

Estimación del producto potencial para Costa Rica: período 1991-2006

Manfred Esquivel Monge y Mario Alfredo Rojas Sánchez*

1. INTRODUCCIÓN

Una de las labores cruciales en el análisis e implementación de la política monetaria es aproximar la posición que presenta una economía dentro del ciclo económico en determinado momento. Tal posición podría indicar la existencia de presiones de demanda sobre el nivel general de precios y por tanto reviste particular importancia en bancos centrales cuyo accionar está fundamentado en un esquema de metas de inflación.

Si bien es amplia la variedad de definiciones de producto potencial que reseña la literatura, en este estudio se adopta la esbozada por Okun (1970): "...el producto potencial es aquel nivel máximo de producto que la economía puede alcanzar con un nivel de pleno empleo de sus recursos productivos, entendiendo pleno empleo como aquel nivel de utilización de recursos que no genera presiones inflacionarias". En términos prácticos, la brecha se ha definido como la diferencia entre el producto efectivo y el potencial, en términos porcentuales de este último.

En particular, el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (MMPT)¹ del Banco Central de Costa Rica incluye, como parte de uno de sus componentes principales, una medición de la brecha del producto para aproximar el posicionamiento cíclico de la economía. Posiblemente la

* M. Esquivel Monge y M. A. Rojas Sánchez, funcionarios del Departamento de Investigación Económica, del Banco Central de Costa Rica. Documento preparado en el marco del proyecto conjunto de variables no observables coordinado por el CEMLA y algunos bancos centrales iberoamericanos, en noviembre de 2007. Correos electrónicos: <esquivelmm@bccr.fi.cr y rojasmm@bccr.fi.cr>.

¹ El MMPT es la herramienta que se utiliza en el Banco Central para realizar las proyecciones y ejercicios de simulación de política económica, con un horizonte de mediano plazo, que se analizan en los procesos de formulación y revisión del Programa Macroeconómico.

definición de producto potencial antes mencionada es la que mejor refleja la noción nekeynesiana implícita en el MMPT.

En el contexto del MMPT, la brecha del producto ha sido aproximada entre otros, por medio del filtro univariado de Hodrick-Prescott (HP) y, según los resultados de Muñoz y Rojas (2005), la medición de brecha obtenida con el filtro band pass presentó mejores propiedades de pronóstico para la tasa de inflación con respecto a otros filtros univariados y a una medición efectuada a partir de una función de producción. Sin embargo, algo claro dentro del campo de estudio de esta variable no observable, es que no existe un método que a nivel generalizado se destaque como superior a los demás. El consenso gira más bien en torno a la adopción de un enfoque ecléctico que permita aprovechar las ventajas y minimizar las desventajas de las diversas metodologías propuestas.

Este trabajo pretende aplicar metodologías de estimación del producto potencial que no han sido exploradas para el caso de Costa Rica y depurar otras que anteriormente fueron empleadas. Adicionalmente se pretende ofrecer criterios estadísticos para evaluar la capacidad de pronóstico de la inflación de cada uno de los indicadores de brecha del producto estimados.

Siguiendo la división que usualmente se señala en la literatura, el trabajo presenta estimaciones generadas con métodos estructurales y no estructurales. Con respecto a los métodos estructurales, se presentan los resultados de la estimación de una función de producción y un modelo vectores autorregresivos (VAR estructural), este último en la línea metodológica propuesta por Blanchard y Quah (1989). En cuanto a las estimaciones no estructurales, se presentan los resultados obtenidos con el método de la tendencia lineal, el método de picos (PEAK), los filtros de Hodrick-Prescott (7 variantes), band pass y el filtro de Kalman univariado.² Adicionalmente, por medio del método análisis factorial (AF) de componentes principales, se construye un estimador de brecha del producto que resume el comportamiento común de las estimaciones antes mencionadas.

Siguiendo a Billmeier (2004), los modelos estructurales multivariados tendrían una concepción más claramente nekeynesiana y en este sentido una relación más afín a la definición de producto potencial contemplada en este trabajo. Por su parte, los métodos univariados no estructurales estarían más cercanos a la concepción teórica de modelos de ciclos reales (RBC), pues al basarse en la extracción estadística de la tendencia del producto, implícitamente se asume que en promedio la economía se ubica en su nivel potencial.

² En el anexo 4 se deriva un indicador de presiones de demanda a partir del Índice de Confianza para la Inversión (ICI), que se obtiene de la Encuesta Trimestral sobre Perspectivas Económicas (Kikut y Ocampo, 2005).

El trabajo inicia con la presente sección introductoria. Seguidamente, en la sección 2 se describen los diferentes métodos y técnicas utilizadas para estimar el producto potencial y la brecha del producto. En la sección 3 se analizan, en el contexto de una curva de Phillips prospectiva, la significancia estadística y capacidad de pronóstico de cada una de las mediciones de brecha del producto para explicar el comportamiento de la tasa de inflación en Costa Rica. Esta sección incluye, además, un apartado donde se evalúa la hipótesis de que la tasa de crecimiento del producto observado es un mejor indicador de presiones de demanda, con respecto a la brecha del producto. En las secciones 4 y 5 se muestran, respectivamente, las principales conclusiones y referencias bibliográficas. Finalmente, en el anexo 1 se presenta el desarrollo algebraico del método VAR estructural. En el anexo 2 se muestran los resultados de la estimación de la curva de Phillips prospectiva y la evaluación de la capacidad de pronóstico de las mediciones de brecha del producto obtenidas con la serie desestacionalizada (SA) del PIB, para el período 1996t1-2006t4; en el anexo 3 se encuentran los resultados de la estimación de la curva de Phillips híbrida (para tres mediciones de inflación obtenidas con el IPC, ISI e INT)³ y la evaluación de la capacidad de pronóstico de las mediciones de brecha del producto obtenidas con las series de Tendencia-Ciclo (TC) y desestacionalizada (SA) del PIB, para el período 1991t1-2006t4. Se incluye un anexo 4 en el que se presenta un indicador complementario de presiones de demanda derivado del Índice de Confianza para la Inversión que se construye con base en la encuesta de perspectivas económicas que realiza trimestralmente el Banco Central.

2. MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DEL PRODUCTO POTENCIAL

2.1 Función de producción

2.1.1 Aspectos generales

La metodología de estimación del producto potencial basada en una función de producción muestra una noción más económica que estadística de esta variable no observable. Parte de la definición de una relación tecnológica entre el nivel de producción y los niveles de los factores productivos así como de su productividad.

La ventaja de este enfoque radica en la posibilidad de descomponer los

³ IPC: Índice de Precios al Consumidor; ISI: Índice Subyacente de Inflación e INT: Índice de Precios de Bienes No Transables.

determinantes del crecimiento e identificar la contribución de cada uno de los factores. No obstante, esta ventaja se convierte en una debilidad debido a que requiere información que muchas veces no está disponible, o bien, que no es directamente observable. Tal es el caso de la productividad de los factores.

En cuanto a esta metodología, la literatura reseña que la especificación más utilizada parte de una función de producción de largo plazo del tipo Cobb-Douglas,⁴ con retornos constantes a escala:

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

Donde, Y es el nivel del producto observado y los coeficientes α y $(1-\alpha)$ representan, en su orden, las elasticidades del producto con respecto a los factores capital (K) y empleo (L). A representa la productividad total de los factores (PTF).

Esta metodología requiere un valor para la elasticidad producto-capital α . En este trabajo se utiliza como referencia la estimación de este parámetro obtenida en el estudio de Esquivel y Rojas (2007a), donde se estima una función de producción con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos⁵, utilizando la serie trimestral del PIB real,⁶ para el período 1991t1-2006t4 y donde se obtienen los siguientes resultados:

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{(1-\alpha)} \approx 0.02K_t^{0.35}L_t^{0.65} \quad (2)$$

donde: Y_t es el PIB real; A , la productividad total de los factores (promedio); K_t , el acervo de capital a precios de 1991; y L_t , el número de ocupados por horas promedio semanales.

Con una estimación de α , se procede a calcular la productividad total de los factores (PTF) a partir del residuo de Solow, es decir como la parte no explicada del producto.⁷

⁴ Azofeifa y Villanueva (1996) concluyen que la especificación de una función de producción del tipo Cobb Douglas es la más adecuada para describir el comportamiento de la estructura productiva en Costa Rica.

⁵ Véase Stock y Watson (1993).

⁶ Es importante indicar que las mediciones de brecha del producto que se obtienen con los diferentes métodos utilizan la serie de PIB sin el componente de la Industria Electrónica de Alta Tecnología (IEAT). Lo anterior debido a que la evolución de la producción de este componente presenta una alta volatilidad y las variables explicativas de su comportamiento son de carácter exógeno y responden mayormente a factores de oferta de carácter irregular que tienen poca incidencia sobre la capacidad productiva de la economía. Las proyecciones de este componente se realizan fuera del modelo (MMPT) utilizando información obtenida por el Departamento de Estadística Macroeconómica.

⁷ Se sugiere corregir los factores K y L por su nivel de utilización.

$$A = \frac{Y}{K^\alpha L^{1-\alpha}} \quad (3)$$

$$A = EXP(\ln Y - \alpha \ln K - (1 - \alpha) \ln L) \quad (4)$$

2.1.2 Producto potencial y brecha del producto

Las series trimestrales de los factores que entran en la forma general de la ecuación (1), a saber: nivel de empleo (L), acervo de capital (K) y productividad total de factores (PTF) son los insumos necesarios para estimar el nivel de producto potencial. Para esto se aplican logaritmos naturales a la ecuación (1) y se utilizan los niveles de tendencia de los factores productivos, según se muestra a continuación:

$$\ln(Y^{FP}) = A^* + \alpha \ln(K^*) + (1 - \alpha) \ln(L^*) \quad (5)$$

Donde: Y^{FP} es el producto potencial estimado con el método de la función de producción (FP) y los superíndices (*) representan los niveles de tendencia de los factores productivos, obtenidos con el filtro de Hodrick-Prescott⁸ de las series trimestrales de PTF , K y L , extendidas 12 trimestres adelante para atenuar el problema de fin de muestra de este filtro.

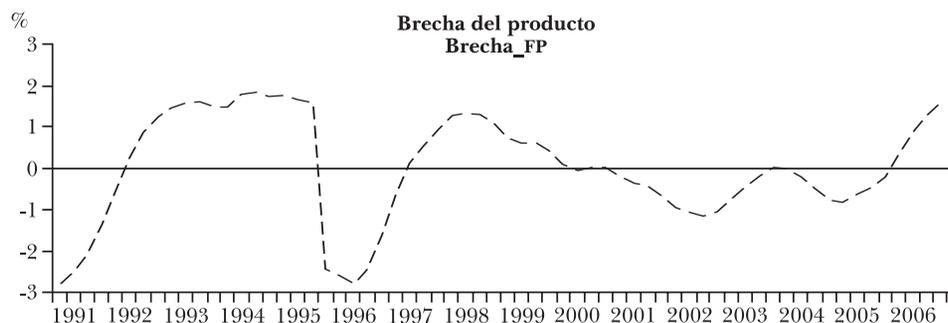
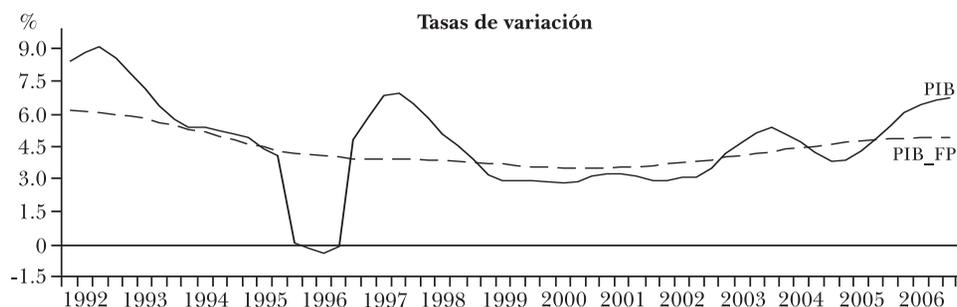
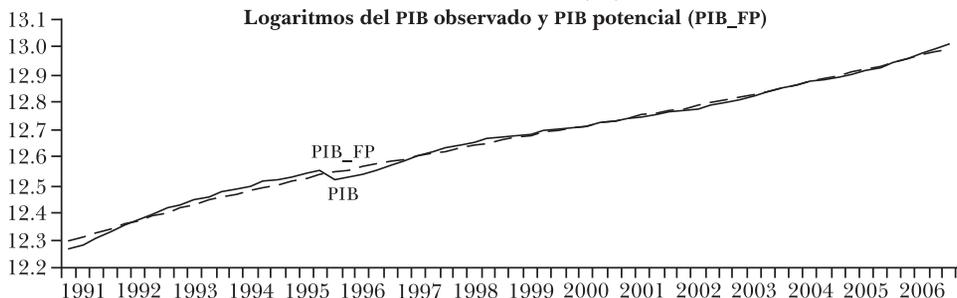
En la gráfica I se muestran los niveles en logaritmos del producto efectivo (PIB) y del producto potencial (PIB_FP), sus tasas de variación y la brecha del producto⁹ obtenidos con este método.

El cuadro 1 muestra la descomposición del crecimiento del producto potencial estimado con la función de producción según los aportes de cada uno de los factores y la PTF . Cabe resaltar el repunte de la tasa de variación de la PTF a partir de 2003, con lo cual su contribución al crecimiento del producto potencial es superior en el lapso 2003-2006 con respecto al del período completo. En el estudio de Mora (2007), *Hechos relevantes de la evolución del Producto Interno Bruto costarricense: 1992 – 2006*, se indica que algunos de los factores que influyeron en el comportamiento apuntado para la PTF fueron las mejoras tecnológicas introducidas en el sector de servicios de telecomunicaciones; mejoras en la eficiencia y competitividad del aparato productivo

⁸ Según se comentará en el apartado 2.4, el parámetro de suavizamiento recomendado para filtrar las series trimestrales en Costa Rica es de 1,311.

⁹ Es importante indicar que todas las brechas de producto estimadas con los diferentes métodos se obtienen utilizando la serie de Tendencia-Ciclo (TC) del PIB trimestral, con el propósito de obtener mediciones suavizadas de la brecha. En los anexos 2 y 3 se muestran los resultados de las brechas calculadas con la serie desestacionalizada (SA) del PIB.

GRÁFICA I. MÉTODO DE FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN (FP), EN TRIMESTRES, 1991-2006
Logaritmos del PIB observado y PIB potencial (PIB_FP)



ante la reconversión industrial que incentivó el influjo de inversión extranjera directa hacia actividades con demanda de fuerza laboral más calificada; así como el mayor dinamismo de los sectores agropecuario e industrial.

Los datos contenidos en el cuadro 1 permiten concluir que a lo largo de toda la muestra el producto potencial ha crecido a una tasa promedio de 4.43%. La mayor parte de este crecimiento está explicado por el factor trabajo, el cual aporta 2.3 puntos porcentuales (pp), explicando el 53% del crecimiento promedio total. La variación del acervo de capital explica 1.6 pp con lo que representa el 37% de su variación. Finalmente, la *PTF* aporta 0.5 pp, dando cuenta del restante 10% de la variación promedio total.

CUADRO 1. CRECIMIENTO DEL PRODUCTO POTENCIAL Y SUS FACTORES DETERMINANTES, 1992-2006

Año	Crecimiento anual	Aporte en pp a la tasa de crecimiento de Yp			Contabilidad del crecimiento de Yp según factores (%)		
	Yp	PTFp	Kp	Lp	PTFp	Kp	Lp
1992	6.1	0.9	2.0	3.2	15	32	53
1993	5.7	0.8	1.9	3.0	15	33	53
1994	5.1	0.6	1.7	2.7	13	34	53
1995	4.4	0.4	1.6	2.4	9	37	54
1996	4.0	0.2	1.6	2.3	5	39	56
1997	3.9	0.1	1.6	2.3	1	41	58
1998	3.8	0.0	1.6	2.2	0	41	58
1999	3.6	0.0	1.5	2.1	0	42	58
2000	3.5	0.0	1.5	2.1	0	42	58
2001	3.6	0.0	1.5	2.0	1	42	57
2002	3.8	0.3	1.5	2.0	7	40	53
2003	4.1	0.6	1.5	2.0	15	37	48
2004	4.5	0.9	1.5	2.1	20	34	46
2005	4.8	1.0	1.5	2.2	22	32	46
2006	4.9	1.1	1.6	2.2	23	32	45
2003-2006	4.6	0.9	1.5	2.1	20	34	46
1992-2006	4.4	0.5	1.6	2.3	10	37	53

FUENTE: elaboración propia.

2.2 Método VAR estructural (BQ):

La metodología presentada en esta sección se basa en la propuesta original de Blanchard y Quah (1989) para descomponer la serie de producto observado en dos componentes, uno transitorio, asociado choques de demanda, y otro permanente, asociado a choques de oferta. En este sentido, la metodología tiene una base claramente nekeynesiana.

A partir del influyente trabajo de Nelson y Plosser (1982) es comúnmente aceptado que las series de producto están mejor representadas al especificarlas como series integradas de primer orden. Partiendo de este supuesto y reconociendo que el PIB es afectado por más de un tipo de perturbación, Blanchard y Quah desarrollan la idea básica de su propuesta, a saber, que la representación del promedio móvil del PIB es alguna combinación de la respuesta dinámica de esta serie a cada una de esas perturbaciones.

La metodología explota el hecho de que el PIB es afectado por choques de diversa naturaleza, para esto impone restricciones *a priori* sobre la respuesta del producto a tales perturbaciones. Los choques son identificados

haciendo uso de información adicional proporcionada por la dinámica de otras variables macroeconómicas diferentes al PIB. En su trabajo original, Blanchard y Quah utilizaron la tasa de desempleo como variable adicional. En este estudio se incluyen como variables adicionales el tipo de cambio real y el índice de precios al consumidor (IPC), tal y como lo aplican Cerra y Saxena (2000) para el caso sueco y Elosegui *et al.* (2006) para el caso de la economía argentina.

