

PROYECCIÓN DE LA INFLACIÓN PARA UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA
UTILIZANDO MODELOS DE ESTADO ESPACIO CON CAMBIO DE RÉGIMEN: EL CASO
DE COSTA RICA

Por
Henry Vargas Campos
Jacqueline Zamora Bolaños*
Agosto de 2005

Este trabajo estima un modelo de proyección de la inflación para Costa Rica utilizando modelos de estado espacio con cambio de régimen. Basándose en el filtro de Kalman, se estiman los coeficientes recursivos de aquellas variables exógenas relevantes en un contexto de metas de inflación. Esto permite analizar los mecanismos de transmisión de la política monetaria y el impacto sobre la inflación de las variables explicatorias. Las proyecciones del modelo dentro de la muestra genera resultados satisfactorios. El estudio muestra que si el Banco Central de Costa Rica desea adoptar el esquema de metas de inflación debe seguir un enfoque más estricto, de manera que exprese claramente un mayor compromiso con la meta.

* Los autores agradecen la guía de Francisco Nadal De Simone, ya que sin su ayuda no hubiera sido posible la realización del presente estudio. También se agradecen los comentarios recibidos de Yanira Xirinachs, Álvaro Solera, Ana Kikut y David Cardoza

TABLA DE CONTENIDO

| | |
|---|---------------|
| 1. INTRODUCCIÓN..... | - 1 - |
| 2. MODELOS DE ESTADO-ESPACIO Y EL FILTRO DE KALMAN | - 4 - |
| 2.2. <i>Modelos de Estado-Espacio con cambio de régimen</i> | <i>- 4 -</i> |
| 2.3. <i>El filtro de Kalman y la estimación de parámetros variables en el tiempo</i> | <i>- 7 -</i> |
| 3. MODELO DE INFLACIÓN DE UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA..... | - 10 - |
| 4. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE INFLACIÓN PARA UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y | |
| ABIERTA: EL CASO DE COSTA RICA (1991:1 – 2004:4)..... | - 14 - |
| 4.1. <i>Análisis de los coeficientes suavizados del modelo.....</i> | <i>- 17 -</i> |
| 4.2. <i>Descomposición de la incertidumbre asociada con la predicción de la inflación....</i> | <i>- 20 -</i> |
| 4.3. <i>Comparación de los resultados con modelos utilizados actualmente en el BCCR....</i> | <i>- 21 -</i> |
| 5. DISCUSIÓN | - 23 - |
| REFERENCIAS | - 25 - |
| ANEXO A MODELO BRECHA DE PRODUCCIÓN | - 29 - |
| ANEXO B INDICE DE IMPULSO FISCAL | - 35 - |

1. INTRODUCCIÓN

El dinero juega un rol fundamental en el funcionamiento adecuado de cualquier economía. Para preservar ese rol, la política monetaria del Banco Central debe proteger el valor de la moneda nacional, buscando que la inflación sea baja y estable. Los problemas provocados por la inflación se derivan principalmente de su imprevisibilidad, ya que ni todos los productos ni todos los factores productivos suben sus precios al mismo tiempo ni en la misma proporción, y por otro lado a que cuanto mayor es la tasa de inflación, más amplio es el margen de error en las expectativas de los agentes económicos y por tanto mayor es la incertidumbre (Martinez, 2001). Los precios son la vía por la que se transmite la información necesaria para que los consumidores decidan correctamente qué y cuánto adquirir y para que las empresas calculen qué y cuánto deben producir. Si los precios están cambiando continuamente, dejan de cumplir su función informativa.

Comparativamente con otros países de América Latina, Costa Rica está lejos de las “mejores prácticas” vigentes en materia anti-inflacionaria. Estudios recientes del Fondo Monetario Internacional, califican a Costa Rica dentro de un régimen de meta de inflación “lite” (Stone & Bhundia, 2004). Este régimen monetario caracteriza a países con un bajo compromiso y una alta discrecionalidad de los Bancos Centrales, reflejando una multiplicidad en los objetivos de política económica. El régimen de meta de inflación “lite”¹ puede ser visto como un régimen monetario de transición orientado a mantener la estabilidad monetaria hasta que se implementen reformas estructurales que apoyen la adopción de una única ancla nominal (Stone & Bhundia, 2004, p. 10).

