



Universidad Nacional de La Plata



**Novenas Jornadas de Economía
Monetaria e Internacional
La Plata, 6 y 7 de mayo de 2004**

Brecha del Producto: Una Medida Basada en Modelos
Baeza, William (Banco Central de Chile)

BRECHA DEL PRODUCTO: UNA MEDIDA BASADA EN MODELOS[†]

William Baeza[‡]
Gerencia de Análisis
Macroeconómico
Banco Central de Chile

Resumen

Este trabajo presenta una medida de brecha del producto basada en modelos, la cual se estima por máxima verosimilitud. Dicho modelo corresponde a una interpretación estructural del filtro de Hodrick y Prescott. La utilidad de la medida de brecha se evalúa en virtud de su capacidad para ayudar a explicar movimientos en la inflación de distintos índices de precios. Dicha evaluación se realiza, a su vez, comparando esta nueva medida de brecha con otras ya utilizadas por el Banco Central de Chile. Se obtiene que la nueva medida ayuda a explicar los movimientos del componente de inflación de mayor importancia para los bancos centrales, la inflación subyacente.

Abstract

This work presents a measurement of the output gap based on models, which is estimated by maximum likelihood. This model corresponds to a structural interpretation of the Hodrick and Prescott filter. The utility of the output gap measure is evaluated by its capacity to help explain movements in the inflation of different price indexes. This evaluation is also made by comparing this new gap measurement with others previously used by the Central Bank of Chile. We find that the new gap measurement helps to explain the movements in the component of inflation of greatest importance for the Central Bank, the core inflation.

[†] Elaborado para las “Novenas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional”, Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de La Plata, 6 y 7 de mayo de 2004.

[‡] Agradezco los comentarios de Rómulo Chumacero, Pablo García, Igal Magendzo, Rodrigo Valdés y de los asistentes al Seminario Interno de Investigación y Política del Banco Central de Chile (5 de noviembre de 2003). El contenido y conclusiones de este documento, así como los errores que persisten, son de exclusiva responsabilidad del autor. *E-mail:* wbaeza@bcentral.cl

1. Introducción

La brecha del producto refleja las holguras en los mercados de bienes y factores. Lo anterior supone la existencia de un nivel de producción que la economía puede alcanzar con el trabajo, capital y tecnología existentes *sin* provocar presiones inflacionarias.¹ Este nivel se conoce como de pleno empleo, de tendencia, potencial o de equilibrio. St-Amant y van Norden (1997) sugieren que la brecha se asocia a la componente del producto que genera cambios *inesperados* en la inflación. Esta última, la inflación, es la principal preocupación del Banco Central de Chile (BCCCh), el cual incorpora en su análisis para formular decisiones de política el impacto del ciclo económico.

Una pregunta obvia es qué sucede si me equivoco con la medida de brecha del producto. Y si me equivoco, cuán grandes son los errores, y de dónde provienen. Cuando la autoridad monetaria se equivoca en la estimación de la brecha del producto es probable que las decisiones de política no sean del todo oportunas. Existen dos posibilidades para enfrentar la incertidumbre en la estimación de la brecha del producto. Una es disminuir la importancia que se le da a la brecha al momento de tomar las decisiones de política. La otra es basar estas decisiones solamente en variables observables, lo que sin embargo puede deteriorar significativamente el desempeño de la política monetaria *vis-à-vis* usar una medida de brecha del producto que es imprecisa (Ehrmann y Smets, 2003). Con todo, se reconoce que la medida de brecha presenta incertidumbre en su medición, pero aún así es un indicador útil para la autoridad monetaria. En este trabajo encontramos que al utilizar el filtro HP para estimar la brecha del producto utilizando la misma serie de producto real trimestral, las revisiones alcanzan hasta un 3,8%. Inicialmente la medida de brecha presenta incertidumbre que proviene de tres fuentes: (a) la descomposición *a priori* del producto, que es necesaria para algunos filtros; (b) la reestimación del proceso que genera los datos del producto de tendencia; (c) y la revisión de los datos. Baeza (2003) en una aplicación de la metodología de Orphanides y van Norden (1999) con datos de tiempo real de la serie de IMACEC obtiene que una parte sustancial de las revisiones en la estimación de la brecha proviene de cambios en los datos, que coincide con lo obtenido por Chumacero y Gallego (2001) en un trabajo similar.

Los esquemas utilizados para *extraer* la tendencia de la serie del producto –y por lo tanto la brecha– podemos dividirlos en dos: (a) aquellos que descomponen la serie del producto en *constituyentes*, a los que nos referiremos como modelos estructurales; (b) y la utilización de filtros mecánicos. Estos últimos en cierta medida son modelos sofisticados de extrapolación.

¹ Un concepto similar, pero asociado a la tasa de desempleo es el NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*).

Un esquema alternativo a los anteriores es *constructivo*, que a partir de la teoría económica selecciona aquellas variables que determinan el crecimiento de largo plazo del producto y la forma en que se relacionan tales variables. Estos modelos podemos denominarlos de regresión. La brecha del producto actualmente en uso en el BCCh proviene de este tipo de modelos. En efecto se realiza un ejercicio de contabilidad del crecimiento que permite obtener la serie de producto potencial y por añadidura, la brecha. A tal medida de brecha o PIB potencial la denominaremos *de Solow* en lo que sigue.

En relación a los filtros mecánicos, importa aislar las frecuencias asociadas al ciclo económico, que los resultados no dependan del tamaño de la muestra, que en lo posible la historia no cambie, que sea sensible a cambios en las condiciones actuales de la economía, y que permita un cálculo certero de la componente de ciclo –o brecha del producto– en tiempo real. La posibilidad de otorgarle contenido económico también es deseable, pero como se verá, lo anterior equivale a suponer fuertes hipótesis de identificación. Por lo general los filtros son promedios móviles *two-sided*, por lo cual tienen desventajas si se quiere analizar observaciones recientes de una serie de tiempo. Por ejemplo el filtro Pasa-Banda de Baxter y King (1995) elimina los extremos de las observaciones dado que utiliza valores de adelantos y rezagos para satisfacer algunos criterios de optimalidad. Por su parte el filtro de Hodrick y Prescott (1997) –HP en lo que sigue– no descarta los datos del extremo de la serie, pero entrega resultados poco confiables acerca de su tendencia.

