



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Usando información adicional en la estimación de la brecha producto en el Perú: una aproximación multivariada de componentes no observados

Gonzalo Llosa^{*} y Shirley Miller^{**}

^{*}Banco Central de Reserva del Perú

^{**}Banco Central de Reserva del Perú

DT. N°. 2005-004
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper Series
Marzo 2005

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

Usando información adicional en la estimación de la brecha producto en el Perú: una aproximación multivariada de componentes no observados^{*}

Gonzalo Llosa^{a/}

Shirley Miller^{b/}

Resumen

Uno de los elementos claves para el régimen de metas de inflación es la correcta identificación de las presiones inflacionarias y deflacionarias a través de la brecha producto. En este trabajo brindamos una estimación de la brecha producto para la economía peruana utilizando un modelo multivariado de componentes no observados (MCNO), el cual se basa en una relación explícita de corto plazo entre la inflación y la brecha producto (Curva de Phillips) y restricciones estructurales sobre la dinámica del producto. Los resultados muestran que el estimado MCNO de la brecha producto es menos sensible al problema de fin de muestra y exhibe una dinámica más cercana al proceso de inflación que las brechas estimadas a partir de metodologías estándares.

Clasificación JEL: E32, E31, C51, C52.

Palabras claves: Brecha producto, Inflación, modelo de componentes no observados.

^{*} Este documento fue publicado en la revista *Money Affairs*, Volumen XVII, N° 1, Enero-Junio, 2004, Centro de Estudios Monetarios de Latinoamérica (CEMLA) bajo el título “*Using additional information in estimating output gap in Peru: a multivariate unobserved component approach*”. Los autores agradecen a José Dorich, Hugo Perea, Vicente Tuesta, Marco Vega y Diego Winkelried por sus valiosos comentarios. Estamos además particularmente agradecidos a Jaromir Benes y David Vavra (Banco Nacional de la República Checa) por la ayuda prestada en la técnica del filtro de Kalman. Nos hemos beneficiado también de los comentarios hechos por participantes de los seminarios de investigación del Banco Central de Reserva del Perú, VII Encuentro de la Red de Investigadores de Bancos Centrales de América (Venezuela, nov. 2003), XXI Encuentro de Economistas (Perú, feb. 2004) y de la Conferencia IFC “Central Bank Issues Regarding National and Financial Accounts” (Suiza, set. 2004). Las opiniones vertidas en este documento pertenecen única y exclusivamente a los autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Reserva del Perú.

^{a/} Unidad de Modelos Económicos, Banco Central de Reserva del Perú, e-mail: gllosa@bcrp.gob.pe.

^{b/} Unidad de Modelos Económicos, Banco Central de Reserva del Perú, e-mail: smiller@bcrp.gob.pe.

1 Motivación

Uno de los elementos claves para la implementación del régimen de Metas de Inflación es la correcta identificación de las presiones inflacionarias y desinflacionarias. Es importante contar con un indicador confiable de estas presiones debido a que el Banco Central lo utiliza para guiar su política monetaria hacia el cumplimiento de su meta de inflación. El banco central asumirá una política contractiva (expansiva) cada vez que el indicador señale la presencia de presiones inflacionarias (desinflacionarias) que puedan poner en riesgo el cumplimiento de su meta.

En general, el indicador utilizado es la brecha producto. Esta variable trata de medir las presiones de corto plazo de los costos marginales sobre la inflación generadas por una expansión de la demanda y una inadecuada distribución de los factores productivos de la economía. Desafortunadamente, la brecha producto es una variable no observable y su valor debe ser inferido a partir de la información contenida en otras variables económicas. En este sentido, la estimación de la brecha producto ha sido objeto de considerables esfuerzos de investigación por parte de varios bancos centrales¹.

Las técnicas más comunes están basadas en filtros univariados, los cuales sólo utilizan información sobre el producto bruto interno (PBI)². Estas metodologías asumen que el producto es un proceso aislado del resto de series macroeconómicas. En la mayoría de casos, tal simplicidad implica un alto grado de incertidumbre en la medida de la brecha producto, especialmente al final de la muestra³. Asimismo, en el caso que otras variables relevantes hayan afectado la brecha producto, estas técnicas univariadas no permiten identificarla⁴, afectando las decisiones de política monetaria⁵.

¹Ver por ejemplo, Benes y N'Diaye (2002) y Butler (1996).

²Ver por ejemplo, Hodrick y Prescott (1997), Beveridge y Nelson (1981), Baxter y King (1995) y Harvey y Jaeger (1993).

³Diversos estudios han notado este problema en métodos univariados. Por ejemplo, Orphanides y van Norden (1999) estudiaron la incertidumbre en el proceso de estimación de la brecha producto de Estados Unidos y Gruen *et. al.* (2002) hicieron lo mismo para el caso del PBI Australiano. Sus resultados confirman que el problema de fin de muestra es la principal fuente de incertidumbre que afecta la estimación de la brecha producto.

⁴Por ejemplo, Haltmaier (2001) utiliza indicadores cíclicos para ajustar las estimaciones de la brecha producto de Japón derivadas del filtro de Hodrick y Prescott sobre el periodo más reciente.

⁵Smets (2002) y Gaudich y Hunt (2000) encontraron que mientras mayor sea la incertidumbre que rodea las estimaciones de la brecha producto, menor es la reacción de la política monetaria ante

Como una alternativa, se han desarrollado diferentes métodos multivariados, cada uno de estos basados en una teoría y técnica de implementación particular. Uno de los métodos multivariados más comunes es el enfoque de la Función de Producción, el cual consiste en una función de producción neoclásica con diferentes factores, generalmente el stock de capital, la fuerza laboral y la productividad total de factores (residuo de Solow). Con frecuencia, los investigadores que tratan de aplicar esta técnica utilizan un método univariado para estimar la tendencia de la productividad⁶. Como consecuencia, se mantiene la incertidumbre respecto a este componente afectando la confiabilidad de la brecha producto.

Otra manera de imponer restricciones estructurales es estimar vectores autorregresivos estructurales (SVAR) utilizando la identificación de Blanchard y Quah (1989). La brecha estimada con este método es el componente no afectado por choques permanentes y relacionado de manera transitoria con la tasa de empleo o inflación. Este enfoque tiene varias limitaciones, por un lado no es preciso para identificar choques permanentes y transitorios, y por otro, sus resultados pueden ser afectados por problemas de variables omitidas⁷.

Recientemente, un nuevo grupo de métodos multivariados utilizan modelos de componentes no observados, los cuales combinan relaciones estructurales con las propiedades de los filtros estadísticos. La principal características de estos métodos es que incluyen un relación explícita entre la brecha producto y la inflación (Curva de Phillips), y/o entre la brecha producto y la tasa de desempleo (Ley de Okun). Diversos autores han utilizado técnicas multivariadas basada en modelos de componentes no observados, cuya estimación se lleva a cabo a través del algoritmo del filtro de Kalman⁸. Este enfoque se beneficia de la correlación en los datos y la estructura del modelo, mezclando esta información de acuerdo al menor error de predicción. Esta técnica ha sido satisfactoriamente aplicada, aumentando la precisión y confiabilidad de las estimaciones de la brecha producto⁹.

este indicador.

⁶Ver por ejemplo, Miller (2004a) y Texeira (2002).

⁷Para detalles técnicos ver van Norden (1995), Blanchard y Quah (1989) y Cerra y Chaman (2000).

⁸Por ejemplo, ver De Brouwer (1998), Scott (2000b), Camba-Mendez y Rodriguez-Palenzuela y Benes (2001) y N'Diaye (2002). Alternativamente, Laxton y Tetlow (1992) y Hirose y Kamada (2001) proponen un método multivariado del filtro Hodrick y Prescott.

⁹Ver por ejemplo, Rünstler (2002). Cabe señalar sin embargo que la mejora depende de la estructura impuesta, y la calibración o estimación de los parámetros, ver Butler (1996).

Con el fin de mostrar las limitaciones de los métodos univariados, en la figura (1) se muestra la variación anual del Índice Subyacente de Precios al Consumidor junto con la brecha producto estimada con el método univariado de Hodrick-Prescott (HP) para el periodo trimestral 1992-2003. El proceso inflacionario en el Perú presenta dos episodios. El primero (1992-1994) está caracterizado por un continuo proceso desinflacionario en el cual se pasa de altas tasas de inflación (más de 80 por ciento durante 1992) a tasas moderadas de inflación (alrededor de 20 por ciento en 1994). En el segundo episodio (1995-2003), la tasa de inflación continúa disminuyendo pero a un ritmo menor, pasando de tasas moderadas (alrededor de 11 por ciento en 1995) a tasas de inflación bajas (inflación de un solo dígito en 1997 y menor a 5 por ciento desde 1999).