Por otra parte, una característica común que se encuentra en los países latinoamericanos cuya experiencia ha sido exitosa en el control de precios es la adopción del esquema de metas de inflación (full-fledge inflation targeting)². El fuerte compromiso con la meta de inflación deja a la autoridad monetaria poco espacio para la discrecionalidad en la política

¹ Este tipo de régimen es común en países menos desarrollados, como lo indica su bajo PIB per cápita y parecen ser más vulnerables a “shocks” externos como lo evidencia su alta dolarización. Además son países con pobre record inflacionario y mercados financieros poco desarrollados (Stone & Bhundia, 2004, p. 15).

² Al año 2004, existían en Latinoamérica cinco países (Chile, Brasil, Colombia, México y Perú) que han adoptado el esquema de metas de inflación (Schmidt-Hebbel, 2005).

monetaria. Este esquema tiene importantes ventajas porque permite a la política monetaria enfocarse en consideraciones domésticas y responder a “shocks” de la economía internacional. También tiene la ventaja de que los “shocks” en la velocidad del dinero son irrelevantes debido a que la estrategia de política monetaria no descansa en una relación estable entre dinero e inflación.

La transmisión de los cambios en la política monetaria hacia el resto de la economía sucede a través de varios canales y toma un tiempo relativamente largo y variable en materializarse. Desde que se cambia la política hasta que la inflación reacciona sustancialmente, por el conjunto de canales de transmisión, existen rezagos que son algunas veces relativamente largos (Svensson, 1997). Este período define el lapso prudente que el banco central considera como horizonte de la política monetaria. Por esta razón, las acciones de dicha política se basan en la evolución esperada de la inflación y no necesariamente en su comportamiento presente. De este modo, incluso si la inflación se encuentra en un momento dado dentro del rango definido en la meta de inflación, puede ser necesario actuar preventivamente para evitar desviaciones futuras de la inflación de tendencia respecto de ese rango.

El objetivo del presente estudio es elaborar un modelo de proyección de la inflación para Costa Rica utilizando un modelo estructural para una economía pequeña y abierta, bajo un régimen de metas de inflación³. Esta metodología permite introducir en el análisis los mecanismos de transmisión de la política monetaria y/o la transmisión de las perturbaciones externas. Además se estaría aportando un nuevo modelo, a los ya existentes en el Banco Central de Costa Rica para la proyección de la inflación. El periodo de estudio comprende desde 1991 hasta 2004 con periodicidad trimestral.

Para las estimaciones se utiliza el marco que ofrecen los modelos de estado-espacio y el filtro de Kalman, útiles no sólo porque crean su propia proyección de inflación, sino también porque ofrecen un potente método de estimación de los cambios que sufren la dinámica y la

³ El análisis de las condiciones previas necesarias para que un país adopte un esquema de metas de inflación esta fuera de los alcances de este trabajo. Para su estudio el lector puede referirse a Carare et al. (2002).

varianza de los parámetros del sistema (modelo de parámetros variables en el tiempo). Esto resulta ventajoso porque captura el hecho de que los agentes económicos optimizadores revisan con regularidad sus estimaciones de los coeficientes del sistema cuando aparece nueva información. En los casos de reformas estructurales, es probable que se deban modificar el conjunto de relaciones que describen ese sistema económico.

El resto del documento se organiza en cuatro secciones: La sección 2 examina brevemente los aspectos teóricos de los modelos de estado espacio con cambio de régimen. La sección 3 presenta el modelo lineal con expectativas racionales para una economía pequeña y abierta. En la sección 4 se describen los datos empleados, se presenta los resultados del modelo y las proyecciones dentro de la muestra. En la última sección se presentan las consideraciones finales y algunas implicaciones de política.

2. MODELOS DE ESTADO-ESPACIO Y EL FILTRO DE KALMAN

Los modelos de Estado-Espacio se utilizan para especificar modelos dinámicos que se aplican a una amplia gama de problemas en el análisis de series de tiempo. Algunas veces estos modelos, denominados estructurales, son particularmente útiles para estimar los componentes no observados de las series, como la tendencia (Kikut, 2003a), el ciclo económico (Watson, 1986; Clark, 1987), estimación de los dólares en circulación para una economía (Zamaróczy and Sa, 2002; Kikut, 2003b), la tasa natural de desempleo (Greenslade et al. 2003) y expectativas de inflación (Misas et al. 2002). También son utilizados para especificar modelos de parámetros variables en el tiempo, que proporcionan información sobre la forma en que los agentes económicos racionales actualizan sus estimaciones de los coeficientes de un modelo, que son particularmente ventajosos en el análisis de cambio estructural (Kim y Nelson 1989). Por otra parte, pueden ser utilizados para estimar modelos ARIMA y algunos otros que tienen que ser aproximados por máxima verosimilitud (Blake, 2002; Solera, 2003)⁴.