Se parte de un modelo de vectores autorregresivos con tres variables, mostradas a continuación:

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta TC_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix}$$

Donde: X_t es el vector de variables del VAR; Δ , el operador de primera diferencia del logaritmo natural; Y_t , el PIB observado; TC_t , el índice de tipo de cambio real multilateral; e IPC_t , el índice de precios al consumidor.

Se define además un vector de perturbaciones estructurales exógenas no observadas:

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

Con: ε_s siendo el choque de oferta agregada; ε_d , el choque de demanda agregada; y ε_n , el choque nominal agregado.

Según se explica en el Anexo 1 la aplicación de este método requiere imponer restricciones de largo plazo en el impacto que los tres tipos de perturbaciones tienen sobre X_t . Tales restricciones se establecen a partir de la teoría económica. En efecto, se supone que en el largo plazo el producto se ve afectado únicamente por los choques de oferta ε_s y el choque nominal, ε_n , solo afecta a los precios.

Este procedimiento requiere en primera instancia generar un VAR irrestricto para X_t del cual se recuperan los residuos. Luego se crean las restricciones de largo plazo y se efectúa una factorización estructural del VAR imponiendo la matriz de restricciones de largo plazo. Con base en esta información se genera el siguiente modelo:

$$Ae = Bu \quad \text{Donde } A = I, E[uu'] = I$$

De este modo la matriz B y los errores del VAR irrestricto (en este caso u) permiten recuperar la serie de perturbaciones estructurales no observadas e .

Dado que el producto potencial se asocia con el componente permanente del producto, para calcular su tasa de variación se adicionan los choques de oferta derivados a una tendencia fundamental, como se muestra a continuación:

$$\Delta Y_t^p = \Delta TF_t + A_{11}\varepsilon_s \quad (6)$$

Donde: Δ es el operador de primera diferencia del logaritmo natural; Y_t^p , el producto potencial; TF_t , la tendencia fundamental del PIB; A_{11} , el parámetro del VAR; y ε_s , el choque de oferta.

La serie TF_t puede calcularse de dos formas:

- Como una tendencia lineal según lo proponen Cerra y Saxena (2000).
- Como la tendencia obtenida por medio de un filtro Hodrick-Prescott según lo expuesto por Elosegui *et al.* (2006).

Luego, el nivel de PIB potencial es construido utilizando los factores de variación calculados en (6) y un valor inicial para la serie. Por su parte, la brecha del producto es calculada como la diferencia entre los logaritmos naturales del PIB observado y del PIB potencial calculado a partir de (6).

Las tasas de variación de las series de PIB potencial y PIB observado, así como la respectiva brecha del producto se muestran en la gráfica II. Para efectos de comparación se agrega la brecha obtenida con el método FP, en la gráfica inferior

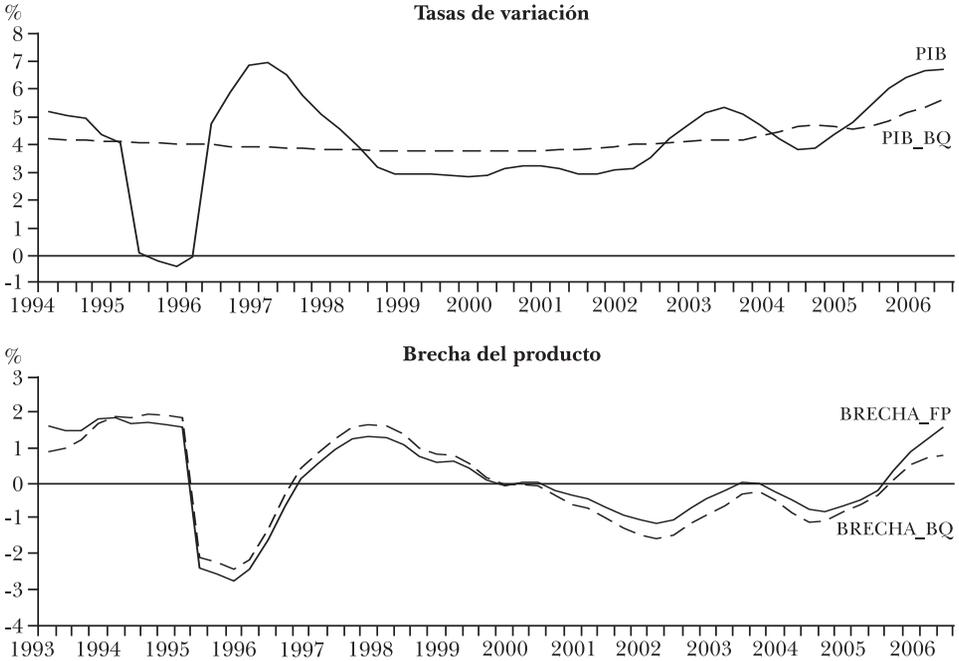
Existen varias ventajas de la propuesta de VAR estructural para el cálculo del producto potencial. En primer lugar, a diferencia de otras técnicas multivariadas, el método está basado en fundamentos económicos teóricos que se manifiestan en la imposición de las restricciones de largo plazo a la respuesta de las variables a ciertos tipos de choques. Además, por su naturaleza multivariada, evita los problemas de sesgo al final de muestra como sucede en el caso de técnicas estadísticas univariadas como el filtro de Hodrick-Prescott.

Ahora bien, se han atribuido debilidades a esta técnica. La principal indica que asociar algunos tipos de choques a determinadas variables económicas implica ciertos supuestos que a veces parecen difíciles de cumplir. Un ejemplo claro es el progreso tecnológico, considerado como un choque esencialmente de oferta que, puede argumentarse, es posible que llegue a tener efectos sobre la demanda por medio de un efecto riqueza.

2.3 Filtro de Hodrick-Prescott (HP)

El método univariado de Hodrick y Prescott (1997) permite descomponer

GRÁFICA II. MÉTODO DE BLANCHARD Y QUAH (BQ), EN TRIMESTRES, 1993-2006



la serie observada de producto y_t en un componente permanente o de oferta y^P , y uno transitorio o de demanda y^c . Para esto asume que el componente permanente es la solución a un problema de minimización en el que se suma el cuadrado de la desviación de la variable observada respecto a su tendencia (la varianza de y_t), sujeta a la penalidad impuesta por la segunda diferencia de la tendencia. En otras palabras, el algoritmo intenta hacer que la tendencia se parezca lo más posible a la serie observada manteniendo el mínimo cambio posible en la curvatura de esta tendencia.

Matemáticamente, el filtro Hodrick-Prescott soluciona el siguiente problema:

$$\text{Min} : L = \sum_{t=1}^S (y_t - y_t^P)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{S-1} (\Delta y_{t+1}^P - \Delta y_t^P)^2 \quad (7)$$

Donde: y_t es el producto observado; y_t^P , la tendencia de la serie de producto; y λ , el parámetro de suavizamiento.

Queda claro que el ajuste hecho por este filtro depende del parámetro de suavizamiento lambda (λ). Este determina el grado de penalización que tendrá la variación en el crecimiento del componente permanente y por tanto, la suavidad que muestre la serie de tendencia. En el límite, seleccionar

$\lambda = 0$ ajusta una tendencia igual a la serie original. En el extremo opuesto, cuando $\lambda \rightarrow \infty$, la serie de tendencia se aproxima a una serie de la forma $y^T = y_0 + \alpha T$. Este caso extremo corresponde a una tendencia que crece a una tasa constante, o sea el filtro ajusta una serie de tendencia lineal.

Seleccionar valores elevados de λ equivale a asumir que los choques de oferta son determinísticos y por tanto que la variabilidad del producto depende casi exclusivamente de choques de demanda. Por otro lado, el trabajar con un parámetro λ bajo implica asumir que las variaciones en el producto responden más que todo a choques de oferta, o sea que el producto potencial evoluciona más acorde con el observado.

El hecho de que λ deba ser, en principio, elegido por el modelador constituye una de las principales debilidades atribuidas a este método. Partiendo del supuesto de que el componente cíclico y el de segundas diferencias del componente permanente son ambos procesos de ruido blanco, ortogonales, normales y con varianzas conocidas σ_p^2 y σ_c^2 respectivamente, Hodrick y Prescott (1997) demuestran que su algoritmo minimiza el error cuadrático medio cuando se asume que: $\lambda = \sigma_c^2 / \sigma_p^2$.

Si bien en la práctica no es común que estos supuestos se cumplan (en particular que el componente cíclico de una serie sea plenamente aleatorio), los autores proponen que para series trimestrales un 5 por ciento de la variabilidad de la tasa de crecimiento del componente cíclico corresponde a 1/8 de un uno por ciento de la variabilidad en la tasa de crecimiento del componente permanente, para el caso de la economía estadounidense. Esto equivale a seleccionar un λ tal que $\sqrt{\lambda} = \frac{5}{1/8}$, o $\lambda = 1,600$. En la práctica, la

mayor parte de trabajos que utilizan el filtro de Hodrick-Prescott emplean este parámetro de suavizamiento, cuando las series tienen periodicidad trimestral.

Con respecto al problema de la escogencia de un λ particular, vale la pena cuestionar si es óptimo penalizar las variaciones de la tendencia de igual forma a lo largo de toda la muestra. Si el componente de tendencia se asocia con movimientos en la oferta agregada, cabe esperar que esta responda a los cambios estructurales que experimente la economía a lo largo del tiempo. En este sentido, una forma de incorporar más directamente a la tendencia tales cambios estructurales sería penalizar de distintas maneras las variaciones resultantes de la tendencia a lo largo de la muestra observada.

Por otra parte, Melo y Riascos (1997) recomiendan identificar (a juicio de experto) períodos en los que se considere que la producción fue (o es) objeto de choques primordialmente de oferta para asignarles un λ menor, de modo que en esos lapsos la tendencia sea menos suavizada reflejando la naturaleza permanente de esos choques.

Otro problema que se atribuye a este método es que la serie de tendencia que se estima es muy sensible a los choques transitorios que se presentan hacia el final de la muestra. Este fenómeno obedece a que en el proceso de optimización las desviaciones de la tendencia respecto a la serie original suman con signo opuesto a una medida de suavidad del componente permanente. De tal modo que cuando se presenta un choque transitorio el filtro es renuente a cambiar en mucho la tendencia pues esto implicaría subirla antes del choque y bajarla después. Cuando los choques se dan hacia el final de la muestra esta última penalización no es posible, por lo que la sensibilidad a estos choques es mayor hacia el final de la muestra que hacia su centro.

En la práctica para atenuar el problema de final de muestra antes indicado, se realizan previamente proyecciones de la serie a filtrar (mediante un modelo ARIMA) doce trimestres adelante, esto es hasta 2009t4. De modo que hacia finales de la muestra observable (2006t4) no incida mayormente la alta sensibilidad a choques transitorios.

Las estimaciones de brecha realizadas con este método (gráfica III), se efectuaron con distintos parámetros de suavizamiento (400, 1,600 y 6,400), y otras en las que se fraccionó en dos partes la muestra para aplicarles distintos λ . La elección de los períodos se realizó siguiendo el criterio de los sectorialistas del Departamento de Estadística Macroeconómica de BCCR y el estudio de Mora (2007), quienes han identificado a partir del 2003 los efectos de choques positivos (primordialmente de oferta) sobre el producto.¹⁰ Así, se realiza una estimación (HPMIX1) que aproxima un nivel de tendencia utilizando un $\lambda = 1,600$ para el período 1991t1 a 2002t4, y otro $\lambda = 400$ para el período 2003t1 a 2006t4. De manera similar, se realiza otra estimación (HPMIX2) que aproxima un nivel de tendencia utilizando un $\lambda = 6,400$ para el período 1991t1 a 2002t4, y otro $\lambda = 1,600$ para el período 2003t1 a 2006t4. Así mismo, para efectos de comparación en la gráfica III se incluye la brecha FP.

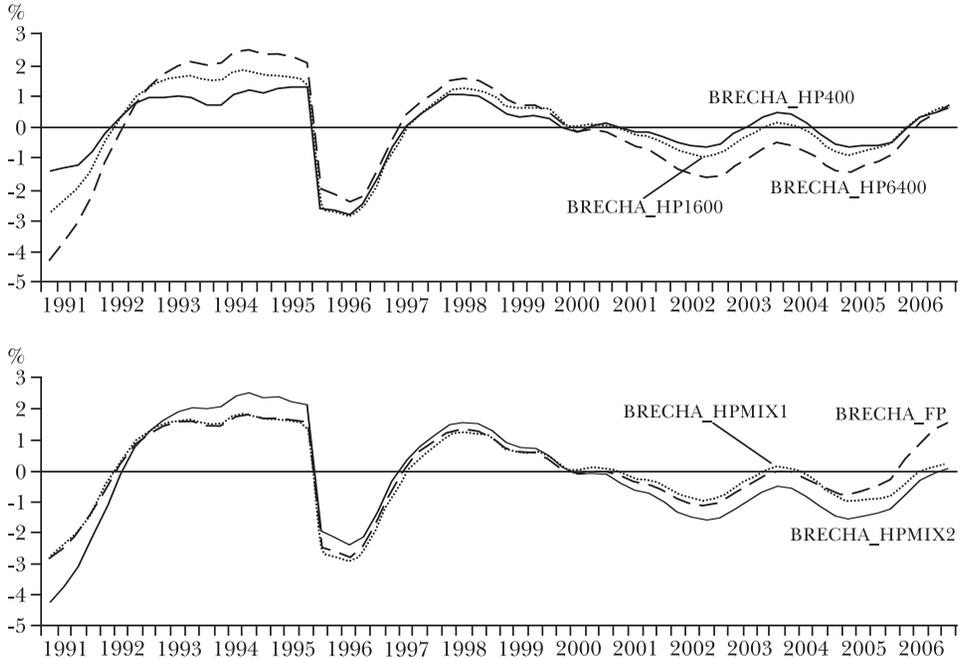
2.4 Filtro de Hodrick-Prescott Modificado (HPM)

Esta sección presenta una versión modificada del filtro de Hodrick-Prescott según la propuesta de Marcet y Ravn (2003). En su trabajo estos autores muestran que la elección de un parámetro $\lambda = 1,600$, como es la

¹⁰ La escogencia del año 2003 como punto para fraccionar la muestra y aplicar un parámetro de suavizamiento más bajo tiene además respaldo en nuestros resultados de contabilidad del crecimiento según la metodología de función de producción. El cuadro 1 muestra claramente como a partir del 2003 la *PTF* incrementa significativamente su aporte a la tasa de crecimiento del producto potencial, lo cual puede ser catalogado como un choque de oferta.

práctica generalizada cuando se utilizan series trimestrales de datos, puede distorsionar los resultados cuando el componente cíclico de la serie en análisis tiene alta correlación serial. Se propone entonces replantear el algoritmo del filtro en términos de un problema de minimización restringida donde se selecciona endógenamente un valor de λ que impone consistencia en la restricción según las características de las series para distintos países.

GRÁFICA III. FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT (BRECHAS DEL PRODUCTO CON DIFERENTES LAMBDA), EN TRIMESTRES, 1991-2006



Tal como se mencionó en el apartado anterior, el algoritmo estándar del filtro de HP minimiza un promedio ponderado entre la suma de cuadrados del componente de ciclo (la desviación respecto a la tendencia) y la suma de cuadrados de la aceleración del componente de tendencia, donde λ es el ponderador. La elección de $\lambda = 1,600$ por parte de Hodrick y Prescott estuvo basada en conocimientos previos sobre la variabilidad de los componentes de tendencia y ciclo de la serie de producto de Estados Unidos, y en parte por que produce resultados que son *razonables* según el análisis histórico de los ciclos de esa economía.

Sin embargo, es claro que las características y momentos de las series de ciclos económicos difieren entre países. La elección de un mismo parámetro

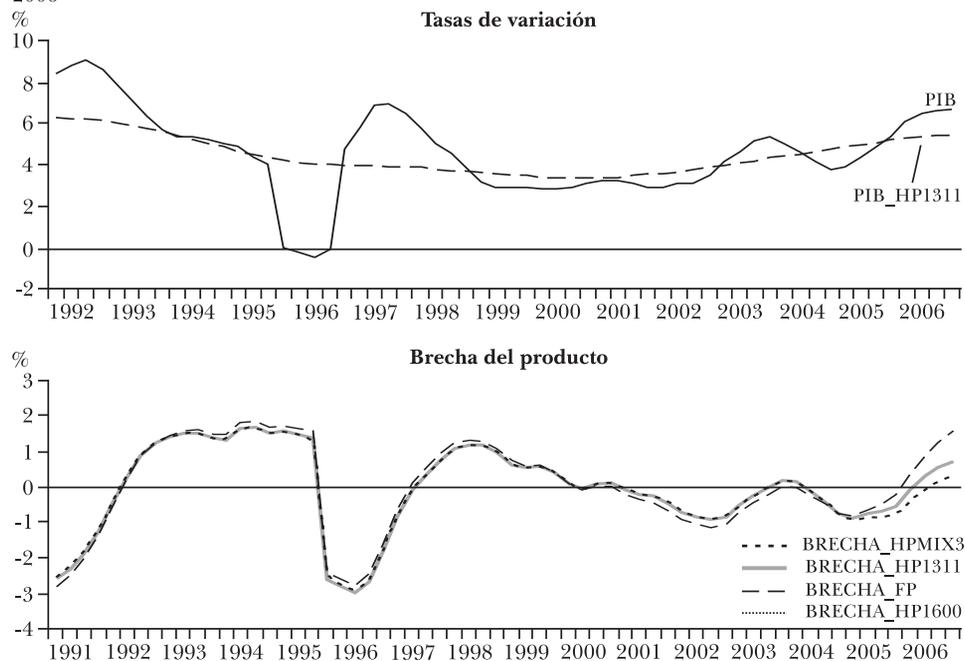
λ para extraer la tendencia series de producto para distintas economías no presta atención a este hecho e implícitamente supone que estas series presentan momentos similares. No existe garantía de que aplicando este mismo parámetro a otras series de producto se obtengan los mismos resultados *razonables*. Es por esto que no necesariamente resulta apropiado utilizar, para la serie trimestral del producto de Costa Rica, el mismo parámetro de suavizamiento $\lambda = 1,600$, que es utilizado para los datos de Estados Unidos.