Este trabajo presenta un modelo estructural de series de tiempo del filtro HP. Para su estimación utiliza solamente la información disponible hasta el instante de tiempo de interés; por ello al agregar un dato al final de la muestra, la serie de tendencia histórica no cambia.² También otorgamos una interpretación directa del parámetro de suavizado del filtro HP. Además, esta metodología de estimación entrega intervalos de confianza para la brecha del producto. La utilidad de esta medida de brecha dependerá de si ayuda a explicar movimientos en la inflación.

El documento se estructura así: la siguiente sección muestra los principales elementos en la discusión en torno al filtro HP. La sección 3 contiene una interpretación estructural del filtro HP. La sección 4 presenta los resultados de aplicar tal modelo estructural a la serie de PIB de Chile. En la sección 5 se evalúa si la nueva medida de brecha del producto, medida ba-

² Existen métodos para calcular la tendencia en un modelo estructural utilizando toda la muestra de datos, pero se pierde el sentido *incremental* que queremos explotar, a saber, que no hay revisiones en la medida de la brecha si la serie histórica del producto no cambia.

sada en un modelo estructural, ayuda a explicar los movimientos en la inflación. La sección 6 contiene comentarios y conclusiones finales.

2. Sobre el filtro HP

La serie filtrada con HP se puede obtener como la solución del siguiente problema de optimización:

$$\min_{\{\mu_t\}_{t=0}^{T+1}} \sum_{t=1}^T \left[(y_t - \mu_t)^2 + \lambda [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2 \right], \quad (1)$$

donde y es la serie observada, μ es la componente de tendencia, y λ es el parámetro de suavizado. El problema (1) *penaliza* cambios en la aceleración de la componente de tendencia. Si $\lambda = 0$ no importa la aceleración de la tendencia y se alcanza el óptimo cuando $\mu = y$, por lo tanto la componente de ciclo, $y - \mu$, posee una varianza nula. Por su parte cuando $\lambda \rightarrow \infty$ importa mucho la aceleración de tendencia en comparación a la serie de ciclo, por lo cual se alcanza el óptimo cuando $\mu = \bar{\mu}$, es decir la serie de tendencia es una línea recta. Con ello la serie de aceleración de tendencia, $(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})$, tendrá varianza nula. Valores intermedios permiten que haya varianza entre la serie de ciclo y la serie de aceleración de tendencia. De tal forma, podemos interpretar que el parámetro de suavizado como:

$$\lambda = \frac{\sigma_{\text{ciclo}}^2}{\sigma_{\text{aceleracion tendencia}}^2}. \quad (2)$$

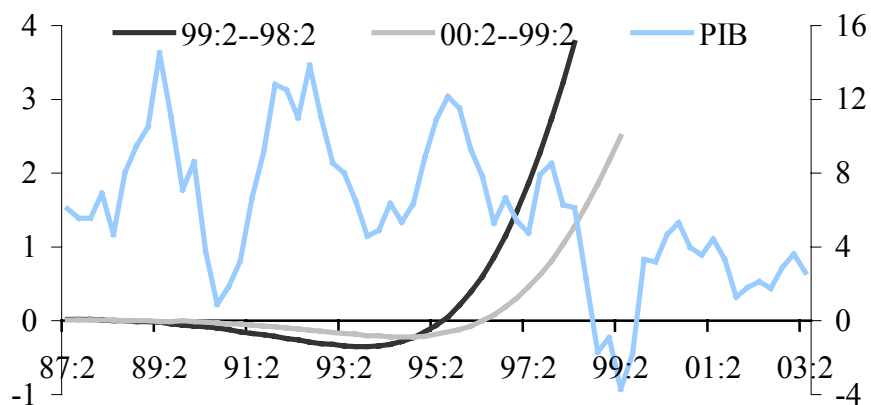
Al aplicar el filtro HP al PIB trimestral real de Estados Unidos se obtiene una estimación prácticamente equivalente que al estimar un modelo estructural de series de tiempo, de donde se puede sostener que el filtro HP es *hecho a la medida* para extraer la componente cíclica del PIB de Estados Unidos (Harvey y Jaeger, 1993).

Sin embargo la gran similitud entre la estimación del filtro HP y los ciclos reportados para el PIB de EE.UU. no necesariamente se obtiene para otros países. En efecto Harvey y Jaeger muestran que los resultados de estimar la componente cíclica mediante un modelo estructural y con HP dan resultados completamente distintos para otros países. Más aún, la aplicación mecánica del filtro HP como procedimiento para obtener la tendencia de una serie remueve componentes que tradicionalmente han sido consideradas como parte del ciclo económico, lo que tiene mayores consecuencias tanto en las *regularidades de las series eco-*