2.2. Modelos de Estado-Espacio con cambio de régimen

Según lo establecen Kim y Nelson (1999), los modelos de estado-espacio se componen de dos ecuaciones: una ecuación de medición (o de producto) y una ecuación de estado (o transición). La ecuación de medición establece una relación entre el conjunto de variables observadas y el conjunto de variables de estado no observadas. La ecuación de estado describe la dinámica de las variables de estado, mediante un proceso autoregresivo de primer orden.

Las siguientes cinco ecuaciones describen lo que se puede denominar un modelo representativo de estado-espacio:

Ecuación de Medición

$$y_t = H_t \beta_t + A z_t + e_t \quad (1)$$

⁴ Para más aplicaciones de los modelos de estado espacio ver Durbin (2001), Harvey (1989) y Solera (2003)

Ecuación de estado

$$\beta_t = \mu + F\beta_{t-1} + v_t \quad (2)$$

$$e_t \approx N(0, R) \quad (3)$$

$$v_t \approx N(0, Q) \quad (4)$$

$$E(e_t v'_s) = 0 \quad (5)$$

Donde y_t es un vector $n \times 1$ variables observadas en el período t ; β_t un vector $k \times 1$ variables de estado no observadas; H_t es una matriz $n \times k$ que vincula el vector observado y_t con el vector no observado β_t ; A es una matriz $n \times r$ parámetros; z_t es un vector $r \times 1$ de variables exógenas o variables observadas predeterminadas; μ es un vector $k \times 1$ de constantes y v_t vectores $k \times 1$ de procesos de ruido blanco y F una matriz $k \times k$ de parámetros.

Las distribuciones (3) – (5) establecen que las secuencias e_t y v_t siguen procesos normales con medias iguales a cero y con varianzas R y Q , respectivamente, y no están correlacionadas. Obsérvese que los elementos de la matriz H_t pueden ser, o bien un conjunto de parámetros constantes, o bien datos sobre variables exógenas. En el primer caso, la ecuación (1) forma parte de un modelo de componentes no observados; en el segundo, la ecuación (1) es parte de un modelo con parámetros variables. Por ejemplo con $\mu = 0$ y $F = I_k$, cada coeficiente de regresión en β_t sigue un proceso de camino aleatorio. Si F es una matriz diagonal cuyos valores absolutos son menores que 1, cada coeficiente de regresión sigue un proceso estacionario AR(1) (Kim y Nelson, 1999).

La distribución (3) del modelo representativo de estado-espacio puede modificarse a fin de incorporar las variaciones en la incertidumbre generadas por los cambios en la varianza de las perturbaciones aleatorias futuras. Al considerar la heterocedasticidad del desplazamiento de Markov en el término de perturbación e_t , se supone que parte de las variaciones que ocurren en la varianza condicional del error de proyección se derivan de

cambios endógenos de régimen que sufre la estructura de la varianza⁵. Un modelo de estado-espacio con desplazamiento de Markov puede representarse mediante la especificación de la varianza del término e_t , tal que:

$$e_t \approx N(0, \sigma^2_{e,S_t}) \quad (3')$$

por tanto

$$\sigma^2_{e,S_t} = \sigma_0^2 + (\sigma_1^2 - \sigma_0^2)S_t \quad \sigma_1^2 > \sigma_0^2 \quad (6)$$

$$\Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p_{11} \quad (7a)$$

$$\Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = p_{00} \quad (7b)$$

La varianza del término de error e_t es una variable discreta S_t cuya evolución depende únicamente de S_{t-1} , es decir, S_t sigue un proceso de Markov de primer orden. El proceso es de dos estados con probabilidades de transición descritas por las ecuaciones (7a) y (7b).

Los modelos de estado-espacio se han combinado con modelos markovianos del ciclo económico para tener en cuenta no sólo el hecho de que los agentes económicos reciben información sobre el estado de la economía y los coeficientes del modelo en el curso del tiempo, sino también que los procesos económicos pueden no ser simétricos. En este caso, los cambios en la varianza condicional del error de proyección se consideran, en parte, un resultado de los cambios endógenos de régimen que sufre la estructura de la varianza (Nadal De Simone, 2001; p. 78).