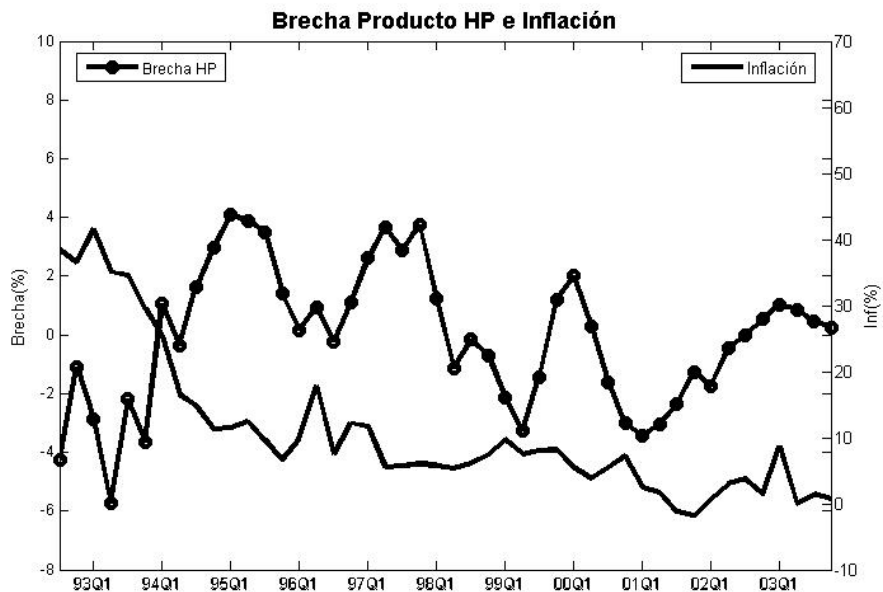


Figura 1. La brecha producto corresponde a la estimación con Hodrick-Prescott utilizando un parámetro de suavizamiento de 1600. La tasa de inflación es calculada trimestralmente (anualizada)

Por otro lado, la brecha producto HP durante el primer episodio (especialmente durante 1994-1996) indica condiciones de grandes excesos de demanda, lo que implica la presencia de fuertes presiones inflacionarias. Sin embargo, este resultado parece no estar en línea con la persistente caída de la tasa de inflación

durante los noventa. Otro episodio similar se observa al final de la muestra, donde la inflación es relativamente estable pero la brecha producto HP es positiva, indicando presiones inflacionarias. En este contexto, los resultados obtenidos con el filtro HP no permiten analizar y explicar correctamente la evolución de la inflación, particularmente durante periodos en los cuales el producto ha crecido significativamente y la inflación se ha mantenido estable o ha disminuido. Esta técnica univariada sólo captura la evolución del producto sin tomar en cuenta cualquier otro proceso estructural o dinámico de otras variables macroeconómicas importantes.

Dado que la economía peruana es una economía pequeña y abierta, otras variables (por ejemplo, inflación importada) son cruciales para el entendimiento de la dinámica de la inflación. La figura (2), presenta las tasas de inflación subyacente del IPC y de inflación importada¹⁰. La inflación subyacente ha venido comportándose de forma similar a la inflación importada excepto en dos casos resaltantes: 1994-1996 y 1998-1999. Durante el primer periodo, la inflación subyacente es mayor a la inflación importada sugiriendo que ciertas presiones inflacionarias pueden haber restringido un traslado completo (*pass-through*). Lo contrario ocurre en el segundo caso: la inflación importada es mayor a la inflación subyacente, y esto coincide con una fase contractiva del producto. Este análisis sugiere que la inflación importada es una variable clave que debe ser considerada en la determinación de la brecha producto.

¹⁰La inflación importada es calculada a partir de la inflación de Estados Unidos y la depreciación (apreciación) nominal.

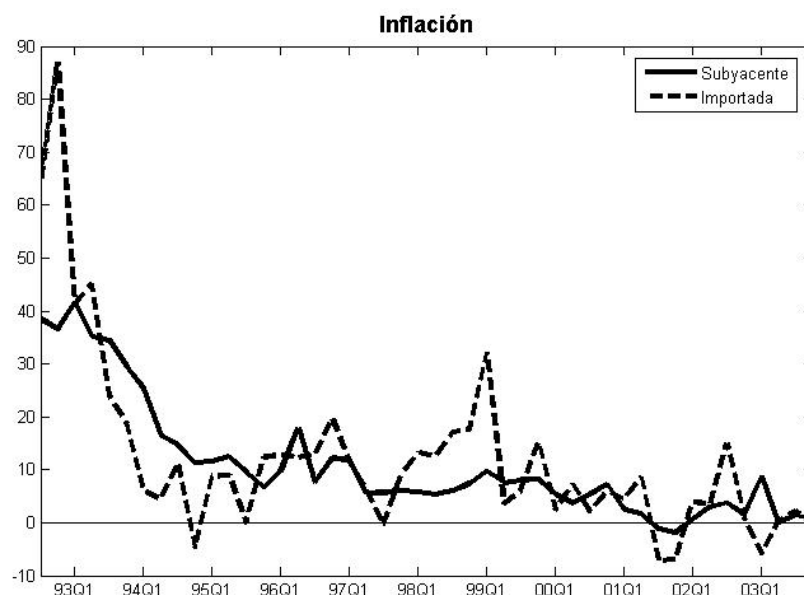


Figura 2. Inflación subyacente trimestral e inflación importada. La inflación importada es calculada utilizando la condición de PPC.

Para el caso peruano, la mayoría de estudios se han basado en filtros univariados¹¹. Dadas las ventajas de los modelos de componentes no observados, el objetivo de este trabajo es de proporcionar una estimación de la brecha producto utilizando esta técnica. El modelo utilizado se basa en una relación explícita de corto plazo entre la brecha producto y la tasa de inflación (Curva de Phillips) así como restricciones estructurales sobre la dinámica del producto. El modelo es estimado utilizando el filtro de Kalman para el periodo 1992-2003.

Los resultados muestran que la brecha producto estimada a partir del modelo multivariado de componentes no observados (MCNO) es menos sensible a problemas de fin de muestra y presenta una mejor relación con el proceso inflacionario peruano que la que se obtiene con otros estimados, calculados con el filtro de Hodrick-Prescott y el enfoque de Función de Producción. En particular, en periodos en los cuales se combinan un alto crecimiento económico con un

¹¹ Por ejemplo, Cabredo y Valdivia (1999), Caballero y Gallegos (2001) y Miller (2004a) comparan diferentes estimaciones de la brecha producto utilizando estas metodologías. Sus resultados indican que la brecha producto calculada con el método de función de producción es el mejor indicador de las presiones inflacionarias en el Perú.

ambiente de desinflación o inflación estable, la brecha producto MCNO es menor que las obtenidas con los métodos alternativos antes mencionados. Además, la identificación del modelo MCNO está relacionado con el efecto de traspaso de la inflación importada hacia los precios al consumidor (*pass-through*). En particular, cada vez que la inflación importada fue mayor (menor) que la inflación doméstica, el sistema encontró una brecha producto negativa (positiva). Más aún, el diagnóstico estadístico indica que la brecha MCNO es más confiable que las medidas alternativas e incrementa el poder de predicción de la inflación fuera de la muestra.

El documento está organizado de la siguiente manera. En la segunda sección se explica y analiza la estructura del modelo utilizado así como su implementación y la data. En la tercera sección, se presenta las características más importantes de la estimación del método MCNO y algunas de sus propiedades: propiedades de actualización y su poder de predicción. Finalmente, en la cuarta sección se concluye.

