

# La estimación de la brecha del producto en Colombia

José Luis Torres T.\*

## I. INTRODUCCIÓN

En Colombia, el Banco Central conduce la política monetaria bajo el régimen de inflación objetivo desde 1999, tras el abandono de las bandas cambiarias. En este esquema, la tasa de interés de política del emisor depende de las desviaciones de la inflación futura y la meta de inflación, y el PIB observado y el no inflacionario. Dado lo anterior, la postura de la política monetaria depende críticamente de los pronósticos de inflación y de la estimación de la brecha del producto.

En este trabajo se reseñan las diferentes metodologías que se utilizan en el Banco de la República de Colombia para la medición de la brecha del producto, que se define como la diferencia porcentual entre el PIB observado y el PIB no inflacionario o potencial.<sup>1</sup> Al ser el PIB potencial un concepto teórico y no observable, no existe una medición objetiva de la brecha del producto y por lo tanto es difícil calificar qué tan adecuados son los modelos que se utilizan para su estimación. Una buena estimación de la brecha debe dar luces sobre la existencia de posibles excesos de demanda que puedan presionar los precios en el futuro. Adicionalmente, la brecha del producto también se utiliza para la estimación de la tasa de interés

\* J. L. Torres T., Profesional de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República, de Colombia.

<sup>1</sup> En algunos trabajos el producto potencial se define como el PIB de precios flexibles o el de pleno empleo de factores productivos. Sin embargo, estas no son las mediciones relevantes para un banco central con un esquema de inflación objetivo. En la práctica el PIB no inflacionario es menor que el de pleno empleo de factores y no necesariamente coincide con el producto de precios flexibles. Para una discusión más detallada sobre los conceptos de PIB potencial ver McCallum (2001) y Mishkin (2007).

natural y para la determinación de la postura fiscal de una economía.

En la literatura se proponen diversos ejercicios que permiten acercarse a este concepto. Aunque en principio es deseable contar con gran variedad de medidas, muchas veces esto implica divergencias a la hora de hacer recomendaciones de política monetaria. Si bien la correlación histórica entre los diferentes indicadores suele ser bastante alta, el nivel de cada uno varía de forma importante. Debido a la naturaleza no observable de la brecha del producto, en este trabajo se verifica la validez de las diferentes mediciones, mediante la evaluación de pronósticos fuera de muestra de la inflación básica obtenidos con una curva de Phillips híbrida.<sup>2, 3</sup>

El trabajo se divide en cinco secciones siendo esta introducción la primera. En la segunda se explican en mayor detalle las principales metodologías que se utilizan en Colombia para la estimación de la brecha del producto. La tercera sección muestra la evaluación de los pronósticos fuera de muestra de la inflación básica obtenidos con cada una de las metodologías. Por último, en la quinta sección se presentan algunas conclusiones.

## II. TÉCNICAS DE ESTIMACIÓN

La estimación de la brecha del producto en Colombia ha sido desde hace varios años un tema fértil de investigación. Por lo cual en la actualidad se cuenta con varias medidas, que van desde filtros estadísticos (Hodrick-Prescott simple, con priors, multivariado, filtro de Kalman y band pass) hasta modelos con alguna estructura económica.<sup>4</sup> A continuación se reseñan las cinco metodologías principales que se utilizan activamente en la estimación de la brecha del producto en Colombia.

### 1. Función de producción

La estimación de la brecha del producto a partir de una función de producción es la metodología más utilizada en los bancos centrales porque permite hacer la estimación del producto potencial a partir de los factores productivos lo cual es muy intuitivo. Su mayor atractivo radica en que al ser una

<sup>2</sup> Igual a la del modelo central de pronósticos MMT (Modelo de Mecanismos de Transmisión), que incluye expectativas racionales (de la inflación futura) y adaptativas (rezagos de inflación).

<sup>3</sup> El MMT, desarrollado por Gómez *et al.* (2002), es un modelo semiestructural y dinámico para una economía pequeña y abierta, que se utiliza para las recomendaciones de política.

<sup>4</sup> Cobo (2004) hace un resumen exhaustivo de las metodologías de brecha del producto estimadas para el caso colombiano.

estimación desagregada, permite utilizar gran cantidad de información y de juicio. Por ejemplo, en esta metodología es posible incorporar en la estimación entre otras cosas, el conocimiento que se tenga sobre el crecimiento poblacional, la participación en el mercado laboral y la inversión. Lo cual a su vez se constituye en su principal deficiencia, puesto que al tener estimaciones sobre tantos fenómenos y componentes se incrementa la incertidumbre sobre el resultado final.

El ejercicio permite separar la medición de la brecha del producto en subrechas de empleo, capital y productividad. Para esto se utiliza una función de producción tipo Cobb-Douglas:

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

En la que se supone que la elasticidad de sustitución entre el capital y el trabajo es unitaria, que los retornos a escala son constantes y que el cambio tecnológico es neutral en el sentido de Hicks. Para la estimación se utiliza el PIB trimestral desestacionalizado a precios constantes de 1994 medido por el Departamento Nacional de Estadística (DANE).

El acervo de capital se estimó a partir de la proporción capital a producto estimada por el Departamento de Planeación Nacional (DNP). A partir de 2001, la serie se actualiza con la ecuación del inventario perpetuo:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_{t-4} \quad (2)$$

Donde  $\delta = 1.21\%$  es la tasa trimestral promedio de depreciación del capital estimada por el DNP e  $I_{t-4}$  es la formación bruta de capital fijo rezagada cuatro períodos atrás. De esta manera se asume que la inversión se demora un tiempo en volverse productiva, en este caso cuatro trimestres. Sin embargo, no todo el capital instalado se encuentra en operación, por lo cual se ajusta el capital por la tasa de utilización de la capacidad instalada ( $UCI$ ) según la Fundación para la Educación Superior y el Desarrollo (Fedesarrollo).

Los datos de mano de obra se obtienen de las mediciones del DANE. La población ocupada ( $L$ ) se calcula como:

$$L_t = PET_t * TGP_t * (1 - U_t) \quad (3)$$

Donde  $PET$  es la población en edad de trabajar ( $> 12$  años) según proyecciones del DANE a partir del último censo,  $TGP$  es la tasa global de participación que es una medida de la oferta laboral y  $U$  es la tasa de desempleo. Las últimas dos series se obtiene a partir de la Encuesta Nacional de Hogares (ECH) del DANE. En este caso también puede decirse que el insumo trabajo no se utiliza en su totalidad y que por lo tanto hay que ajustarlo por la tasa de desempleo.

La productividad de los factores ( $A$ ) se calcula a partir del residuo de Solow, es decir como la parte no explicada del producto:

$$A = \frac{Y}{(K * UCI)^\alpha (PET * TGP * (I - u))^{1-\alpha}} \quad (4)$$

Para la estimación del producto no inflacionario se repite el procedimiento pero se utilizan en el cálculo los valores no inflacionarios de la utilización de capacidad instalada (NAICU), la tasa de desempleo (NAIRU), la tasa global de participación ( $TGP^*$ ) y la productividad multifactorial ( $A^*$ ). La NAICU se toma de una estimación de Nigrinis (2003) mediante el filtro de Kalman y la NAIRU de una estimación de Julio (2001) que hace un filtrado mediante *splines*. La  $TGP^*$  y la  $A^*$  se calculan con filtros de Hodrick-Prescott tradicional es haciendo pronósticos de ambas series para minimizar el problema de colas del filtro. A pesar de esto, esta metodología tiene serios problemas de fin de muestra ya que es muy sensible a las revisiones en los datos y a nuevas publicaciones.

**GRÁFICA I.** CRECIMIENTO DEL PRODUCTO Y DEL NO INFLACIONARIO, 1984-2008



Finalmente la brecha del producto se define como la diferencia porcentual entre el PIB observado y el PIB no inflacionario:

$$GAP = \frac{Y}{Y^*} - 1 \quad (5)$$

Reemplazando en la ecuación (5) se obtiene que la brecha del producto estimada por este método es en realidad una suma ponderada de la brecha de productividad, la brecha de utilización de la capacidad, la brecha de desempleo y la brecha de la participación en el mercado laboral:

$$GAP_t = \frac{A_t}{A_t^*} \cdot \left( \frac{UCI}{NAICU} \right)^\alpha \left[ \frac{TGP(1-U)}{TGP^*(1-NAIRU)} \right]^{1-\alpha} - 1 \quad (6)$$

Lo cual es muy atractivo para el análisis económico de la medición, porque permite entender mejor de dónde proviene la estimación final.

**GRÁFICA II. BRECHA DEL PRODUCTO DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN, 1982-2008**



En la gráfica I se presenta el crecimiento del producto no inflacionario y del producto observado estimado con esta metodología. En la gráfica II, se presenta la brecha del producto; en la gráfica III, se encuentra la brecha de empleo; y en la gráfica IV, la brecha de utilización del capital.

**GRÁFICA III. BRECHA DE EMPLEO, 1982-2008**



GRÁFICA IV. BRECHA DE UTILIZACIÓN DEL CAPITAL, 1982-2008



## 2. VAR estructural<sup>5</sup>

El objetivo de este tipo de estimación es recuperar los choques estructurales que afectan la economía a partir de la estimación de una forma reducida. La identificación se logra imponiendo restricciones de largo plazo guiadas por la teoría económica, pero permitiendo que la dinámica de corto plazo la sugieran los datos. El principal atractivo de este tipo de estimaciones es que permiten la separación entre los choques de oferta que afectan el producto potencial y los de demanda que afectan la brecha del producto. El ejercicio parte de un sistema de variables estacionarias y de un vector de perturbaciones estructurales:

$$Y_t = \begin{bmatrix} \Delta LIPC_t \\ \Delta LPIB_t \\ \Delta TD_t \\ \Delta CU_t \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{IS} \\ \varepsilon_t^{Tec} \\ \varepsilon_t^{Des} \\ \varepsilon_t^{LM} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Donde  $\Delta LIPC_t$  son rezagos de la inflación,  $\Delta LPIB_t$  son rezagos del crecimiento del producto,  $\Delta TD_t$  son rezagos del cambio en la tasa de desempleo y  $\Delta CU_t$  son rezagos del cambio en la tasa de utilización de la capacidad instalada. Con el sistema se busca la identificación de cuatro choques estructurales: *i*) choques IS que pueden reflejar movimientos en las preferencias o en la política fiscal, *ii*) choques tecnológicos asociados a cambios en la productividad de los factores de la producción, *iii*) choques de desempleo que reflejan

<sup>5</sup> Esta sección se basa en el trabajo de Misas y López (2001).

cambios en los factores de producción y que pueden conducir a movimientos de largo plazo en el desempleo, y *iv*) choques monetarios asociados a cambios en la demanda o en la oferta de dinero, como también en su velocidad de circulación.