⁵ Una diferencia importante entre ARCH y la heterocedasticidad del modelo markoviano radica en que, mientras en el primero la varianza incondicional es constante, en el segundo la varianza incondicional está sujeta a cambios estructurales (Kim y Nelson, 1999; p.117)

2.3. El filtro de Kalman y la estimación de parámetros variables en el tiempo

El filtro de Kalman es un proceso recursivo para computar estimaciones óptimas del vector de estado no observado β_t , $t = 1, 2, \dots, T$, basado en el conjunto de información disponible, asumiendo que $\tilde{\mu}$, F , R , y Q son conocidos. Este provee el menor error cuadrático medio de predicción de β_t . Este algoritmo se compone de dos procesos: el filtro básico estima el valor de β_t basado en la información disponible hasta el periodo t ; posteriormente conforme se añade nueva información se actualiza el valor de β_t , de tal manera que conforme se utiliza la información de toda la muestra en el periodo T , se obtiene una suavización del coeficiente β_t . La notación utilizada se detalla a continuación (Kim y Nelson 1999):

| | |
|---|---|
| ψ | El conjunto de información |
| $\beta_{t t-1} = E[\beta_t \psi_{t-1}]$ | Expectativa (estimada) de β_t condicionada a la información disponible hasta el periodo $t-1$ |
| $P_{t t-1} = E\left[(\beta_t - \beta_{t t-1})(\beta_t - \beta_{t t-1})'\right]$ | Matriz de covarianza de β_t condicionada a la información disponible hasta el periodo $t-1$ |
| $\beta_{t t} = E[\beta_t \psi_t]$ | Expectativa (estimada) de β_t condicionada a la información disponible hasta el periodo t |
| $P_{t t} = E\left[(\beta_t - \beta_{t t})(\beta_t - \beta_{t t})'\right]$ | Matriz de covarianza de β_t condicionada a la información disponible hasta el periodo t |
| $y_{t t-1} = E[y_t \psi_{t-1}] = x_t \beta_{t t-1}$ | Pronostico de y_t dada la información hasta el periodo $t-1$ |
| $\eta_{t t-1} = y_t - y_{t t-1}$ | Error de predicción |
| $f_{t t-1} = E[\eta_{t t-1}^2]$ | Varianza condicional del error de predicción |
| $\beta_{t T} = E[\beta_t \psi_T]$ | Expectativa (estimada) de β_t condicionada a la información disponible hasta el periodo T (toda la muestra) |
| $P_{t T} = E\left[(\beta_t - \beta_{t T})(\beta_t - \beta_{t T})'\right]$ | Matriz de covarianza de β_t condicionada a la información disponible hasta el periodo T (toda la muestra) |

Suponiendo que H_t es el conjunto de información disponible al inicio del periodo t y se obtiene una nueva observación de y_t al final del periodo t , el filtro de Kalman consiste de dos pasos:

- a. Predicción: Al inicio del periodo t , se desea formar un predictor óptimo de y_t , basado en toda la información disponible hasta el periodo $t-1$: $y_{t|t-1}$. Para hacer esto se necesita calcular $\beta_{t|t-1}$.
- b. Actualización: Una vez que y_t es un valor observado al final del periodo t , el error de predicción puede ser calculado como $\eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1}$. Este error de predicción contiene nueva información acerca de β_t más allá que la contenida en $\beta_{t|t-1}$. De esta manera, después de observar y_t , se puede hacer una inferencia más exacta de β_t . $\beta_{t|t}$, es una inferencia de β_t basada en la información disponible hasta t , podría hacerse de la siguiente manera: $\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_t \eta_{t|t-1}$, donde K_t es el peso asignado a la nueva información sobre $\beta_{t|t}$ contenida en el error de predicción.

Más específicamente el filtro básico se describe por seis ecuaciones:

Predicción

$$\beta_{t|t-1} = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1|t-1}, \quad (8)$$

$$P_{t|t-1} = FP_{t-1|t-1}F' + Q, \quad (9)$$

$$\eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} = y_t - H_t\beta_{t|t-1} - Az_t, \quad (10)$$

$$f_{t|t-1} = H_tP_{t|t-1}H_t' + R, \quad (11)$$

Actualización

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_t \eta_{t|t-1}, \quad (12)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t H_t P_{t|t-1}, \quad (13)$$

Donde $K_t = P_{t|t-1} H_t' f_{t|t-1}^{-1}$ es la ganancia de Kalman que, como se mencionó anteriormente, determina la ponderación asignada a la nueva información de β_t contenida en el error de predicción.