El procedimiento propuesto por Marcet y Ravn (2003) soluciona este problema mediante la elección sistemática de λ para asegurar que las propiedades de los ciclos económicos sean comparables entre países. Dicho de otra forma, la idea es seleccionar un λ específico para la serie de producto de cada país que genere un nivel comparable de volatilidad de la tendencia.

En Esquivel y Rojas (2007b), la aplicación de esta metodología permite determinar que, para el caso de la serie trimestral de PIB de Costa Rica, este parámetro de suavizamiento es de 1,311.

En la gráfica IV se observa que, si bien las diferencias entre las series de tendencia identificadas con el filtro HP1600 y con el filtro HP1311 no son sustanciales, este refinamiento es útil porque permite reducir la arbitrariedad con que se elige el parámetro de suavizamiento. Además, aplicando el parámetro

GRÁFICA IV. FILTRO DE HODRICK-PRESCOTT MODIFICADO (HPM), EN TRIMESTRES, 1991-2006



lambda identificado para la serie del PIB de Costa Rica, aseguramos que las propiedades de los ciclos económicos sean comparables con las identificadas por Hodrick y Prescott (1997) para la economía de Estados Unidos. Además, en el gráfico de brechas del producto se presenta la evolución de la estimada con HPMIX3 que aproxima un nivel de tendencia utilizando un $\lambda = 1,311$ para el período 1991t1 a 2002t4, y otro $\lambda = 400$ para el período 2003t1 a 2006t4. Se incluye para efectos de comparación la brecha calculada con el método de FP.

Aparte de los beneficios cualitativos recién mencionados, existen diferencias cuantitativas derivadas de esta modificación al filtro de HP. Como se profundizará más adelante, al evaluar los resultados de estas mediciones de brecha en una curva de Phillips aumentada con expectativas (prospectiva), la brecha generada con el filtro HP1311 no solo mejora la calidad estadística del ajuste logrado con respecto a la brecha generada con el tradicional HP1600, si no que además logra mejorar la precisión en el pronóstico de la inflación medida por el IPC.

2.5 Filtro band pass (BP)

Esta metodología fue desarrollada por Baxter y King (1995) quienes realizaron una crítica a los analistas de ciclos económicos en el sentido de que cuando se aplican metodologías para aproximarlos, frecuentemente se dejan de lado las características propias del ciclo dentro de la serie que se está analizando.

Como respuesta a esto, los autores diseñan un método óptimo de extracción de ciclos, que cumple con las siguientes características: *i*) extrae un rango específico de periodicidades, sin variar sus propiedades inherentes (la varianza, correlaciones y otras medidas exploratorias de los datos); *ii*) no altera las relaciones temporales de las series a ninguna frecuencia. Estos primeros dos puntos definen un promedio móvil ideal, con ponderaciones simétricas para rezagos y adelantos; *iii*) es una aproximación óptima de un filtro ideal, lo cual se puede determinar midiendo la diferencia de los resultados obtenidos con un filtro ideal y uno aproximado; *iv*) produce una serie de tiempo estacionaria cuando se aplica a cifras que presentan tendencia; *v*) es independiente de la longitud de la serie; y *vi*) es de fácil aplicación y uso.

El diseño del filtro ideal requiere establecer un equilibrio entre la estimación de un filtro óptimo, lo cual implica agregar la mayor cantidad de rezagos y adelantos como explicativos de una variable y, la pérdida de observaciones al inicio y al final del período, lo cual reduce la cantidad de datos para el análisis. Los autores hacen la recomendación de utilizar, como

mínimo, seis años cuando se trabaja con datos trimestrales y anuales.¹¹

A grandes rasgos este procedimiento consta de dos pasos: primero se mide el ciclo, para lo cual el investigador debe especificar ciertas características del mismo (por ejemplo, amplitud) y posteriormente, se aísla aplicando promedios móviles a los datos.

Para identificar el ciclo los autores desarrollan tres tipos de filtro lineal: *low-pass*, *high-pass* y *band-pass*. Un filtro *low-pass* retendrá los componentes que se mueven lento en los datos y que vendrían a constituir los movimientos de la tendencia de la serie. Un filtro de tipo *high-pass* va a aceptar componentes de los datos cuya periodicidad es menor, lo cual equivale a movimientos de mayor frecuencia de la serie como los irregulares o estacionales. Finalmente, el filtro *band-pass* es un tipo de construcción de promedios móviles que aísla los componentes periódicos de una serie de tiempo económica que cae en una banda específica de frecuencias.

La representación general del filtro es la siguiente:

$$b(B) = \sum_{h=-\infty}^{\infty} b_h B^h \quad (8)$$

Donde B es el operador de rezagos, y b_h son los ponderadores de promedios móviles infinitos. Los ponderadores se obtienen mediante la transformación inversa de Fourier. La cantidad de rezagos a incluir en el filtro es muy importante, por cuanto estos definen la precisión de los ponderadores, entre más rezagos mejor será la aproximación con el “filtro ideal” a costa de una mayor pérdida de datos por encima y por debajo del valor de interés, aspecto que cobra mayor importancia al final de la serie.

Los autores de este filtro concluyen que no existen diferencias considerables entre sus resultados y aquellos que se obtienen a partir del filtro de Hodrick-Prescott, pero que sí evidencia algunas ventajas sobre éste, en particular: *i*) evita tomar una decisión acerca del parámetro de suavizamiento; *ii*) brinda mayor confianza en los resultados que se obtienen en los extremos de la serie.

En la gráfica V se muestran las estimaciones de producto potencial y brecha del producto con este método¹² y se compara con la brecha FP.

2.6 Filtro de Kalman univariado (KU)

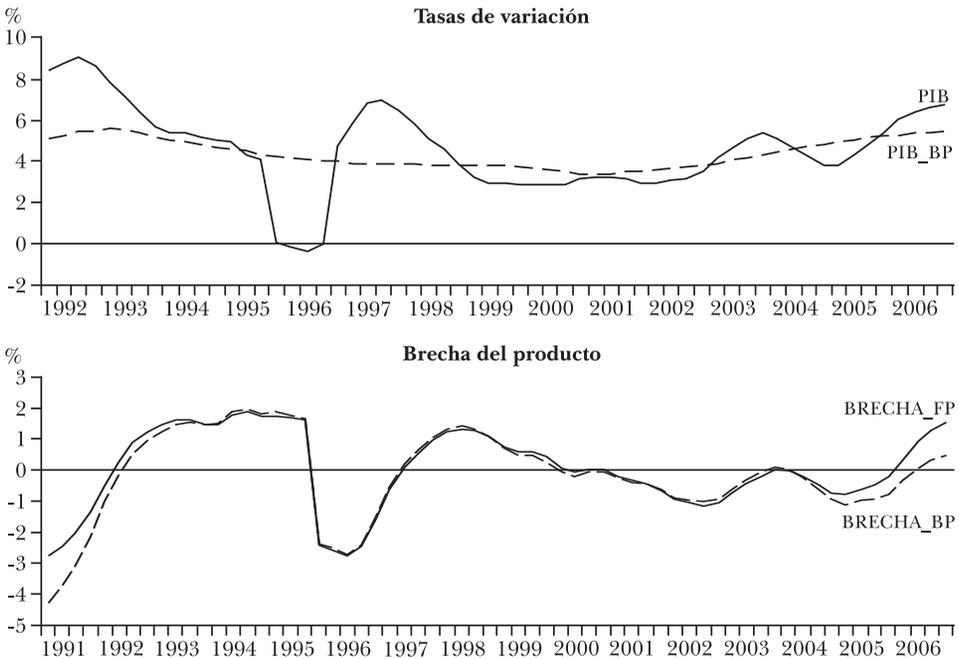
La metodología presentada en esta sección permite estimar el producto

¹¹ Consultar Flores (2000) para ver mayor detalles.

¹² En Muñoz y Rojas (2005) se presenta una aplicación de esta técnica con una serie más corta del PIB trimestral.

potencial con base en el procedimiento recursivo propuesto por R. E. Kalman (1960,1963). El filtro de Kalman es un algoritmo que actualiza secuencialmente la proyección lineal de un sistema. Entre otras utilidades, el algoritmo brinda una forma para extraer proyecciones exactas con base en muestras finitas y la forma exacta de la función de verosimilitud para un proceso ARMA gaussiano. Dentro de las aplicaciones prácticas más difundidas en el análisis económico, se le ha utilizado principalmente para la extracción de componentes no observables de series económicas así como en la estimación de modelos econométricos con parámetros dinámicos.

GRÁFICA V. MÉTODO BAND PASS (BP), EN TRIMESTRES, 1991-2006



La especificación univariada que se presenta a continuación es extendida a una forma multivariada en un documento de investigación en proceso de Muñoz y Tenorio (2007). Esta versión multivariada incluye especificaciones de las curvas IS y de Phillips así como una ley de movimiento para la tasa de interés real neutral y la tasa de crecimiento del producto potencial. Este modelo permite extraer simultáneamente las dos variables no observables: la tasa de interés real neutral y el producto potencial.

Para efectos del modelo univariado se supone que la serie trimestral de producto efectivo (y_t), puede ser expresada como la suma de dos

componentes, uno asociado a producto potencial (y_t^p) y otro asociado al componente cíclico (y_t^c). De esta forma:

$$y_t = y_t^p + y_t^c \quad (9)$$

Donde las variables están expresadas como el logaritmo natural.

Si se define como g_t a la tasa de crecimiento interanual del producto potencial, este último puede ser expresado como se señala en la siguiente ecuación:

$$y_t^p = y_{t-1}^p + g_{t-1} \quad (10)$$

La serie de tasa de crecimiento del producto potencial se supone que es generada por un proceso de caminata aleatoria:

$$g_t = g_{t-1} + u_t \quad (11)$$

Donde $E(u_t) = 0$ y $E(u_t^2) = \sigma_u^2$.

Finalmente, se obtiene de manera residual el componente cíclico del producto con base en el valor de la serie observada del producto y la serie del producto potencial generada por el filtro. De este modo se puede modificar (9) de la siguiente forma:

$$y_t = y_t^p + \varepsilon_t \quad (12)$$

donde $\varepsilon_t = y_t^c$

Las ecuaciones (9) a (12) pueden ser representadas en notación estado-espacio de la siguiente forma:

$$y_t = (1 \ 0) \begin{pmatrix} y_t^p \\ g_t \end{pmatrix} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\begin{pmatrix} y_t^p \\ g_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1}^p \\ g_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ u_t \end{pmatrix} \quad (14)$$

En este punto vale la pena tener presente que si al sistema conformado por (13) y (14) le añadimos la siguiente expresión: $\lambda = \sigma_\varepsilon^2 / \sigma_u^2$, tendríamos una interpretación estructural del algoritmo del filtro de Hodrick-Prescott, donde λ representa el parámetro de suavizamiento del filtro.

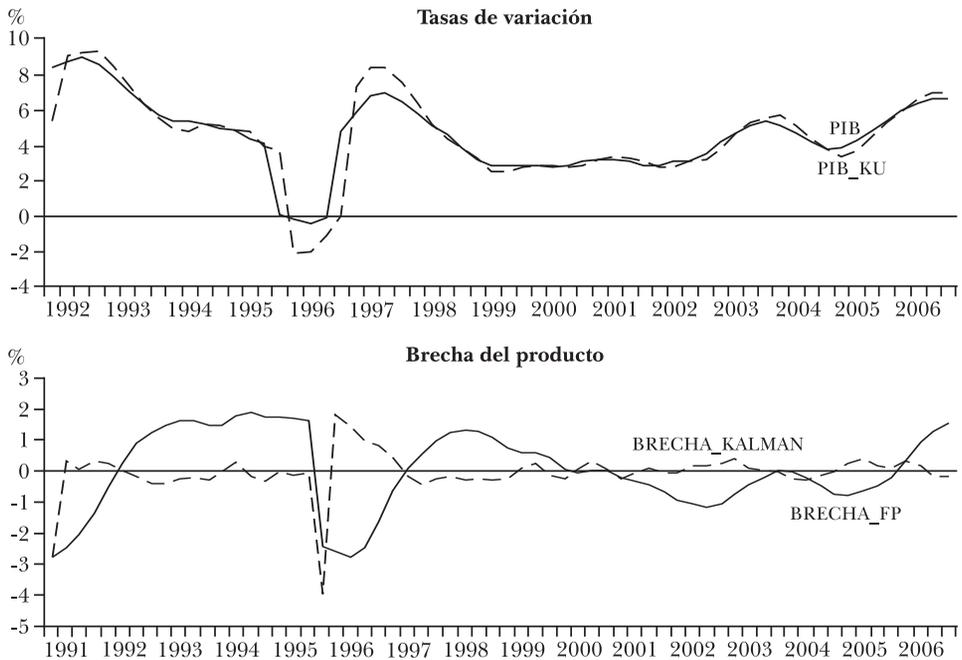
La expresión (13) es conocida como ecuación de señal (o de observación). Por su parte a (14) se le denomina vector de estado y contiene la especificación de las variables de estado o de transición.

Para efectos de enriquecer la estimación del sistema (13) – (14) por medio del algoritmo de Kalman, se especifican valores iniciales para el vector

de estado y para su matriz de varianzas y covarianzas. El valor inicial de y_t^p se tomó de la estimación efectuada con el método de la función de producción. La misma fuente se utilizó para inicializar el valor de g_t . Además se asume una matriz identidad como punto de partida para la matriz de varianzas y covarianzas y para la cual también se especifican valores iniciales para las varianzas de los términos de error.

Según se muestra en la gráfica VI, la brecha calculada con este método presenta ciclos de menor magnitud y amplitud si se compara con la brecha FP y hacia el final del período muestra una fase descendente del ciclo.

GRÁFICA VI. MÉTODO KALMAN UNIVARIADO, EN TRIMESTRES, 1991-2006



2.7 Método de picos (PEAK)

Según Coeymans (1992) la variable denominada PEAK, es una variable de estado que determina la evolución de largo plazo de una función de producción y se define como el rezago de un promedio móvil de tres períodos de los puntos máximos (picos) del producto real observado, con lo cual se obtiene una especie de envolvente de los valores originales, suavizada por el promedio móvil de tres períodos, de la manera que se señala a continuación:

$$y_t^m = \left(\frac{|y_t - y_{t-1}^m| + (y_t - y_{t-1}^m)}{2} \right) + y_{t-1}^m \quad (15)$$

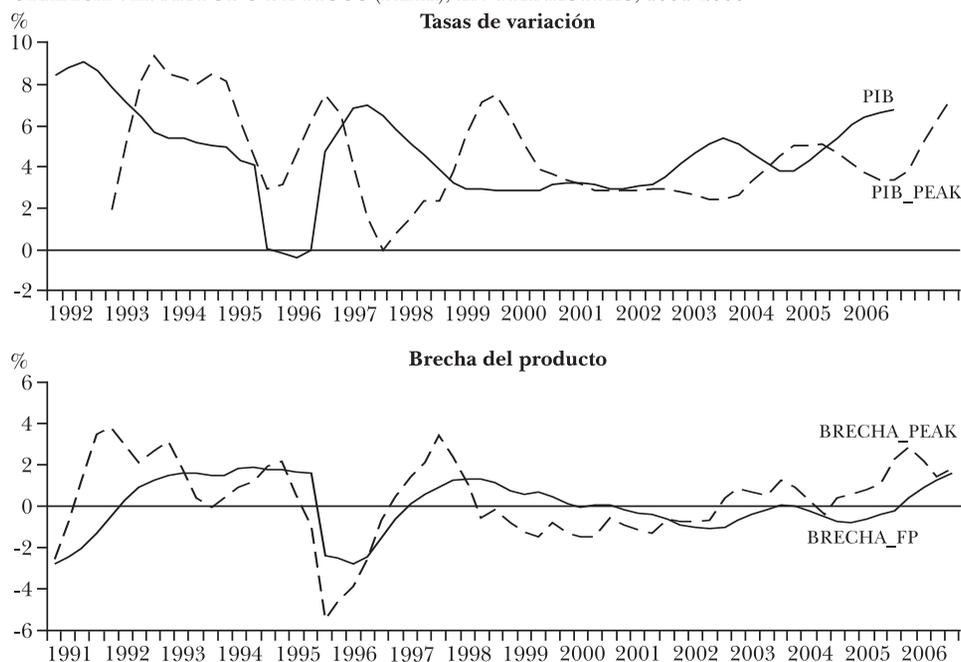
donde: y_t es el PIB real; e y_t^* , PEAK de PIB real.

Así entonces:

$$PEAK_t = \left(\frac{y_{t-1}^m + y_{t-2}^m + y_{t-3}^m}{3} \right) \quad (16)$$

En la gráfica VII se muestran las estimaciones tanto de producto potencial como de brecha del producto con este método. En este caso la brecha obtenida presenta un comportamiento más volátil si se compara con la brecha FP.

