[-1.32794]	[ 6.05638]	Schwarz SC	-4.605079	-2.592365	-4.117892
				Mean depen	0.005928	-0.002321	0.074347
DLOG(IPC(-2)	-0.142366	0.311655	0.216698	S.D. depend	0.022688	0.091952	0.058498
	(0.07321)	(0.20029)	(0.09341)				
	[-1.94451]	[ 1.55606]	[ 2.31990]	Determinant resid covaria	3.80E-10		
				Determinant resid covaria	2.26E-10		
DLOG(IPC(-3)	0.284943	-0.142813	0.215055	Log likelihood	9.039829		
	(0.06982)	(0.19101)	(0.08908)	Akaike information criteri	-1.274217		
	[ 4.08100]	[-0.74769]	[ 2.41416]	Schwarz criterion	-1.136628		
C	0.002270	-0.003758	0.000356	D(FE>=1989	0.012422	-0.172161	0.049191
	(0.00285)	(0.00780)	(0.00364)		(0.01856)	(0.05077)	(0.02368)
	[ 0.79617]	[-0.48180]	[ 0.09783]		[ 0.66940]	[-3.39131]	[ 2.07769]
D(PASCUA)	-0.001815	0.001089	-0.000837	D(FE>=1989	-0.008544	0.180921	0.006947
	(0.00040)	(0.00108)	(0.00051)		(0.01900)	(0.05198)	(0.02424)
	[-4.57738]	[ 1.00402]	[-1.65500]		[-0.44969]	[ 3.48088]	[ 0.28659]
D(FE>=198102)	-0.015141	-0.260462	0.000154	D(FE>=1995	-0.065910	-0.010158	-0.012726
	(0.01882)	(0.05147)	(0.02401)		(0.01852)	(0.05065)	(0.02362)
	[-0.80469]	[-5.06022]	[ 0.00641]		[-3.55956]	[-0.20053]	[-0.53869]
D(FE>=198204)	-0.002830	0.692550	0.056328	D(FE>=2002	-0.014333	-0.207131	0.025158
	(0.01897)	(0.05191)	(0.02421)		(0.01856)	(0.05077)	(0.02368)
	[-0.14912]	[ 13.3419]	[ 2.32676]		[-0.77225]	[-4.07961]	[ 1.06248]
D(FE>=198301)	-0.058802	-0.079194	0.112884	D(FE>=2002	-0.034030	0.354187	0.105786
	(0.02470)	(0.06757)	(0.03151)		(0.01924)	(0.05262)	(0.02454)
	[-2.38055]	[-1.17197]	[ 3.58197]		[-1.76909]	[ 6.73080]	[ 4.31049]
D(FE>=198304)	0.022101	0.233398	-0.030960	D(FE>=1990	0.018808	0.119226	0.054512
	(0.02030)	(0.05553)	(0.02590)		(0.01878)	(0.05138)	(0.02396)
	[ 1.08886]	[ 4.20340]	[-1.19556]		[ 1.00134]	[ 2.32039]	[ 2.27481]

## 9.7. Coeficientes Autorregresivos

Dependent Variable: SVAR  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/24/12 Time: 10:19  
 Sample (adjusted): 1978Q2 2011Q1  
 Included observations: 132 after adjustments  
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.147035	0.676757	0.217264	0.8283
<b>AR(1)</b>	<b>0.885945</b>	0.040523	21.86252	0.0000
R-squared	0.786174	Mean dependent var		0.093799
Adjusted R-squared	0.784529	S.D. dependent var		1.909523
S.E. of regression	0.886379	Akaike info criterion		2.611691
Sum squared resid	102.1368	Schwarz criterion		2.655370
Log likelihood	-170.3716	Hannan-Quinn criter.		2.629441
F-statistic	477.9698	Durbin-Watson stat		1.611941
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.89			

Dependent Variable: BAXTER\_KING  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/24/12 Time: 10:09  
 Sample (adjusted): 1978Q2 2009Q4  
 Included observations: 127 after adjustments  
 Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.190219	1.942798	0.097910	0.9222
<b>AR(1)</b>	<b>0.953487</b>	0.026478	36.01030	0.0000
R-squared	0.912080	Mean dependent var		-0.039682
Adjusted R-squared	0.911376	S.D. dependent var		3.412238
S.E. of regression	1.015814	Akaike info criterion		2.884880
Sum squared resid	128.9847	Schwarz criterion		2.929670
Log likelihood	-181.1899	Hannan-Quinn criter.		2.903078
F-statistic	1296.742	Durbin-Watson stat		0.258143
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.95			