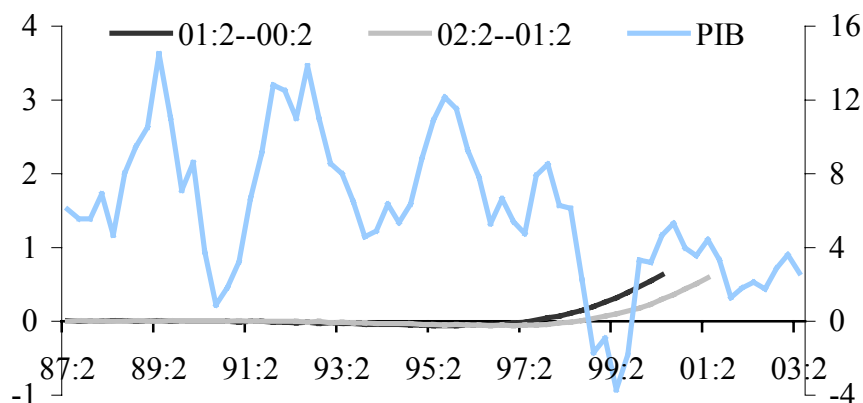
nómicas así como en las operaciones de los modelos económicos dinámicos (King y Rebelo, 1993). En síntesis, no captura las condiciones actuales de la economía. Entre tanto la elección de parámetro de suavización no está ajeno a controversias y la interpretación económica de éste no es directa. Reeves *et al.* (2000) sostienen que filtrar con HP solamente se justifica cuando las series consisten de una tendencia que varía lentamente y una componente de ciclo que es ruido blanco. Ehlgren (1999) muestra que en general el filtro HP altera la correlación y la desviación estándar de la serie filtrada aún si se piensa que el filtro es óptimo. Lo anterior significa que la serie de tendencia que se obtiene con HP está distorsionada. Además la estimación vía HP no entrega información sobre la incertidumbre de la estimación de la serie de brecha. Es más, hacia el final de la muestra, HP entrega resultados que son poco confiables (Cohen, 2001). Esto último se puede apreciar en la Fig. 1, que refleja que los cambios en la brecha del producto que se calcula con el filtro HP, llegaron a ser tan grandes como 3,8%. En el último tiempo tales revisiones no han sido tan pronunciadas, principalmente debido a que el PIB de tendencia que subyace a las estimaciones con HP ha permanecido relativamente plano desde 1999. La Fig. 1 contiene además la serie de crecimiento del PIB igual trimestre año anterior cuya escala corresponde al eje de la derecha.

Figura 1: Cambio en la estimación de la brecha del producto al calcular dicha serie un año después.

Panel (a)



Panel (b)



Nota: Las series corresponden al cambio en la estimación de la brecha del producto al calcular tal serie un año después. La diferencia entre la brecha calculada en el 2002 y la que se calcula el 2003 es prácticamente cero.

Ahora bien, para subsanar algunos de los problemas mencionados anteriormente Ravn y Uhlig (1997) y Marcat y Ravn (2001) ajustan el coeficiente del filtro HP por la frecuencia de observación de la serie y por país, respectivamente.³ En relación a este último trabajo los autores sostienen que el parámetro de suavizado resulta de un problema de optimización, donde *se impone* la misma variabilidad en las series tendencia entre países. Como ya se ha mostrado una interpretación *alternativa* corresponde a fijar una relación entre la variabilidad de la serie de ciclo y la variabilidad de aceleración de la tendencia. Por su parte Gallego y Johnson (2003) utilizando técnicas de *blockbootstrapping* construyen intervalos de confianza para sus estimaciones con el filtro HP, y encuentran que el cero está siempre contenido en tales bandas.

3. Interpretación estructural del filtro HP

Para obtener una interpretación estructural del filtro HP, debemos caracterizar las componentes de la serie del producto, es decir, describimos como evolucionan los *estados* o componentes de la serie del producto. Debe ser explícita la forma en que se combinan dichos estados para generar la serie observable.⁴ Este tipo de formulación se denominada usualmente de espacio-estado,⁵ que se puede resolver utilizando el filtro de Kalman. El filtro de Kalman es un procedimiento óptimo para calcular los estados de una serie dado el conoci-

³ Para frecuencia mensual, trimestral y anual Ravn y Uhlig sugieren 129.600; 1.600 y 6,25 respectivamente.

⁴ Ver Harvey (1990) y Hamilton (1994) para detalles metodológicos.

⁵ Formalmente es una formulación de estado-salida.

miento o especificación *a priori* de ella. Como ya se mencionó, para que esta metodología sea operativa se requiere que especifiquemos *a priori* las características de las componentes de la serie de ciclo y tendencia.

Sea entonces $y_t = \mu_t + e_t$, donde y es la serie observable, μ es la serie de tendencia y e la componente de ciclo.⁶ Sea g la variable *saltos de la tendencia*, y tal que la tendencia evoluciona según su valor pasado más los saltos que experimentó. Con ello, la evolución de la tendencia es $\mu_t = \mu_{t-1} + g_{t-1}$. Con lo anterior podemos escribir la aceleración de la tendencia como sigue $g_t = g_{t-1} + u_t$, donde u se asocia a cambios en la aceleración de la tendencia.⁷ De tal forma, recordando la interpretación que hicimos del parámetro λ , tenemos que:

$$\lambda = \frac{\sigma_e^2}{\sigma_u^2}. \quad (3)$$

Así la interpretación estructural del filtro HP se puede escribir:

$$\begin{pmatrix} \mu_t \\ g_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{t-1} \\ g_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ u_t \end{pmatrix}, \quad (4)$$

$$y_t = (1 \quad 0) \begin{pmatrix} \mu_t \\ g_t \end{pmatrix} + e_t. \quad (5)$$

La Ec. (4) representa la evolución de los *estados* que subyacen a la serie original; mientras (5) representa la ecuación de observación. Las ecuaciones (3) a (5) corresponden a la interpretación estructural del filtro HP. La estimación del modelo dado por las Ecs. (3) a (5) utilizando el algoritmo de Kalman nos entrega una medida de brecha del producto que compararemos en la siguiente sección con otras utilizadas al interior del BCCh. En lo que sigue se

⁶ En los resultados que siguen se supone que la componente de ciclo, e , es ruido blanco. Ello implica que la reversión a cero es más rápida que suponer una especificación ARMA más compleja. Si se supone que es un proceso AR(2), especificación usual en la literatura para el término de ciclo, los resultados no varían sustancialmente.

⁷ La Ec. (3) supone que existe correlación perfecta entre la serie de ciclo y la serie de aceleración de tendencia. Aunque dicho supuesto parece restrictivo, surge de manera natural dentro del problema en análisis. Por lo tanto los resultados que se presentan son un punto de comparación para otras formulaciones que permitan una correlación parcial o inexistente entre ambas componentes; formulaciones que no serán cubiertas en este documento.