Coefficientes Suavizados ($t = T-1, T-2, \dots, 1$)

$$\beta_{t|T} = \beta_{t|t} + P_{t|t} F' P_{t+1|t}^{-1} \left(\beta_{t+1|T} - F \beta_{t|t} - \tilde{\mu} \right), \quad (14)$$

$$P_{t|T} = P_{t|t} + P_{t|t} F' P_{t+1|t}^{-1} \left(P_{t+1|T} - P_{t+1|t} \right) P_{t+1|t}^{-1} F P_{t|t}' \quad (15)$$

Donde $\beta_{T|T}$ y $P_{T|T}$, los valores iniciales para la suavización, se obtienen de la última iteración del filtro básico.

La ganancia de Kalman (K_t) es la función inversa de R , que es la varianza de la ecuación de medición (e_t) de la ecuación 3 y dado el conjunto de información disponible al inicio en el periodo t (H_t), K_t es una función directa de la incertidumbre asociada a $\beta_{t|t-1}$. Por ejemplo, si la incertidumbre asociada con $\beta_{t|t-1}$ cae, la ponderación relativa que se le da a la nueva información en el error de predicción $\eta_{t|t-1}$ es menor.

El filtro de Kalman es aplicado para hacer inferencias de los cambios en los coeficientes de regresión. Algo interesante de este filtro es que provee una señal de cómo los agentes económicos racionales actualizan sus estimaciones de los coeficientes del modelo en un estilo Bayesiano al aparecer nueva información en un entorno de incertidumbre, sobre todo, en regímenes de política cambiantes.

3. MODELO DE INFLACIÓN DE UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA

El modelo básico desarrollado por Nadal De Simone (2001a y 2001b) aplicado al caso de Nueva Zelanda y Chile. Este modelo de inflación para una economía pequeña y abierta es un modelo lineal con expectativas racionales y con rigidez nominal en el mercado de bienes, cuyas variables de estado se usan en la estimación que se presentan en la sección 4 del texto.

La principal característica del modelo es que puede reproducir, en un régimen con meta de agregados monetarios, tres regularidades empíricas básicas (para economías pequeñas y abiertas) que son: 1) ante perturbaciones los tipos de cambio responden más rápidamente que los niveles de precios nacionales, 2) el componente aleatorio puro de las fluctuaciones de los tipos de cambio es mayor que el componente aleatorio puro de las fluctuaciones de los niveles de precios nacionales, y 3) los precios relativos de los bienes extranjeros presentan un alto grado de persistencia.

Se supone una economía pequeña y abierta que produce bienes domésticos. Parte de esa producción se exporta. La economía también importa y consume bienes extranjeros. El precio de los bienes nacionales (p_t) se determina principalmente mediante fuerzas internas, mientras que el precio de los bienes extranjeros (p_t^*) se determina en los mercados mundiales. Con todas las variables, salvo las tasas de interés, expresadas en logaritmos, el modelo es:

$$y_t^d = a_0 - a_1 r_t + a_2 q_t + a_3 y_t^* + a_4 d_t + v_t \quad (16)$$

$$r_t = r_t^* + \alpha E_t(q_{t+1} - q_t) \quad (17)$$

$$q_t = f_t + p_t^* - p_t \quad (18)$$

$$y_t^s = T_t + \xi(p_t - E_{t-1} \bar{p}_t) + u_t \quad (19)$$

$$P_t = \alpha p_t + (1 - \alpha)(f_t + p_t^*) \quad (20)$$

$$m_t - P_t = b_0 + b_1 y_t - b_2 i_t + \chi_t \quad (21)$$

$$i_t = i_t^* + E_t(f_{t+1} - f_t) + \rho_t \quad (22)$$

$$i_t^* = r_t^* + E_t(p_{t-1}^* - p_t^*) \quad (23)$$

Siendo y_t^d la demanda del producto, r_t la tasa de interés real interna, q_t el tipo de cambio real, y_t^* el producto extranjero, d_t una medida del impulso fiscal, v_t una perturbación de la demanda del producto, r_t^* es la tasa de interés real externa, f_t el tipo de cambio nominal, p_t^* el precio del producto extranjero, p_t el precio de los bienes nacionales, y_t^s la oferta de producto interno, T_t el producto potencial, u_t una perturbación de la oferta del producto, P_t el nivel general de precios medido en función del índice de precios al consumidor (IPC), α la participación de bienes nacionales en el IPC, m_t una medida amplia de la masa monetaria, i_t la tasa de interés nominal, i_t^* la tasa de interés nominal extranjera, ρ_t una medida de la prima de riesgo país, y χ_t una perturbación de la demanda de dinero.