Dependent Variable: CHRISTIANO\_FITZG\_ASIM  
 Method: Least Squares  
 Date: 05/24/12 Time: 10:10  
 Sample (adjusted): 1975Q2 2011Q1  
 Included observations: 144 after adjustments  
 Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-0.308733	1.496942	-0.206242	0.8369
<b>AR(1)</b>	<b>0.943368</b>	0.027750	33.99522	0.0000
R-squared	0.890574	Mean dependent var		-0.105876
Adjusted R-squared	0.889803	S.D. dependent var		3.056904
S.E. of regression	1.014768	Akaike info criterion		2.880989
Sum squared resid	146.2251	Schwarz criterion		2.922236
Log likelihood	-205.4312	Hannan-Quinn criter.		2.897750
F-statistic	1155.675	Durbin-Watson stat		0.264195
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.94			

Dependent Variable: CHRISTIANO\_FITZG\_SIM  
Method: Least Squares  
Date: 05/24/12 Time: 10:11  
Sample (adjusted): 1978Q2 2009Q4  
Included observations: 127 after adjustments  
Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.108822	1.327287	0.081988	0.9348
<b>AR(1)</b>	<b>0.937440</b>	0.030686	30.54994	0.0000
R-squared	0.881886	Mean dependent var		-0.014336
Adjusted R-squared	0.880941	S.D. dependent var		2.708734
S.E. of regression	0.934647	Akaike info criterion		2.718326
Sum squared resid	109.1956	Schwarz criterion		2.763117
Log likelihood	-170.6137	Hannan-Quinn criter.		2.736524
F-statistic	933.2987	Durbin-Watson stat		0.299676
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.94			

Dependent Variable: COMP\_PPAL  
Method: Least Squares  
Date: 05/24/12 Time: 10:13  
Sample (adjusted): 1978Q2 2009Q4  
Included observations: 127 after adjustments  
Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.229941	0.978388	0.235020	0.8146
<b>AR(1)</b>	<b>0.954677</b>	0.025856	36.92302	0.0000
R-squared	0.916012	Mean dependent var		0.010652
Adjusted R-squared	0.915340	S.D. dependent var		1.702002
S.E. of regression	0.495221	Akaike info criterion		1.447996
Sum squared resid	30.65545	Schwarz criterion		1.492787
Log likelihood	-89.94777	Hannan-Quinn criter.		1.466194
F-statistic	1363.310	Durbin-Watson stat		0.385782
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.95			

Dependent Variable: HODRICK\_PRESCOTT  
Method: Least Squares  
Date: 05/24/12 Time: 10:15  
Sample (adjusted): 1975Q2 2011Q1  
Included observations: 144 after adjustments  
Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.085433	1.830208	-0.046679	0.9628
<b>AR(1)</b>	<b>0.950924</b>	0.025931	36.67087	0.0000
R-squared	0.904490	Mean dependent var		-0.009487
Adjusted R-squared	0.903817	S.D. dependent var		3.474438
S.E. of regression	1.077539	Akaike info criterion		3.001029
Sum squared resid	164.8750	Schwarz criterion		3.042276
Log likelihood	-214.0741	Hannan-Quinn criter.		3.017790
F-statistic	1344.753	Durbin-Watson stat		0.401840
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.95			

Dependent Variable: KALMAN  
Method: Least Squares  
Date: 05/24/12 Time: 10:17  
Sample (adjusted): 1975Q2 2011Q1  
Included observations: 144 after adjustments  
Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.422313	2.036630	0.207359	0.8360
<b>AR(1)</b>	<b>0.959771</b>	0.023228	41.31933	0.0000
R-squared	0.923214	Mean dependent var		0.148728
Adjusted R-squared	0.922673	S.D. dependent var		3.524045
S.E. of regression	0.979958	Akaike info criterion		2.811177
Sum squared resid	136.3650	Schwarz criterion		2.852424
Log likelihood	-200.4047	Hannan-Quinn criter.		2.827937
F-statistic	1707.287	Durbin-Watson stat		0.789804
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.96			

Dependent Variable: MET\_PICOS  
Method: Least Squares  
Date: 05/24/12 Time: 10:18  
Sample (adjusted): 1975Q4 2011Q1  
Included observations: 142 after adjustments  
Convergence achieved after 4 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.907696	4.001100	-0.976656	0.3304