Para la identificación de  $n$  choques estructurales, se deben utilizar  $n(n-1)/2$  restricciones de largo o de corto plazo. Para este sistema se usaron las siguientes seis restricciones de largo plazo: la inflación es neutral en el largo plazo a los choques IS; el producto es neutral en el largo plazo a los choques IS y LM (monetarios); el desempleo es neutral en el largo plazo a los choques IS, LM y tecnológicos.<sup>6</sup>

$$C(1) = \begin{bmatrix} 0 & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,12} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,13} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,14} \\ 0 & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,22} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,23} & 0 \\ 0 & 0 & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,33} & 0 \\ \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,41} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,42} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,43} & \sum_{i=0}^{\infty} C_{i,44} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & C_{12}(1) & C_{13}(1) & C_{14}(1) \\ 0 & C_{22}(1) & C_{23}(1) & 0 \\ 0 & 0 & C_{33}(1) & 0 \\ C_{41}(1) & C_{42}(1) & C_{43}(1) & C_{44}(1) \end{bmatrix} \quad (8)$$

La estimación de la forma reducida se hizo con cuatro rezagos para que los residuos fueran normales ruido blanco multivariados. Se estimó un VAR y no un VEC puesto que no se encontró ningún vector de cointegración en este sistema. En la gráfica V se presentan los impulsos respuesta de las variables endógenas a los choques estructurales.

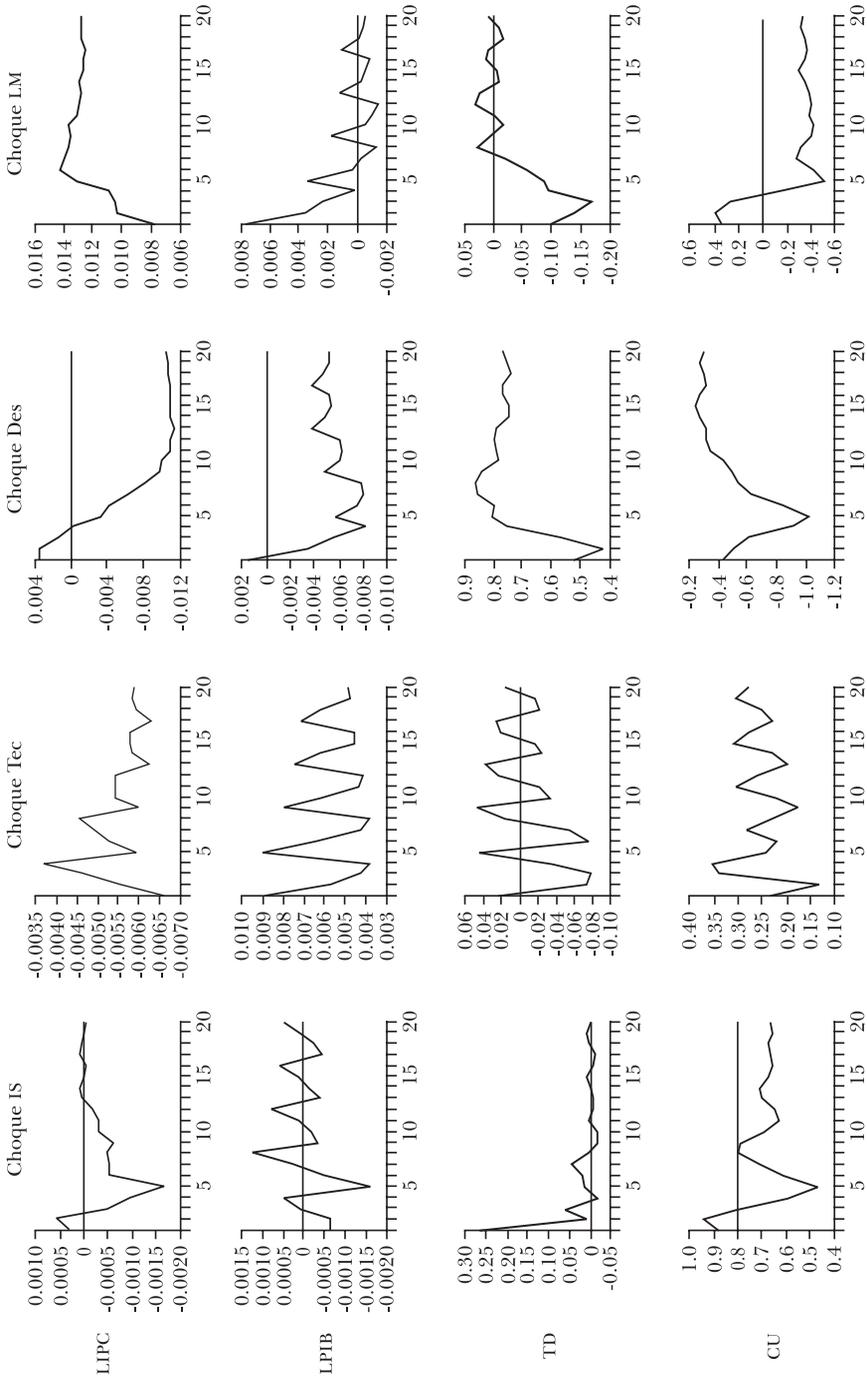
En la mayoría de los casos, se obtienen las respuestas que la teoría económica sugiere, excepto por la caída inicial en el producto y el incremento en el desempleo ante un choque positivo de IS. En general un choque positivo de IS aumenta la utilización de capacidad y la inflación. Ante un choque tecnológico se incrementan el producto y la utilización de capacidad, mientras que disminuyen la inflación y el desempleo. Ante un choque de desempleo, aumenta el desempleo y caen el producto, la utilización de capacidad y la inflación en el largo plazo. Ante un choque monetario se incrementan la inflación, el producto, la utilización de capacidad y se disminuye el desempleo.

Una vez identificados los choques mediante estas restricciones, se procede a estimar la brecha del producto como la sumatoria de los choques transitorios de IS y LM:

$$\Delta LPIB_t^{GAP} = \sum_j C_{21}(j) \varepsilon_{t-j}^{IS} + \sum_j C_{24}(j) \varepsilon_{t-j}^{LM} \quad (9)$$

<sup>6</sup> Para la utilización de capacidad no se impone ninguna restricción.

GRÁFICA V. IMPULSOS-RESPUESTA DEL SVAR



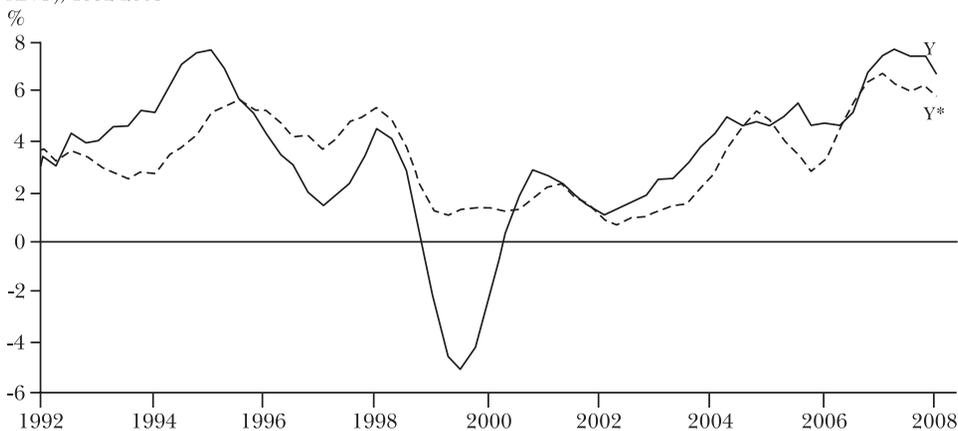
$$LPIB_t^{GAP} = \text{Integrado}(\Delta LPIB_t^{GAP}) \quad (10)$$

La brecha del desempleo se obtiene de manera similar, como la sumatoria de los choques transitorios IS, LM y tecnológicos.

$$\Delta TD_t^{GAP} = \sum_j C_{31}(j)\epsilon_{t-j}^{IS} + \sum_j C_{32}(j)\epsilon_{t-j}^{Tec} + \sum_j C_{34}(j)\epsilon_{t-j}^{LM} \quad (11)$$

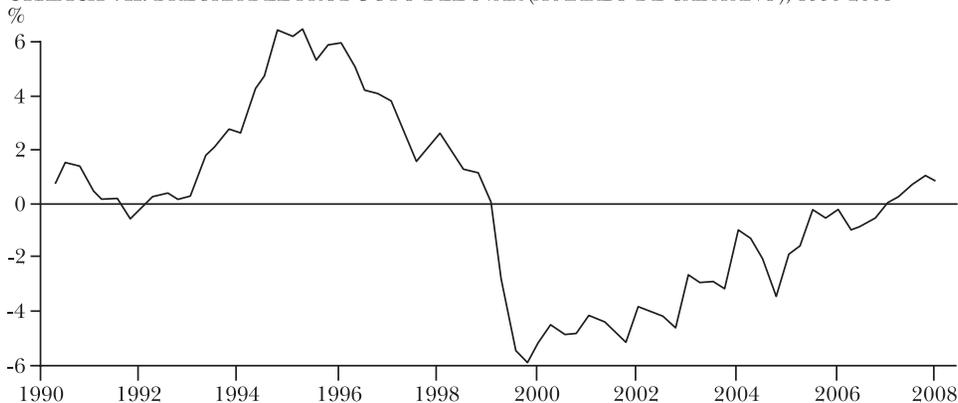
$$TD_t^{GAP} = \text{Integrado}(\Delta TD_t^{GAP}) \quad (12)$$