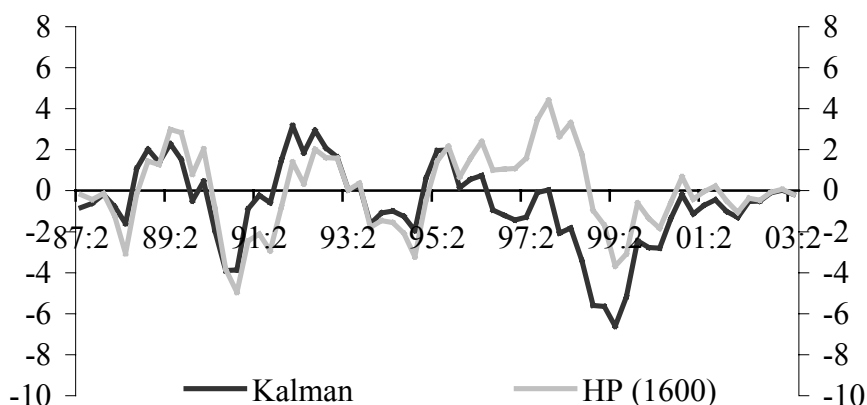
denominará brecha o serie de tendencia de Kalman a aquella que se obtiene al estimar las Ecs. (3) a (5) con el algoritmo de Kalman.

4. Aplicación del modelo al PIB de Chile: brecha del producto

La Fig. 2 muestra la evolución de distintas medidas de brecha, una de ellas es la que obtenemos al resolver el modelo planteado por las Ecs. (3) a (5); mientras la Tabla 1 muestra estadísticas relacionadas a las diversas medidas de brecha. Se destacan varios puntos de tales resultados. Primero, las series de brecha que se obtienen con el filtro de Kalman, HP y Tasas hacia el final de la muestra presentan un comportamiento similar. La serie de Solow es la única que no está en línea con las tres anteriores en el pasado reciente, lo que es una luz de alerta en relación a su uso como medida indicativa para la autoridad monetaria.⁸ En segundo lugar, el filtro de Kalman a fines de 1995 identifica un descenso en la tasa de crecimiento de la serie de tendencia que no capturan el filtro HP ni Solow. ¿Puede considerarse esto como un indicio de lo que vendría en 1998? No podemos responder con certeza a lo anterior, dado que Kalman presenta ajustes de la tendencia local más vigorosos que las otras metodologías. Los resultados de Kalman indican un mejor acoplamiento entre la serie de tendencia y la observable durante el período 1996-1998, mientras HP y Solow entregaba señales de que la economía crecía muy rápido a lo que *potencialmente* podía.

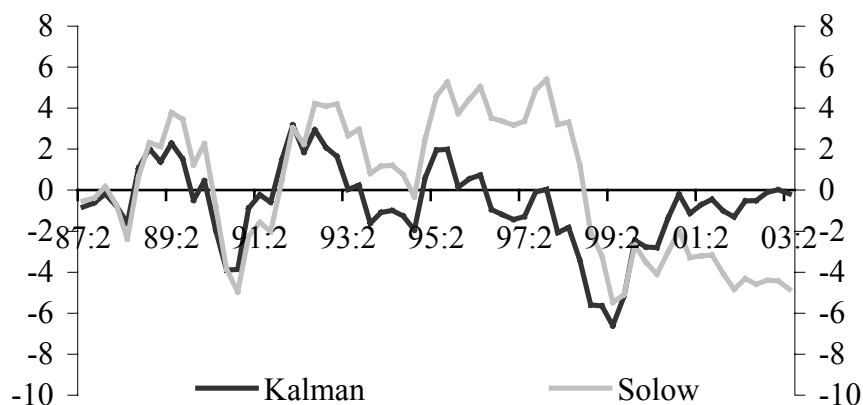
Figura 2: Cuatro medidas de brecha del producto: (a) usando filtro de Kalman y filtro HP con $\lambda=1.600$, (b) usando contabilidad del crecimiento [Solow], (c) y usando la diferencia entre el crecimiento igual trimestre año anterior de la serie de PIB total real e igual tasa del PIB potencial.

Panel (a)

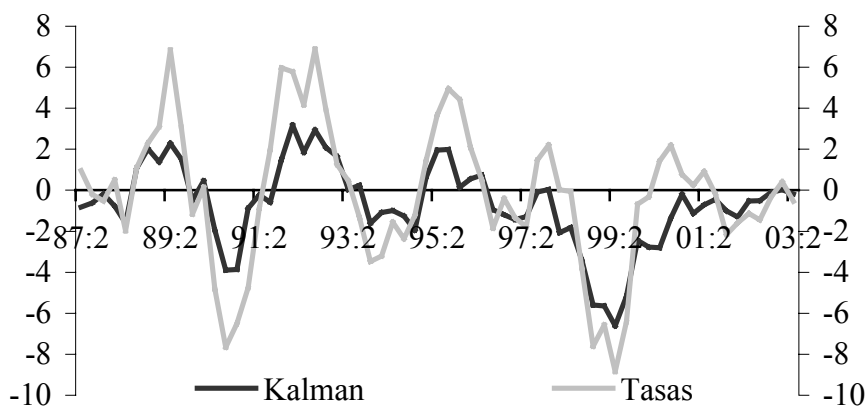


⁸ El cálculo de la serie Solow es el siguiente: $\text{brecha}_{\text{Solow}, t} = \ln(y_t) - \ln(\bar{y}_t)$ donde y_t es el PIB total real desestacionalizado e \bar{y}_t es el PIB potencial.

Panel (b)



Panel (c)



Nota 1: La serie de tendencia, para Kalman y el filtro HP, se obtiene a partir del logaritmo natural del PIB total real desestacionalizado.

Nota 2: La serie de brecha, para Kalman y el filtro HP, se obtiene a partir de la diferencia entre logaritmo natural del PIB total real desestacionalizado y la serie de tendencia.

Nota 3: La serie "Solow" sale de un ejercicio de contabilidad de crecimiento donde el PIB potencial crece en el largo plazo a 3,2% anual.

Nota 4: La serie "Tasas" es la diferencia entre el crecimiento igual trimestre del año anterior del PIB total real desestacionalizado y la misma tasa calculada para el PIB potencial.