2 El modelo

Se utiliza un modelo semi-estructural para una economía pequeña y abierta. El sistema está basado en tres ecuaciones de comportamiento:

1. Paridad descubierta de la tasa de interés
2. Curva de Phillips
3. Demanda Agregada

La ecuación de paridad descubierta de la tasa de interés nos permite estimar los componentes permanentes y transitorios de la tasa de interés real y tipo de cambio. Combinando las brechas de tasas de interés real y tipo de cambio, se construye un índice de condiciones monetarias reales¹². Tomando este índice como una variable exógena, se utiliza la ecuación de demanda y la curva de Phillips para calcular la brecha producto relacionada a la evolución de la actividad real y la inflación. El modelo toma la siguiente forma,

$$y_t = \bar{y}_t + \hat{y}_t \quad (1)$$

¹²Este índice captura la orientación general de la política monetaria que afecta la demanda agregada con el propósito de controlar la tasa de inflación, ver Dennis (1997) para una discusión técnica. Dada las tendencias en los datos, el índice es construido usando brechas en lugar de niveles. Los detalles se muestran en el anexo A.

$$B(L)\hat{y}_t = \kappa RMCI_t + \eta_t^y \quad \eta_t^y \sim N(0, \sigma_{\eta^y}^2) \quad (2)$$

$$\pi_t = \tilde{\pi}_t + \varepsilon_t^\pi \quad \varepsilon_t^\pi \sim N(0, \sigma_{\varepsilon^\pi}^2) \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_t &= \alpha_1 \tilde{\pi}_{t-1} + \alpha_2 \tilde{\pi}_t^m + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) \tilde{\pi}_{t,t+1}^e + \gamma \hat{y}_t + \eta_t^\pi \quad (4) \\ \eta_t^\pi &\sim N(0, \sigma_{\eta^\pi}^2) \end{aligned}$$

De la ecuación (1), el producto y_t (en logaritmos) es descompuesto en producto potencial \bar{y}_t y la brecha producto \hat{y}_t . La segunda ecuación describe la dinámica de la brecha producto influenciada por el índice de condiciones monetarias reales, $RMCI_t$. El polinomio de rezagos es definido por $B(L) = 1 - \beta$, lo que representa un proceso estacionario AR(1). La ecuación (3) descompone la inflación subyacente IPC, π_t , en sus componentes predecibles¹³, $\tilde{\pi}_t$, y un choque estocástico η_t^π . La inflación subyacente es modelada utilizando una curva de Phillips para una economía pequeña y abierta, ecuación (4). De acuerdo a esta ecuación, esta medida está influenciada por su propia inercia, la inflación importada $\tilde{\pi}_t^m$, las expectativas de inflación $\tilde{\pi}_{t,t+1}^e$ y la brecha producto \hat{y}_t .

El producto potencial \bar{y}_t sigue un proceso con una pendiente estocástica μ_t . La pendiente $\bar{\mu}$ es modelada como un proceso estacionario autorregresivo con constante, $\bar{\mu}$, reflejando la tasa de crecimiento potencial en estado estacionario¹⁴.

$$\bar{y}_t = \bar{y}_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

$$\mu_t = \phi \mu_{t-1} + (1 - \phi) \bar{\mu} + \eta_t^u \quad \eta_t^u \sim N(0, \sigma_{\eta^u}^2) \quad (6)$$

El modelo es completado con el supuesto que los choques estocásticos

¹³La inflación predecible puede ser interpretada como una medida de inflación subyacente o tendencial, la cual es filtrada de las fluctuaciones de alta frecuencia. Discutiblemente, un banco central debe ser responsable principalmente por el estado de la inflación subyacente y no por la inflación de alta frecuencia, la cual es imposible de controlar..

¹⁴Un modelo *local linear trend* para el producto potencial fue probado. Los resultados que la tasa de crecimiento potencial de estado estacionario reduce las revisiones de fin de muestra. Para una discusión técnica de modelos *local linear trend* o *local level* ver Harvey (1993).

$\varepsilon_t^\pi, \eta_t^\pi, \eta_t^y$, y η_t^u se distribuyen normalmente e independientemente y no están mutuamente correlacionados.

2.1. Expectativas de inflación

Un tema importante es la medición de las expectativas de inflación. Típicamente, la Nueva Curva Phillips Keynesiana se basa en el comportamiento *forward looking* en el proceso de fijación de precios¹⁵. Particularmente, el componente *forward looking* en la inflación es bastante importante durante los episodios de desinflación¹⁶.

Por otro lado, el trabajo empírico usualmente asume expectativas totalmente *backward looking*¹⁷, implicando que la brecha producto tiene efectos permanentes sobre el nivel de la tasa de inflación¹⁸.

Confrontando esta disyuntiva entre la base teórica y empírica, consideramos un mecanismo simple de corrección de errores para las expectativas de inflación lo que nos permite incorporar la desaceleración en la inflación peruana sin asumir expectativas totalmente *backward looking*¹⁹,

$$\tilde{\pi}_{t,t+1}^e = \bar{\pi}_{t+1} + (\tilde{\pi}_t - \bar{\pi}_t) = \tilde{\pi}_t + \Delta\bar{\pi}_{t+1} \quad (7)$$

donde $\tilde{\pi}_t$ es la inflación subyacente estimada, $\tilde{\pi}_{t,t+1}^e$ representa las expectativas de inflación sobre el siguiente trimestre, y $\bar{\pi}_t$ es interpretado como la meta de inflación²⁰. Dado (7), si la medida de inflación subyacente es mayor (menor) a la meta, las expectativas de inflación se incrementan (disminuyen). Si la inflación está alineada a la meta, las expectativas no cambian. Considerando esta estructura, reemplazamos (4) con²¹,

¹⁵Ver Calvo (1983) y Clarida *et. al.* (2002)

¹⁶Ver Mankiw y Reis (2001).

¹⁷Ver por ejemplo, Rünstler (2002).

¹⁸Además, esta estructura implica que el nivel de la tasa de inflación es impredecible, lo cual es una clara contradicción al esquema de políticas de metas de inflación.

¹⁹Una técnica más apropiada puede estar relacionada con expectativas con aprendizaje adaptativo, ver Evans and Honkapohja (2001).

²⁰Formalmente, el régimen de metas de inflación fue adoptado como un marco de política monetaria en Perú en 2002. No obstante, el Banco Central de Reserva del Perú ha estado anunciando metas de inflación desde 1994. Ver Rossini (2001) para detalles.

²¹A pesar que el término de error ha cambiado, mantenemos su nomenclatura.

$$\tilde{\pi}_t = \frac{\alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2} \tilde{\pi}_{t-1} + \frac{\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2} \tilde{\pi}_t^m + \frac{(1 - \alpha_1 - \alpha_2)}{\alpha_1 + \alpha_2} \Delta \pi_{t+1}^- + \frac{\gamma}{\alpha_1 + \alpha_2} \hat{y}_t + \eta_t^\pi \quad (8)$$

Asumimos que en el largo plazo, la depreciación real es cero y la meta de inflación es constante. Por lo tanto, no existe una relación entre la brecha producto y la inflación en el estado estacionario²².

2.2. La forma estado espacio

Para la estimación, el modelo debe ser expresado en su forma estado espacio, lo cual comprende dos ecuaciones²³. La ecuación de medición (9) relaciona las variables observadas x_t en el tiempo $t, t=1, \dots, T$, con el vector de estado no observable α_t ²⁴. La ecuación de transición (10) denota el comportamiento dinámico estocástico que gobierna el vector de estado.

$$x_t = Z\alpha_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$A_0\alpha_t = c + A_1\alpha_{t-1} + B\varphi_t + R_0\eta_t \quad (10)$$

donde:

$x_t = [\pi_t \quad \Delta y_t]'$ es el vector observable,

$\alpha_t = [\tilde{\pi}_t \quad \hat{y}_t \quad \hat{y}_{t-1} \quad \mu_t]'$ es el vector de estado,

$\varphi_t = [\pi_{t-1}^m \quad \Delta \pi_{t+1}^- \quad RMCI_t]'$ es el vector de exógenas

$\varepsilon_t = [\varepsilon_t^\pi \quad 0]'$ y $\eta_t = [\eta_t^\pi \quad \eta_t^y \quad 0 \quad \eta_t^\mu]'$ son vectores de errores.

Las matrices están dadas por:

²²Esto también implica que en el largo plazo la tasa de inflación es constante y la brecha producto es cero.

²³Debido a que el producto tiene raíz unitaria, el modelo se hizo estacionario diferenciando la ecuación del producto. La diferenciación permite un cálculo directo de las condiciones iniciales del filtro de Kalman a partir de la estructura del modelo y la data, sin aplicar *priors* difusos para las condiciones iniciales lo que modifica severamente los resultados al inicio de la muestra.