**GRÁFICA VI.** CRECIMIENTO DEL PRODUCTO Y DEL NO INFLACIONARIO (A MARZO DE CADA AÑO), 1992-2008



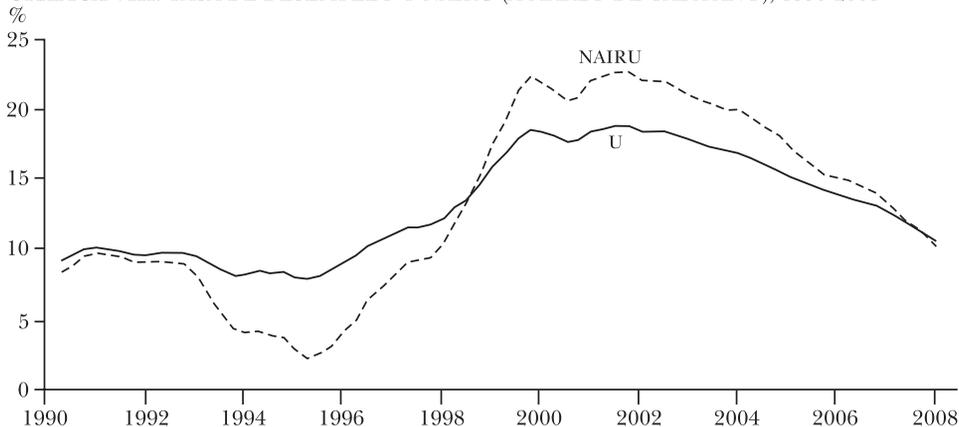
En la gráfica VI se presenta el crecimiento del producto observado y del no inflacionario implícito en esta estimación de VAR estructural. En la gráfica VII se presenta la brecha del producto. En la gráfica VIII se encuentra la

**GRÁFICA VII.** BRECHA DEL PRODUCTO DEL SVAR (A MARZO DE CADA AÑO), 1990-2008



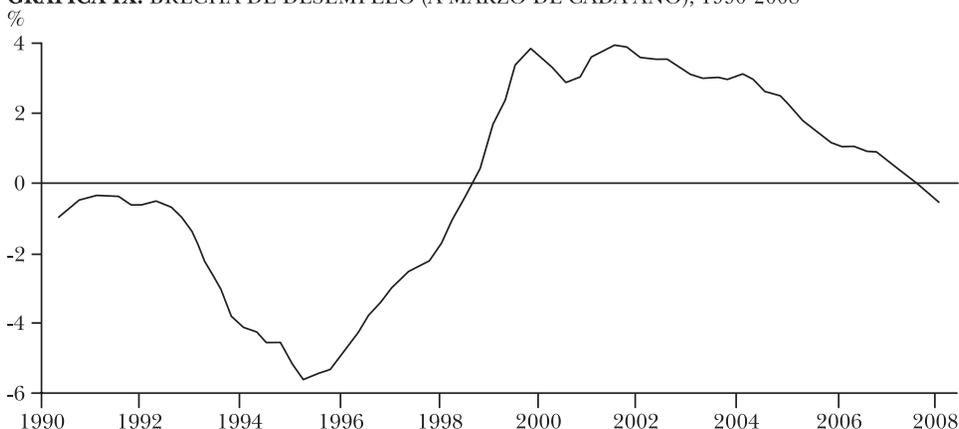
tasa de desempleo y la NAIRU implícita en esta estimación. Finalmente, en la gráfica IX se presenta la brecha de desempleo.

**GRÁFICA VIII.** TASA DE DESEMPLEO Y NAIRU (A MARZO DE CADA AÑO), 1990-2008



Es importante resaltar el hecho de que la brecha de desempleo y la brecha del producto no son exactamente iguales aunque obviamente tienen una alta correlación negativa. Lo cual es de esperarse debido al efecto del choque tecnológico sobre el desempleo, haciendo que la brecha de desempleo presente ciclos menos amplios y sea más persistente que la brecha del producto. De hecho, al menos en esta muestra, parece verificarse la intuición de que el mercado laboral tiende a ir un poco rezagado con respecto al resto de la economía.

**GRÁFICA IX.** BRECHA DE DESEMPLEO (A MARZO DE CADA AÑO), 1990-2008



### 3. Filtro de Kalman<sup>7</sup>

El objetivo de esta estimación es el cálculo conjunto de la tasa de interés natural de mediano plazo y la brecha del producto en cada momento del tiempo. Para esto se utiliza el filtro de Kalman para hacer una estimación simultánea a partir de un modelo semiestructural similar al Méssohier y Renne (2004) para Europa, pero adaptado para una economía pequeña y semiabierta como la colombiana. La tasa de interés natural de mediano plazo se define como aquella consistente con un producto en su nivel potencial y la inflación estable, la cual podría ser incorporada en una regla de Taylor para hacer recomendaciones de política.

La identificación econométrica se realiza con dos relaciones de forma reducida, una curva IS o de demanda agregada y una curva de Phillips o de oferta agregada. Se asume que la regla de política está implícita en estas ecuaciones y que la tasa de interés natural y el producto potencial tienen el mismo determinante que es el crecimiento de la productividad total multifactorial (PTF). Las ecuaciones tienen expectativas adaptativas, que son mejor comportadas en términos empíricos y la tasa de interés real es consistente con los pronósticos de inflación del modelo.

La curva de Phillips relaciona la inflación sin alimentos, con sus tres primeros rezagos, la brecha del producto rezagada un período, la inflación de los bienes importados y un error serialmente no correlacionado:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-3} + \beta_1 z_{t-1} + \alpha_4 \pi_t^m + \varepsilon_t^\pi \quad (13)$$

Donde  $\pi_t$  es la inflación sin alimentos,  $z_t$  es la brecha del producto,  $\pi_t^m$  es la inflación de los bienes importados del IPP y  $\varepsilon_t^\pi$  es el error de la estimación.

La curva IS relaciona la brecha del producto, con sus dos primeros rezagos, los dos primeros rezagos de la brecha de tasa de interés real, el crecimiento de los países del G7, el primer rezago del crecimiento de los términos de intercambio y un error serialmente no correlacionado:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \lambda(1+L)\left(i_{t-1} - \pi_{t-1} - r_{t-1}^*\right) + \delta_1 \Delta y_t^{G7} + \delta_2 \Delta t i_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad (14)$$

Donde  $z_t$  es la brecha del producto,  $i_t$  es la tasa de interés nominal de los certificados de depósito a término (CDT) a 90 días,  $\pi_{t-1}$  es el pronóstico de inflación de la curva de Phillips,  $r_t^*$  es la tasa de interés natural,  $\Delta y_t^{G7}$  es el crecimiento de los países del G7,  $\Delta t i_t$  es la variación en los términos de intercambio (definidos como la razón entre los precios de los bienes exportados y los bienes importados medidos en el IPP) y  $\varepsilon_t^z$  es el error de la estimación.

<sup>7</sup> Esta sección se basa en Echavarría *et al.* (2006).

Estas dos ecuaciones junto con la de la dinámica de la tasa de interés natural y el producto potencial, se pueden representar adecuadamente en una representación estado-espacio que se estima con el filtro de Kalman. La ecuación de medida es:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_y & 0 & 1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \beta_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_t \\ a_{t-1} \\ z_t \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & \mu_y \\ \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 & \alpha_4 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ \pi_t^m \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \end{bmatrix} \quad (15)$$

$$S_t = \quad H \quad L_t + \quad G \quad D_t + \varepsilon_t$$

La ecuación de transición es:

$$\begin{bmatrix} a_t \\ a_{t-1} \\ z_t \\ z_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\lambda\theta_r & -\lambda\theta_r & \phi_1 - \beta_1\lambda & \phi_2 - \beta_1\lambda \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{t-1} \\ a_{t-2} \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \end{bmatrix} +$$

$$L_t = \quad T \quad L_{t-1} +$$

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda & \lambda & -\lambda\alpha_1 & -\lambda(\alpha_2 + \alpha_1) & -\lambda(\alpha_3 + \alpha_2) & -\lambda\alpha_3 & \delta_1 & \delta_2 & -\lambda\alpha_4 & -2\lambda\mu_r \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i_{t-1} \\ i_{t-2} \\ \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \pi_{t-3} \\ \pi_{t-4} \\ \Delta y_t^{G7} \\ \Delta i_{t-1} \\ (\pi_t^m + \pi_{t-1}^m) \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^a \\ 0 \\ \varepsilon_t^z \\ 0 \end{bmatrix} \quad (16)$$

$$K \quad C_t + \eta_t$$

La matriz de varianza-covarianza del sistema es:

$$\begin{bmatrix} \sigma_y^2 & & & \\ & \sigma_\pi^2 & & \\ & & \sigma_a^2 & \\ & & & \sigma_z^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} R \\ Q \end{bmatrix} \quad (17)$$

La estimación se realizó con el procedimiento numérico *Double-Dogleg* que combina los métodos *Quasi-Newton* y *Trust-Region*. Los valores iniciales para la estimación recursiva se obtuvieron de una estimación uniecuacional por MCO de la curva de Phillips y la curva IS, donde los valores de las variables