En tercer lugar, indicios de desaceleración del PIB comienzan a ser patentes usando Kalman a mediados de 1997; situación que denuncian HP y Solow solamente a fines de 1998. En cuarto lugar, la recesión que acusa Kalman en 1999 es más profunda que la sugerida por HP y Solow. En último término, tanto Kalman como HP indican que la brecha del PIB ha tendido a anularse, situación que preocupa dado que implica que el producto de tendencia ahora es más bajo que en la primera mitad de los 90s.

Tabla 1: Estadísticas de las medidas de brecha utilizadas

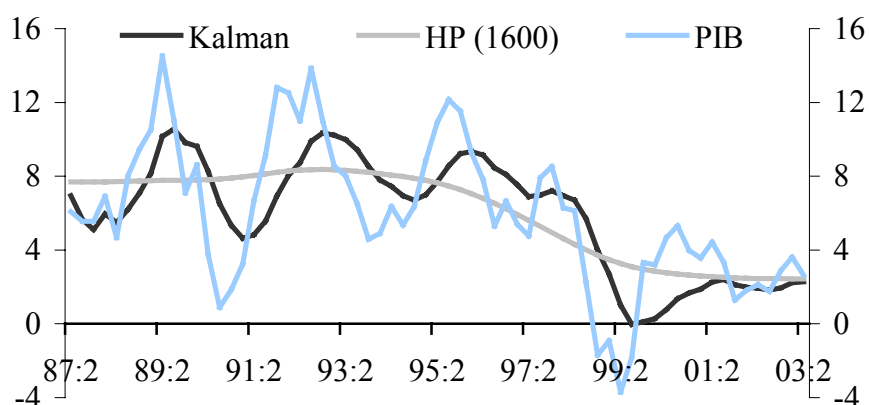
	Brechas			
	Kalman	HP	Solow	Tasas
Media	-0.7	0.0	0.1	-0.2
Desviación Estándar	2.0	1.9	3.3	3.4
Mínimo	-6.6	-5.0	-5.5	-8.8
Máximo	3.2	4.4	5.4	6.9
Correlación con Kalman	1.00	0.59	0.59	0.87
Período	87.2-03.2	87.2-03.2	87.2-03.2	87.2-03.2

La Fig. 3 contiene el crecimiento del PIB de tendencia que se desprende se usar Kalman, HP, y la serie de PIB potencial; mientras la Tabla 2 muestra estadísticas en torno a las tasas de crecimiento dichas series. También se incluye el crecimiento igual trimestre año anterior de la serie del producto. Se observa que la variabilidad en el PIB de tendencia calculado con Kalman es mayor al de las otras medidas, resultado que no es contradictorio con la teoría, que en ningún instante obliga a que la evolución del PIB de tendencia sea suave. Lo anterior surge de que el filtro de Kalman al utilizar datos pasados para la estimación del producto de tendencia, corrige de manera vigorosa los cambios –ciclos de expansión y recesión– en la trayectoria del PIB efectivo

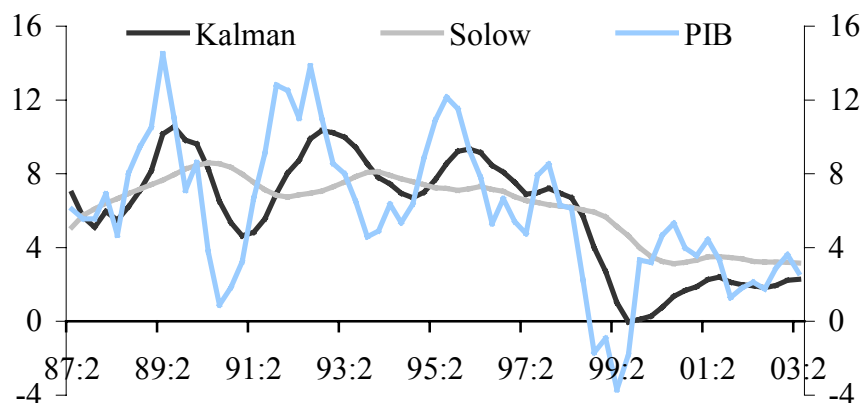
Cabe hacer notar que al incluir las bandas de confianza, no presentadas en el documento, al 95% para la estimación de la brecha utilizando el filtro de Kalman, estas contiene siempre al cero, resultado similar al de Gallego y Johnson (2003).

Figura 3: Tasas de crecimiento igual trimestre año anterior de las series de tendencia que se obtienen usando: (a) el filtro de Kalman y HP, (b) y contabilidad del crecimiento [Solow]; junto al crecimiento del PIB efectivo.

Panel (a)



Panel (b)



Nota: Las tasas de crecimiento corresponden al crecimiento igual trimestre año anterior

Tabla 2: Estadísticas de diversas medidas de crecimiento del PIB de tendencia

	Crecimiento PIB de tendencia		
	Kalman	HP	Solow
Media	5.9	6.0	6.2
Desviación Estándar	3.1	2.3	1.8
Mínimo	0.0	2.4	3.1
Máximo	10.6	8.4	8.6
Correlación con Kalman	1.00	0.84	0.85
Período	87.2-03.2	87.2-03.2	87.2-03.2

5. Evaluación de la nueva medida de brecha del producto

Para evaluar la utilidad de una medida de brecha se puede: (a) generar datos artificiales, aplicar la metodología de estimación de la brecha y analizar los resultados; (b) generar intervalos de confianza en torno a la estimación de la brecha; (c) y se puede evaluar el valor de la medida de brecha del producto a través de su poder marginal para proyectar la inflación. En lo que sigue nos concentraremos en este último punto.⁹

La ecuación general que se estima –para evaluar las distintas medidas de brecha– es de la forma:

⁹ Los intervalos de confianza para la estimación de la brecha utilizando el filtro de Kalman son un subproducto en la estimación. No obstante, para centrar la discusión en *una dimensión*, no se presentan los resultados de dichos intervalos. De cierta forma tales intervalos son un elemento a favor de la metodología de estimación que se propone.

$$\pi_t = \alpha + \beta \cdot \text{meta}_t + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \pi_{t-j}. \quad (6)$$

En la ecuación anterior encontramos elementos de expectativas capturados por la meta, y elementos de inercia. Variables que reflejen presiones por el lado de la oferta no se han incluido para aislar el contenido de información que aporta la medida de brecha. La Tabla 3 presenta el poder explicativo que se obtiene con la ecuación anterior para distintos índices de precio.