GRÁFICA VII. MÉTODO DE PICOS (PEAK), EN TRIMESTRES, 1991-2006



2.8 Método de tendencia lineal (TREND)

El método más simple para estimar la tendencia del producto consiste en correr una regresión del producto observado utilizando como variables explicativas una constante y el tiempo. De esta manera, el producto potencial crecería en promedio a una tasa β todos los períodos.

$$y_t = \alpha + \beta * Trend + v_t \tag{17}$$

A continuación se muestran los resultados de la estimación de esta ecuación, en la cual la variable dependiente es logaritmo natural del PIB.

$$y_t = 12.31 + 0.011 * Trend \tag{18}$$

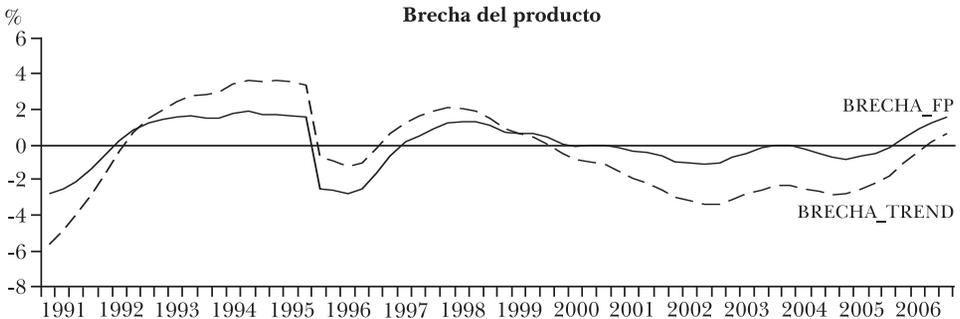
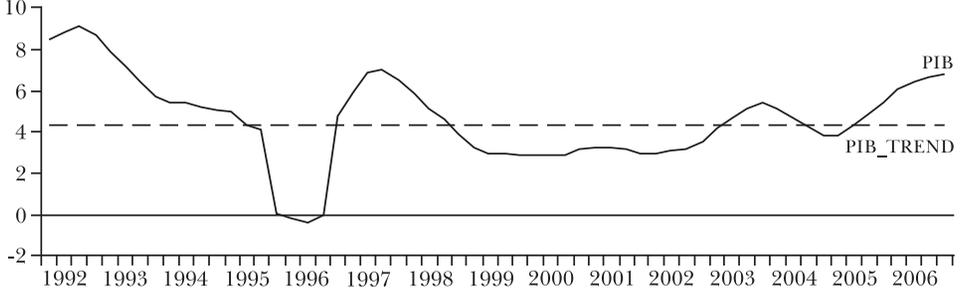
(2,204.1) (85.8)

$$\hat{R}^2: 0.99; \quad DW: 07$$

donde: ly es el logaritmo del PIB; y valores del estadístico t están entre paréntesis.

Las estimaciones de producto potencial y brecha del producto con este método se ilustran en la gráfica VIII. Contrario al comportamiento de la brecha según el filtro de Kalman univariado, la amplitud del ciclo de la brecha resultante con el método TREND es superior a la de FP.

GRÁFICA VIII. MÉTODO DE TENDENCIA (TREND), EN TRIMESTRES, 1991-2006
Tasas de variación



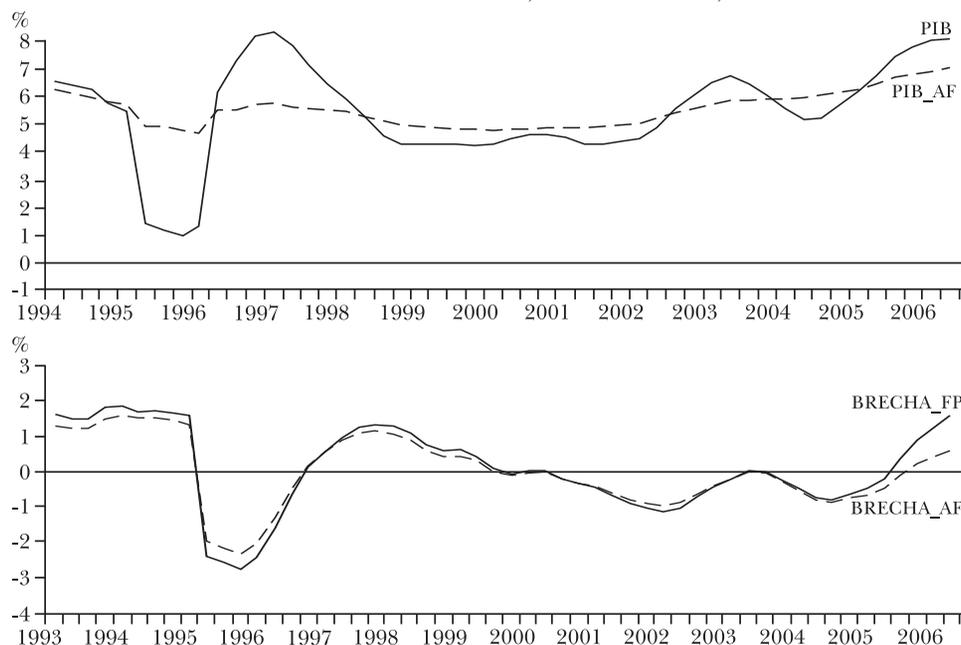
2.9 Método de análisis factorial

Con este método se pretende extraer el componente común a diferentes variables que pueden estar afectadas por presiones de demanda. La idea es que si todas las mediciones tienen una parte fundamentada y otra de error,

el componente común debería aproximarse a la parte fundamentada, desechando al mismo tiempo los errores de medición. Tiene la gran ventaja de que puede utilizar datos de diferentes frecuencias y niveles de agregación, lo cual permite emplear de manera eficiente toda la información con la que se cuenta en tiempo real.

A partir de la aplicación de esta técnica se obtiene una brecha del producto que identifica la variabilidad común del conjunto de las 13 mediciones de brecha indicadas y se muestra en la gráfica IX de manera comparativa con la brecha FP.

GRÁFICA IX. MÉTODO DE ANÁLISIS FACTORIAL, EN TRIMESTRES, 1993-2006



3. ANÁLISIS DE RESULTADOS

3.1 Descripción estadística de las mediciones

El cuadro 2 muestra los principales estadísticos descriptivos de las diversas medidas de producto potencial y brechas del producto. En general, todos los métodos estiman series de producto potencial con tasas de variación media que oscilan entre 4.13% (BQ) y 4.57% (KU); con una desviación estándar inferior a la de los datos observados. Por su parte, todas las mediciones de

brecha resultaron estacionarias con promedios cercanos a cero, siendo el de la brecha PEAK el más grande y el de TREND el más bajo.

CUADRO 2. PRINCIPALES ESTADÍSTICOS DEL PRODUCTO POTENCIAL Y LA BRECHA DEL PRODUCTO, PERÍODO 1991:1-2006:4

Método	Crecimiento PP		Brecha del producto		
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar	Prueba de raíz unitaria ^a
FP	4.43	0.008	0.015	0.013	-3.79 ^b
BQ	4.13	0.004	0.015	0.012	-2.61 ^b
HP400	4.51	0.011	-0.019	0.010	-4.11 ^b
HP1311	4.45	0.009	-0.044	0.012	-3.96 ^b
HP1600	4.44	0.008	-0.051	0.013	-3.94 ^b
HP6400	4.37	0.005	-0.128	0.016	-3.18 ^b
HPMIX1	4.46	0.009	-0.091	0.013	-3.28 ^b
HPMIX2	4.40	0.006	-0.176	0.016	-3.17 ^b
HPMIX3	4.47	0.009	-0.078	0.012	-3.28 ^b
BP	4.38	0.007	-0.158	0.014	-4.18 ^b
KU	4.57	0.025	-0.046	0.007	-9.26 ^b
PEAK	4.49	0.022	0.292	0.019	-3.65 ^b
TREND	4.33	0.000	-0.416	0.024	-2.45 ^c
AF	4.16	0.006	0.000	0.010	-2.86 ^b

FUENTE: elaboración propia.

^a Prueba estadística de Dickey-Fuller aumentado. ^b Significativa a 1%. ^c Significativa a 5%.

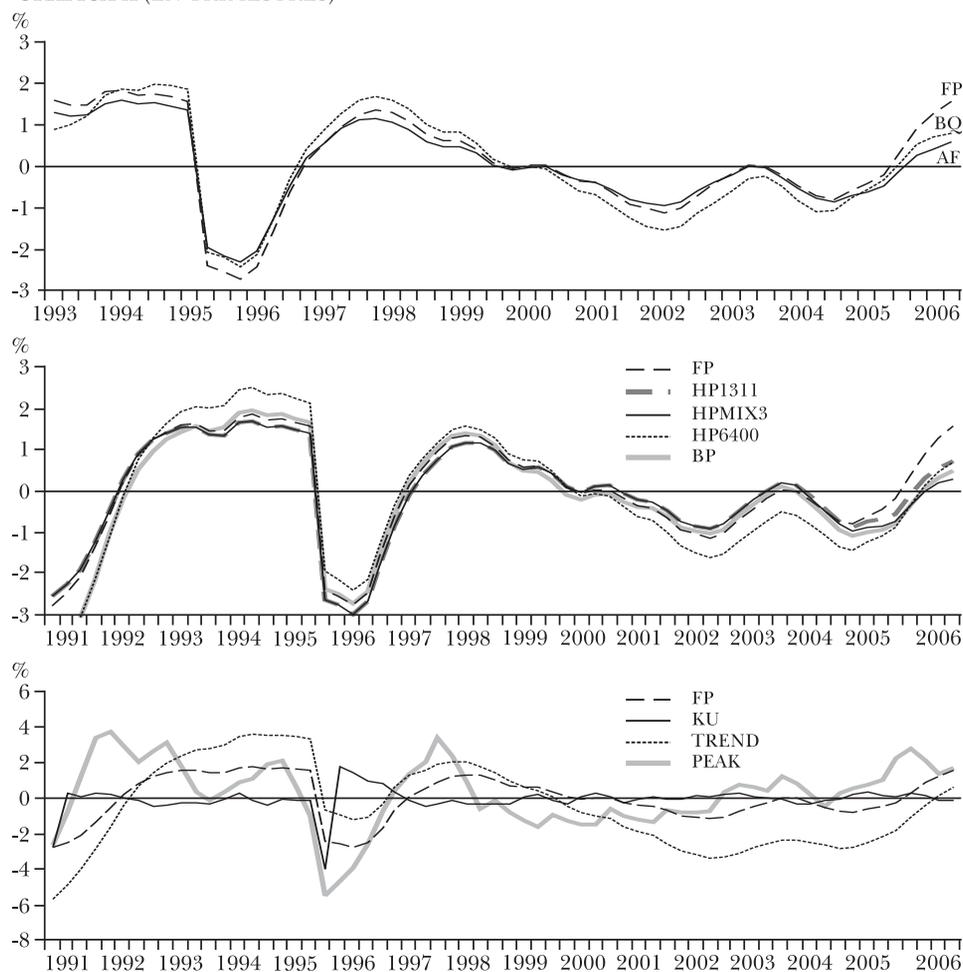
La gráfica X muestra las brechas del producto calculadas con algunas mediciones del producto potencial para el período 1991t1 – 2006t4. Con el objeto de no saturar esta figura se divide el gráfico en tres secciones donde se incluye el indicador de brecha FP para efectos de comparación. En el panel superior se incluyen además la otra medición estructural (SVAR) y la construida con el método de análisis factorial (AF). El panel central contiene también las mediciones univariadas más representativas, HP6400, BP, HP1311 y HPMIX3.

En general, las brechas de los dos paneles superiores tienen una senda similar; existe coincidencia en los momentos en que se presentan puntos de inflexión en la serie; presentan frecuencia y magnitud de los ciclos económicos identificados similares. En contraste, las brechas incluidas en el panel inferior son más volátiles en comparación con las demás (caso de KU y PEAK) o bien muestran frecuencias de ciclo significativamente más extensas (caso de TREND).

La asociación lineal entre las diversas brechas calculadas se muestra en el

cuadro 3, este contiene la matriz de correlaciones entre las 14 mediciones de brecha estimadas. Vale la pena destacar, que en promedio y tal como era de esperar de acuerdo con la naturaleza de su construcción; la brecha calculada por análisis factorial (AF) presenta la mayor correlación con el resto de las mediciones, seguida en su orden por BP, HP1600, FP y HP1311.

GRÁFICA X (EN TRIMESTRES)



Por su parte, la estimación KU muestra correlaciones negativas con las demás mediciones, lo cual da un indicio estadístico inicial de que su ajuste y desempeño en el pronóstico de la inflación será relativamente pobre en comparación con el resto de medidas.

CUADRO 3. COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ESTRE LAS DISTINTAS MEDIDAS DE BRECHA DEL PRODUCTO

	FP	BQ	HP400	HP1311	HP1600	HP6400	HPMIX1	HPMIX2	HPMIX3	BP	KU	PEAK	TREND	AF
FP	1.000													
BQ	0.965	1.000												
HP400	0.951	0.899	1.000											
HP1311	0.982	0.939	0.982	1.000										
HP1600	0.984	0.947	0.975	0.999	1.000									
HP6400	0.945	0.972	0.860	0.928	0.941	1.000								
HPMIX1	0.966	0.940	0.968	0.994	0.995	0.944	1.000							
HPMIX2	0.918	0.957	0.848	0.916	0.929	0.995	0.943	1.000						
HPMIX3	0.967	0.934	0.977	0.997	0.996	0.932	0.999	0.929	1.000					
BP	0.973	0.963	0.955	0.985	0.989	0.968	0.992	0.964	0.989	1.000				
KU	-0.176	-0.177	-0.168	-0.182	-0.183	-0.181	-0.186	-0.182	-0.184	-0.186	1.000			
PEAK	0.621	0.542	0.659	0.594	0.581	0.448	0.540	0.403	0.559	0.559	0.047	1.000		
TREND	0.744	0.843	0.573	0.681	0.707	0.904	0.716	0.903	0.690	0.778	-0.143	0.240	1.000	
AF	0.986	0.975	0.954	0.987	0.991	0.972	0.988	0.961	0.985	0.997	-0.192	0.581	0.785	1.000

FUENTE: elaboración propia.

3.2 Estimación de la curva de Phillips con las distintas mediciones de brecha del producto

En esta sección se analiza si las diferentes mediciones de brecha del producto contribuyen a explicar el comportamiento de la tasa de inflación medida por el IPC. Para esto se estima una curva de Phillips (prospectiva)¹³ cuya especificación es consistente con la incluida en el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (Muñoz, 2006) utilizando las diferentes mediciones de la brecha del producto. Es importante indicar que en el Anexo 3, se presentan los resultados de la estimación de una curva de Phillips híbrida (*Backward Looking*),¹⁴ en la cual se incluyen como variables explicativas, además de la brecha del producto, las tasas de inflación meta del BCCR, inflación internacional e inflación rezagada. La especificación de la curva de Phillips utilizada en este apartado se presenta en la ecuación señalada a continuación:

$$\pi_t = E_t(\pi_{t+1}) + \alpha_1 y_{t-i}^{bj} \quad (19)$$

donde: π_t es la tasa de inflación; $E_t(\pi_{t+1})$, las expectativas de inflación; y_{t-i}^{bj} , la brecha de producto; y j , el método de estimación.

El proceso de formulación de expectativas inflacionarias de los agentes económicos se supone que está explicado por la meta de inflación del BCCR, por la desviación de la inflación efectiva respecto a la meta en el pasado reciente y por la inflación importada, según se muestra en la siguiente ecuación (Muñoz y Torres, 2006):

$$E_t(\pi_{t+1}) = \beta_1 \pi_{t+1}^M + \beta_2 (\pi_t - \pi_t^M) + \beta_3 \pi_t^{*c} \quad (20)$$

¹³ La literatura empírica sugiere realizar la estimación de los parámetros de esta ecuación aplicando el Método Generalizado de Momentos (Muñoz y Torres, 2006), debido a que en su especificación se incluye como variable explicativa la serie de expectativas de inflación (prospectiva) que se obtiene periódicamente de la encuesta de opinión que realiza el Banco Central a un grupo de académicos, consultores y empresarios.

¹⁴ Esta especificación fue sugerida por el señor José Luis Torres Trespalacios, del Banco de la República de Colombia, en su calidad de coordinador temático de la investigación sobre Producto Potencial, en el marco del proyecto de investigación conjunta de variables no observables coordinado por el CEMLA. Sin embargo, dado que la estimación de brecha del producto que más contribuya a mejorar los pronósticos de la tasa de inflación se estaría incluyendo en el MMPT; se convino en evaluar las diferentes mediciones de brecha del producto con la especificación actual de curva de Phillips (prospectiva) de MMPT. Además, en el anexo 3 se presentan los resultados obtenidos con la curva de Phillips híbrida, utilizando como variable dependiente tres mediciones distintas de tasa de inflación: Índice de Precios al Consumidor, Índice Subyacente de Inflación e Índice de Precios de Bienes No Transables.

donde: $E_t(\pi_{t+1})$ es la expectativa de inflación de los agentes económicos entre el momento t y el momento $t + 1$, dado el conjunto de información disponible en el momento t ; π_{t+1}^M , la meta de inflación del BCCR establecida en el momento t , para el período comprendido entre t y $t + 1$; $\pi_t - \pi_t^M$, la desviación de la inflación observada para el período de $t - 1$ a t , respecto de la meta de inflación anunciada para el mismo período; y π_t^{*g} , la tasa de inflación importada compuesta por el crecimiento porcentual del índice de precios al consumidor de Estados Unidos y la variación del tipo de cambio nominal para el período comprendido entre t y $t - 1$.

Es importante tener en cuenta que los resultados más significativos al estimar la curva de Phillips se obtuvieron al introducir las distintas medidas de brecha con un rezago de seis trimestres, por tanto estos son los resultados que se muestran en el cuadro 4.

Según se infiere de estos resultados, en todas las estimaciones el estadístico J indica que no se incumple la restricción de sobreidentificación del número de variables instrumentales utilizadas para la estimación de los coeficientes.

Además es rescatable que las mediciones de brecha más significativas en esta especificación de la curva de Phillips para el IPC fueron HP400, HP1311 y HPMIX3. De las mediciones estructurales, solo la obtenida con FP resultó significativa al 6%.