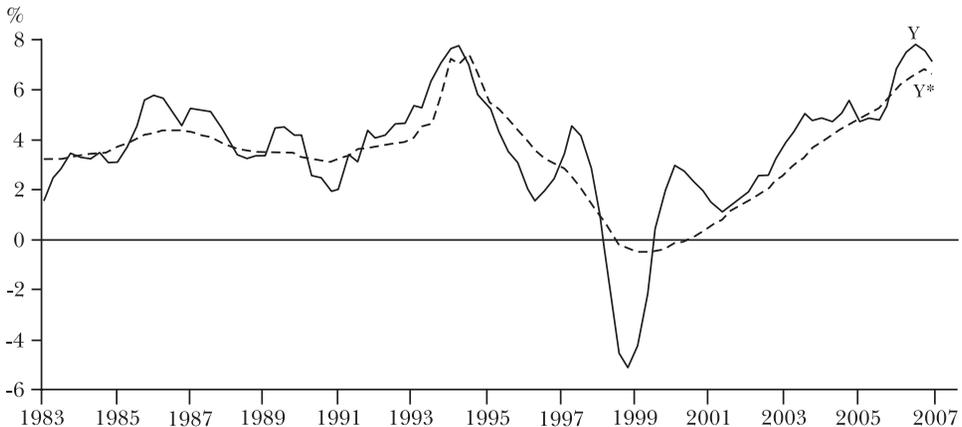
no observables se calcularon con un filtro Hodrick-Prescott. Para solucionar el problema de degeneramiento de las varianzas (*pile up*) se establecieron va-

lores para las razones  $\gamma_1 = \frac{\sigma_y^2}{\sigma_z^2} = 0.005$  y  $\gamma_2 = \frac{\theta_r}{\theta_y} = 6.5$  teniendo en cuenta gra-

dientes, función objetivo, significancia y coherencia de los resultados. La estimación resultó ser estable en tanto que las raíces características de la matriz  $T$  tienen módulo menor que uno. Todos los parámetros del modelo tienen los signos esperados y son significativos al 5%, menos por el segundo rezago de la inflación en la ecuación (13) y el intercepto en la ecuación de la evolución de  $r_i^*$ . El parámetro asociado al cambio en los términos de intercambio es significativo al 10%.

En la gráfica X aparecen el crecimiento del producto y el crecimiento del producto potencial estimado con esta metodología. En la gráfica XI se encuentra la brecha del producto y en la gráfica XII está la brecha de tasa de interés. La coherencia entre la brecha del producto y la brecha de tasa de interés surge casi por definición a raíz de la estrategia de identificación, según la cual el producto potencial y la tasa de interés natural tienen un mismo determinante (PTF).

**GRÁFICA X. CRECIMIENTO DEL PRODUCTO Y DEL NO INFLACIONARIO, 1983-2007**

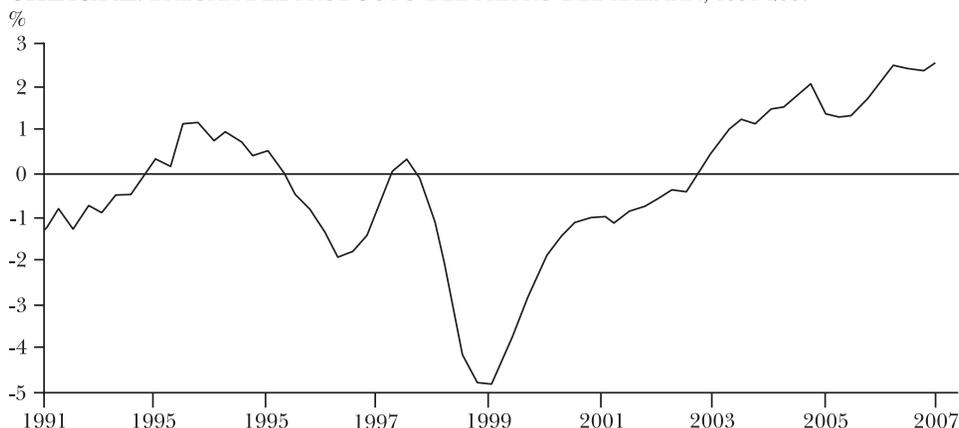


#### 4. Filtro de Kalman Bayesiano<sup>8</sup>

Recientemente se comenzó a utilizar en Colombia una estimación de la

<sup>8</sup> Esta sección se basa en Berg, Karma y Laxton (2006). El modelo utilizado para la estimación es una adaptación de este trabajo, hecha por Roberto García cuando era funcionario de la misión del FMI en Colombia.

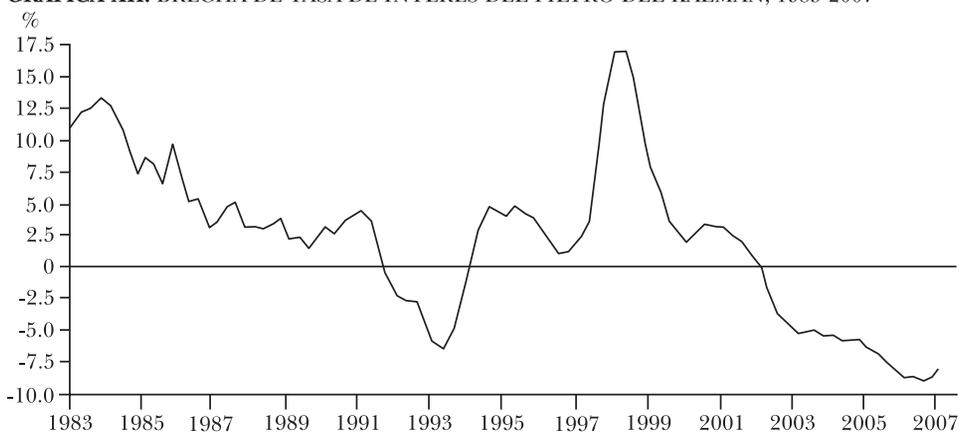
GRÁFICA XI. BRECHA DEL PRODUCTO DEL FILTRO DEL KALMAN, 1991-2007



brecha del producto que utiliza las mismas ecuaciones del MMT y de la mayoría de los modelos estructurales de pronóstico de distintos bancos centrales, lo cual es muy atractivo. El modelo es neo-keynesiano porque incorpora rigideces nominales y reales; es estructural porque todas sus ecuaciones tienen interpretación económica; es de equilibrio general porque la mayoría de las variables de interés son endógenas; es estocástico puesto que cada variable endógena presenta choques aleatorios y finalmente incluye expectativas racionales consistentes con el modelo.

El modelo en cambio no está microfundamentado, no tiene bien modelada la oferta agregada, no tiene política fiscal, ni explora los determinantes de la cuenta corriente. Sin embargo, es suficiente para modelar adecuadamente los aspectos más importantes del mecanismo de transmisión de la política

GRÁFICA XII. BRECHA DE TASA DE INTERÉS DEL FILTRO DEL KALMAN, 1983-2007



monetaria y de la formación de precios de una manera transparente y de fácil seguimiento.

Para la estimación se utiliza el filtro de Kalman para calcular variables no observadas. La principal novedad del método de estimación bayesiano es que debido a que en Colombia, al igual que en la mayoría de los países en desarrollo, las series no son tan largas y contienen grandes quiebres estructurales, la estimación de los parámetros del modelo con un filtro de Kalman tradicional no es sencilla. En cambio con el filtro bayesiano es posible hacer una estimación confiable con pocos datos al incluir las creencias que se tienen sobre los parámetros del modelo, para luego contrastarlas con los datos. En Colombia, se hace la estimación con datos desde diciembre de 2000 para evitar contaminar la estimación con los datos de la crisis.

Las cuatro ecuaciones principales de modelo son: *i*) una curva de demanda agregada o curva IS, *ii*) una curva de Phillips, *iii*) la ecuación de la paridad descubierta de las tasas de interés (UIP), y *iv*) la regla de Taylor.

En la curva IS el producto depende de la tasa de interés real y la tasa de cambio real:

$$\hat{y}_t = B_1 \hat{y}_{t-1} + B_2 \hat{y}_{t+1} - B_3(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + B_3(z_{t-1} - z_{t-1}^*) + \varepsilon_t^y \quad (18)$$

Donde  $\hat{y}_t$  es la brecha del producto,  $r$  es la tasa de interés real,  $z$  es la tasa de cambio real y los asteriscos (\*) denotan los valores de equilibrio de las variables.

En la curva de Phillips la inflación depende de las expectativas de inflación, la brecha del producto y la tasa de cambio real:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t+4} + (1 - \alpha_1) \pi_{t-1} + \alpha_2 \hat{y}_{t-1} + \alpha_3 (z_t - z_{t-1}) + \varepsilon_t^\pi \quad (19)$$

Donde  $\pi_t$  es la inflación trimestral anualizada, se incluyen expectativas adaptativas y racionales de inflación y la brecha del producto es una *proxy* del *mark-up*.

En la ecuación de la paridad descubierta de las tasas de interés la tasa de cambio real depende del diferencial de tasas de interés ajustadas por el riesgo país:

$$z_t = z_{t+1}^e - (r_t - r_t^{USA} - \varphi_t^*) + \varepsilon_t^z \quad (20)$$

Donde  $r_t$  es la tasa de interés real de política monetaria,  $r_t^{USA}$  es la tasa de política en Estados Unidos y  $\varphi_t^*$  es la prima trimestral de riesgo país de equilibrio.