Tabla 3: Ecuación de inflación.

π	R ² Ajustado
IPC	0.479
IPCX	0.341
IPCX1	0.288
Período de Estimación	89.4-03.2

Luego argumentamos la Ec. (6) con las medidas de brecha que aparecen en la Tabla 1 y con las tasas de crecimiento que aparecen en la Tabla 2.¹⁰ Estas medidas entran en la ecuación de inflación con distintas estructuras dinámicas, que permiten indagar un conjunto amplio de especificaciones, y de tal forma impedir que las conclusiones descansen sobre la *realización* de una favorable a la nueva medida de brecha que se ha obtenido con Kalman. Dicha ecuación se representa así:

$$\pi_t = \alpha + \beta \cdot \text{meta}_t + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \pi_{t-j} + \delta \cdot \left(\frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \text{brecha}_{t-K-l} \right), \quad (7)$$

donde $K = 1, \dots, 6$ y $L = 1, \dots, 6$. Lo anterior a primera vista parece *data snooping*, pero más bien se busca determinar si el poder explicativo de distintas medidas de brecha es robusto a la especificación en que se incorpora en la ecuación de inflación. Lo anterior contrasta con la práctica usual de presentar solamente aquella realización de la ecuación en la cual las variables de interés son significativas y tienen el signo correcto.

La manera en que evaluamos cada medida de brecha o tasa de crecimiento es como sigue: (a) contamos el número de especificaciones en las cuales el coeficiente de la brecha es sig-

¹⁰ Baeza y García (2003) entregan una justificación para utilizar tasas de crecimiento del producto en una ecuación de inflación.

nificativo –medido a través del valor absoluto del test t asociado– y a qué nivel lo es; (b) y observamos si aportan una cantidad de información sustantiva en relación al escenario base dado en la Tabla 3.

Para la inflación medida a través del IPC total, encontramos que aquellas variables que aparecen significativas lo son ligeramente y en muy pocos casos de entre los analizados, ver Tablas 4a y b.

Tabla 4: Para inflación medida a través del IPC (a) número de ecuaciones con el coeficiente de la brecha significativo; (b) poder explicativo promedio para las especificaciones significativas.

*Número de ecuaciones donde la brecha es significativa
Se utiliza el IPC para medir la inflación*

Medidas de Brecha	Significancia de la medida de brecha			
	$ t > 1.4$	$ t > 1.6$	$ t > 1.8$	$ t > 2.0$
GAP_Kalman	0	0	0	0
GAP_HP	4	1	0	0
GAP_Solow	0	0	0	0
GAP_Tasas	0	0	0	0
Crec. de Tendencia_Kalman	0	0	0	0
Crec. de Tendencia_HP	0	0	0	0
Crec. de Tendencia_Solow	2	0	0	0

Notas: Son 36 las ecuaciones exploradas al usar cada medida de brecha.
Estadísticos t corregidos (Newey-West)

*R² ajustado promedio donde la brecha es significativa
Se utiliza el IPC para medir la inflación*

Medidas de Brecha	Significancia de la medida de brecha			
	$ t > 1.4$	$ t > 1.6$	$ t > 1.8$	$ t > 2.0$
GAP_Kalman				
GAP_HP	0.527	0.522		
GAP_Solow				
GAP_Tasas				
Crec. de Tendencia_Kalman				
Crec. de Tendencia_HP				
Crec. de Tendencia_Solow	0.481			

Notas: Son 36 las ecuaciones exploradas al usar cada medida de brecha.
Estadísticos t corregidos (Newey-West)

Por su parte para la inflación del IPCX, que del IPC total excluye las componentes de frutas y verduras además de combustibles, se obtienen los resultados de las Tablas 5a y b. En ellas observamos un mayor número de especificaciones significativas, donde la medida de

brecha calculada con Kalman es significativa en más ocasiones que la otras medidas, pero con un menor poder explicativo que la brecha de Solow.

Tabla 5: Para inflación medida a través del IPCX (a) número de ecuaciones con el coeficiente de la brecha significativo; (b) poder explicativo promedio para las especificaciones significativas.

*Número de ecuaciones donde la brecha es significativa
Se utiliza el IPCX para medir la inflación*

Medidas de Brecha	Significancia de la medida de brecha			
	$ t > 1.4$	$ t > 1.6$	$ t > 1.8$	$ t > 2.0$
GAP_Kalman	20	16	9	5
GAP_HP	6	6	5	4
GAP_Solow	10	9	6	2
GAP_Tasas	15	9	4	2
Crec. de Tendencia_Kalman	10	7	5	2
Crec. de Tendencia_HP	36	36	9	0
Crec. de Tendencia_Solow	4	2	1	0

Notas: Son 36 las ecuaciones exploradas al usar cada medida de brecha.

Estadísticos t corregidos (Newey-West)

*R² ajustado promedio donde la brecha es significativa
Se utiliza el IPCX para medir la inflación*

Medidas de Brecha	Significancia de la medida de brecha			
	$ t > 1.4$	$ t > 1.6$	$ t > 1.8$	$ t > 2.0$
GAP_Kalman	0.346	0.350	0.359	0.368
GAP_HP	0.354	0.354	0.359	0.366
GAP_Solow	0.344	0.346	0.353	0.374
GAP_Tasas	0.339	0.336	0.342	0.349
Crec. de Tendencia_Kalman	0.343	0.348	0.353	0.366
Crec. de Tendencia_HP	0.353	0.353	0.362	
Crec. de Tendencia_Solow	0.332	0.337	0.340	

Notas: Son 36 las ecuaciones exploradas al usar cada medida de brecha.