²⁴Presentamos una versión estructural de la ecuación de estado, la cual incorpora efectos contemporáneos entre la inflación subyacente y la brecha producto. Para obtener la forma reducida, invertir la matriz de la izquierda del sistema de estado.

$$\begin{aligned}
Z &= \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 1 \end{bmatrix} \\
A_0 &= \begin{bmatrix} 1 & \frac{-\gamma}{\alpha_1 + \alpha_2} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \\
c &= \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ (1-\phi)\bar{\mu} \end{bmatrix}, \\
A_1 &= \begin{bmatrix} \frac{\alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \phi \end{bmatrix}, \\
B &= \begin{bmatrix} \frac{\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2} & \frac{1-\alpha_1-\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2} & 0 \\ 0 & 0 & \kappa \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \\
R_0 &= \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

Los errores η_t y ε_t están mutuamente no correlacionadas y tienen matrices de covarianzas diagonales. Ambos son modelados como distribuciones gaussianas multivariadas. Las matrices A_0 , A_1 , B , R_0 y el vector c dependen de hiperparámetros desconocidos²⁵. Después de fijar los hiperparámetros, se aplican los algoritmos de predicción, actualización y suavizamiento.

²⁵La siguiente sección se centra en los criterios utilizados para la calibración de los hiperparámetros.

Para obtener las representaciones usuales de estado espacio, se toma en cuenta las siguientes igualdades,

$T = A_0^{-1}A_1$, es la matriz de transición,

$d = c + A_0^{-1}B\varphi_t$, resume las variables exógenas,

$R = A_0^{-1}R_0$.

2.3. Calibración

El modelo (1)-(6) incorpora varios hiperparámetros, coeficientes $\{\beta, \kappa, \alpha_1, \alpha_2, \gamma, \phi, \bar{\mu}\}$ y varianzas $\{\sigma_{\varepsilon\pi}^2, \sigma_{\eta\pi}^2, \sigma_{\eta\gamma}^2, \sigma_{\eta\mu}^2\}$. Estos hiperparámetros pueden ser estimados utilizando el procedimiento de máxima verosimilitud. No obstante, existen diversos aspectos de esta aproximación. Primero, para la muestra seleccionada, la tasa de inflación muestra una dinámica persistente que puede ser explicada por un componente homogéneo no estacionario en la dinámica estocástica de la ecuación de inflación²⁶. Segundo, la muestra trimestral utilizada es muy corta para permitir una estimación econométrica confiable. Tercero, la existencia de quiebres en los datos debido a cambios institucionales y las reformas estructurales dadas en el periodo utilizado, lo cual puede impedir una correcta identificación econométrica²⁷.

Como alternativa, elegimos calibrar el modelo utilizando información externa. Con el propósito de obtener valores de referencia, se estimaron econométricamente una Curva de Phillips y una función de demanda agregada similares a las ecuaciones (2) y (8), utilizando la brecha producto estimada con el método de Hodrick-Prescott²⁸. El cuadro 1 reporta los valores seleccionados.

²⁶ Este fenómeno puede invalidar cualquier estimación econométrica. Para una discusión técnica, ver Enders (1995), capítulo 1.

²⁷ Existe cierta evidencia sobre quiebres estructurales en los datos peruanos, ver Quispe (1999). En general, los quiebres estructurales pueden distorsionar la relación entre la inflación y el producto, ver Clark y McCracken (2003).

²⁸ Tomamos estos resultados con precaución debido a que la presencia de dinámica persistente en la inflación puede invalidar la inferencia estadística y también uso de una medida incorrecta de la brecha producto distorsiona los valores de los coeficientes. Sin embargo, las estimaciones brindan información útil sobre los valores de los parámetros y su incertidumbre. En particular, se halló que $\{\gamma, \kappa\}$ son distorsionados por una alta incertidumbre.

Cuadro 1: Parámetros del modelo

Parámetros	Valores calibrados
Persistencia de la inflación (α_1)	0.70
Pass through (α_2)	0.15
Brecha producto en inflación (γ)	0.70
Persistencia de la brecha producto (β)	0.70
RMCI en la brecha producto (κ)	0.10
Persistencia de la pendiente del producto potencial (ϕ)	0.80
Crecimiento potencial trimestral ($\bar{\mu}$)	0.01

En la curva de Phillips, se calibró el parámetro α_1 en 0.7. La elasticidad de la inflación respecto a la brecha producto (γ) es fijada en un valor de 0.7. Este valor es mayor que los encontrados para otros países²⁹. Sin embargo, este valor refleja el bajo ratio de sacrificio durante el proceso desinflacionario en los últimos 10 años³⁰. Adicionalmente, fijamos el efecto traspaso de la inflación importada hacia el IPC subyacente capturado por α_2 en 0.15, de acuerdo a los estimados por Miller (2004b) y Winkerlried (2004).

Para la ecuación de la brecha producto utilizamos una estimación econométrica para fijar el parámetro de inercia β en 0.7, el efecto del índice de condiciones monetarias reales κ en 0.1 y el valor de ϕ en 0.8. La tasa de crecimiento potencial de estado estacionario fue fijada en 4 por ciento (anualizada), de acuerdo a la tasa de crecimiento potencial promedio calculada con el método de función de producción³¹.

Todas las varianzas, excepto la de la ecuación de la tasa de crecimiento potencial, fueron normalizadas. Para el proceso de filtrado, se identificaron los componentes permanente y transitorio del producto. El problema de extracción de señal está básicamente relacionado al ratio de varianzas entre la tasa de crecimiento del

²⁹Para Alemania 0.40 y Estados Unidos 0.44, ver Ball (1994), y la República Checa 0.22, ver Benes *et. al.* (2002).

³⁰Ver Zegarra (2000).

³¹Ver Miller (2004a).

producto potencial y la brecha producto³², $\sigma_{\eta\mu}^2/\sigma_{\eta\gamma}^2$. Se fijó este valor en 1/64. Esto suaviza el producto potencial e incrementa la relación entre el componente cíclico del producto y la inflación.

2.4. Los datos

Se utilizaron datos trimestrales obtenidos del Banco Central de Reserva del Perú. La muestra se extiende desde 1992 hasta el 2003. Se empleó el PBI real calculado a precio de 1994. La inflación es representada por la inflación subyacente IPC y el tipo de cambio nominal soles/\$US. Como medida de tasa de interés internacional se aproximó por la tasa LIBOR a un mes. La inflación externa es aproximada por la tasa de inflación de Estados Unidos. La inflación importada se construye utilizando la condición PPC: $\pi_t^m = \pi_t^{US} + \Delta e_t$, donde π_t^{US} es la inflación de Estados Unidos y Δe_t es la depreciación (apreciación) del tipo de cambio.

El tipo de cambio real es medido por el índice de precios importados deflactado por el índice de precios al consumidor. Por otro lado, la tasa de interés real ex post es medida como: $r_t = i_t - \pi_t^{core}$, donde i_t es la tasa de interés interbancaria anualizada y π_t^{core} es la tasa de inflación subyacente anual. El índice de condiciones monetarias reales es construido con las brechas de la tasa de interés real y del tipo de cambio real. La prima por riesgo es calculada como el residuo de la ecuación de paridad descubierta de tasas de interés.

Finalmente, la meta de inflación es la inflación subyacente filtrada con Hodrick-Prescott, en el cual se fijó un nivel de 2.5 por ciento desde el 2002 en línea con el último anuncio de meta de inflación³³.

3. Resultados

En esta sección, se describe primero la brecha producto MCNO, comparándola con los estimados bajo los métodos HP y función de producción (FP). Adicionalmente, se discuten las propiedades de revisión en los estimados y su capacidad para predecir la inflación. Finalmente, se evalúan cuál de los

³²El problema de extracción de señales es prácticamente intratable sin imponer ciertas restricciones ad-hoc, ver Quah (1992) para una discusión técnica. Por ejemplo, la estimación directa del ratio de varianzas entre los componentes transitorio y permanente de una serie de tiempo tiende a diferir a los recomendados por Hodrick y Prescott, ver por ejemplo, Blith *et. al.* (2001).

³³Para una discusión sobre la inclusión de priors en el filtro de Hodrick-Prescott, ver St. Amant y van Norden (1997).

estimadores mejora la *predictibilidad* de la inflación. Los resultados indican que el estimado MCNO muestra mayor relación con el proceso inflacionario en el Perú, reduce la incertidumbre al final de la muestra y mejora la predicción de la inflación.

3.1. Estimados de brecha producto

El panel (a) de la figura (3) presenta el estimado MCNO usando la metodología multivariada de componentes no observados, basada en el modelo definido por (1)-(6) y (8).