Por su parte, las brechas del producto obtenidas con los métodos BQ, HP6400, HPMIX2, KU, PEAK y TREND no resultaron significativas.

3.3 Evaluación de la capacidad de pronóstico de las mediciones de brecha del producto¹⁵

El siguiente paso consiste en evaluar la capacidad de pronóstico de las diferentes medidas de brecha, mediante el análisis del estadístico raíz del error cuadrático medio (RECM) que se calcula como:

$$RECM_h = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\pi_{t+h} - \pi_{t+h}^f)^2} \quad (21)$$

donde, $\pi_{t+h}^f = E_t(\pi_{t+h})$ es la proyección dinámica de la tasa de variación interanual de los precios h períodos hacia adelante utilizando toda la información disponible.

En el cálculo de la RECM, $h = 1, 2, \dots, 8$, indica el número de trimestres de

¹⁵ Esta metodología de evaluación de pronósticos sigue el procedimiento aplicado en Tchaidze (2004)

CUADRO 4. CURVA DE PHILLIPS: ESTIMACIÓN CON DISTINTAS MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP_TC)

Variables	GAP_FP			GAP_BQ			GAP_HP400			GAP_HP1311			GAP_HP1600		
	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.
INF_EXP	1.000	42.979	0.000	1.000	48.927	0.000	1.000	36.930	0.000	1.000	38.948	0.000	1.000	39.785	0.000
GAP(-6)	0.252	1.894	0.058	0.233	1.455	0.146	0.379	2.890	0.004	0.268	2.305	0.020	0.256	2.168	0.030
<i>J</i>	0.384			0.839			0.682			0.403			0.382		
<i>Prob(J)</i>	0.943			0.840			0.878			0.940			0.944		
Variables	GAP_HP6400			GAP_HP MIX1			GAP_HP MIX2			GAP_HP MIX3			GAP_BP		
	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.
INF_EXP	1.000	50.682	0.000	1.000	39.683	0.000	1.000	50.745	0.000	1.000	38.854	0.000	1.000	42.977	0.000
GAP(-6)	0.214	1.332	0.183	0.253	2.161	0.031	0.214	1.358	0.174	0.265	2.295	0.022	0.254	1.932	0.053
<i>J</i>	0.787			0.389			0.782			0.410			0.411		
<i>Prob(J)</i>	0.853			0.943			0.854			0.938			0.938		
Variables	GAP_KU			GAP_PEAK			GAP_TREND			GAP_AF					
	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.			
INF_EXP	1.000	41.403	0.000	1.000	34.027	0.000	1.000	45.751	0.000	1.000	43.330	0.000			
GAP(-6)	-8.36	-0.806	0.420	0.075	0.520	0.603	0.020	0.148	0.883	0.286	1.806	0.071			
<i>J</i>	2.349			3.894			2.259			0.413					
<i>Prob(J)</i>	0.503			0.273			0.520			0.937					

FUENTE: elaboración propia.

adelanto para la proyección; $t = 2001:1, \dots, 2006:4$, indica el punto de inicio para generar las proyecciones. Las proyecciones para el período $(t + h)$ se obtienen en forma recursiva, considerando en la reestimación de los coeficientes de los modelos la información disponible hasta el período t .

Se presenta además el estadístico U -Theil que es una medida para evaluar la calidad del pronóstico de los modelos. El pronóstico de la inflación efectuado con cada medición de brecha se compara con el que efectuaría un modelo ingenuo (*naive*) de no cambio de la inflación. La especificación de este estadístico se presenta en la siguiente ecuación:

$$U = \sqrt{\frac{\sum_t (\pi_{t+h} - \pi_{t+h}^f)^2}{\sum_t (\pi_{t+h} - \pi_{t+h}^{naive})^2}} \quad (22)$$

Donde: π_{t+h} es la inflación efectiva en período $t + h$; π_{t+h}^f , la inflación proyectada con el modelo para período $t + h$; y π_{t+h}^{naive} , la inflación proyectada por un modelo ingenuo para período $t + h$.

El numerador de la fórmula del estadístico U -Theil es el error cuadrático medio del pronóstico efectuado con el modelo de cada brecha evaluada, mientras que el denominador es el error cuadrático medio del pronóstico que efectúa el modelo ingenuo, por tanto, se espera que $U < 1$ cuando se tiene una buena calidad de estimación y $U > 1$ en caso contrario. Los resultados de estas pruebas se muestran en el cuadro 5.

A partir de estos resultados se puede inferir que todos los modelos pronostican mejor que el modelo ingenuo a partir del tercer trimestre,¹⁶ excepto el método TREND que lo hace a partir del cuarto trimestre.

Para las mediciones de brecha que resultaron significativas en la estimación de la curva de Phillips, el promedio de los estadísticos RECM y U -Theil denotan un desempeño superior de las mediciones brechas obtenidas con métodos no estructurales con respecto a los obtenidos con el método FP. En este caso, de las series significativas de brecha, las que mejor pronosticaron la variación del IPC fueron, en su orden, HP400, HP1311, HPMIX3, HP1600, HPMIX1, BP, FP y AF.

Como era de esperar, las brechas que no resultaron significativas en la estimación de la curva de Phillips son las que muestran en promedio mayores niveles de RECM y U -Theil.

¹⁶ Es importante indicar que el MMPT es un modelo de proyección de mediano plazo y por tanto, en los procesos de formulación del Programa Macroeconómico de BCCR, los pronósticos para el corto plazo se basan en el criterio “experto” de los sectorialistas de la División Económica.

CUADRO 5. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN (IPC), SEGÚN DIFERENTES MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP_TC)

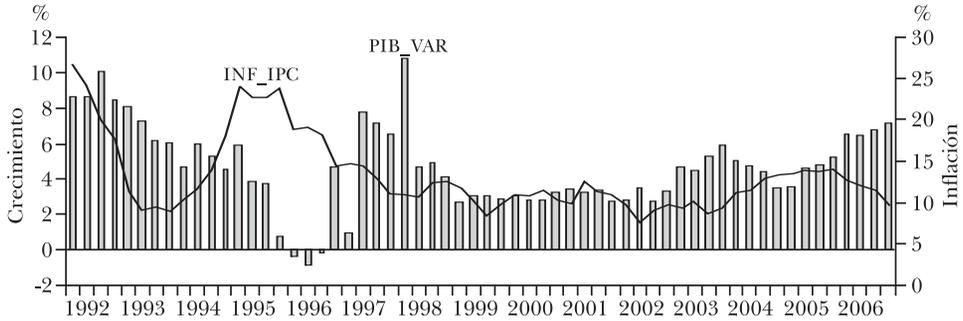
Trimestre	GAP_FP		GAP_BQ		GAP_HP400		GAP_HP1311		GAP_HP1600		GAP_HP6400		GAP_HPMIX1	
	RECM	U-Theil												
1	0.018	1.641	0.018	1.664	0.017	1.599	0.018	1.630	0.018	1.636	0.018	1.673	0.018	1.636
2	0.018	1.176	0.019	1.208	0.018	1.134	0.018	1.161	0.018	1.166	0.019	1.215	0.018	1.166
3	0.017	0.926	0.018	0.970	0.016	0.874	0.016	0.904	0.017	0.911	0.018	0.976	0.017	0.911
4	0.017	0.739	0.018	0.785	0.015	0.687	0.016	0.716	0.016	0.723	0.018	0.790	0.016	0.723
5	0.017	0.704	0.018	0.754	0.016	0.648	0.016	0.680	0.016	0.687	0.018	0.761	0.016	0.687
6	0.017	0.618	0.018	0.666	0.015	0.562	0.016	0.594	0.016	0.601	0.018	0.675	0.016	0.602
7	0.018	0.573	0.019	0.618	0.016	0.520	0.017	0.551	0.017	0.557	0.019	0.628	0.017	0.558
8	0.018	0.547	0.020	0.599	0.016	0.490	0.017	0.522	0.017	0.530	0.020	0.610	0.017	0.531
<i>Promedio</i>	<i>0.017</i>	<i>0.865</i>	<i>0.018</i>	<i>0.908</i>	<i>0.016</i>	<i>0.814</i>	<i>0.017</i>	<i>0.845</i>	<i>0.017</i>	<i>0.851</i>	<i>0.019</i>	<i>0.916</i>	<i>0.017</i>	<i>0.852</i>
	GAP_HPMIX2		GAP_HPMIX3		GAP_BP		GAP_KU		GAP_PEAK		GAP_TREND		GAP_AF	
	RECM	U-Theil												
1	0.018	1.673	0.018	1.631	0.018	1.623	0.018	1.601	0.018	1.624	0.018	1.687	0.018	1.635
2	0.019	1.214	0.018	1.161	0.018	1.162	0.017	1.091	0.018	1.146	0.020	1.264	0.018	1.173
3	0.018	0.975	0.016	0.905	0.017	0.912	0.015	0.823	0.016	0.891	0.019	1.064	0.017	0.925
4	0.018	0.789	0.016	0.717	0.016	0.726	0.015	0.651	0.016	0.708	0.020	0.905	0.017	0.740
5	0.018	0.759	0.016	0.680	0.017	0.691	0.015	0.630	0.016	0.671	0.022	0.904	0.017	0.705
6	0.018	0.673	0.016	0.595	0.017	0.606	0.015	0.563	0.016	0.581	0.022	0.819	0.017	0.620
7	0.019	0.627	0.017	0.551	0.017	0.562	0.016	0.528	0.016	0.539	0.023	0.759	0.018	0.576
8	0.020	0.609	0.017	0.523	0.018	0.537	0.016	0.493	0.016	0.502	0.024	0.737	0.018	0.550
<i>Promedio</i>	<i>0.019</i>	<i>0.915</i>	<i>0.017</i>	<i>0.845</i>	<i>0.017</i>	<i>0.852</i>	<i>0.016</i>	<i>0.798</i>	<i>0.017</i>	<i>0.833</i>	<i>0.021</i>	<i>1.017</i>	<i>0.017</i>	<i>0.866</i>

FUENTE: elaboración propia.

3.4 Evaluando la tasa de crecimiento del PIB observado como medición de presiones de demanda

En esta sección se evalúa la hipótesis de si la tasa de crecimiento del PIB observado es un mejor predictor de presiones de demanda que las medidas de brecha calculadas en apartados anteriores. En la gráfica XI se muestran las tasas de variación interanuales de las series trimestrales del IPC y PIB real.

GRÁFICA XI. TASA DE INFLACIÓN Y CRECIMIENTO DEL PIB, EN TRIMESTRES, 1992-2006



En el caso de que la tasa de crecimiento del PIB contribuya a explicar el comportamiento de la tasa de inflación y supere las pruebas de capacidad de pronóstico realizadas para las diferentes mediciones de brecha del producto, estaría implícita la conjetura de que el crecimiento del producto potencial es constante a lo largo del período muestral y por tanto se podrían inferir presiones de demanda a partir del diferencial entre las tasas de crecimiento del producto observado y del potencial.

Para realizar la prueba de hipótesis, se estima una curva de Phillips con constante y se reemplaza la brecha por la tasa de crecimiento del producto observado, tal como se muestra en la ecuación (23).

$$\pi_t = \alpha_0 + E(\pi_{t+1}) + \alpha_1 Y_VAR_{t-i} \quad (23)$$

donde: Y_VAR es la tasa de variación interanual del PIB.

El cuadro 6 muestra la estimación econométrica de la ecuación (23). Según estos resultados el coeficiente de la variación del producto no es significativo al 5% y es notable la reducción del valor del estadístico t de la variable expectativas de inflación, si se compara con los del cuadro 4.

Por su parte, la información del cuadro 7 demuestra que la capacidad de pronóstico de la inflación no mejora al introducir la tasa de crecimiento del PIB observado como medición de presiones de demanda; esto con respecto a

CUADRO 6

<i>Variables</i>	<i>VAR PIB</i>		
	<i>Coef.</i>	<i>Est.-T</i>	<i>Prob.</i>
Constante	-0.009	-2.025	0.043
INF_EXP	1.000	3.069	0.002
Y_VAR(-6)	0.233	1.600	0.093
<i>J</i>		0.798	
<i>Prob(J)</i>		0.671	

FUENTE: elaboración propia.

lo obtenido con las mediciones de brecha de producto (cuadro 5) que además resultaron significativas en la estimación de la curva de Phillips.

CUADRO 7

<i>Trimestre</i>	<i>GAP_FP</i>	
	<i>RECM</i>	<i>U-Theil</i>
1	0.017	1.576
2	0.018	1.162
3	0.017	0.948
4	0.017	0.778
5	0.018	0.755
6	0.018	0.673
7	0.019	0.623
8	0.019	0.587
<i>Promedio</i>	<i>0.018</i>	<i>0.888</i>

FUENTE: elaboración propia.

4. PRINCIPALES CONCLUSIONES

Las distintas mediciones de producto potencial evaluadas presentan una evolución similar y generan brechas del producto con un comportamiento cíclico semejante, pero con distinta magnitud.

A excepción de las brechas calculadas con los métodos BQ, HP6400, HPMIX2, KU, PEAK y TREND, todas las demás mediciones resultaron significativas en la estimación de la curva de Phillips (prospectiva), utilizando como variable dependiente la tasa de variación interanual del IPC.

Al evaluar la capacidad de pronóstico de las diferentes mediciones de brecha del producto, los resultados permiten inferir que todos los modelos pronostican mejor que el modelo ingenuo a partir del tercer trimestre,

excepto el método TREND que lo hace a partir del cuarto trimestre.

Para las mediciones de brecha que resultaron significativas en la estimación de la curva de Phillips (prospectiva), el promedio de los estadísticos RECM y *U*-Theil refleja un desempeño superior de las mediciones obtenidas con métodos no estructurales con respecto a los obtenidos con el método FP.

Las series significativas de brecha que mejor pronostican la variación del IPC fueron, en su orden, HP400, HP1311, HPMIX3, HP1600, HPMIX1, BP, FP y AF.

La evidencia empírica sugiere que el crecimiento del producto potencial durante el período analizado no fue constante y por tanto la brecha del producto es mejor indicador de presiones de demanda que la tasa de crecimiento del PIB observado.

La medición estructural de brecha obtenida con el método de función de producción (FP) es la que mejor capacidad de pronóstico tiene cuando la inflación está medida con un indicador subyacente (ISI). (Véase Anexo 3.)

Dado lo anterior y para los fines de MMPT, se sugieren como mediciones de producto potencial y brecha, las obtenidas con los métodos HP1311 para IPC y con FP para ISI. Estos indicadores señalan hacia el final de la muestra una brecha positiva que oscila entre 0.7% (HP1311) y 1.6% (FP).

En promedio la tasa de crecimiento del producto potencial se ubica cerca de 4.5% (4.45% para HP1311 y 4.43 para FP) con una tendencia creciente hacia el final de la muestra.

Anexo 1

Método de Blanchard y Quah: derivación de las restricciones de largo plazo

Partimos de un modelo de vectores autorregresivos con tres variables:

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta TC_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix}$$

Donde: X_t es el vector de variables del VAR; Δ , el operador de primera diferencia del logaritmo natural; Y_t , el PIB; TC_t , el índice de tipo de cambio real multilateral; y IPC_t , el índice de precios al consumidor.

Se define además un vector de perturbaciones estructurales exógenas no observadas:

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

Donde: ε_s es el choque de oferta agregada; ε_d , el choque de demanda agregada; y ε_n , el choque nominal agregado.

Se supone que las perturbaciones $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$ no presentan correlación se-

rial y que $\Delta Y_t, \Delta TC_t$ y ΔIPC_t son todas variables I(0), entonces la serie X_t sigue un proceso estacionario que podemos expresar en la siguiente forma extendida:

$$X_t = A(0)\varepsilon_t + A(1)\varepsilon_{t-1} + A(2)\varepsilon_{t-2} + \dots \quad (\text{A.1})$$

O bien:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A(i)\varepsilon_{t-i} \quad (\text{A.2})$$

Además:

$$\text{Var}(\varepsilon) = I \quad (\text{A.3})$$

La expresión (A.3) deriva de suponer que las perturbaciones $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$ no

presentan correlación serial, entonces la matriz de varianzas y covarianzas de (A.2) es diagonal y puede normalizarse a la matriz identidad.

Si X_t es estacionaria, por medio del teorema de descomposición de Wold es posible identificar una representación de media móvil como la siguiente:

$$X_x = \mu_t + C(1)\mu_{t-1} + C(2)\mu_{t-2} + \dots \quad (\text{A.4})$$

O bien:

$$\sum_{i=0}^{\infty} C(i)\mu_{t-i}, \text{ con } \text{Var}(\mu) = \Omega \quad (\text{A.5})$$

Al comparar las expresiones (A.1) y (A.4) nos damos cuenta de que el vector de innovaciones en la representación de media móvil, μ_t , y el vector de perturbaciones ε_t , están relacionados de la siguiente forma:

$$\mu = A(0)\varepsilon \quad (\text{A.6})$$

Además, tenemos que:

$$A(i) = C(i)A(0), \text{ para cualquier } i \quad (\text{A.7})$$

De modo que identificar $A(0)$ permitiría recuperar ε a partir de μ , y de igual forma $A(i)$ a partir de $C(i)$.

¿De qué forma se identifica $A(0)$? Dado que $A(0)$ es una matriz de orden (3x3) su identificación requiere 9 restricciones. Ahora bien, a partir de (A.5) y (A.6) se obtiene:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\mu) &= \Omega \\ \text{Var}[(A(0)\varepsilon)] &= E[(A(0)\varepsilon)(A(0)\varepsilon)'] = E[A(0)\varepsilon\varepsilon'A(0)'] = A(0)A(0)'E(\varepsilon\varepsilon') = \Omega \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$

Dado que $E(\varepsilon\varepsilon') = \text{Var}(\varepsilon) = I$, entonces:

$$A(0)A(0)' = \Omega \quad (\text{A.9})$$

La expresión (A.9) genera seis de las nueve restricciones requeridas.