Estadísticos t corregidos (Newey-West)

Por último, para el índice de precios que observa la autoridad monetaria para la conducción de su política, el IPCX1,¹¹ se obtienen los resultados de las Tablas 6a y b. En ellas observamos que una proporción muy elevada de las especificaciones que contienen la brecha del producto calculada utilizando Kalman muestran coeficientes muy significativos. Además el poder explicativo en relación a la situación base aumenta notablemente. No obstante lo an-

¹¹ Corresponde al IPC total menos: (1) servicios financieros, (2) servicios públicos, (3) micros, (4) combustibles, (5) precios indexados, (6) frutas y verduras, (7) y carnes y pescados.

terior la medida de brecha que se obtiene con el filtro HP posee en promedio una capacidad explicativa superior.

Tabla 6: Para inflación medida a través del IPCX1 (a) número de ecuaciones con el coeficiente de la brecha significativo; (b) poder explicativo promedio para las especificaciones significativas.

*Número de ecuaciones donde la brecha es significativa
Se utiliza el IPCX1 para medir la inflación*

Medidas de Brecha	Significancia de la medida de brecha			
	$ t > 1.4$	$ t > 1.6$	$ t > 1.8$	$ t > 2.0$
GAP_Kalman	28	27	27	25
GAP_HP	18	16	14	12
GAP_Solow	18	18	17	15
GAP_Tasas	25	24	22	20
Crec. de Tendencia_Kalman	17	16	14	12
Crec. de Tendencia_HP	36	36	35	0
Crec. de Tendencia_Solow	4	2	2	1

Notas: Son 36 las ecuaciones exploradas al usar cada medida de brecha.

Estadísticos t corregidos (Newey-West)

*R² ajustado promedio donde la brecha es significativa
Se utiliza el IPCX1 para medir la inflación*

Medidas de Brecha	Significancia de la medida de brecha			
	$ t > 1.4$	$ t > 1.6$	$ t > 1.8$	$ t > 2.0$
GAP_Kalman	0.374	0.376	0.376	0.380
GAP_HP	0.371	0.376	0.383	0.392
GAP_Solow	0.359	0.359	0.361	0.366
GAP_Tasas	0.368	0.369	0.372	0.374
Crec. de Tendencia_Kalman	0.359	0.361	0.366	0.372
Crec. de Tendencia_HP	0.348	0.348	0.349	
Crec. de Tendencia_Solow	0.331	0.339	0.339	0.345

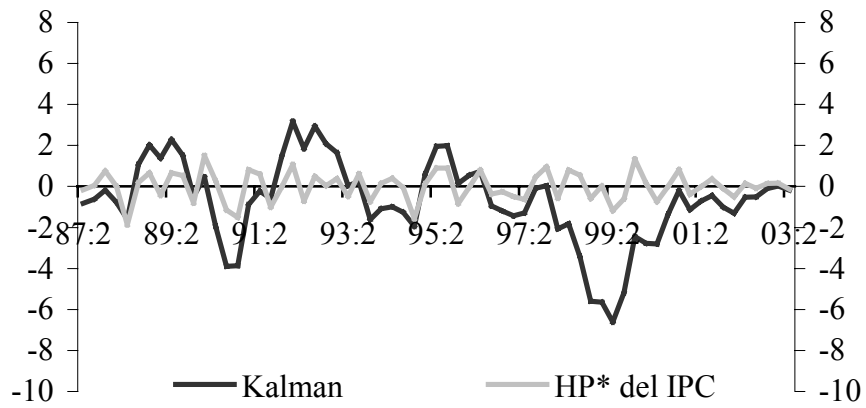
Notas: Son 36 las ecuaciones exploradas al usar cada medida de brecha.

Estadísticos t corregidos (Newey-West)

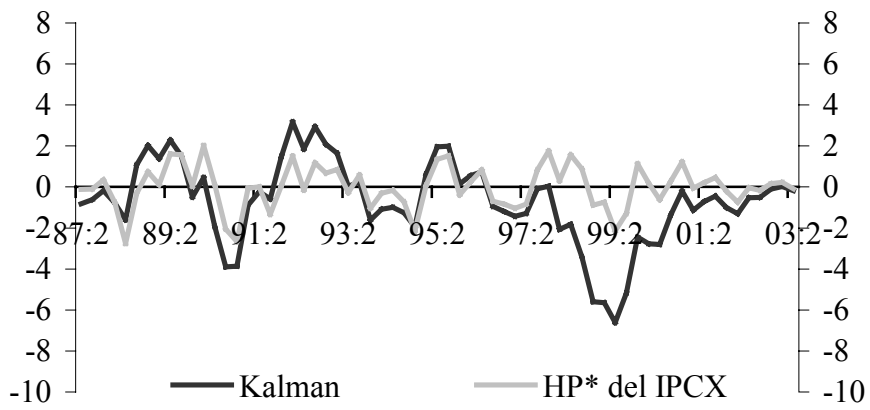
Un resultado interesante, pero que no se presenta en este trabajo, es determinar el valor del parámetro λ en el filtro HP que otorga el mayor poder explicativo en la Ec. (7). Se obtiene que para ambos índices de precio tal valor es pequeño, por lo cual la brecha que parece maximizar el poder explicativo es ruido blanco. En concreto, para el IPC se logra con $\lambda = 2$, un rezago ($K = 1$) y promedio móvil de largo tres ($L = 3$). Para el IPCX se tiene $\lambda = 14$, $K = 1$, $L = 1$. Y finalmente para el IPCX1 el mayor poder explicativo para la Ec. (7). Es con la combinación 135, 1 y 2 para λ , K y L , respectivamente. Los gráficos de las brechas mencionadas se muestran en la Fig. 4.