De acuerdo con los resultados, la brecha producto peruana ha fluctuado dentro de un rango de -7 a 2 por ciento. Cuatro periodos de presiones inflacionarias pueden ser identificados: 1994Q2-1995Q4, 1997Q1-1997Q4, 1999Q4-2000Q2, y recientemente 2002Q2-2002Q4. Los dos primeros periodos han sido los más resaltantes y prolongados, alcanzando niveles cercanos al 2 por ciento. Respecto a los episodios de presiones desinflacionarias, estos han tenido una duración mayor y han presentado en promedio una magnitud mayor que los periodos de presiones inflacionarias. También se han identificado cuatro periodos: 1992Q3-1994Q2, 1996Q1-1996:Q4, 1998Q2-1999Q4, y 2000Q4-2002Q1, siendo el primero el más significativo, alcanzando valores cercanos al -7 por ciento.

El panel (b) de la figura (3) grafica la inflación subyacente y la inflación importada, variables que muestran una alta correlación durante la década de los noventa. Sin embargo, esta relación se quiebra en dos periodos: 1994-1995 y 1998-1999. En el primer periodo, la inflación subyacente es mayor que la inflación importada. Al mismo tiempo, se identifica una brecha producto positiva, explicando el traspaso incompleto de precios externos hacia precios domésticos. Lo contrario ocurre en el segundo periodo: la inflación subyacente es menor que la inflación importada, fenómeno acompañado de una brecha producto negativa³⁴.

³⁴Este tipo de traspaso no lineal (*pass-through*) ha sido discutido recientemente por Winkelried (2004).

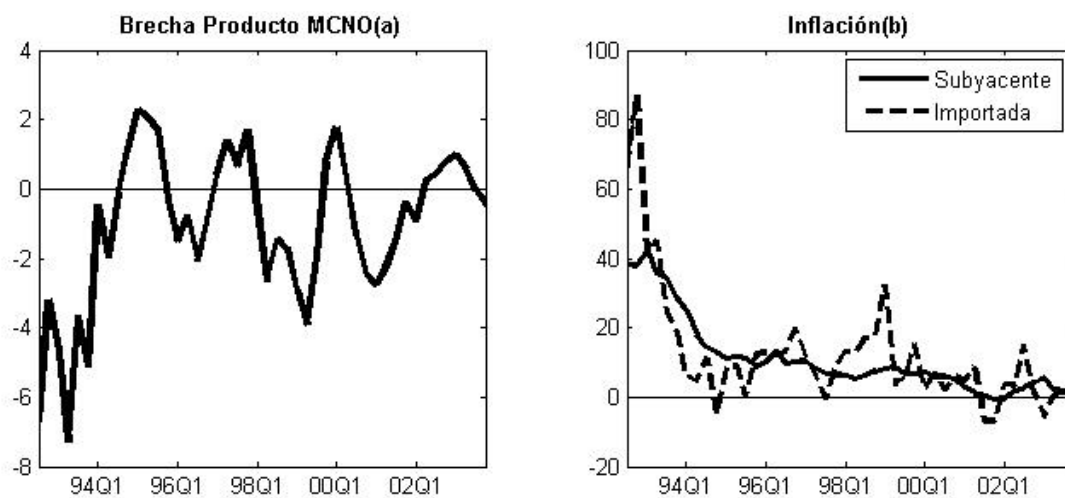


Figura 3. La brecha producto corresponde al estimador suavizado MCNO. La inflación subyacente es calculada usando el modelo semi-estructural y la inflación importada corresponde a la definición PPC.

La figura (4) muestra el estimado MCNO junto a los estimados del filtro Hodrick y Prescott (HP) y función de producción (FP).

Se observa que los estimados MCNO, HP y FP de la brecha producto son muy similares en toda la muestra. Sin embargo, la estimación (MCNO) es menor que las estimaciones alternativas (HP y FP) en dos periodos: 1994-1997 y al final de muestra (2003). La propiedad más resaltante acerca de estos periodos es que combinan altas tasas de crecimiento del producto con un proceso desinflacionario (1994-1997) o un entorno de inflación estable (2003). Por un lado, los métodos HP y FP tienden a asociar la evolución de la brecha producto con el ciclo económico, aún cuando este ciclo no ha afectado la tasa de inflación. Por otra parte, la estimación MCNO es influenciada no sólo por el comportamiento del producto sino también por la inflación doméstica e importada.

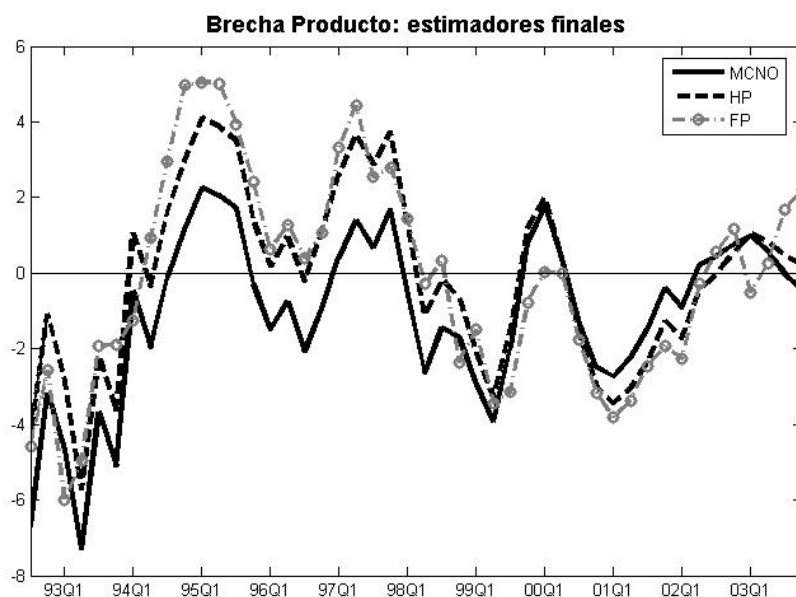


Figura 4. Estimados suavizados de la brecha producto.

3.2. Propiedad de las revisiones: el problema de fin de muestra

En esta sección, se analiza las propiedades de actualización de las estimaciones MCNO, HP y FP. La medición de las revisiones de la brecha producto debido a la incorporación de nuevas observaciones constituye una forma de evaluar la incertidumbre asociada a diferentes métodos. De hecho, en la medida en que se presente mayor incertidumbre alrededor de un estimado de brecha producto, menor es la sensibilidad de la autoridad monetaria a este indicador³⁵.

Con el objetivo de comparar la confiabilidad de cada método, se calculó los estimados en tiempo real y los estimados finales de la brecha producto. La incertidumbre que cada método introduce en la estimación de la brecha producto es determinada por la comparación entre el estimador final y el estimado en tiempo real.

Los resultados de este ejercicio son mostrados en la figura (5). El panel de la izquierda presenta los estimados en tiempo real y finales, calculados con los métodos MCNO, HP y FP. Es evidente que las revisiones de los estimados

³⁵Véase Gaudich y Hunt (2000) y Smets (2002).

MCNO en tiempo real en respuesta de la incorporación de nuevos datos es MCNOho menor que aquellas bajo los métodos HP y FP. En el panel de la derecha, se presentan los gráficos de dispersión entre los estimados en tiempo real y finales. Estos gráficos permiten tener una visión más clara del grado de incertidumbre alrededor de cada método. Los gráficos están divididos en 4 cuadrantes: I y III muestran los puntos en los que los estimados finales y en tiempo real proveen señales contradictorias, mientras que II y IV presentan aquellas ocasiones en las que ambas estimaciones dan signos similares. Los resultados indican que los estimados MCNO están agrupados alrededor de la línea de 45° (II y IV), mientras que los métodos HP y FP proveen señales discordantes (I y III)

Para cuantificar el grado de incertidumbre, calculamos los coeficientes de correlación y los índices de concordancia³⁶. Adicionalmente, probamos la confiabilidad de los estimados usando la prueba de Pesaran y Timmermann (1992)³⁷. Los resultados se resumen en la tabla 2. Los coeficientes de correlación indican que la brechas producto calculadas (final y tiempo real) con MCNO presentan mayor co-movimiento (0.65) que aquellas obtenidas con HP (0.26) y FP (0.16). Del mismo modo, el estadístico de concordancia indica que los estimados final y en tiempo real con MCNO brindan señales similares (0.73), mayor que los obtenidos con HP (0.63) y FP (0.52). Más aún, la aplicación de la prueba de Pesaran y Timmermann muestra que la probabilidad de aceptación de la hipótesis de señales similares en el caso de MCNO es 70.89 por ciento, en contraste con el 0.01 por ciento y 0.00 por ciento de HP y FP, respectivamente. Estos resultados sugieren que la aproximación multivariada provee estimaciones más confiables³⁸.