La ecuación (16) es una curva IS estándar correspondiente a una pequeña economía abierta. La ecuación (17) supone una paridad de interés real. El término α se necesita en la ecuación (17) para que las tasas de rentabilidad de los activos nacionales y extranjeros se midan en las mismas unidades. La tasa de rentabilidad de los activos internos, o la tasa de interés real nacional r_t , se mide en función de una canasta de bienes que incluye bienes extranjeros y nacionales. En cambio, la tasa de interés extranjera r_t^* se mide utilizando una canasta de bienes que incluye únicamente bienes extranjeros. Las ecuaciones (16) y (17) implican que la cuenta corriente (que no se modela explícitamente) es una función de q_t y y_t^* , lo cual hace que el saldo de la cuenta corriente sea congruente con el equilibrio tanto en el mercado de bienes nacionales como en el mercado de activos. La ecuación (18) define el tipo de cambio real.

El comportamiento de la oferta agregada se expresa mediante la ecuación (19), que incluye la hipótesis de la “tasa de crecimiento natural” (véase también la ecuación 24). La ecuación (20) define el nivel general de precios en función de los precios de los bienes nacionales y extranjeros. La ecuación (21) describe la demanda de dinero. La ecuación (22) representa la paridad de interés no cubierta y la ecuación (23) corresponde al efecto de Fisher. Las expectativas son racionales, y el conjunto de información correspondiente al período t es común para todos los participantes en el mercado y el banco central. El producto potencial

(T_t) sigue un camino aleatorio con un desplazamiento, o término de aumento de la productividad⁶. Del mismo modo, el producto potencial extranjero sigue un camino aleatorio con un desplazamiento, o término de aumento de la productividad.

Siguiendo a Nadal De Simone (2001b), la “rigidez de los precios” se introduce simplemente suponiendo que los precios de los bienes nacionales se fijan al valor \bar{p}_t , que debe corresponder al nivel de equilibrio esperado en el período t , dada la información disponible en el período $(t-1)$,

$$p_t = E_{t-1} \bar{p}_t \quad (24)$$

Por consiguiente, p_t es el precio que regiría en el mercado de bienes de no presentarse perturbaciones imprevistas. La ecuación (24) se basa en la idea de que los participantes en el mercado consideran óptimo fijar de antemano los precios al nivel de equilibrio previsto para el período siguiente. No obstante, las perturbaciones imprevistas de la demanda y la oferta harán que el producto efectivo en el período t difiera de los valores previstos. Como resultado, el producto correspondiente al período actual viene determinado por la demanda, dado el precio fijado de antemano para el período actual por los productores, basándose en la información que tienen a su disposición al cierre del período anterior. Esta formulación permite una rigidez temporal de los precios de los bienes nacionales y, al mismo tiempo, un ajuste pleno de los precios en períodos posteriores.

Las ecuaciones (16) - (24) constituyen el *modelo básico*. Nadal De Simone (2001a) examina la solución del estado estable y la solución estocástica para el modelo básico en dos regímenes monetarios. El primer régimen es el de metas de agregados monetarios y supone que la masa monetaria m_t sigue la regla de Friedman⁷ para el proceso estocástico. El segundo régimen es el de metas de inflación.

⁶ En el anexo A se analiza de manera más detallada este supuesto, cuando se descompone el producto interno bruto de Costa Rica en su tendencia estocástica y ciclo estacional.

⁷ Friedman (1956) en su estudio "The Quantity Theory of Money: A restatement", sostuvo que la inflación es siempre un fenómeno monetario.