En la regla de Taylor se representa la política monetaria que fija la tasa de interés dependiendo de la brecha del producto y la desviación de la inflación proyectada de la meta:

$$i_t = \gamma_1 i_{t-1} + (1 - \gamma_1)(r_t^* + \pi_t + \lambda_1(\pi_{t+4} - \pi_{t+4}^*) + \lambda_2 \hat{y}_t) + \varepsilon_t^i \quad (21)$$

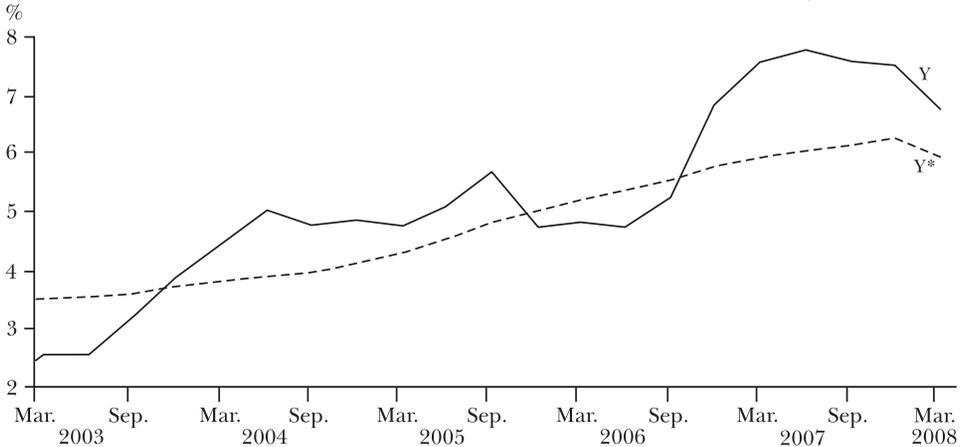
Donde se asume que la autoridad monetaria mueve su tasa de política con precaución debido a la incertidumbre en la toma de decisiones y que el horizonte de política es de cuatro trimestres. Finalmente se especifica que la NAIRU y la NAICU evolucionan de acuerdo con la dinámica de la brecha del producto:

$$NAIRU\_GAP_T = \omega_1 NAIRU\_GAP_{T-1} + \omega_2 \hat{y}_T + \varepsilon_T^{U*} \quad (22)$$

$$NAICU\_GAP_T = \mu_1 NAICU\_GAP_{T-1} + \mu_2 \hat{y}_T + \varepsilon_T^{CU*} \quad (23)$$

De esta manera es posible estimar de manera simultánea, la brecha del producto, de empleo, de tasa de interés y de tasa de cambio. Se utiliza para esto, la inflación sin alimentos, las expectativas de inflación, el desempleo, la tasa de cambio real, la tasa de interés y la utilización de capacidad instalada. Las variables exógenas del modelo son la meta de inflación, la tasa de interés natural y el crecimiento natural del producto.

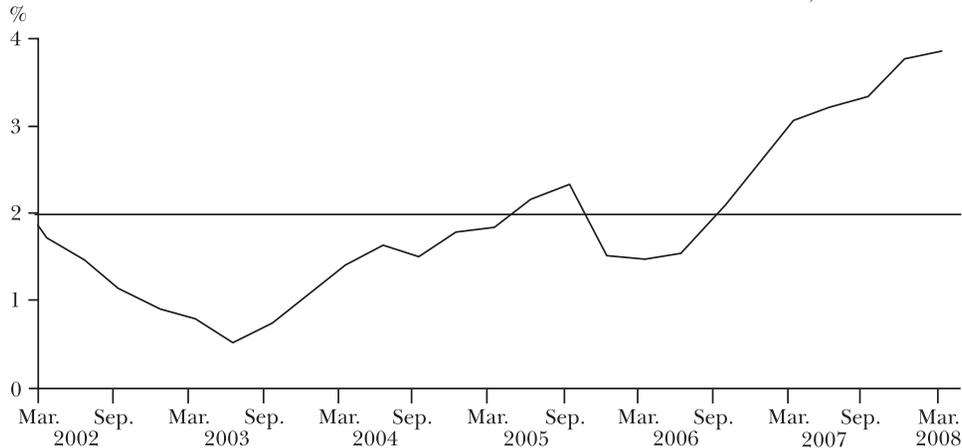
**GRÁFICA XIII.** CRECIMIENTO DEL PRODUCTO Y DEL NO INFLACIONARIO, 2003-2008



En la gráfica XIII se presenta el crecimiento del producto y del no inflacionario estimado con esta metodología y en la gráfica XIV la brecha del producto. En la gráfica XV se encuentra la tasa de desempleo y la NAIRU y en la gráfica XVI está la brecha de desempleo estimada con esta metodología. En la gráfica XVII está la utilización de capacidad instalada y la NAICU y en la gráfica XVIII se presenta la brecha de utilización de la capacidad.

Finalmente en la gráfica XIX se muestra la tasa de cambio real y su valor de equilibrio y en la gráfica XX está la brecha de tasa de cambio real.

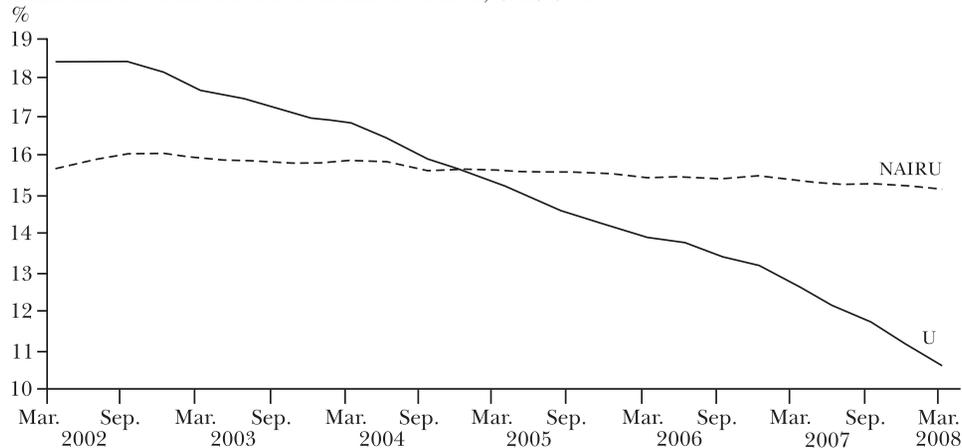
**GRÁFICA XIV. BRECHA DEL PRODUCTO SEGÚN F. DE KALMAN BAYESIANO, 2002-2008**



## 5. Componentes principales<sup>9</sup>

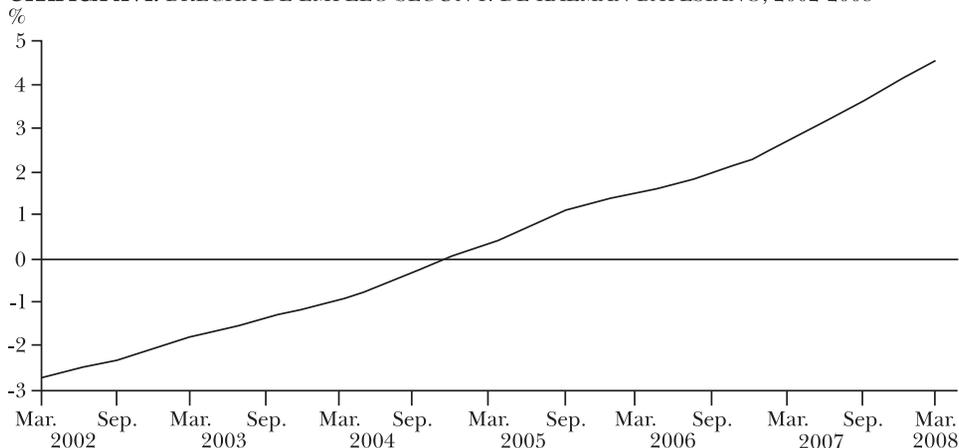
Debido a la gran incertidumbre que acompaña cualquier estimación sobre excesos de capacidad, en el Banco de la República de Colombia se evalúa gran cantidad de información, a veces sectorial y de encuestas, que pueden

**GRÁFICA XV. TASA DE DESEMPLEO Y NAIRU, 2002-2008**



<sup>9</sup> Esta sección sigue el trabajo de Rodríguez *et al.* (2006).

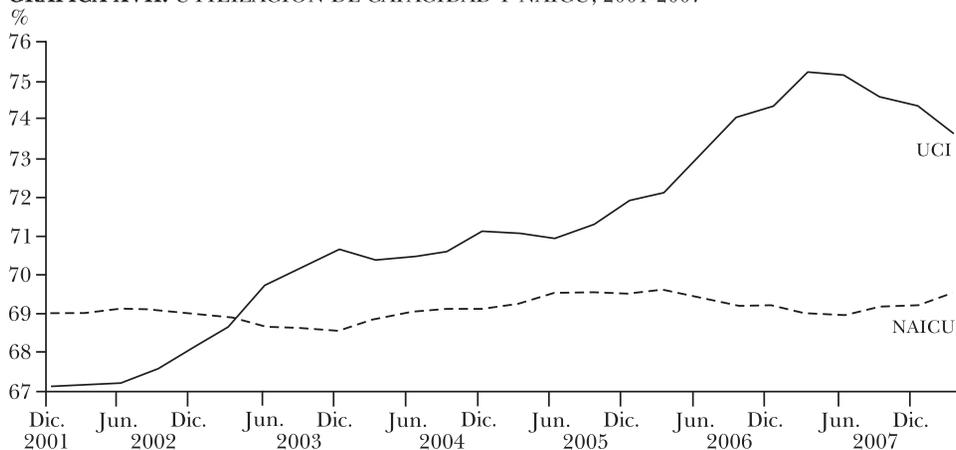
**GRÁFICA XVI. BRECHA DE EMPLEO SEGÚN F. DE KALMAN BAYESIANO, 2002-2008**



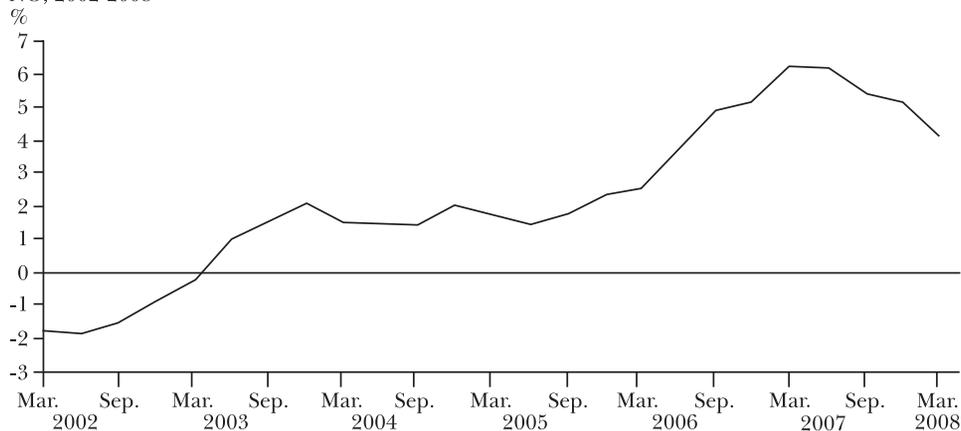
dar una mejor idea sobre la situación de la economía en el ciclo. En este contexto, es deseable contar con una herramienta formal que permita agregar la información disponible sobre la brecha del producto, que sea flexible, que permita incorporar información en tiempo real y que logre conciliar las divergencias entre las señales de los diferentes indicadores.