³⁶El índice de concordancia es un método estadístico no paramétrico que mide la proporción de tiempo en la que dos series de tiempo están en el mismo estado. Por tanto, el grado de concordancia será 1 si ambas medidas de brecha producto tienen el mismo signo para un periodo determinado. Por contraste, tomará el valor de cero si los signos de ambas medidas (final y tiempo real) son siempre opuestos. Para más detalles sobre este indicador, ver McDermott y Scott (1999).

³⁷Citado en Camba-Mendez y Rodríguez-Palenzuela (2001).

³⁸Una variedad de estudios evalúa diferentes métodos univariados y multivariados, comparando los estimados en tiempo real respecto a los estimadores finales. Butler (1996), Conway y Hunt (1997), Camba-Mendez y Rodríguez-Palenzuela (2001), De Brouwer (1998) y Scott (2000a) comparan las propiedades de actualización de diferentes medidas de brecha producto de Canadá, Unión Europea, Estados Unidos, Australia y Nueva Zelanda. Sus resultados sugieren que los estimados multivariados de brecha producto son estadísticamente más confiables. Rünstler (2002) se concentra sólo en métodos de componentes no observados, univariados y multivariados. Como en los casos precedentes, su estudio indica que a mayores niveles de información, mayor es la confianza de los estimados de brecha producto de la Unión Europea.

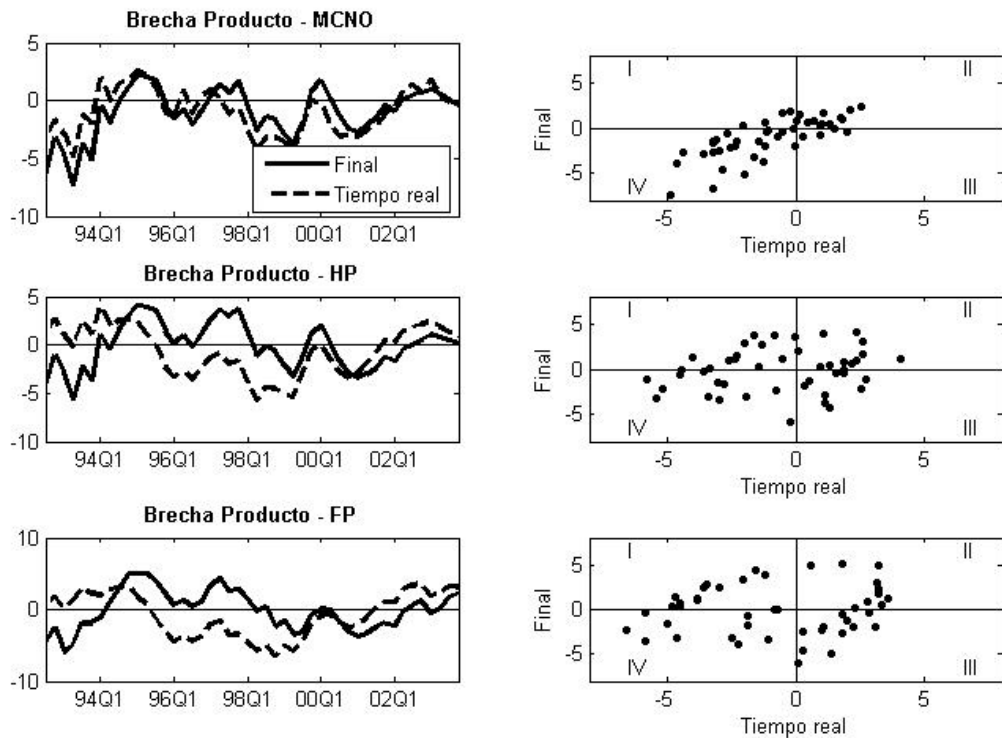


Figura 5. Estimadores finales corresponden a los estimados suavizados. Los estimados en tiempo real corresponden a los estimados actualizados.

Tabla 2: Estadísticos de Evaluación

	MCNO	HP	FP
Coeficiente de Correlación	0.65	0.26	0.16
Índice de Concordancia	0.73	0.63	0.52
Pesaran and Timmerman*	70.89%	0.01%	0.00%

*Probabilidad de aceptación de la hipótesis nula de que los signos de los estimados final y en tiempo real son los mismos.

¿Qué explica estos resultados? Dado que los datos futuros siempre contienen información sobre la descomposición de los choques transitorios y permanentes en el periodo corriente, los estimadores más recientes cambiarán invariablemente conforme las características de persistencia de los choques pasados sean más

aparentes. Con restricciones estructurales, la aproximación MCNO explota las correlaciones en los datos, guiando la estimación de la brecha producto al final de la muestra.

3.3. Predicción de inflación

El poder predictivo de la brecha producto sobre la inflación a través de una curva de oferta de corto plazo (Curva de Phillips) es una condición esencial para la validez económica de cualquier estimado. Esta sección prueba la información contenida en los diferentes estimados en tiempo real de la brecha producto como indicador líder de los cambios futuros en la inflación. Para este propósito, se analiza la siguiente regresión,

$$\Delta\tilde{\pi}_t = \theta \hat{y}_{t|t} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta\tilde{\pi}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

donde $\hat{y}_{t|t}$ es el estimado en tiempo real de la brecha producto y $\tilde{\pi}_t$ es la inflación subyacente calculada de la recursión del Filtro de Kalman³⁹.

El ejercicio consiste en aplicar la regresión (11) para los estimados en tiempo real calculados con diferente métodos: MCNO, HP y FP. Adicionalmente una regresión para la inflación que restringe el valor de θ a cero es tomada como referencia. En todos los casos, el número óptimo de rezagos k es hallado de la minimización del criterio de *Akaike*.

La evaluación del comportamiento fuera de muestra se realiza usando los siguientes pasos. Primero, la ecuación (11) y la ecuación restringida ($\theta = 0$) son estimadas para una muestra seleccionada. Segundo, se generan los pronósticos fuera de la muestra de los cambios en la inflación. Tercero, la siguiente observación de la muestra se suma al conjunto de información y los primeros dos pasos son aplicados. Se inicia el procedimiento con una muestra desde 1992Q1 a 1997Q4, expandiéndola secuencialmente hasta 2002Q2.

La tabla 3 reporta el error cuadrático medio de proyección de la ecuación (11) usando diferentes estimados de $\hat{y}_{t|t}$ en relación con la ecuación de referencia.

³⁹El uso de cambios en la inflación elimina la excesiva persistencia de la inflación. Econométricamente, esta aproximación es óptima puesto que mejora las proyecciones de corto plazo.

Tabla 3: Comportamiento de las proyecciones fuera de la muestra

Ratio ECM* (en porcentajes)	Horizonte de Proyección			
	+1	+2	+3	+4
MCNO	57	55	65	67
HP	66	73	77	84
FP	75	77	78	85

* El ratio ECM denota el error cuadrático medio de las proyecciones de la ecuación (11) en relación al ECM de la predicción del modelo de referencia. Los ECM fuera de la muestra del modelo de referencia son 1.56, 1.61, 1.76, y 1.29 para 1,2,3,4 trimestres hacia adelante, respectivamente. Muestra inicial: 1992Q1 –1997Q4.

Las proyecciones fuera de la muestra de los estimados mejoran substancialmente a las proyecciones del modelo restringido para todos los horizontes de proyección. Sin embargo, la mejora varía a través de las diferentes metodologías consideradas. La brecha producto MCNO incrementa la *predictibilidad* de la inflación más que los estimados con los métodos HP y FP. Adicionalmente, las proyecciones obtenidas con el estimado MCNO son casi estable conforme aumenta el horizonte de proyección. Por su parte, los métodos HP y FP muestran incrementos en los ratios ECM a medida que se expande el horizonte de proyección. A lo máximo, la proyección para el cuarto trimestre obtenida con HP y FP presenta una leve mejora con relación al modelo restringido.

4. Comentarios finales

Con el objetivo de mejorar la medición de la brecha producto en el Perú, en este documento se desarrolla un modelo semi-estructural para una economía pequeña y abierta. El modelo fue estimado como un modelo de componentes no observados usando la técnica del Filtro de Kalman. El sistema incorpora explícitamente una relación de corto plazo entre la brecha producto y el proceso de inflación a través de una Curva de Phillips y además incluye algunas otras restricciones estructurales sobre la dinámica del producto potencial. Los parámetros fueron calibrados usando fuentes externas de información. Los resultados indican que el estimado MCNO de la brecha producto posee mejores propiedades que estimaciones alternativas como las del filtro HP o el estimado por FP.