<b>AR(1)</b>	<b>0.957148</b>	0.025011	38.26865	0.0000
R-squared	0.912745	Mean dependent var		-4.280368
Adjusted R-squared	0.912122	S.D. dependent var		6.881060
S.E. of regression	2.039842	Akaike info criterion		4.277606
Sum squared resid	582.5336	Schwarz criterion		4.319237
Log likelihood	-301.7100	Hannan-Quinn criter.		4.294523
F-statistic	1464.490	Durbin-Watson stat		2.017814
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.96			

## 9.8. Métodos de Estimación

Se revisan aquí los principales métodos de estimación utilizados en la comparación con la estimación SVAR. Para esta revisión se sigue principalmente a COTIS et al (2003).

### 9.8.1. Tendencia Lineal

En este método, el componente de tendencia del producto es una función lineal del tiempo. Esto implica una regresión lineal del logaritmo del PIB real con una constante y una tendencia:

$$\ln Y_t = \alpha + \beta t + e_t$$

Este método parte del supuesto de que la serie del producto puede ser descompuesta en una tendencia determinística y un componente cíclico. El producto potencial en este caso está dado por el componente tendencia. Así especificado, este método no incorpora ningún shock de oferta que altere el sistema, a la vez que implica una tasa de crecimiento del producto potencial constante. Asimismo, la brecha resultante puede no ser estacionaria en tanto la tendencia estocástica no queda totalmente eliminada. Como resultado de ello, la tendencia lineal puede sesgar la brecha obtenida al asignar parte de los componentes de la tendencia en el componente cíclico.

### 9.8.2. Método de Picos

Siguiendo a COEYMANS (1992), citado por ESQUIVEL et al (2008) se estima una variable de estado que muestra la evolución de largo plazo de una función de producción, llamada variable PEAK, que se define como el promedio móvil de tres períodos de los puntos máximos (picos) del producto observado. La brecha se determina como la diferencia porcentual entre el producto observado y la variable PEAK. Para la determinación de la variable PEAK se utilizan las siguientes dos expresiones:

$$PEAK_t = (y_{t-1}^m + y_{t-2}^m + y_{t-3}^m) / 3$$

y

$$y_t^m = \{ |y_t - y_{t-1}^m| + (y_t - y_{t-1}^m) \} / 2 + y_{t-1}^m$$

donde

$y_t^m$  es el valor máximo (pico) del producto observado

### 9.8.3. Filtro de Hodrick-Prescott

El filtro Hodrick-Prescott es un procedimiento de suavizado simple ampliamente utilizado por su flexibilidad en marcar las características de las fluctuaciones en la tendencia del producto. Mediante el mismo, la tendencia del producto es obtenida minimizando una combinación de dos factores objetivo. Estos factores son la brecha entre el producto corriente y la tendencia y la variación en la tendencia del producto a lo largo de la muestra. Como estos dos componentes se contradicen entre sí (en tanto a mayor variación de la tendencia del producto a lo largo de la serie menor será el desvío del producto observado respecto al producto potencial), es necesario asignar una ponderación a cada objetivo.

Formalmente, el filtro minimiza la siguiente función objetivo:

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T (\ln Y_t - \ln Y^*_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T-1} [(\ln Y^*_{t+1} - \ln Y^*_t) - (\ln Y^*_t - \ln Y^*_{t-1})]^2$$

Donde  $Y$  es el producto corriente y  $Y^*$  el producto potencial. El parámetro  $\lambda$  determina el grado de suavización de la tendencia.

El mayor inconveniente en el uso de este filtro viene de la dificultad de identificar el parámetro adecuado de suavización, es decir, el valor de  $\lambda$ . Lo habitual es utilizar los parámetros sugeridos por Hodrick y Prescott, pero éstos fueron determinados por los autores de acuerdo con los datos de la economía norteamericana. De esta manera, la utilización arbitraria de estos mismos parámetros para otros casos puede conducir a una mala especificación de la estructura económica subyacente en esas otras economías.

Valores pequeños del parámetro  $\lambda$  producen una tendencia que está muy cercana al producto corriente, mientras que valores altos del parámetro hacen converger la tendencia obtenida a una tendencia lineal, en tanto hace reducir la sensibilidad de la tendencia a las fluctuaciones de corto plazo en el producto. Con valores altos del parámetro las variaciones del producto dependen casi enteramente de los shocks de demanda, mientras que al seleccionar valores pequeños para  $\lambda$  las variaciones del producto reflejarían básicamente shocks de oferta (los relacionados con el producto potencial o la tendencia de la serie).