Figura 4: Brechas que se obtienen al maximizar el poder explicativo de la Ec. (7) para los distintos índices de precios

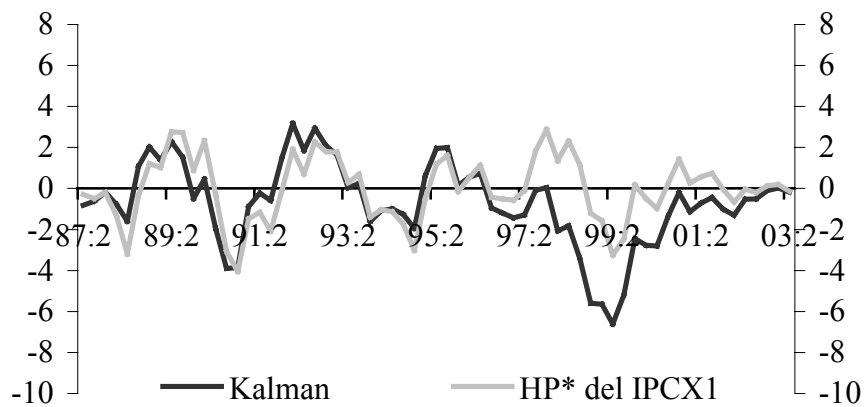
Panel (a)



Panel (b)



Panel (c)



6. Comentarios y Conclusiones

Es este trabajo se ha presentado un modelo estructural de series de tiempo para el filtro HP. Este modelo estructural se resuelve utilizando el filtro de Kalman. Con este modelo se ha obtenido una serie de producto de tendencia, y por consiguiente de la brecha del producto. Esta última se ha utilizado para investigar si ayuda a explicar lo movimientos de la inflación.

Se muestra que la serie de tendencia calculada usando Kalman sigue de cerca la serie original e indica a mediados de 1998 una caída sostenida del PIB, que las otras medidas de brecha acusan sólo hasta un año después; además muestra que la tendencia del PIB es ahora menor que en la primera mitad de los 90s (ver Fig. 2). Por otro lado, la serie de tendencia de Kalman es más volátil que la otras, lo que queda de manifiesto en el crecimiento igual trimestre del año anterior que se presenta en la Fig. 3 y Tabla 2, que sin embargo no está en contra de la teoría. Por otra parte la revisión de las estimaciones de la brecha del producto que se calcula con Kalman es cero,¹² no así con HP, donde las revisiones en la estimación de la brecha del producto llega a valores tan grandes como 3,8% (ver Fig. 1).

La capacidad de la brecha –calculada con Kalman– para explicar las fluctuaciones en la inflación es particularmente notable al usar el índice de precios IPCX1. Esta medida de inflación es la inflación subyacente o *core inflation*. Por otro lado, la medida de brecha denominada *Tasas* también es relevante para explicar cambios en la *core inflation*.

Por lo anterior, se recomienda el uso de la medida de brecha del producto que se obtiene mediante Kalman pues está basada en modelos, no cambia la historia de brechas y por sus propiedades para ayudar a predecir la inflación.

Claramente, dependiendo de los objetivos para los cuales medimos la brecha, habrán distintos criterios para seleccionar aquella metodología que mejor se adapta a nuestros propósitos. Además no existe la panacea del modelo que siempre es mejor –que se desprende nítidamente de los resultados de la ecuación de inflación al utilizar distintos índices de precio– pero la brecha obtenida con Kalman otorga resultados alentadores.

¹² Excepto que cambie la serie de PIB total real (los factores estacionales, por ejemplo).

Referencias

- Baeza, William (2003). Incertidumbre en la brecha del producto: una nota en torno al IMA-CEC, Minuta GAM200338, Banco Central de Chile (octubre).
- Baeza, William y Pablo García (2003). "Medidas alternativas de brechas en modelos en modelos de inflación", *Economía Chilena* **6**(2), 77–94.
- Baxter, Marianne y Robert G. King (1995). Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, NBER Working Paper No. w5022 (February).
- Chumacero, Rómulo y Francisco A. Gallego (2001). Trends and Cycles in Real-Time, Documento de Trabajo N°130, Banco Central de Chile (noviembre).
- Cohen, Darrel (2001). Linear Data Transformations Used in Economics, Federal Reserve Board (December)
- Ehlgren, Jurgen (1999). "Distortionary effects of the optimal Hodrick–Prescott filter", *Economics Letters*, 61, pp. 345–349.
- Ehrmann, Michael y Frank Smets (2003). "Uncertain potential output: implication for monetary policy", *Journal of Economic Dynamics & Control* (Article in Press).
- Gallego, Francisco A. y Christian A. Johnson (2003). Building Confidence Intervals for the Band-Pass and Hodrick-Prescott Filters: An Application Using Bootstrapping, Documento de Trabajo N°202, Banco Central de Chile (febrero).
- Hamilton, James D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Harvey, Andrew (1990). *Forecasting, Structural Time Series Models and The Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Harvey, A. C. y A. Jaeger (1993). "Detrending, Stylized facts and the business cycle" *Journal of Applied Econometrics*, 8, 231-247.
- Hodrick, Robert J. y Edward Prescott (1997). "Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation" *Journal of Money, Credit and Banking* 29, (February): 1-16; reprinted in Terrence C. Mills, ed., Long Term Trends and Business Cycles part of the International Library of Critical Writings in Economics, Edgar Elgar Publishing, Glos, UK.

King, Robert G. y Sergio T. Rebelo (1993). "Low Frequency Filtering And Real Business Cycles" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 207-231.

Marcet, Alabert y Morten O. Ravn (2001). The HP-Filter in Cross-Country Comparisons, Working Paper, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.

Orphanides, Athanasios y Simon van Norden (1999). The reliability of output gap estimates in real time, Working Paper Board of Governors of the Federal Reserve System.

Ravn, Morten O. y Harald Uhlig (1997). On adjusting the HP Filter for the Frequency of Observations, Working Paper, CEPR.

Reeves, Jonathan, Conrad Blyth, Christopher Triggs y John Small (2000). "The Hodrick-Prescott Filter, a Generalization, and a New Procedure for Extracting an Empirical Cycle", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 4, No. 1, pages 1-16.

St-Amant, Pierre y Simon van Norden (1997). Measurement of the output gap: A discussion of recent research at the Bank of Canada, Working Paper, Bank of Canada.