Cuando el modelo básico se aplica a una economía con metas de inflación se requiere una especificación de la función de reacción de la autoridad monetaria. La forma elegida para esta función de reacción de la política recoge el hecho de que el instrumento de operación del Banco Central es la tasa de interés real,

$$r_t = r_{t-1} + \lambda[E_t(P_{t+1} - P_t) - c_t] \quad (25)$$

El segundo término de (25) mide las desviaciones previstas de la tasa de inflación con respecto a la meta (c_t). En particular, la tasa real de interés se ajusta al alza cuando la inflación prevista supera la meta de inflación (c_t), y el coeficiente de reacción λ mide la fuerza del ajuste. El segundo término de (25) corresponde al logaritmo de la función de pérdidas del banco central con metas de inflación. Dadas las expectativas del público, regímenes de metas de inflación implican regímenes de metas de proyección de inflación. Por último, la ecuación (21) es superflua en la medida en que m_t no forma parte del miembro derecho de ninguna ecuación del sistema. No obstante, esta ecuación se usa porque determina el comportamiento de la masa monetaria que es compatible con la función de reacción de la política (25).

En base a Nadal De Simone (2001b), las variaciones de los precios internos son una función de las siguientes variables de estado⁸:

$$\pi_t = F(g_t, g_t^*, r_t^*, p_t^*, d_t, f_t, c_t) + \tau_t \quad (26)$$

donde la perturbación de IS (v_t), la perturbación de la oferta del producto (u_t) y la perturbación de la demanda de dinero (χ_t) se encuentran incluidas en el término de error (τ_t); la prima de riesgo país ρ_t se mide como parte del costo global que representa el

⁸ La estimación de la ecuación (26) se hace sin imponer el conjunto de restricciones entre ecuaciones que resultan de resolver el modelo anteriormente descrito. Esto debido a que no hay suficientes datos para estimar todos los parámetros. Además el modelo no brinda información sobre las combinaciones de parámetros variables en el tiempo que suponen las restricciones entre ecuaciones.

financiamiento para la economía (r_t^*). La meta de inflación oficial anunciada de antemano (c_t) se añade al modelo básico; se supone que éste es un proceso estacionario exógeno.

4. ESTIMACIÓN DEL MODELO DE INFLACIÓN PARA UNA ECONOMÍA PEQUEÑA Y ABIERTA: EL CASO DE COSTA RICA (1991:1 – 2004:4).

La representación en forma de estado-espacio del modelo de una economía pequeña y abierta es:

$$\pi_t = x_t \beta_t^i + e_t \quad (27)$$

$$\beta_{it} = I_k \beta_{t-1}^i + r_t^i \quad (28)$$

donde π_t representa la inflación interanual de Costa Rica; x_t representa las $k-1$ ($i = 1, 2, \dots, k-1$) variables de estado del modelo, es decir, la productividad interna (g_t) que se aproxima por el producto interno bruto real de Costa Rica; la productividad externa (g_t^*) aproximada por el producto interno bruto de EE.UU.; el costo del financiamiento externo de la economía costarricense incluida la prima de riesgo país (r_t^*)⁹; el índice de términos de intercambio p_t^* que se calcula como la relación de precios implícitos de las exportaciones y las importaciones trimestrales de las cuentas nacionales¹⁰; la medida de impulso fiscal (d_t) se calcula según lo expuesto en el anexo B; el tipo de cambio nominal (f_t) se define como la cantidad de colones que se obtienen a cambio de un dólar de EE.UU.; y la meta de inflación oficial preanunciada (c_t).

⁹ Costa Rica no posee mediciones oficiales de la prima por riesgo país para los años anteriores al 2000. En el estudio “Country Risk Premiums” (Watkins, 2005), se hace una revisión de datos de corte transversal de la deuda de 104 países. Dicho estudio calcula la prima por riesgo respecto a los bonos del tesoro de EE.UU., de acuerdo a la calificación de la deuda de largo plazo de cada país otorgada por la empresa Moody’s. Según el estudio de Watkins, el premio exigido por los inversionistas para comprar deuda con calificación “Ba1” es de 250 puntos base. Los autores del presente estudio, solicitaron a la empresa Moody’s la calificación que se ha otorgado al país para el periodo 1991-2004. En la respuesta se indicaba que para el caso de Costa Rica, desde que la empresa comenzó la evaluación de su riesgo país en 1997, la calificación “Ba1” no ha variado. La variable r_t^* se construyó sumando a la tasa de los títulos del tesoro a seis meses una prima de 2.5 puntos porcentuales.

¹⁰ p_t^* mide la incidencia y la magnitud de los “shocks” externos en el sector real.