Asimismo se encuentra que la brecha producto MCNO es bastante similar a las medidas alternativas. No obstante, en periodos de altas tasas de crecimiento acompañadas de contextos de desinflación o inflación estable, el estimado MCNO señala menores presiones de demanda que otros estimados. En particular, al final de la muestra (caracterizada por un ambiente de inflación estable), las estimaciones por HP y FP están sesgadas a mostrar condiciones de exceso de

demanda. De otro lado, la identificación de la brecha producto MCNO está altamente asociada al efecto traspaso de los precios importados a los precios al consumidor. En particular, siempre que inflación importada fue mayor (menor) que la inflación doméstica, el sistema encuentra una brecha producto negativa (positiva).

Por otro lado, se estudian las propiedades de actualización comparando los estimados suavizados (o finales) con los estimados actualizados (o en tiempo real) de las tres metodologías utilizadas. Los estadísticos de diagnóstico reportan que el estimado MCNO es el más confiable del grupo. Finalmente, se explora el poder predictivo fuera de la muestra de la inflación de diferentes estimados. Los resultados indican que los estimados MCNO predicen mejor los cambios en la inflación, confirmando la condición esencial para la validez económica de cualquier estimado de brecha producto.

Las ventajas antes mencionadas prueban la importancia de incluir información adicional asociada a una estructura en el cálculo de la brecha producto. Para los propósitos de política monetaria, estos resultados pueden implicar una reducción significativa de la incertidumbre con consecuencias favorables para el control de la inflación futura. Dado esto, la agenda de investigación puede estar orientada a explorar indicadores cíclicos adicionales para mejorar la descomposición del producto, en ese sentido, se recomienda Rünstler (2002). Asimismo, dado que el modelo presentado aquí ha sido calibrado, la incertidumbre involucrada en este proceso debe ser cuantificada. Sobre este punto, el análisis Bayesiano de los hiperparámetros como en Harvey *et. al.* (2002) puede ser implementado.

Referencias

- [1] Ball, L. (1994): "What determines the sacrifice ratio". *Monetary Policy*, Ed. Gregory Mankiw, National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press.
- [2] Baxter, M., y R. King (1995): "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series". NBER Working Paper No. 7872, Cambridge.
- [3] Benati, L. (2001): "Band pass filtering, cointegration, and business cycle analysis". Working Paper, Bank of England.
- [4] Benes, J. T. Hledik, D.Vavra y J. Vlcek (2002): *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System: The Quarterly Projection Model and its Properties*. Ed. W. Coats, D. Laxton and D.Rose, Czech National Bank.
- [5] Benes J.y P. N'Diaye (2002): *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System: A Multivariate Filter for Measuring Potential Output and the NAIRU*. Ed. W. Coats, D. Laxton and D.Rose, Czech National Bank.
- [6] Beveridge, S. y C.R. Nelson (1981): "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle". *Journal of Monetary Economics*, No 7, 1521-174.
- [7] Blanchard, O. y D. Quah (1989): "The dynamics effects of aggregate demand and supply disturbances". *American Economic Review*, Volume 79, Edition 4, 655-673, 1989.
- [8] Blith, C., J. Reeves, J. Small y C. Triggs (2000): "The Hodrick - Prescott filter, a generalization, and a new procedure for extracting an empirical cycle from a series". *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Volume 4, No 1, MIT Press.
- [9] Butler, L. (1996): *The Bank of Canada's New Quarterly Projection Model (QPM): A semi structural method to estimate potential output: combining economic theory with a time-series filter*. Bank of Canada.
- [10] Caballero, M. y J. Gallegos (2001): "La incertidumbre sobre la brecha producto y la función de reacción bajo un esquema de inflation targeting". *Revista de Estudios Económicos*, No 7, Banco Central de Reserva del Perú.
- [11] Cabredo, P. y L.Valdivia (1999): "Estimación del PBI potencial: Perú 1950-1997". *Revista de Estudios Económicos*, No. 5, Banco Central de Reserva del Perú.
- [12] Camba-Mendez, G y D. Rodriguez-Palenzuela (2001): "Assessment criteria for output gap estimates" Working Paper Series No. 58, European Central Bank.
- [13] Calvo, G. (1983): "Staggered prices in a utility-maximizing framework".

Journal of Monetary Economics, No. 12, 383-398.

[14] Cerra, V. y S. Chaman (2000): "Alternative methods of estimating potential output and the output gap: an application to Sweden". IMF Working Paper, WP/00/59.

[15] Clarida, R., J. Gali y M. Gertler (2002): "A simple framework of international monetary policy analysis". *Journal of Monetary Economics*. No 49. 879-904.

[16] Clark, T. y M. McCracken (2003): "The predictive content of output gap for inflation: resolving in-sample and out-sample evidence". RWP 03-06, Research Division, Federal Reserve Bank of Kansas City.

[17] Conway, P. y B. Hunt (1997): "Estimating potential output: a semi structural approach". Discussion Paper Series, G97/9, Reserve Bank of New Zealand.

[18] Dennis, R. (1997): "A measure of monetary conditions". Discussion Paper Series, G97/1, Reserve Bank of New Zealand.

[19] De Brouwer, G. (1998): "Estimating output gap". Research Discussion Paper No 9809, Reserve Bank of Australia.

[20] Enders, W. (1995): *Applied econometrics time series*. John Wiley and Sons, INC.

[21] Evans G. y S. Honkapohja (2001); *Learning and expectations in macroeconomics*. Princeton University Press.

[22] Gaudich, V. y B. Hunt (2000): "Inflation Targeting under potential output uncertainty". Discussion Paper Series, DP2000/08, Reserve Bank of New Zealand.

[23] Gruen, D., T. Robinson y A. Stone (2002): "Output gaps in real time: are they reliable enough to use for monetary policy?". Research Discussion Paper, Bank of Australia.

[24] Hamilton, J. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton, N.J., Princeton University Press.

[25] Haltmaier, J. (2001): "The use of cyclical indicators in estimating the output gap in Japan". International discussion paper, No. 701, Board of Governors of the Federal Reserve System.

[26] Harvey, A. (1993): *Time Series Models*. Harvester Wheatsheaf, London.

[27] Harvey, A. and A. Jaeger (1993): "Detrending, stylized facts, and the business cycle". *Journal of Applied Econometrics*, Vol 8, 231-247.

[28] Harvey, A. T. Trimbur and H. van Dijk (2002): "Cyclical component in economic time series: a Bayesian approach". DAE working paper No. 0302.

[29] Hirose K. y Y.Kamada. (2001). "A new technique for simultaneous estimation of output gap and Phillips curve". Working Paper, Bank of Japan.

[30] Hodrick, R. J. y E. C. Prescott (1997). "Postwar US business cycles: an empirical investigation". *Journal of Money, Credit and Banking*, No. 29, 1-16.