El valor usualmente utilizado para datos trimestrales es de 1600. El parámetro  $\lambda$  determina asimismo el largo del ciclo. Un parámetro de 100 para datos anuales genera ciclos de 15-16 años, mientras que uno de 10 determina ciclos de no más de 8 años. Los ciclos obtenidos con este filtro son estacionarios.

Una de las principales críticas que recibe este método es que dado que utiliza un procedimiento two-sided, es decir que utiliza información hacia atrás y hacia delante, los resultados obtenidos con el filtro se vuelven más débiles en los extremos de la muestra.

### 9.8.4. Filtro de Baxter-King

El razonamiento detrás de este filtro viene del análisis espectral según el cual el ciclo puede ser definido como fluctuaciones de cierta frecuencia. El filtro elimina los componentes de la serie que se mueven muy suavemente (tendencia) y los componentes con alta frecuencia (irregular) mientras que retiene los componentes intermedios (ciclo).

Cuando se aplica el filtro, la banda de frecuencia crítica a ser asignada al ciclo tiene que ser exógenamente determinada. Lo habitual es considerar como fluctuaciones cíclicas las fluctuaciones mayores a seis trimestres y menores a 32 trimestres.

La ventaja de este método es su flexibilidad en tanto es fácil modificar la construcción del filtro cuando cambia la frecuencia. Una desventaja del filtro es que dado que se calcula a partir de medias móviles, no puede incluir estimaciones para el final de la muestra.

### 9.8.5. Modelos Estructurales - Filtro de Kalman

Esta metodología se apoya en la estimación modelo estructural univariante de series temporales (Harvey, 1989). Un modelo estructural de series temporales representa los valores observados de una determinada serie de datos  $y_t$ ,  $t = 1, \dots, T$ , (o de su transformación logarítmica), a partir de la suma de componentes que no son directamente observables: una tendencia,  $\mu_t$ , un componente estacional,  $\delta_t$ , un componente cíclico,  $\psi_t$ , y un componente irregular,  $\varepsilon_t$ :

$$y_t = \mu_t + \delta_t + \psi_t + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad (3.2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t, \quad (3.3)$$

$$\delta_t = -\sum_{i=1}^3 \delta_{t-i} + \nu_t, \quad (3.4)$$

$$\psi_t = \rho_h \cos \lambda_c \psi_{t-1} + \rho_h \operatorname{sen} \lambda_c \psi_{t-1}^* + \kappa_t, \quad (3.5)$$

$$\psi_t^* = -\rho_h \operatorname{sen} \lambda_c \psi_t + \rho_h \cos \lambda_c \psi_{t-1}^* + \kappa_t^*. \quad (3.6)$$

Las perturbaciones estocásticas  $\varepsilon_t$ ,  $\eta_t$ ,  $\nu_t$  y  $\xi_t$  de las cuatro primeras ecuaciones del sistema son procesos ruido blanco independientes.

El modelo estimado permite que tanto el nivel (3.2) como la pendiente del componente (3.3) tendencial evolucionen suavemente a lo largo del tiempo, según esquemas de paseo aleatorio, en los que las varianzas de las respectivas innovaciones son inferiores a la varianza de la serie original (agregada). Si las varianzas  $\sigma_\eta^2$  y  $\sigma_\xi^2$  son diferentes de cero el modelo estructural propuesto especifica una tendencia puramente aleatoria, en la que continuamente se van modificando tanto la ordenada en el origen como la pendiente del componente tendencial.

El componente estacional es representado por la ecuación (3.4). Las ecuaciones (3.5) y (3.6) del modelo especifican el componente cíclico. El coeficiente  $\rho_h$  de dichas ecuaciones (*damping factor*) debe encontrarse entre 0 y 1, de modo que la estructura cíclica considerada sea estacionaria. El coeficiente  $\lambda_c$  es la frecuencia del ciclo, medida en radianes ( $0 \leq \lambda_c \leq \pi$ ). Las perturbaciones aleatorias  $\kappa_t$  y  $\kappa_t^*$  son perturbaciones ruido blanco mutuamente incorrelacionadas, con varianza común  $\sigma_\kappa^2$ .

La estimación de los parámetros del modelo puede realizarse a partir del método de máxima verosimilitud, mientras que el filtro de Kalman puede ser utilizado para obtener predicciones óptimas de cada uno de los componentes inobservables