Es necesario entonces imponer tres restricciones adicionales. En este caso se imponen restricciones de largo plazo para el impacto que los tres tipos de perturbaciones tienen sobre X_t , con base en la teoría económica. En efecto, se supone que en el largo plazo: *i*) el producto se ve afectado únicamente por los choques de oferta ε_s , y *ii*) el choque nominal, ε_n , solo afecta a los precios.

Ahora bien, una representación de largo plazo de la expresión (A.2) es:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta TC_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^k a_{11}(i) & \sum_{i=0}^k a_{12}(i) & \sum_{i=0}^k a_{13}(i) \\ \sum_{i=0}^k a_{21}(i) & \sum_{i=0}^k a_{22}(i) & \sum_{i=0}^k a_{23}(i) \\ \sum_{i=0}^k a_{31}(i) & \sum_{i=0}^k a_{32}(i) & \sum_{i=0}^k a_{33}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (\text{A.10})$$

Haciendo uso de (A.7) y (A.10) se tiene:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta TC_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i=0}^k c_{11}(i)a_{11}(o) & \sum_{i=0}^k c_{12}(i)a_{12}(o) & \sum_{i=0}^k c_{13}(i)a_{13}(o) \\ \sum_{i=0}^k c_{21}(i)a_{21}(o) & \sum_{i=0}^k c_{22}(i)a_{22}(o) & \sum_{i=0}^k c_{23}(i)a_{23}(o) \\ \sum_{i=0}^k c_{31}(i)a_{31}(o) & \sum_{i=0}^k c_{32}(i)a_{32}(o) & \sum_{i=0}^k c_{33}(i)a_{33}(o) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (\text{A.11})$$

O bien:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta TC_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & A_{13} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (\text{A.12})$$

Los puntos (i) y (ii) anteriores imponen tres restricciones de igualdad a cero sobre tres de los parámetros de la primera matriz del lado derecho en (A.12). Específicamente imponer que el impacto acumulado de largo plazo del choque i sobre la variable j es cero, implica hacer cero el elemento de la fila j y la columna i de esa misma matriz. De esta forma el sistema (A.12) ya restringido sería:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta TC_t \\ \Delta IPC_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 \\ A_{21} & A_{22} & 0 \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_s \\ \varepsilon_d \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (\text{A.13})$$

Las expresiones (A.9) y (A.13) generan las 9 restricciones requeridas para identificar $A(0)$. Con esto y los residuos (μ_t) de un VAR irrestricto en X_t se pueden recuperar las perturbaciones estructurales exógenas no observadas según la expresión (A.6).

Este procedimiento requiere en primera instancia generar un VAR irrestricto para X_t del cual se recuperan los residuos. Luego se crean las restricciones de largo plazo como la primera matriz de la derecha en (A.13). Posteriormente se efectúa una factorización estructural del VAR imponiendo la matriz de restricciones de largo plazo. Con base en esta información se genera el siguiente modelo:

$$Ae = Bu \quad \text{Donde } A = I, E[uu'] = I$$

De este modo la matriz B y los errores del VAR irrestricto (en este caso u) nos permiten recuperar la serie de perturbaciones estructurales no observadas e .

Anexo 2

Estimación de la curva de Phillips (prospectiva) y evaluación de la capacidad de pronóstico de las mediciones de brecha del producto obtenidas con la serie desestacionalizada (SA) del PIB trimestral, para el período 1996t1 – 2006t4

CUADRO A.1. CURVA DE PHILLIPS: ESTIMACIÓN CON DISTINTAS MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP_SA)

Variables	GAP_FP			GAP_BQ			GAP_HP400			GAP_HP1311			GAP_HP1600		
	Coef.	Est.-T	Prob.												
INF EXP	1.000	37.701	0.000	1.000	38.113	0.000	1.000	36.250	0.000	1.000	36.920	0.000	1.000	37.265	0.000
GAP(-6)	0.302	1.565	0.118	0.419	1.346	0.178	0.452	2.204	0.028	0.319	1.800	0.072	0.303	1.669	0.095
<i>J</i>	1.156			1.081			0.703			1.002			1.075		
<i>Prob(J)</i>	0.764			0.782			0.873			0.801			0.783		
GAP_HP6400															
Variables	GAP_HPMIX1			GAP_HPMIX2			GAP_HPMIX3			GAP_BP					
	Coef.	Est.-T	Prob.												
INF EXP	1.000	41.285	0.000	1.000	37.189	0.000	1.000	41.282	0.000	1.000	36.847	0.000	1.000	38.817	0.000
GAP(-6)	0.182	0.830	0.407	0.302	1.676	0.094	0.185	0.859	0.390	0.317	1.802	0.071	0.333	1.577	0.115
<i>J</i>	1.897			1.072			1.886			0.999			0.941		
<i>Prob(J)</i>	0.594			0.784			0.596			0.801			0.815		
GAP_KU															
Variables	GAP_PEAK			GAP_TREND			GAP_AF								
	Coef.	Est.-T	Prob.												
INF EXP	1.000	42.606	0.000	1.000	30.797	0.000	1.000	42.297	0.000	1.000	37.771	0.000			
GAP(-6)	-0.150	-0.499	0.618	0.334	1.732	0.083	0.029	0.178	0.859	0.440	1.425	0.154			
<i>J</i>	1.292			1.489			1.037			1.037					
<i>Prob(J)</i>	0.731			0.685			0.386			0.792					

FUENTE: elaboración propia.

CUADRO A.2. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN (IPC), SEGÚN DIFERENTES MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP_SA)

Trimestre	GAP_FP		GAP_BQ		GAP_HP400		GAP_HP1311		GAP_HP1600		GAP_HP6+00		GAP_HPMIX1		
	RECM	U-Theil													
1	0.018	1.674	0.018	1.680	0.018	1.618	0.018	1.662	0.018	1.671	0.019	1.737	0.018	1.671	
2	0.018	1.187	0.019	1.194	0.018	1.141	0.018	1.175	0.018	1.183	0.019	1.250	0.018	1.183	
3	0.017	0.992	0.017	0.929	0.016	0.870	0.016	0.907	0.017	0.915	0.018	0.997	0.017	0.915	
4	0.017	0.735	0.017	0.742	0.015	0.685	0.016	0.719	0.016	0.727	0.018	0.809	0.016	0.727	
5	0.017	0.701	0.017	0.709	0.016	0.650	0.016	0.685	0.017	0.693	0.019	0.780	0.017	0.693	
6	0.017	0.613	0.017	0.621	0.015	0.562	0.016	0.597	0.017	0.604	0.019	0.691	0.017	0.605	
7	0.017	0.568	0.018	0.577	0.016	0.522	0.017	0.553	0.017	0.560	0.020	0.642	0.017	0.561	
8	0.018	0.542	0.018	0.552	0.016	0.494	0.017	0.527	0.017	0.534	0.020	0.623	0.017	0.535	
<i>Promedio</i>	<i>0.017</i>	<i>0.868</i>	<i>0.018</i>	<i>0.875</i>	<i>0.016</i>	<i>0.818</i>	<i>0.017</i>	<i>0.853</i>	<i>0.017</i>	<i>0.861</i>	<i>0.019</i>	<i>0.941</i>	<i>0.017</i>	<i>0.861</i>	
		GAP_HPMIX2		GAP_HPMIX3		GAP_BP		GAP_KU		GAP_PEAK		GAP_TREND		GAP_AF	
		RECM	U-Theil	RECM	U-Theil										
1	0.019	1.735	0.018	1.663	0.018	1.658	0.017	1.596	0.016	1.488	0.019	1.764	0.018	1.674	
2	0.019	1.248	0.018	1.176	0.018	1.178	0.018	1.130	0.016	1.056	0.021	1.353	0.018	1.189	
3	0.018	0.994	0.016	0.907	0.017	0.917	0.016	0.875	0.015	0.808	0.021	1.180	0.017	0.925	
4	0.018	0.807	0.016	0.720	0.016	0.731	0.015	0.685	0.014	0.640	0.023	0.930	0.017	0.739	
5	0.019	0.777	0.016	0.685	0.017	0.698	0.016	0.654	0.015	0.607	0.025	0.944	0.017	0.706	
6	0.019	0.689	0.016	0.597	0.017	0.611	0.016	0.575	0.014	0.529	0.026	0.958	0.017	0.618	
7	0.020	0.640	0.017	0.554	0.017	0.567	0.016	0.531	0.015	0.493	0.027	0.892	0.018	0.574	
8	0.020	0.622	0.017	0.527	0.018	0.543	0.016	0.494	0.015	0.460	0.029	0.878	0.018	0.549	
<i>Promedio</i>	<i>0.019</i>	<i>0.939</i>	<i>0.017</i>	<i>0.854</i>	<i>0.017</i>	<i>0.863</i>	<i>0.016</i>	<i>0.818</i>	<i>0.015</i>	<i>0.760</i>	<i>0.024</i>	<i>1.137</i>	<i>0.017</i>	<i>0.872</i>	

FUENTE: elaboración propia.

Anexo 3

Estimación de la curva de Phillips híbrida (*Backward Looking*) y evaluación de la capacidad de pronóstico de las mediciones de brecha del producto obtenidas con las series de Tendencia- Ciclo (TC) y desestacionalizada (SA) del PIB trimestral para el período 1991t1 – 2006t4

Los cuadros numerados del (A.3) al (A.14), muestran los resultados de la estimación de la curva de Phillips híbrida (con restricción de homogeneidad dinámica) utilizando las diferentes mediciones de la brecha del producto (TC y SA). La especificación de la curva de Phillips utilizada para estas estimaciones se presenta en la ecuación (A.14):

$$\pi_t = \beta_1 (\hat{\varepsilon}_t + \pi_t^*) + \beta_2 \pi_t^{PM} + (1 - \beta_1 - \beta_2) \pi_{t-1} + \alpha_1 y_{t-i}^{bj} \quad (\text{A.14})$$

donde: π_t es la tasa de inflación; $\hat{\varepsilon}_t$, la tasa de variación del tipo de cambio nominal; π_t^* , la tasa de inflación externa; π_t^{PM} , la tasa de inflación meta BCCR; y_{t-i}^{bj} , la brecha de producto; y j , el método de estimación j .

Las estimaciones de esta curva de Phillips se realizaron con el Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, para tres mediciones distintas de tasa de inflación: Índice de Precios al Consumidor (IPC), Índice Subyacente de Inflación (ISI) e Índice de Precios de Bienes No Transables (INT).

Es importante indicar que al contrario de la curva de Phillips con expectativas de inflación (prospectiva), en este caso los resultados más significativos se obtuvieron al introducir las distintas medidas de brecha con un rezago de tres trimestres, por tanto estos son los resultados que se muestran.

CUADRO A.3. CURVA DE PHILLIPS (IPC): ESTIMACIÓN CON DISTINTAS MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP_TC)

Variables	GAP_FP			GAP_BQ			GAP_HP400			GAP_HP1311			GAP_HP1600		
	Coef.	Est.-T	Prob.												
INF X(-1)	0.205	5.296	0.000	0.126	1.827	0.074	0.197	5.129	0.000	0.205	5.315	0.000	0.206	5.341	0.000
DEV(-1)	0.205	5.296	0.000	0.126	1.827	0.074	0.197	5.129	0.000	0.205	5.315	0.000	0.206	5.341	0.000
GAP(-3)	0.378	2.672	0.010	0.240	1.509	0.038	0.435	2.464	0.017	0.399	2.743	0.008	0.393	2.782	0.007
INF(-1)	0.665	14.418	0.000	0.745	11.099	0.000	0.668	14.311	0.000	0.668	14.536	0.000	0.668	14.562	0.000
INF META	0.130	3.610	0.001	0.129	2.514	0.015	0.138	3.859	0.000	0.127	3.531	0.001	0.126	3.495	0.001
R ²		0.928			0.890			0.927			0.928			0.929	
DW		1.916			2.071			1.902			1.933			1.937	
GAP_HP6400															
Variables	GAP_HP6400			GAP_HPMIX1			GAP_HPMIX2			GAP_HPMIX3			GAP_BP		
	Coef.	Est.-T	Prob.												
INF X(-1)	0.207	5.349	0.000	0.206	5.352	0.000	0.207	5.361	0.000	0.205	5.325	0.000	0.206	5.396	0.000
DEV(-1)	0.207	5.349	0.000	0.206	5.352	0.000	0.207	5.361	0.000	0.205	5.325	0.000	0.206	5.396	0.000
GAP(-3)	0.311	2.769	0.008	0.394	2.811	0.007	0.311	2.803	0.007	0.400	2.768	0.008	0.370	2.925	0.005
INF(-1)	0.668	14.542	0.000	0.669	14.596	0.000	0.668	14.578	0.000	0.669	14.565	0.000	0.679	14.841	0.000
INF META	0.126	3.467	0.001	0.126	3.473	0.001	0.125	3.453	0.001	0.127	3.511	0.001	0.115	3.091	0.003
R ²		0.929			0.929			0.929			0.929			0.930	
DW		1.923			1.942			1.929			1.937			1.975	
GAP_KU															
Variables	GAP_KU			GAP_PEAK			GAP_TREND			GAP_AF					
	Coef.	Est.-T	Prob.												
INF X(-1)	0.168	4.279	0.000	0.193	4.272	0.000	0.198	5.003	0.000	0.137	2.030	0.048			
DEV(-1)	0.168	4.279	0.000	0.193	4.272	0.000	0.198	5.003	0.000	0.137	2.030	0.048			
GAP(-3)	-0.227	-0.940	0.351	0.090	0.853	0.397	0.154	2.056	0.044	0.396	2.059	0.045			
INF(-1)	0.662	13.542	0.000	0.654	12.859	0.000	0.661	13.987	0.000	0.740	11.387	0.000			
INF META	0.170	4.481	0.000	0.152	4.113	0.000	0.140	3.874	0.000	0.123	2.446	0.018			
R ²		0.920			0.920			0.925			0.895				
DW		1.750			1.748			1.818			2.138				

FUENTE: elaboración propia.

CUADRO A.4. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN, SEGÚN DIFERENTES MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP)

Trimestre	GAP_FP		GAP_BQ		GAP_HP400		GAP_HP1311		GAP_HP1600		GAP_HP6400		GAP_HPMIX1	
	RECM	U-Theil												
1	0.009	0.853	0.011	0.975	0.009	0.813	0.009	0.826	0.009	0.830	0.010	0.880	0.009	0.824
2	0.012	0.785	0.015	0.969	0.011	0.730	0.012	0.753	0.012	0.760	0.013	0.841	0.012	0.758
3	0.014	0.747	0.017	0.961	0.012	0.674	0.013	0.708	0.013	0.718	0.015	0.828	0.013	0.718
4	0.015	0.646	0.020	0.906	0.013	0.582	0.014	0.612	0.014	0.622	0.016	0.729	0.014	0.625
5	0.014	0.589	0.022	0.921	0.013	0.532	0.013	0.560	0.014	0.569	0.016	0.682	0.014	0.575
6	0.015	0.534	0.024	0.891	0.013	0.482	0.014	0.508	0.014	0.517	0.017	0.624	0.014	0.524
7	0.015	0.492	0.026	0.858	0.014	0.446	0.014	0.470	0.015	0.477	0.018	0.579	0.015	0.485
8	0.015	0.467	0.028	0.862	0.013	0.409	0.014	0.440	0.015	0.449	0.018	0.561	0.015	0.457
<i>Promedio</i>	<i>0.014</i>	<i>0.639</i>	<i>0.021</i>	<i>0.918</i>	<i>0.012</i>	<i>0.583</i>	<i>0.013</i>	<i>0.609</i>	<i>0.013</i>	<i>0.618</i>	<i>0.015</i>	<i>0.716</i>	<i>0.013</i>	<i>0.621</i>
	GAP_HPMIX2		GAP_HPMIX3		GAP_BP		GAP_KU		GAP_PEAK		GAP_TREND		GAP_AF	
	RECM	U-Theil												
1	0.010	0.874	0.009	0.821	0.009	0.825	0.009	0.848	0.010	0.881	0.011	0.979	0.010	0.935
2	0.013	0.838	0.012	0.751	0.012	0.759	0.012	0.789	0.013	0.819	0.015	0.989	0.014	0.910
3	0.015	0.828	0.013	0.708	0.013	0.721	0.013	0.740	0.014	0.778	0.019	1.020	0.016	0.884
4	0.016	0.730	0.014	0.615	0.014	0.626	0.015	0.649	0.015	0.667	0.021	0.913	0.019	0.827
5	0.016	0.686	0.014	0.565	0.014	0.571	0.014	0.615	0.015	0.611	0.021	0.877	0.020	0.833
6	0.017	0.630	0.014	0.514	0.014	0.519	0.015	0.559	0.015	0.546	0.022	0.811	0.022	0.802
7	0.018	0.585	0.015	0.476	0.015	0.480	0.016	0.516	0.015	0.496	0.023	0.758	0.023	0.769
8	0.019	0.567	0.015	0.446	0.015	0.453	0.015	0.470	0.014	0.438	0.025	0.751	0.025	0.769
<i>Promedio</i>	<i>0.016</i>	<i>0.717</i>	<i>0.013</i>	<i>0.612</i>	<i>0.013</i>	<i>0.619</i>	<i>0.014</i>	<i>0.648</i>	<i>0.014</i>	<i>0.654</i>	<i>0.019</i>	<i>0.887</i>	<i>0.019</i>	<i>0.841</i>

FUENTE: elaboración propia.