[31] Laxton, D. y R. Tetlow. (1992). "A Simple Multivariate Filter for

- Measurement of Potential Output”. Technical Report No. 59, Bank of Canada.
- [32] Mankiw, G. y R. Reis (2001): “Sticky Information versus sticky prices: a proposal to replace the new Keynesian Phillips Curve”. NBER working paper, No. 8290.
- [33] McDermott, C. y A. Scott (1999): “Concordance in Business Cycles”. Discussion Paper Series G99/7, Reserve Bank of New Zealand.
- [34] Miller, S. (2004a): “Métodos alternativos para la estimación del PBI potencial: una aplicación para el caso del Perú”. *Revista de Estudios Económicos*, No. 10, Banco Central de Reserva del Perú.
- [35] Miller, S. (2004b): “Estimación del pass through del tipo de cambio a precios: 1995-2002”. *Revista de Estudios Económicos*, No. 10, Banco Central de Reserva del Perú.
- [36] Orphanides, A. y S. van Norden (1999): “The reliability of output gap estimates in real time”. Working Paper, Federal Reserve.
- [37] Quah, D. (1992): “The relative importance of permanent and transitory components: identification and some theoretical bounds”. *Econometrica*, Volume 60, Edition 1, 107-118.
- [38] Quispe, Z. (1998): “Una aproximación a la demanda de los principales agregados monetarios en el Perú: junio 1991 – mayo 1997”. *Revista de Estudios económicos*, No. 3, Central Reserve Bank of Peru.
- [39] Rossini, R. (2001): “Aspectos de la adopción de un régimen de metas de inflación en el Perú”. *Revista de Estudios Económicos*, No. 7, Banco Central de Reserva del Perú.
- [40] Rünstler, G. (2002): “The information content of real-time output gap estimates: an application to the Euro Area”. Working Paper Series, No 182, European Central Bank.
- [41] Scott, A. (2000a): “Stylized facts from output gap measures”. Discussion Paper Series. DP2000/07, Reserve Bank of New Zealand.
- [42] Scott, A. (2000b): “A multivariate unobserved component model of cyclical activity”. Discussion Paper Series. DP2000/04, Reserve Bank of New Zealand.
- [43] Smets, F. (2002): “Output gap uncertainty: does it matter for the Taylor rule?”. *Empirical Economics*, No. 27, 113-117.
- [44] St. Amant, P. y S. van Norden (1997): “Measurement of the output gap: a discussion of recent research at Bank of Canada”. Technical Report No. 79, Bank of Canada.
- [45] Teixeira, T. (2002): “Estimating Brazilian potential output: a production function approach”. Working Paper Series 17, Central Bank of Brasil.
- [46] Van Norden, S. (1995): “Why is so hard to estimate the current output gap?”. Working Paper, Bank of Canada.
- [47] Winkelried, D. (2004): “No linealidad del pass through en el Perú. Nuevas evidencias, 1993-2002”. *Revista de Estudios Económicos*, No. 10, Banco Central

de Reserva del Perú.

[48] Zegarra, L. (2000): “El ratio de sacrificio y los efectos reales de la política monetaria en Perú”. *Revista Moneda* No. 124, Banco Central de Reserva del Perú.

Apéndice Técnico

Apéndice A: El índice de condiciones monetarias reales

Un índice de condiciones monetarias resume los principales canales de transmisión de política monetaria: el canal de la tasa de interés real y el canal de tipo de cambio real⁴⁰. El índice es calculado como la combinación lineal de las brechas de tasa de interés real y tipo de cambio real,

$$RMCI_t = -\theta \hat{r}_t + (1-\theta) \hat{q}_t \quad (A.1)$$

donde \hat{r}_t y \hat{q}_t son las brechas de la tasa de interés real y el tipo de cambio real, respectivamente. El coeficiente θ mide la importancia relativa de la tasa de interés⁴¹. Un índice de condiciones monetarias reales positivo (negativo) implica un posición de política monetaria expansiva (contractiva).

Las brechas de la tasa de interés real y tipo de cambio real fueron computados usando la técnica de filtrado de Kalman. El modelo se basa en la condición de paridad no cubierta de tasas de interés (UIP).

$$r_t - r_t^* = 4\Delta q_t + \rho_t \quad (A.2)$$

donde r_t es la tasa de interés real domestica; r_t^* es la tasa de interés real externa; q_t es el tipo de cambio real (en logaritmos) y ρ_t representa el nivel de premio por riesgo. Se puede podemos descomponer cada variable en la ecuación UIP en sus componentes transitorio (brecha) y tendencia.

$$r_t - 4\Delta q_t - \rho_t = \hat{r}_t + \bar{r}_t - 4\Delta \hat{q}_t - 4\Delta \bar{q}_t - \hat{\rho}_t - \bar{\rho}_t$$

$$r_t - 4\Delta q_t - \rho_t = \left[\hat{r}_t - 4\Delta \hat{q}_t - \hat{\rho}_t \right] + \left[\bar{r}_t - 4\Delta \bar{q}_t - \bar{\rho}_t \right]$$

Tomando la UIP como una relación de cointegración, lo que implica que la tasa de interés real, el cambio en el tipo de cambio real y el premio por riesgo se mueven juntos alrededor de un equilibrio de largo plazo⁴².

$$\bar{r}_t - \bar{r}_t^* = 4\Delta \bar{q}_t + \bar{\rho}_t$$

Considerando lo anteriormente mencionado, se reformula la ecuación UIP como,

⁴⁰Ver Dennis (1997). Típicamente, los índices de condiciones monetarias son calculados en niveles. No obstante, para ser consistente con el modelo semi-estructural empleado, centramos el índice de condiciones monetarias extrayendo la tendencia de sus componentes.

⁴¹Un mayor nivel de θ indica que la tasa de interés real es más importante que el canal de tipo de cambio real. Por lo tanto, un mayor depreciación real (apreciación) es requerida para anular los efectos de incremento en la tasa de interés real (reducción).

⁴²En este equilibrio de largo plazo, la tasa de interés real externas es tomada como una variable exógena, que no se ajusta ante ningún desequilibrio doméstico.

$$x_t = \left[\hat{r}_t - 4\Delta\hat{q}_t - \hat{\rho}_t \right] + \bar{x}_t$$

donde $x_t = r_t - 4\Delta q_t - \rho_t$

Para la estimación de las brechas se necesita especificar las leyes de movimiento estocásticas de la tasa de interés real, el tipo de cambio real y el premio por riesgo.

Estas tres variables siguen un modelo *local-level* ($z_t = r_t, \Delta q_t, \rho_t$)⁴³ como,

$$z_t = \bar{z}_t - \hat{z}_t$$

$$\bar{z}_t = \bar{z}_{t-1} + \bar{\eta}_t \quad \bar{\eta}_t \sim N\left(0, \sigma_{\bar{\eta}}^2\right)$$

$$\hat{z}_t = \hat{\eta}_t \quad \hat{\eta}_t \sim N\left(0, \sigma_{\hat{\eta}}^2\right)$$

donde \bar{z}_t y \hat{z}_t representan el componente permanente (tendencia) y el componente transitorio (brecha), respectivamente. Para calcular las brechas se calibra el ratio de extracción de señales entre los choques transitorios y permanentes.

La figura (6) presenta el índice de condiciones monetarias reales calculado. El parámetro θ se fija en 0.9⁴⁴. Los resultados indican dos etapas en la posición de política monetarias: expansivas durante 1992Q3-1995Q4 y 2001Q1-2003Q4 y contractivas durante 1996Q1-2001Q4.

⁴³Para una discusión técnica de los modelos *local linear trend* y *local level*, ver Harvey (1993).

⁴⁴Para calibrar este parámetro se estima la ecuación (2) para la brecha producto HP con la tasa de interés real y el cambio en el tipo de cambio real en brechas por separado. Los resultados muestran que la tasa de interés real es más importante en la determinación de la brecha producto que la depreciación (apreciación) del tipo de cambio real. Más aún, exploramos especificaciones alternativas con los sectores primarios y no primarios en el lugar del PBI total. Encontramos que la tasa de interés real tiene un mayor efecto sobre la brecha producto del sector no primario, mientras que la depreciación (apreciación) del tipo de cambio real tiene mayor efecto sobre el sector primario. Dado que la contribución del sector no primario en el PBI total es más que 60% (en promedio), los resultados obtenidos con el PBI total son razonables.



Figura 6. Índice de condiciones monetarias reales es calculado como una combinación lineal entre las brechas de tasa de interés real y el cambio en la tipo de cambio real.

Números anteriores de los Documentos de Trabajo Past Issues of Working Papers

La serie de Documentos de Trabajo puede obtenerse de manera gratuita en formato pdf en la siguiente dirección electrónica:

http://www.bcrp.gob.pe/Espanol/WPublicaciones/wpapers/DT_indice.htm

The Working Paper series can be downloaded free of charge in pdf format from:

http://www.bcrp.gob.pe/Espanol/WPublicaciones/wpapers/DT_index.htm

2005

Marzo\ March

DT N° 2005-005

Crisis de Inflación y Productividad Total de los Factores en Latinoamérica

Nelson Ramírez Rondán y Juan Carlos Aquino.

DT N° 2005-004

Usando información adicional en la estimación de la brecha producto en el Perú: una aproximación multivariada de componentes no observados

Gonzalo Llosa y Shirley Miller.

DT N° 2005-003

Efectos del Salario Mínimo en el Mercado Laboral Peruano

Nikita R. Céspedes Reynaga

Enero\ January

DT N° 2005-002

Can Fluctuations in the Consumption-Wealth Ratio Help to Predict Exchange Rates?

Jorge Selaive y Vicente Tuesta

DT N° 2005-001

How does a Global disinflation drag inflation in small open economies?

Marco Vega y Diego Winkelreid