La agregación de los datos siempre es compleja por las diferencias en la frecuencia de los datos (diario, mensual, trimestral o anual), en la unidad de medida (nominal, real, balances, índices), en los rezagos de publicación, en el poder informativo y en el grado de agregación. Sin embargo, las dificultades no deben llevar a desechar indicadores o a asignarles un bajo peso en

**GRÁFICA XVII. UTILIZACIÓN DE CAPACIDAD Y NAICU, 2001-2007**



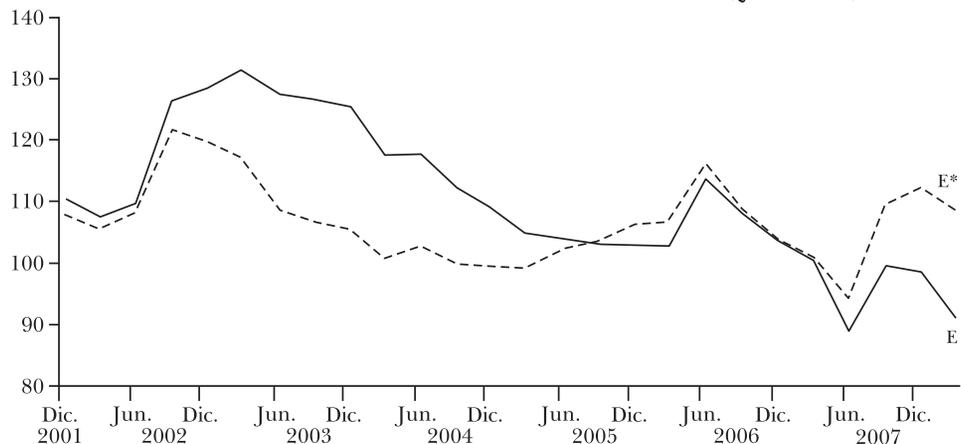
**GRÁFICA XVIII.** BRECHA DE UTILIZACIÓN DEL CAPITAL SEGÚN F. DE KALMAN BAYESIANO, 2002-2008



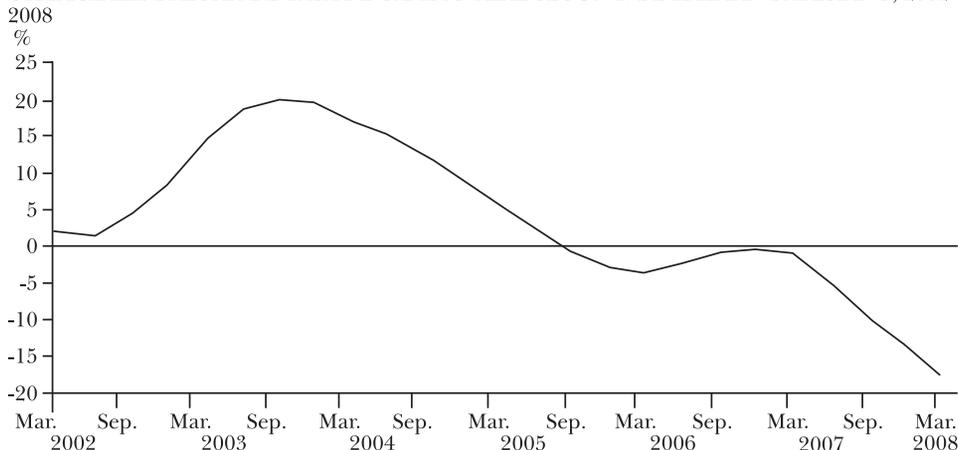
el diagnóstico, ya que todos pueden contener información relevante acerca de la situación de la demanda en la economía y posibles presiones sobre los precios. Infortunadamente, en muchos casos los analistas pueden sesgar los resultados, dada la ausencia de una herramienta objetiva, y por las restricciones propias del análisis.

Los problemas en el manejo de la información sobre la brecha del producto aumentan la incertidumbre sobre esta medida. Esto lleva a que, en la práctica, la política monetaria se demore en reaccionar hasta cuando la mayoría de las variables se muevan en la misma dirección. En términos de política monetaria esto es costoso debido a que movimientos tempranos en la tasa

**GRÁFICA XIX.** ÍNDICE DE TASA DE CAMBIO REAL Y SU VALOR DE EQUILIBRIO, 2001-2007



GRÁFICA XX. BRECHA DE TASA DE CAMBIO REAL SEGÚN F. DE KALMAN BAYESIANO, 2002-2008



de interés permiten lograr los objetivos con ajustes más pequeños que las respuestas tardías.

Una alternativa para este problema es el uso de la metodología de componentes principales (CP) para agregar la información disponible sobre la brecha del producto. Este procedimiento descompone las series entre sus factores comunes (que resumen los comovimientos de las series o fundamentales) y sus choques específicos (que recoge posibles errores de medición y revisiones en las series). De esta manera se resuelve el problema de agregación y a la vez se minimiza el riesgo del sesgo discrecional, debido a que los ponderadores de las series son definidos por los datos en cada momento del tiempo y no por los analistas.

Varios trabajos han demostrado que los errores de pronóstico de los modelos que incluyen factores comunes estimados, tienden a ser menores que los de los modelos tradicionales.<sup>10</sup> Esto porque, al explotar la información contenida en una base de datos más completa, no sólo se alivia el problema de variables omitidas sino que se soluciona en parte la inestabilidad estructural que ronda las estimaciones con pocas variables.

Según Fisher (2000), la principal ventaja de los modelos de factores para predecir la inflación, es que los precios se determinan por una compleja interacción de muchas variables, que además es inestable en el tiempo y está sujeta a la crítica de Lucas.<sup>11</sup> De tal manera, una variable puede ser útil para

<sup>10</sup> Algunos de los más importantes son Stock *et al.* (1999, 2002 y 2004) y Giannone *et al.* (2004).

<sup>11</sup> Consecuencia de esto es la variedad de modelos que se tienen para el pronóstico de la inflación del IPC en Colombia, o para subcanastas de ella. Sumando, cada trimestre se hace uso de al menos 60 metodologías diferentes.

pronosticar la inflación sólo en algunos períodos de tiempo, pero cuando la economía cambia es posible que otra sea más relevante. Un modelo que incorpore un resumen de todas las variables relevantes es altamente deseable para producir pronósticos más estables y confiables.

El método de CP para la estimación de la brecha del producto no está exento de problemas. El principal inconveniente es que los resultados dependen mucho de la riqueza en información incluida en la base de datos a partir de la cual se estiman los factores. Por lo anterior, la selección inicial de las variables no es inocua como lo verifican Boivin y Ng (2003) mediante simulaciones de Monte Carlo. Al respecto, no existe un criterio formal sobre el número y el tipo de variables que se necesitan para estimar de manera adecuada los factores. Por ejemplo, Watson (2000) muestra que para datos de Estados Unidos, el incrementar el número de series más allá de cincuenta no trae beneficios significativos en términos de error de pronóstico.<sup>12</sup>

El propósito del ejercicio de CP es derivar un número pequeño de combinaciones lineales de un conjunto de variables originales, que retengan tanta información de aquellas como sea posible. Dado un conjunto de  $N$  variables numéricas, es posible calcular hasta  $N$  componentes principales. Donde, cada componente principal es una combinación lineal de las variables originales, con coeficientes iguales a los vectores propios (eigenvectores) de la matriz de correlación o de covarianza de las variables originales. La racionalidad de los modelos de CP recae en que el comportamiento de las variables se encuentra determinado por factores comunes y choques individuales (idiosincráticos). El modelo supone que se tienen  $T$  observaciones de serie de tiempo para  $N$  unidades de corte transversal, que se denotan como  $x_{i,t}$  ( $i = 1 \dots N, t = 1 \dots T$ ). El modelo estático de factores se define como:

$$x_{i,t} = \lambda_{i,1}f_{1,t} + \dots + \lambda_{i,r}f_{r,t} + e_{i,t} = \Lambda_i' F_t + e_{it} \quad (24)$$

Donde,  $x_{i,t}$  son variables observables,  $F_t$  es un vector de  $r$  factores comunes,  $\Lambda_i$  es el vector de coeficientes  $r \times 1$  de los factores para la unidad  $i$ , y  $e_{i,t}$  es el error idiosincrático de la estimación. Es factible obtener tantos factores como variables ( $r = N$ ), pero en general con los primeros  $r < N$  factores es posible explicar un alto porcentaje de la varianza del sistema.