CUADRO A.6. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN, SEGÚN DIFERENTES MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP)

Trimestre	GAP_FP		GAP_BQ		GAP_HP400		GAP_HP1311		GAP_HP1600		GAP_HP6400		GAP_HPMIX1	
	RECM	U-Theil												
1	0.009	0.860	0.010	0.942	0.009	0.832	0.009	0.841	0.009	0.844	0.010	0.885	0.009	0.839
2	0.012	0.775	0.014	0.903	0.011	0.735	0.012	0.755	0.012	0.760	0.013	0.831	0.012	0.757
3	0.013	0.727	0.016	0.865	0.012	0.674	0.013	0.703	0.013	0.711	0.015	0.810	0.013	0.710
4	0.014	0.629	0.018	0.809	0.013	0.584	0.014	0.610	0.014	0.618	0.016	0.713	0.014	0.619
5	0.014	0.572	0.019	0.813	0.013	0.533	0.013	0.558	0.014	0.566	0.016	0.666	0.014	0.569
6	0.014	0.519	0.021	0.783	0.013	0.485	0.014	0.508	0.014	0.515	0.017	0.610	0.014	0.519
7	0.015	0.479	0.023	0.749	0.014	0.448	0.014	0.469	0.015	0.476	0.017	0.566	0.015	0.481
8	0.015	0.452	0.024	0.749	0.014	0.413	0.014	0.440	0.015	0.448	0.018	0.547	0.015	0.453
<i>Promedio</i>	<i>0.013</i>	<i>0.627</i>	<i>0.018</i>	<i>0.827</i>	<i>0.012</i>	<i>0.588</i>	<i>0.013</i>	<i>0.610</i>	<i>0.013</i>	<i>0.617</i>	<i>0.015</i>	<i>0.703</i>	<i>0.013</i>	<i>0.618</i>
	GAP_HPMIX2		GAP_HPMIX3		GAP_BP		GAP_KU		GAP_PEAK		GAP_TREND		GAP_AF	
	RECM	U-Theil												
1	0.010	0.879	0.009	0.836	0.009	0.840	0.010	0.877	0.010	0.894	0.011	0.996	0.010	0.942
2	0.013	0.827	0.012	0.752	0.012	0.759	0.013	0.816	0.013	0.824	0.016	1.002	0.014	0.901
3	0.015	0.807	0.013	0.702	0.013	0.715	0.014	0.767	0.014	0.784	0.019	1.033	0.016	0.861
4	0.016	0.712	0.014	0.611	0.014	0.623	0.015	0.671	0.015	0.667	0.021	0.925	0.018	0.804
5	0.016	0.667	0.013	0.561	0.014	0.569	0.015	0.630	0.015	0.606	0.021	0.887	0.019	0.807
6	0.017	0.613	0.014	0.511	0.014	0.518	0.016	0.569	0.015	0.541	0.022	0.821	0.021	0.776
7	0.017	0.569	0.014	0.473	0.015	0.479	0.016	0.522	0.015	0.490	0.023	0.767	0.023	0.742
8	0.018	0.550	0.015	0.444	0.015	0.453	0.015	0.468	0.014	0.432	0.025	0.759	0.024	0.741
<i>Promedio</i>	<i>0.015</i>	<i>0.703</i>	<i>0.013</i>	<i>0.611</i>	<i>0.013</i>	<i>0.619</i>	<i>0.014</i>	<i>0.665</i>	<i>0.014</i>	<i>0.655</i>	<i>0.020</i>	<i>0.899</i>	<i>0.018</i>	<i>0.822</i>

FUENTE: elaboración propia.

CUADRO A.7. CURVA DE PHILLIPS (IS1): ESTIMACIÓN CON DISTINTAS MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP_IC)

Variables	GAP_FP			GAP_BQ			GAP_HP400			GAP_HP1311			GAP_HP1600		
	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.
INF X(-1)	0.205	6.458	0.000	0.126	1.159	0.252	0.197	6.344	0.000	0.205	6.457	0.000	0.206	6.474	0.000
DEV(-1)	0.205	6.458	0.000	0.126	1.159	0.252	0.197	6.344	0.000	0.205	6.457	0.000	0.206	6.474	0.000
GAP(-3)	0.378	3.017	0.004	0.240	1.752	0.086	0.435	2.985	0.004	0.399	3.071	0.003	0.393	3.086	0.003
INF(-1)	0.665	14.989	0.000	0.745	10.427	0.000	0.665	14.985	0.000	0.668	15.110	0.000	0.668	15.124	0.000
INF META	0.130	3.404	0.001	0.129	2.904	0.006	0.138	3.583	0.001	0.127	3.280	0.002	0.126	3.252	0.002
R ²	0.947			0.892			0.946			0.947			0.946		
DW	1.490			1.645			1.478			1.498			1.500		
GAP_HP6400															
GAP_HPMIX1															
GAP_HPMIX2															
GAP_HPMIX3															
GAP_BP															
GAP_HP6400															
GAP_HPMIX1															
GAP_HPMIX2															
GAP_HPMIX3															
GAP_BP															
INF X(-1)	0.207	6.419	0.000	0.206	6.475	0.000	0.207	6.416	0.000	0.205	6.459	0.000	0.206	6.418	0.000
DEV(-1)	0.207	6.419	0.000	0.206	6.475	0.000	0.207	6.416	0.000	0.205	6.459	0.000	0.206	6.418	0.000
GAP(-3)	0.311	2.937	0.005	0.394	3.099	0.003	0.311	2.946	0.005	0.400	3.083	0.003	0.370	3.031	0.004
INF(-1)	0.668	14.990	0.000	0.669	15.148	0.000	0.668	15.013	0.000	0.669	15.132	0.000	0.679	15.202	0.000
INF META	0.126	3.271	0.002	0.126	3.223	0.002	0.125	3.248	0.002	0.127	3.255	0.002	0.115	2.823	0.007
R ²	0.946			0.947			0.946			0.947			0.946		
DW	1.469			1.496			1.467			1.495			1.505		
GAP_KU															
GAP_PEAK															
GAP_TREND															
GAP_AF															
INF X(-1)	0.161	5.309	0.000	0.201	5.645	0.000	0.198	6.184	0.000	0.074	1.325	0.192	0.074	1.325	0.192
DEV(-1)	0.161	5.309	0.000	0.201	5.645	0.000	0.198	6.184	0.000	0.074	1.325	0.192	0.074	1.325	0.192
GAP(-3)	-0.265	-1.454	0.151	0.139	1.737	0.088	0.154	2.424	0.019	0.340	2.398	0.021	0.340	2.398	0.021
INF(-1)	0.678	13.773	0.000	0.656	12.695	0.000	0.661	14.354	0.000	0.794	10.897	0.000	0.794	10.897	0.000
INF META	0.161	4.396	0.000	0.144	4.128	0.000	0.140	3.780	0.000	0.132	2.872	0.006	0.132	2.872	0.006
R ²	0.940			0.942			0.943			0.942			0.898		
DW	1.373			1.372			1.395			1.372			1.717		

FUENTE: elaboración propia.

CUADRO A.8. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN, SEGÚN DIFERENTES MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP)

Trimestre	GAP_FP		GAP_BQ		GAP_HP400		GAP_HP1311		GAP_HP1600		GAP_HP6400		GAP_HPMIX1	
	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil
1	0.008	1.002	0.009	1.097	0.008	1.001	0.008	0.992	0.008	0.992	0.008	1.004	0.008	0.990
2	0.013	0.877	0.015	1.036	0.013	0.877	0.013	0.871	0.013	0.871	0.013	0.886	0.013	0.871
3	0.015	0.779	0.019	0.984	0.015	0.782	0.015	0.777	0.015	0.777	0.015	0.795	0.015	0.780
4	0.016	0.693	0.022	0.961	0.016	0.703	0.016	0.696	0.016	0.696	0.016	0.713	0.016	0.701
5	0.014	0.654	0.024	1.002	0.016	0.676	0.016	0.665	0.016	0.664	0.016	0.681	0.016	0.672
6	0.015	0.615	0.026	1.036	0.016	0.647	0.016	0.631	0.016	0.630	0.016	0.643	0.016	0.640
7	0.015	0.579	0.028	1.041	0.016	0.614	0.016	0.597	0.016	0.595	0.016	0.605	0.016	0.605
8	0.015	0.546	0.030	1.052	0.016	0.577	0.016	0.561	0.016	0.560	0.016	0.572	0.016	0.569
Promedio	0.014	0.718	0.021	1.026	0.015	0.735	0.014	0.724	0.014	0.723	0.015	0.737	0.014	0.728
	GAP_HPMIX2		GAP_HPMIX3		GAP_BP		GAP_KU		GAP_PEAK		GAP_TREND		GAP_AF	
	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil
1	0.008	1.003	0.008	0.990	0.008	0.987	0.008	0.961	0.010	1.195	0.009	1.066	0.008	1.058
2	0.013	0.886	0.012	0.871	0.013	0.873	0.012	0.836	0.015	1.044	0.014	0.949	0.014	0.992
3	0.015	0.798	0.015	0.779	0.015	0.784	0.014	0.740	0.018	0.920	0.017	0.862	0.018	0.936
4	0.016	0.719	0.016	0.700	0.016	0.704	0.015	0.668	0.019	0.820	0.018	0.779	0.021	0.909
5	0.016	0.690	0.016	0.671	0.016	0.672	0.015	0.650	0.019	0.790	0.018	0.750	0.022	0.939
6	0.016	0.654	0.016	0.639	0.016	0.637	0.016	0.631	0.019	0.763	0.018	0.710	0.024	0.960
7	0.016	0.616	0.016	0.605	0.016	0.600	0.016	0.602	0.019	0.731	0.018	0.667	0.025	0.952
8	0.016	0.584	0.016	0.569	0.016	0.563	0.016	0.557	0.019	0.680	0.018	0.638	0.027	0.948
Promedio	0.015	0.744	0.014	0.728	0.014	0.727	0.014	0.706	0.017	0.868	0.016	0.803	0.020	0.962

FUENTE: elaboración propia.

CUADRO A.10. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN, SEGÚN DIFERENTES MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP)

Trimestre	GAP_FP		GAP_BQ		GAP_HP400		GAP_HP1311		GAP_HP1600		GAP_HP6400		GAP_HPMIX1		
	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	
1	0.008	1.002	0.008	1.056	0.008	1.004	0.008	0.996	0.008	0.995	0.008	1.001	0.008	0.993	
2	0.013	0.872	0.014	0.990	0.013	0.874	0.012	0.869	0.012	0.869	0.013	0.878	0.012	0.868	
3	0.015	0.772	0.018	0.932	0.015	0.775	0.015	0.772	0.015	0.772	0.015	0.784	0.015	0.772	
4	0.016	0.689	0.021	0.906	0.016	0.698	0.016	0.694	0.016	0.693	0.016	0.705	0.016	0.696	
5	0.015	0.654	0.022	0.938	0.016	0.672	0.016	0.665	0.016	0.664	0.016	0.674	0.016	0.668	
6	0.015	0.621	0.024	0.963	0.016	0.645	0.016	0.635	0.016	0.633	0.016	0.640	0.016	0.639	
7	0.016	0.587	0.026	0.961	0.016	0.614	0.016	0.602	0.016	0.600	0.016	0.605	0.016	0.606	
8	0.016	0.552	0.027	0.960	0.016	0.576	0.016	0.565	0.016	0.564	0.016	0.572	0.016	0.570	
Promedio	0.014	0.719	0.020	0.963	0.014	0.732	0.014	0.725	0.014	0.724	0.014	0.732	0.014	0.726	
		GAP_HPMIX2		GAP_HPMIX3		GAP_BP		GAP_KU		GAP_PEAK		GAP_TREND		GAP_AF	
		RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil
1	0.008	0.999	0.008	0.994	0.008	0.989	0.008	1.013	0.010	1.191	0.009	1.067	0.008	1.055	
2	0.013	0.877	0.012	0.868	0.012	0.869	0.013	0.889	0.015	1.036	0.014	0.945	0.014	0.989	
3	0.015	0.786	0.015	0.772	0.015	0.777	0.015	0.792	0.018	0.914	0.016	0.856	0.018	0.929	
4	0.016	0.708	0.016	0.695	0.016	0.700	0.016	0.719	0.019	0.817	0.018	0.774	0.020	0.902	
5	0.016	0.679	0.016	0.668	0.016	0.670	0.017	0.698	0.019	0.788	0.018	0.744	0.022	0.932	
6	0.016	0.647	0.016	0.639	0.016	0.638	0.017	0.676	0.019	0.762	0.018	0.706	0.024	0.956	
7	0.016	0.612	0.016	0.607	0.016	0.603	0.017	0.642	0.019	0.730	0.018	0.664	0.025	0.953	
8	0.016	0.579	0.016	0.570	0.016	0.566	0.017	0.592	0.019	0.680	0.018	0.636	0.027	0.950	
Promedio	0.015	0.736	0.014	0.727	0.014	0.727	0.015	0.753	0.017	0.865	0.016	0.799	0.020	0.958	

FUENTE: elaboración propia.

CUADRO A.11. CURVA DE PHILLIPS (INT): ESTIMACIÓN CON DISTINTAS MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP_IC)

Variables	GAP_FP			GAP_BQ			GAP_HP400			GAP_HP1311			GAP_HP1600		
	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.
INF X(-1)	0.205	4.231	0.000	0.126	1.480	0.145	0.197	4.053	0.000	0.205	4.219	0.000	0.206	4.245	0.000
DEV(-1)	0.205	4.231	0.000	0.126	1.480	0.145	0.197	4.053	0.000	0.205	4.219	0.000	0.206	4.245	0.000
GAP(-3)	0.378	2.570	0.013	0.240	1.761	0.085	0.435	2.349	0.022	0.399	2.573	0.013	0.393	2.609	0.012
INF(-1)	0.665	13.481	0.000	0.745	10.823	0.000	0.665	13.382	0.000	0.668	13.542	0.000	0.668	13.560	0.000
INF META	0.130	2.260	0.028	0.129	1.781	0.081	0.138	2.512	0.015	0.127	2.212	0.031	0.126	2.180	0.033
R ²	0.888			0.842			0.886			0.889			0.889		
DW	2.027			2.249			2.004			2.035			2.039		
GAP_HP6400															
	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.
INF X(-1)	0.207	4.294	0.000	0.206	4.249	0.000	0.207	4.295	0.000	0.205	4.224	0.000	0.206	4.296	0.000
DEV(-1)	0.207	4.294	0.000	0.206	4.249	0.000	0.207	4.295	0.000	0.205	4.224	0.000	0.206	4.296	0.000
GAP(-3)	0.311	2.655	0.010	0.394	2.617	0.011	0.311	2.661	0.010	0.400	2.580	0.012	0.370	2.704	0.009
INF(-1)	0.668	13.531	0.000	0.669	13.567	0.000	0.668	13.536	0.000	0.669	13.548	0.000	0.679	13.761	0.000
INF META	0.126	2.167	0.034	0.126	2.173	0.034	0.125	2.168	0.034	0.127	2.205	0.032	0.115	1.885	0.065
R ²	0.890			0.889			0.891			0.889			0.891		
DW	2.040			2.042			2.042			2.037			2.073		
GAP_KU															
	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.	Coef.	Est.-T	Prob.
INF X(-1)	0.159	3.268	0.002	0.189	3.506	0.001	0.198	3.977	0.000	0.133	1.588	0.119	0.133	1.588	0.119
DEV(-1)	0.159	3.268	0.002	0.189	3.506	0.001	0.198	3.977	0.000	0.133	1.588	0.119	0.133	1.588	0.119
GAP(-3)	-0.202	-0.641	0.524	0.133	0.996	0.323	0.154	1.988	0.050	0.518	2.701	0.044	0.518	2.701	0.044
INF(-1)	0.694	12.679	0.000	0.688	12.478	0.000	0.661	13.075	0.000	0.760	11.062	0.000	0.760	11.062	0.000
INF META	0.147	3.143	0.003	0.123	2.667	0.010	0.140	2.548	0.014	0.107	1.678	0.100	0.107	1.678	0.100
R ²	0.876			0.876			0.886			0.846			0.846		
DW	1.866			1.869			1.943			2.299			2.299		

FUENTE: elaboración propia.

CUADRO A.12. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN, SEGÚN DIFERENTES MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP)

Trimestre	GAP_FP		GAP_BQ		GAP_HP400		GAP_HP1311		GAP_HP1600		GAP_HP6400		GAP_HPMIX1	
	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil
1	0.011	0.795	0.013	0.933	0.011	0.771	0.011	0.780	0.011	0.782	0.012	0.817	0.011	0.781
2	0.013	0.677	0.017	0.911	0.012	0.629	0.012	0.649	0.012	0.654	0.014	0.725	0.012	0.652
3	0.012	0.679	0.018	0.962	0.011	0.575	0.011	0.621	0.012	0.633	0.014	0.777	0.012	0.631
4	0.014	0.578	0.021	0.913	0.011	0.487	0.012	0.526	0.013	0.537	0.016	0.670	0.013	0.536
5	0.012	0.499	0.023	0.960	0.009	0.396	0.010	0.439	0.011	0.452	0.015	0.612	0.011	0.451
6	0.012	0.489	0.025	0.997	0.010	0.379	0.011	0.426	0.011	0.439	0.015	0.609	0.011	0.439
7	0.013	0.434	0.027	0.940	0.010	0.340	0.011	0.380	0.011	0.392	0.016	0.545	0.011	0.392
8	0.013	0.465	0.030	1.049	0.010	0.344	0.011	0.399	0.012	0.414	0.017	0.595	0.012	0.415
Promedio	0.013	0.577	0.022	0.958	0.010	0.490	0.011	0.527	0.012	0.538	0.015	0.669	0.012	0.537
GAP_HPMIX2		GAP_HPMIX3		GAP_BP		GAP_KU		GAP_PEAK		GAP_TREND		GAP_AF		
RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	RECM	U-Theil	
1	0.012	0.816	0.011	0.778	0.011	0.783	0.012	0.804	0.012	0.808	0.013	0.896	0.013	0.899
2	0.014	0.724	0.012	0.647	0.012	0.655	0.013	0.700	0.013	0.701	0.016	0.868	0.016	0.847
3	0.014	0.776	0.011	0.618	0.012	0.637	0.012	0.682	0.013	0.714	0.019	1.028	0.015	0.837
4	0.016	0.670	0.012	0.525	0.013	0.540	0.014	0.589	0.014	0.604	0.021	0.906	0.019	0.788
5	0.015	0.613	0.010	0.437	0.011	0.446	0.013	0.544	0.013	0.541	0.021	0.886	0.019	0.805
6	0.015	0.611	0.011	0.424	0.011	0.433	0.013	0.514	0.013	0.514	0.023	0.897	0.021	0.824
7	0.016	0.547	0.011	0.379	0.011	0.386	0.013	0.462	0.013	0.456	0.024	0.815	0.023	0.775
8	0.017	0.598	0.011	0.398	0.012	0.408	0.013	0.456	0.013	0.448	0.025	0.901	0.024	0.862
Promedio	0.015	0.669	0.011	0.526	0.012	0.536	0.013	0.594	0.013	0.598	0.020	0.900	0.019	0.830

FUENTE: elaboración propia.

CUADRO A.13. CURVA DE PHILLIPS (INT): ESTIMACIÓN CON DISTINTAS MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP_SA)

Variables	GAP_FP			GAP_BQ			GAP_HP400			GAP_HP1311			GAP_HP1600		
	Coef.	Est.-T	Prob.												
INF X(-1)	0.205	4.266	0.000	0.126	1.586	0.119	0.197	4.103	0.000	0.205	4.272	0.000	0.206	4.299	0.000
DEV(-1)	0.205	4.266	0.000	0.126	1.586	0.119	0.197	4.103	0.000	0.205	4.272	0.000	0.206	4.299	0.000
GAP(-3)	0.378	2.770	0.008	0.240	2.342	0.023	0.435	2.616	0.011	0.399	2.808	0.007	0.393	2.841	0.006
INF(-1)	0.665	13.541	0.000	0.745	11.209	0.000	0.665	13.403	0.000	0.668	13.571	0.000	0.668	13.590	0.000
INF META	0.130	2.431	0.018	0.129	1.788	0.080	0.138	2.735	0.008	0.127	2.439	0.018	0.126	2.403	0.020
R ²		0.891			0.850			0.889			0.891			0.892	
DW		2.023			2.330			2.008			2.033			2.037	
	GAP_HP6400			GAP_HPMIX1			GAP_HPMIX2			GAP_HPMIX3			GAP_BP		
	Coef.	Est.-T	Prob.												
INF X(-1)	0.207	4.395	0.000	0.206	4.304	0.000	0.207	4.397	0.000	0.205	4.276	0.000	0.206	4.333	0.000
DEV(-1)	0.207	4.395	0.000	0.206	4.304	0.000	0.207	4.397	0.000	0.205	4.276	0.000	0.206	4.333	0.000
GAP(-3)	0.311	2.952	0.005	0.394	2.849	0.006	0.311	2.939	0.005	0.400	2.815	0.007	0.370	2.953	0.005
INF(-1)	0.668	13.602	0.000	0.669	13.597	0.000	0.668	13.608	0.000	0.669	13.577	0.000	0.679	13.862	0.000
INF META	0.126	2.305	0.025	0.126	2.397	0.020	0.125	2.305	0.025	0.127	2.432	0.018	0.115	2.126	0.038
R ²		0.893			0.892			0.894			0.892			0.894	
DW		2.044			2.039			2.046			2.034			2.082	
	GAP_KU			GAP_PEAK			GAP_TREND			GAP_AF					
	Coef.	Est.-T	Prob.												
INF X(-1)	0.168	3.452	0.001	0.197	3.721	0.000	0.198	4.115	0.000	0.129	1.585	0.120	0.129	1.585	0.120
DEV(-1)	0.168	3.452	0.001	0.197	3.721	0.000	0.198	4.115	0.000	0.129	1.585	0.120	0.129	1.585	0.120
GAP(-3)	0.098	0.521	0.604	0.172	1.395	0.168	0.154	2.312	0.024	0.568	2.356	0.023	0.568	2.356	0.023
INF(-1)	0.701	12.850	0.000	0.683	12.498	0.000	0.661	13.136	0.000	0.759	11.233	0.000	0.759	11.233	0.000
INF META	0.131	2.854	0.006	0.119	2.622	0.011	0.140	2.558	0.013	0.112	1.786	0.081	0.112	1.786	0.081
R ²		0.875			0.878			0.890			0.850			0.850	
DW		1.857			1.861			1.942			2.332			2.332	

FUENTE: elaboración propia.

CUADRO A.14. EVALUACIÓN DE LA CAPACIDAD DE PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN, SEGÚN DIFERENTES MEDICIONES DE LA BRECHA DEL PRODUCTO (GAP)

Trimestre	GAP_FP		GAP_BQ		GAP_HP400		GAP_HP1311		GAP_HP1600		GAP_HP6400		GAP_HP MIX1	
	RECM	U-Theil												
1	0.012	0.801	0.013	0.903	0.011	0.784	0.011	0.790	0.011	0.792	0.012	0.821	0.011	0.790
2	0.013	0.667	0.016	0.840	0.012	0.632	0.012	0.648	0.012	0.652	0.013	0.713	0.012	0.650
3	0.012	0.651	0.015	0.810	0.010	0.572	0.011	0.611	0.011	0.621	0.014	0.749	0.011	0.618
4	0.013	0.555	0.018	0.761	0.011	0.487	0.012	0.521	0.012	0.529	0.015	0.646	0.012	0.527
5	0.011	0.473	0.018	0.773	0.009	0.397	0.010	0.433	0.011	0.444	0.014	0.585	0.011	0.441
6	0.012	0.463	0.018	0.786	0.010	0.380	0.011	0.421	0.011	0.432	0.015	0.582	0.011	0.430
7	0.012	0.411	0.020	0.737	0.010	0.340	0.011	0.375	0.011	0.385	0.015	0.520	0.011	0.384
8	0.012	0.438	0.021	0.821	0.010	0.348	0.011	0.394	0.011	0.407	0.016	0.568	0.011	0.406
<i>Promedio</i>	<i>0.012</i>	<i>0.557</i>	<i>0.023</i>	<i>0.804</i>	<i>0.010</i>	<i>0.492</i>	<i>0.011</i>	<i>0.524</i>	<i>0.011</i>	<i>0.533</i>	<i>0.014</i>	<i>0.648</i>	<i>0.011</i>	<i>0.531</i>
	GAP_HPMIX2		GAP_HPMIX3		GAP_BP		GAP_KU		GAP_PEAKE		GAP_TREND		GAP_AF	
	RECM	U-Theil												
1	0.012	0.819	0.011	0.789	0.011	0.793	0.012	0.818	0.012	0.813	0.013	0.910	0.013	0.903
2	0.013	0.712	0.012	0.646	0.012	0.654	0.013	0.706	0.013	0.702	0.017	0.881	0.016	0.837
3	0.014	0.747	0.011	0.608	0.011	0.625	0.013	0.685	0.013	0.726	0.019	1.047	0.015	0.803
4	0.015	0.645	0.012	0.518	0.013	0.533	0.014	0.592	0.014	0.611	0.022	0.923	0.018	0.754
5	0.014	0.584	0.010	0.431	0.010	0.441	0.013	0.538	0.013	0.543	0.022	0.904	0.018	0.763
6	0.015	0.582	0.011	0.418	0.011	0.429	0.013	0.506	0.013	0.519	0.023	0.916	0.020	0.775
7	0.015	0.520	0.011	0.373	0.011	0.382	0.013	0.454	0.013	0.460	0.024	0.829	0.021	0.727
8	0.016	0.568	0.011	0.393	0.011	0.405	0.012	0.436	0.013	0.455	0.026	0.916	0.023	0.809
<i>Promedio</i>	<i>0.014</i>	<i>0.647</i>	<i>0.011</i>	<i>0.522</i>	<i>0.011</i>	<i>0.533</i>	<i>0.013</i>	<i>0.592</i>	<i>0.013</i>	<i>0.604</i>	<i>0.021</i>	<i>0.916</i>	<i>0.018</i>	<i>0.796</i>

FUENTE: elaboración propia.

Anexo 4

Indicador de presiones de demanda a partir del índice de confianza para la inversión (ICI)

En este apartado se presenta un indicador complementario de presiones de demanda siguiendo la línea expuesta en Rodríguez *et al.* (2006). Este indicador se construye a partir de los datos obtenidos de la Encuesta Trimestral sobre Perspectivas Económicas (Kikut y Ocampo, 2005), sobre el Índice de Confianza para la Inversión (ICI), que está disponible en forma trimestral a partir de 2002t4.

La ecuación (A.15) muestra la forma como se aproxima un indicador de presiones de demanda a partir del ICI tomando como punto de referencia el dato promedio de la serie. Los resultados se ilustran en el cuadro A.15 y en la gráfica A.I se compara la brecha resultante con la obtenida a partir del método de la función de producción (FP).

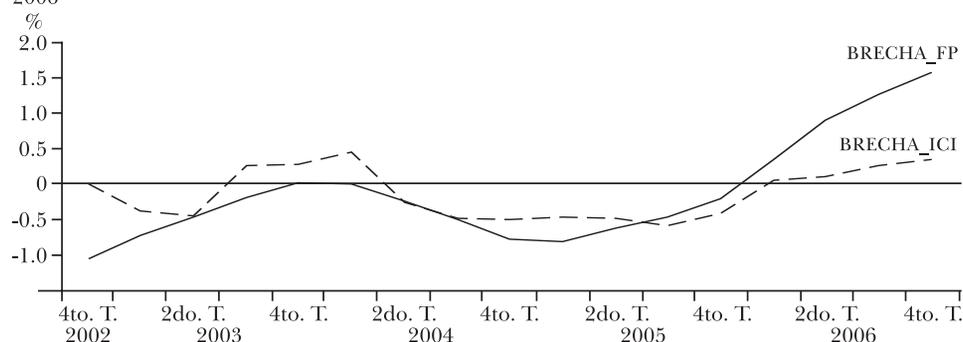
$$GAP_ICI_t = \frac{ICI_t}{ICI_{PROMEDIO}} - 1 \quad (A.15)$$

CUADRO A.15. INDICADOR DE PRESTACIONES DE DEMANDA A PARTIR DE ICI, 2002-2007

	ICI	GAP_ICI (%)
2002t4	51.1	0.00
2003t1	32.9	-0.39
2003t2	30.5	-0.44
2003t3	64.1	0.28
2003t4	64.6	0.29
2004t1	72.9	0.46
2004t2	39.7	-0.24
2004t3	28.3	0.48
2004t4	27.4	-0.50
2005t1	29.6	-0.45
2005t2	28.5	-0.48
2005t3	24.0	-0.57
2005t4	31.6	-0.41
2006t1	53.8	0.06
2006t2	56.9	0.12
2006t3	63.6	0.27
2006t4	67.4	0.35
2007t1	82.6	0.67

FUENTE: elaboración propia.

GRÁFICA A.I. INDICADOR DE BRECHA DEL PRODUCTO CON ICI, EN TRIMESTRES, 2002-2006



Este indicador pretende complementar el análisis de presiones de demanda derivado de las brechas estimadas en los apartados anteriores. Según se muestra en la gráfica A.I el patrón cíclico de este indicador (Brecha ICI) es similar al de la Brecha_FP aunque si se observan diferencias de magnitud. Dado que no se cuenta con una serie muestral suficientemente amplia para este indicador, no se evalúa su significancia estadística para explicar la inflación ni su capacidad de pronóstico.

REFERENCIAS

- Azofeifa, A., *et al.* (2000), *Inflación y brecha en la producción*, División Económica, Banco Central de Costa Rica (Nota de Investigación, n° 1-00).
- Azofeifa, A., y M. Villanueva (1996), *Estimación de una función de producción: caso de Costa Rica*, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica (DIE-PI-06-95-R).
- Baxter, M., y R. King (1995), *Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*, NBER (Working Paper, n° W5022).
- Benes, J., T. Hlédik y J. Vlcek (2005), "Business Cycle Estimation within the CNB's Forecasting Framework", *Economic Research Bulletin*, vol. 1, n° 3, pp. 2-9.
- Billmeier, A. (2004), *Ghostbusting: Which Output Gap Measure really matters?*, FMI (Working Paper, n° 04/146).
- Blanchard O., y D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply", *The American Economic Review*, vol. 79, pp. 655-73.
- Brambila, J., G. Meredith y V. Hollar (2007), "Evolución del crecimiento", parte II, en Dominique Desruelle y Alfred Schipke (eds.), *América Central:*

- crecimiento económico e integración*, Fondo Monetario Internacional, Washington (Occasional Paper, n° 257, pp. 9-24).
- Cerra, V., y S. Saxena (2000), *Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap: an Application to Sweden*, FMI (Working Paper, n° 00/59).
- Chaverri, C. (2006), *Métodos de desagregación temporal con indicadores. Una aplicación para las actividades de la industria de transporte, almacenamiento y comunicaciones*, Departamento de Contabilidad Social, Banco Central de Costa Rica.
- Coeymans, J. E. (1992) “Productividad, salarios y empleo en la economía chilena; un enfoque de oferta agregada”, *Cuadernos de Economía*, Pontificia Universidad Católica de Chile, vol. 29, n° 87, pp. 229-64,
- Denton, F. T. (1971), “Adjustment of monthly or quarterly series to annuals totals: An approach based on quadratic minimization”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 66, n° 333, marzo, pp. 99-102.
- Desruelle, D., y A. Schipke, eds. (2007), *América Central: crecimiento económico e integración*, Fondo Monetario Internacional, Washington (Occasional Paper, n° 257).
- Elosegui, P., *et al.* (2006), “Estimaciones alternativas de la brecha del producto para la economía argentina”, *Ensayos Económicos* (Banco Central de la República Argentina), n° 45, octubre.
- Esquivel, M., y M. Rojas (2007a), *Estimación de una función de producción para Costa Rica con datos trimestrales, 1991 a 2006*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica (Documento de Investigación en proceso).
- Esquivel, M., y M. Rojas (2007b), *Identificación de un parámetro de suavizamiento del filtro Hodrick-Prescott para el PIB trimestral de Costa Rica*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica (Nota Técnica en proceso).
- Flores, M. (2000), *El filtro de Baxter-King, metodología y aplicaciones*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica (Nota Técnica DIE-NT-01-2000).
- Guerrero, V. (2005), *Estimating Trends with Percentage of Smoothness Chosen by the User*, Departamento de Estadísticas, Instituto Tecnológico Autónomo de México.
- Harberger, A. (1998), “A Vision of the Growth Process”, *The American Economic Review*, vol. 88, n° 1, pp. 1-32.
- Hodrick, R., y E. Prescott (1997), “Post War Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, n° 1, pp. 1-16.
- Kalman, R. E. (1960), “A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems”, *Transactions of the ASME-Journal of Basic Engineering*, Series D, vol. 82, pp. 35-45.

- Kalman, R. E. (1963), “New Methods in Wiener Filtering Theory”, en John L. Bogdanoff y Frank Kozin (eds.), *Proceeding of the First Symposium of Engineering Applications of Random Function Theory and Probability*, Wiley, Nueva York, pp. 270-388.
- Kikut, A., F. Méndez y G. Picado (2002), *Estimación de un indicador trimestral de empleo para Costa Rica*, Banco Central de Costa Rica, Instituto Costarricense de Estadística y Censos, Caja Costarricense de Seguro Social (Documento de Investigación DIE-INEC-CGSS-012002 DI).
- Kikut, A., y A. Ocampo (2005), *Índice de confianza para la inversión según los analistas económicos*, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica (Documento de investigación DIE-01-2005-DI).
- Marcet, A., y M. Ravn (2003), *The HP-Filter in Cross-Country Comparisons*. CEPR (Discussion Paper, nº 4244).
- Melo, L. F., y A. Riascos (1997), *El producto potencial utilizando el filtro de Hodrick-Prescott con parámetro de suavización variable y ajustado por inflación. Una aplicación para Colombia*, Banco de la República.
- Mora, C. (2007), *Hechos relevantes de la evolución del PIB costarricense: 1992-2006*, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica (Informe Técnico en proceso).
- Muñoz, E. (2006), *La modelación macroeconómica en el Banco Central de Costa Rica en la transición del ancla cambiaria a metas de inflación*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica (Documento de investigación DIE-01-2006-DI).
- Muñoz, E., y M. Rojas (2005), *Mediciones de la brecha del producto y estimaciones de la curva de Phillips para la economía costarricense*, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica (Nota técnica DIE-02-2005-NT).
- Muñoz, E., y E. Tenorio (2007), *Estimación de la Tasa de Interés Real Neutral para la economía costarricense: 1991-2006*, Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica (Documento de Investigación en proceso).
- Muñoz, E., y C. Torres (2006), *Un modelo de formación de expectativas de inflación para Costa Rica*, Banco Central de Costa Rica (Documento de Investigación, DIE-30-2006-DI/R).
- Nelson, C. R., y C. I. Plosser (1982), “Trends and Random Walks in Macroeconomic”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp. 139-62.
- Okun, A. (1970), *The Political Economy of Prosperity*, Brookings Institution Press.
- Rodríguez, N., J. L. Torres y A. Velasco (2006), *Estimating an Output Gap Indicator Using Business Surveys and Real Data*, Banco de la República (Borradores de Economía, nº 392).
- Rodríguez-Claire, A., M. Sáenz y A. Trejos (2003), *Análisis del crecimiento eco-*

nómico en Costa Rica: 1950-2000, Banco Interamericano de Desarrollo (Serie de Estudios Económicos y Sectoriales, RE2-03-001).

Stock, J. H., y M. K. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher order Integrates Systems, *Econometrica*, vol. 61, n^o 4, julio.

Tchaidze, R. (2004), *The Greenbook and U.S. Monetary Policy*, Fondo Monetario Internacional (Working Paper, n^o 04/213).