El objeto de estimar estos factores ( $f_{i,t}$ ) es la posibilidad de emplearlos en el pronóstico de una variable  $Y_t$ , usando un modelo lineal de la siguiente forma:

<sup>12</sup> Aunque tener más datos siempre es mejor de acuerdo a la teoría asintótica, en la práctica, el incluir datos con grandes errores de medición y con choques altamente autocorrelacionados no mejora la estimación y puede afectar en el límite la estimación del componente común.

$$Y_{t+1} = \hat{\partial}_1(L)f_{1,t} + \dots + \hat{\partial}_q(L)f_{q,t} + \Gamma(L)'Z_t + u_{t+1} = \Delta(L)F_t + \Gamma(L)'Z_t + u_{t+1} \quad (25)$$

Donde,  $\hat{\partial}_i(L)$ ,  $\Delta(L)$  y  $\Gamma(L)$  son polinomios en  $L$ , el operador de rezagos, y  $Z_t$  es un vector de variables exógenas que puede contener rezagos de  $Y_t$ . En el caso en que  $u_t$  (el error en la predicción de la variable endógena) presente auto correlación serial, sólo los primeros  $q$  de los  $r$  factores que determinan  $x_{i,t}$  son necesarios para pronosticar  $Y_{t+1}$  adecuadamente. Se dice que este modelo es una representación *aproximada* de un modelo de factores, porque permite que  $e_{i,t}$  tenga un poco de correlación de corte transversal.<sup>13</sup>

Como los factores comunes no son directamente observables se deben estimar mediante análisis de componentes principales. Donde cada uno de los factores  $F_t$  estimados son una combinación lineal de los elementos del vector  $x_t = (x_{1,t} \dots x_{N,t})'$  de dimensión  $N \times 1$  y la combinación se escoge mediante la optimización que minimiza la suma de los cuadrados de los residuos  $(x_{i,t} - \lambda_i f_{i,t})^2$ . En concreto, los estimados de  $\hat{F}_t$  deben minimizar la función objetivo:

$$V_{N,T}(F, \Lambda) = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \lambda_i f_{i,t})^2 \quad (26)$$

Según el supuesto que existen  $r$  factores comunes, los estimadores óptimos de los factores resultan ser los  $r$  vectores propios (eigenvectores) asociados a los valores propios más grandes de la matriz  $N^{-1} \sum_{i=1}^N x_i x_i'$  de dimensión  $T \times T$ , que corresponden a los componentes principales de  $x_t$ .

Para la estimación de la brecha con esta metodología, se utilizan diez indicadores que se siguen periódicamente por el equipo de inflación del Banco Central para dar seguimiento a la presencia de excesos de demanda. Sólo se consideran variables provenientes de encuestas o mediciones, y se excluyen mediciones a partir de filtros estadísticos. Porque de acuerdo a Peña y Poncela (2006), surgen graves inconvenientes al estimar componentes principales de un grupo de variables estimadas (no medidas). Puesto que, las estimaciones introducen ruido dentro de los factores comunes estimados, especialmente si dichos errores se encuentran correlacionados.

Las series que se utilizan para la estimación son: la demanda como principal problema de la industria según la Asociación Nacional de Industriales (ANDI), la utilización de la capacidad instalada según la ANDI, el balance comercial en dólares según el DANE, la utilización de capacidad según

<sup>13</sup> Lo cual, según Stock *et al.* (2004) cuando se trabaja con series económicas es una gran ventaja frente al modelo exacto de factores que se estima con el Filtro de Kalman.

Fedesarrollo, las horas extras en la industria según el DANE, la percepción de los empresarios sobre si su capacidad instalada es suficiente para satisfacer la demanda que esperan en el próximo año según Fedesarrollo, la demanda externa neta real según el DANE, el porcentaje de empresas con utilización de la capacidad mayor a su promedio histórico según Fedesarrollo, las licencias aprobadas de construcción según el DANE y las ventas del comercio según el DANE.

**CUADRO 1. PARTICIPACIÓN DE LAS SERIES EN CP-DATOS**

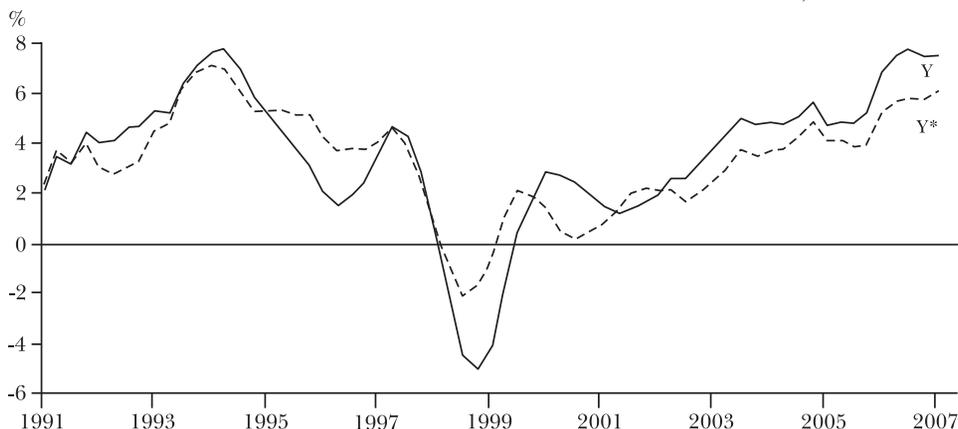
<i>Variable</i>	<i>Pesos diciembre de 2007 (%)</i>
Capacidad instalada vs. demanda esp.	14.5
Demanda como principal problema	15.6
UCI ANDI	2.9
Licencias de construcción	7.9
Ventas del comercio	15.6
UCI Fedesarrollo	11.4
Horas extras de la industria	12.5
Porcentaje de empresas con UCI > promedio	8.9
Demanda externa neta en pesos de 1994	5.0
Balanza comercial en dólares	5.7

Para la estimación por componentes principales se requiere trabajar con series estacionarias, lo cual no es problema en este ejercicio debido a que la brecha del producto es estacionaria por definición y esto es fácilmente verificable con las pruebas tradicionales de estacionariedad. Se normalizaron las series para evitar problemas con las diferentes unidades de medida y se estimó el primer CP. Los pesos de cada indicador dentro de dicho componente se presentan en el cuadro 1. En la gráfica XXI se presenta el crecimiento del PIB observado y el crecimiento del PIB no inflacionario que se deriva a partir de esta metodología. En la gráfica XXII se presenta la brecha del producto estimada con CP.

### **III. EVALUACIÓN DE PRONÓSTICOS**

Todas las mediciones de la brecha están bastante correlacionadas, sin embargo los niveles de las series presentan importantes diferencias especialmente al final de la muestra. Dichas diferencias se deben principalmente a la descomposición que hace cada metodología de los cambios en la serie de PIB observada entre choques de oferta y de demanda. Los choques de oferta son

GRÁFICA XXI. CRECIMIENTO DEL PRODUCTO Y DEL NO INFLACIONARIO, 1991-2007



aqueños que afectan al producto potencial y los de demanda afectan la brecha del producto. En la medida en que un procedimiento reconozca pocos choques de oferta, el crecimiento del producto potencial va a ser muy estable y la mayoría de los movimientos del producto se verán reflejados en la brecha. Por el contrario, si la medición reconoce la presencia de fuertes choques de oferta, el crecimiento del potencial será muy variable y entonces los cambios en el producto observado afectarán poco la brecha.

La identificación en tiempo real de un choque como de oferta o de demanda como responsable de los cambios en el producto observado es muy difícil. Lo cual además se complica debido a la naturaleza no observable de la brecha del producto. Por esto, resulta natural que se intente verificar la

GRÁFICA XXII. BRECHA DEL PRODUCTO DE CP, 1991-2007



validez de las diferentes mediciones. Lo que al final implica evaluar cuál de las metodologías empleadas hace una mejor identificación de los choques de oferta y de los de demanda. Lo cual no es un problema teórico, sino empírico para cada economía.

La manera elegida en este documento para verificar la validez de las estimaciones anteriormente expuestas es a través de su capacidad predictiva fuera de muestra de la inflación básica de bienes no transables en una curva de Phillips: que es finalmente la razón principal por la que se requiere una estimación adecuada de la brecha del producto en un banco central que funciona bajo un esquema de inflación objetivo. La curva de Phillips que se utilizó para generar pronósticos es de la forma:

$$\pi_t^c = \gamma(L)\pi_{t-1}^c + \alpha\pi_t^E + \hat{\partial}(L)\hat{y}_t + u_t \quad (27)$$

Donde  $\gamma(L)\pi_{t-1}^c$  son los rezagos de la inflación básica,  $\pi_t^E$  las expectativas de la inflación obtenidas trimestralmente con una encuesta del Banco de la República a diferentes tipos de agentes económicos,  $\hat{\partial}(L)\hat{y}_t$  rezagos de la medida de brecha que se desea evaluar y  $u_t$  es el error de la estimación por MCO.

Se evaluaron los pronósticos obtenidos de la inflación trimestral anualizada de bienes no transables, sin alimentos y sin regulados (25% del IPC de Colombia), con cuatro de los cinco indicadores de la brecha reseñados en este documento.<sup>14</sup> Se escogió hacer pronósticos sobre esta subcanasta del IPC porque al excluir los precios de los bienes transables (determinados por la tasa de cambio), de los alimentos (sujetos a fuertes choques de oferta) y de los regulados (sus precios los fijan comisiones regulatorias), se puede ver más claramente la relación entre la inflación y la situación de la demanda interna.

También se decidió evaluar los pronósticos obtenidos con dos estimaciones adicionales de brecha del producto: la primera obtenida con un filtro Hodrick-Prescott tradicional y la segunda utilizando el crecimiento económico como *proxy* de la brecha. Esto último implica suponer que en la economía no hay grandes choques de oferta, es decir que el crecimiento del potencial es constante y que entonces cualquier movimiento en el producto observado se ve reflejado en la medición de la brecha.

Para este último ejercicio se utiliza una curva de Phillips modificada:

$$\pi_t^c = c + \gamma(L)\pi_{t-1}^c + \alpha\pi_t^E + B\Delta \ln Y_t + u_t \quad (28)$$

<sup>14</sup> La brecha bayesiana no se evalúa debido a que como su estimación arranca en diciembre de 2000 hay muy pocos datos para estimar adecuadamente un modelo de regresión y pronósticos fuera de muestra.

Donde  $c$  es el intercepto en la estimación y  $\Delta \ln Y_t$  es el crecimiento del producto observado. Una vez se estima por MCO la ecuación, se puede calcular el crecimiento del producto potencial como:

$$\Delta \ln Y_t^* = -\frac{c}{B} \quad (29)$$

Finalmente, se evalúa la calidad de los pronósticos si no se utiliza en la curva de Phillips ningún estimador de brecha. Esto para verificar qué tan adecuado sería para un banco central ignorar cualquier estimación de la brecha a la hora de hacer política monetaria con el argumento de que son demasiado inciertas en la medida en que el producto potencial es siempre no observado.

En todas las estimaciones se impuso súper-neutralidad en la curva de Phillips, es decir que la suma de los coeficientes de las variables nominales, de las expectativas  $\alpha$  y del polinomio  $\gamma(L)$ , se restringe a uno. De esta forma se garantiza que la curva de Phillips es vertical en el largo plazo.<sup>15</sup> Se estimó un modelo diferente para cada uno de las medidas de brecha los cuales se eligieron mediante la metodología *stepwise*.<sup>16</sup> De esta manera se busca producir los mejores pronósticos posibles con la información contenida en cada serie y se evita sesgar los resultados por una dinámica mal especificada.

En el cuadro 2 se encuentran los modelos elegidos para cada uno de los indicadores. Dado el proceso de selección de la curva de Phillips para cada indicador, los modelos son diferentes. Para cuantificar el efecto total de las variables exógenas (persistencia, brecha y expectativas), y que sea posible comparar entre los diferentes modelos, se pueden sumar los coeficientes asociados a cada determinante. De esta forma se observa como, en promedio, los coeficientes estimados en las curvas de Phillips son similares entre todas las medidas y a su vez, son comparables con los incluidos en el modelo central de pronóstico MMT. Por ejemplo, el coeficiente promedio de la persistencia (rezagos de la inflación) es 0.78, el de la brecha del producto es 0.28, y el de las expectativas es 0.23. Sólo en la estimación que se utiliza el filtro Hodrick-Prescott el coeficiente de la brecha del producto es negativo, lo cual es obviamente contraintuitivo, sembrando dudas acerca de la calidad de esta medida.

A partir de estos modelos se evaluó para cada medida de brecha su capacidad de pronóstico fuera de muestra a diferentes horizontes de la inflación

<sup>15</sup> Es decir, la oferta agregada de largo plazo es vertical.

<sup>16</sup> Permite elegir la combinación óptima de rezagos de la inflación y del indicador de brecha del producto, para cada aproximación. Se agradece a Héctor Núñez por facilitar el código SAS para ello.

**CUADRO 2. MODELOS EVALUADOS PARA CADA INDICADOR**

<i>% PIB</i>	<i>Beta</i>	<i>p_val</i>	<i>HP</i>	<i>Beta</i>	<i>p_val</i>
C	-3.00	0.00	Y1	0.60	0.00
Y1	0.46	0.00	Y2	0.27	0.04
Y3	0.11	0.31	X2	0.45	0.07
X2	0.37	0.00	X3	-0.46	0.08
X6	0.19	0.11	X3	-0.29	0.09
Expect	0.52	0.00	Expect	0.13	0.21

<i>HP Priors</i>	<i>Beta</i>	<i>p_val</i>	<i>Kalman</i>	<i>Beta</i>	<i>p_val</i>
Y1	0.51	0.00	Y1	0.59	0.00
Y2	0.27	0.03	Y2	0.28	0.03
X2	0.62	0.00	X2	0.83	0.00
X4	-0.62	0.03	X3	-0.45	0.13
X5	0.37	0.11	X4	-0.49	0.10
Expect	0.21	0.08	X5	0.38	0.11
			Expect	0.13	0.25

<i>CP</i>	<i>Beta</i>	<i>p_val</i>	<i>Nada</i>	<i>Beta</i>	<i>p_val</i>
Y1	0.49	0.00	Y1	0.61	0.00
Y2	0.26	0.03	Y2	0.27	0.03
X1	0.44	0.00	Expect	0.12	0.18
Expect	0.25	0.01			

<i>SVAR</i>	<i>Beta</i>	<i>p_val</i>
Y1	0.52	0.00
Y2	0.23	0.06
X2	0.33	0.01
Expect	0.25	0.02

básica de no transables en un ejercicio tipo *rolling* entre marzo de 1998 y marzo de 2007. En el cuadro 3 se presenta la raíz del error porcentual cuadrático medio (RMSPE) para cada uno de los modelos para diferentes horizontes de pronóstico en términos relativos frente a la estimación en la que no se incluye ninguna estimación de la brecha del producto. Curiosamente se observa que para todos los horizontes de pronóstico es mejor no incluir ningún indicador que incluir la estimación de Hodrick-Prescott que es la que comúnmente se utiliza en la mayoría de los trabajos para estimar la brecha del producto.

Los resultados además sugieren que es mejor utilizar el crecimiento económico que no utilizar ningún indicador. Finalmente, se encuentra que en la medida en que se aleja el horizonte de pronóstico se hacen mucho más importantes las ganancias en términos de error de pronóstico al utilizar

cualquiera de las medidas de brecha frente a usar el crecimiento económico, frente a la opción de no incluir ningún indicador y a utilizar la medición que proviene del filtro de Hodrick-Prescott.

**CUADRO 3. DIFERENTES ESTIMACIONES DE BRECHA DEL PRODUCTO**

	<i>RMSPE</i> <i>relativo</i> <i>H = 1</i> (%)		<i>RMSPE</i> <i>relativo</i> <i>H = 4</i> (%)		<i>RMSPE</i> <i>relativo</i> <i>H = 6</i> (%)		<i>RMSPE</i> <i>relativo</i> <i>HP = 8</i> (%)
CP	85	FP	50	Kalman	45	Kalman	25
FP	75	CP	64	FP	36	CP	25
SVAR	56	Kalman	70	CP	44	FP	48
Kalman	85	SVAR	44	SVAR	53	SVAR	52
Crecimiento	97	Crecimiento	84	Crecimiento	78	Crecimiento	73
Nada	100	Nada	100	Nada	100	Nada	100
HP	129	HP	158	HP	145	HP	125

#### IV. CONCLUSIONES

En este documento se reseñaron las diferentes metodologías que se utilizan en la actualidad en el Banco de la República de Colombia para la estimación de la brecha del producto. Debido a la naturaleza no observable del producto potencial y de la brecha del producto, se procedió a verificar la validez de las diferentes estimaciones a partir de los pronósticos fuera de muestra de la inflación básica de bienes no transables que se obtienen empleando estas medidas dentro de una curva de Phillips híbrida. Los resultados sugieren que existen importantes diferencias entre las diferentes alternativas.

Se encuentra que la brecha obtenida con el procedimiento de Hodrick y Prescott produce peores pronósticos para todos los horizontes que las demás metodologías, siendo incluso mejores los pronósticos cuando no se utiliza ninguna medida de brecha en la estimación. Además, se encuentra que es mejor utilizar el crecimiento económico como *proxy* de la brecha del producto que no usar ninguna medida. Finalmente, se encuentra que todas las metodologías que se utilizan en la actualidad presentan mejoras frente a la alternativa de no usar ningún indicador de presión de demanda o frente a suponer que el crecimiento del potencial es constante. Lo cual verifica que las estimaciones de brecha del producto que se utilizan en el Banco de la República de Colombia ayudan a la toma de decisiones de política monetaria en la medida en que mejoran los pronósticos de inflación.

## REFERENCIAS

- Berg, A., P. Karam y D. Laxton (2006), *Practical Model-Based Monetary Policy Analysis - A How-To Guide*, FMI (Working Paper, n° 81-2006).
- Boivin, J., y S. Ng (2003), *Are More Data Always Better for Factor Analysis?*, NBER (Working Paper Series, n° 9829).
- Cobo, A. L. (2004), *Output Gap in Colombia: An Eclectic Approach*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 327).
- Echavarría, J., E. López, M. Misas, J. Téllez y J. Parra (2006), *La tasa de interés natural en Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 412).
- Fisher, J. (2000), *Forecasting Inflation with a lot of Data*, Federal Reserve Bank of Chicago (Chicago FED Letter, n° 151).
- Gianonne, D., L. Reichlin y D. Samall (2005), *Nowcasting GDP and Inflation: The Real-Time Informational Content of Macroeconomic Data Releases*, Federal Reserve Board, Washington, D. C. (Finance and Economics Discussion Series, n° 42).
- Gómez, J., J. D. Uribe y H. Vargas (2002), *The Implementation of Inflation Targeting in Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 202).
- Julio, J. M. (2001), *How Uncertain are NAIRU Estimates in Colombia?*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 184).
- McCallum, B. (2001), *Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps?*, NBER (Working Paper, n° 8226).
- Méssonier, J., y J. Renne (2004), *A Time-Varying Natural Rate of Interest for the Euro Area*, Banque de France (Working Paper, n° 115).
- Misas, M., y E. López (2001), *Desequilibrios reales en Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 181).
- Mishkin, F. (2007), *Estimating Potential Output*, Remarks at the Conference on Price Measurement for Monetary Policy, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Nigrinis, M. (2003), *Es lineal la Curva de Phillips en Colombia*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 282).
- Peña S., D., y P. Poncela (2006), "Nonstationary Dynamic Factor Analysis", *Journal of Statistical Planning and Inference*, vol. 136, n° 4.
- Rodríguez, N., J. Torres y A. Velasco (2006), *Estimating an Output Gap Indicator Using Business Surveys and Real Data*, Banco de la República (Borradores de Economía, n° 392I).
- Stock, J., y M. Watson (1999), "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n° 2, pp. 293-335.
- Stock, J., y M. Watson (2002), "Macroeconomics Forecasting Using Diffusion

Indexes”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20, nº 2, abril, pp. 147-62.

Stock, J., y M. Watson (2004), “Forecasting with Many Predictors”, en G. Elliott, C. Granger y A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 1, North-Holland.

Watson, M. (2000), *Macroeconomic Forecasting Using Many Predictors*, texto mimeografiado, Princeton University.