I_k es la matriz identidad de orden k . Las variables e_t y r_t^i siguen procesos de ruido blanco, es decir, tienen media cero, varianza constante σ_i^2 y cero covarianza.

Los datos son trimestrales y comprenden el periodo 1991:1 – 2004:4. La información utilizada en las estimaciones son siempre logaritmos naturales, con excepción de los datos utilizados para las tasas de interés y la medida de impulso fiscal. Las series π_t , r_t^* y f_t son promedios trimestrales. El factor estacional de las series se eliminó utilizando el programa Tramo-Seats. Todos los datos se obtienen del Banco Central de Costa Rica.

Las pruebas de raíz unitaria para las variables en niveles y primeras diferencias, se realizan utilizando el test Dickey-Fuller modificado (DFGLS), que fue propuesto por Elliot, Rothenberg y Stock (1996). Este es un test de punto óptimo invariante que tiene poder considerablemente mayor cuando en los datos se encuentra una media o tendencia desconocida (Nadal de Simone, 2001b, p.63).

CUADRO 1
Costa Rica: Prueba de Raíz Unitaria de Elliot, Rothenberg
y Stock para las Variables Macroeconómicas
Periodo 1991:1 - 2004:4
(estadísticos correspondientes a $\rho = 0$)

| Variab | Reza | DFGLS | Variab | Reza | DFGLS | |
|---------------|-------------|--------------|---------------|-------------|--------------|----|
| g | 1 | -2.01 | Δg | 0 | -5.30 | ** |
| g^* | 2 | -2.50 | Δg^* | 2 | -3.25 | * |
| π | 3 | -3.33 | | | | * |
| r^* | 1 | -2.45 | Δr^* | 0 | -3.33 | * |
| p^* | 0 | -1.35 | Δp^* | 0 | -6.39 | ** |
| f | 3 | -2.01 | Δf | 0 | -3.30 | * |

* Parámetro significativo con un nivel de confianza del 95%

** Parámetro significativo con un nivel de confianza del 99%

Fuente: *Elaboración propia*

El cuadro 1 indica que en el periodo de estudio no existe suficiente evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria con una constante y una tendencia lineal para ninguna variable en nivel salvo en el caso de la inflación interanual¹¹. Las variaciones en todas ellas son estacionarias.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la estimación para el modelo de economía pequeña y abierta representado por las ecuaciones (27) y (28). La estimación se realizó con el software econométrico Gauss. Todas las variables son estadísticamente significativas a los niveles de confianza del 90% y 95%, con excepción del costo del financiamiento externo de la economía costarricense.

CUADRO 2
Costa Rica: Estimación de los Parámetros
Variables del Modelo (1991:1 - 2004:4)

| Variables | Estimaciones | Error estándar |
|--|--------------|----------------|
| σ_e | 1.0000 | 0.0021 |
| σ_g | 1.0000 | 0.0404 |
| σ_{g^*} | 1.0000 | 0.0810 |
| σ_{r^*} | 2.1932 | 0.3215 |
| σ_{p^*} | 1.0493 | 0.0292 |
| σ_d | 1.0000 | 0.0348 |
| σ_f | 1.0718 | 0.0148 |
| σ_c | 1.0000 | 0.0282 |
| Logaritmo de la función de verosimilitud | | 126.02 |

Fuente: Elaboración propia

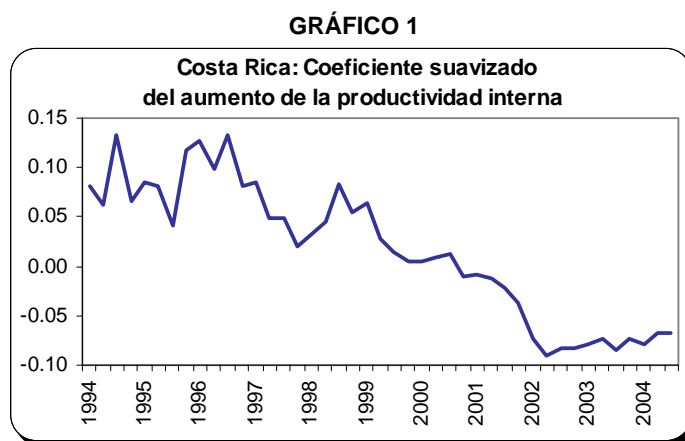
El comportamiento observado de r^* podría deberse a varios aspectos. En primera instancia, como lo sugieren Flores et al. (2000) es probable que para desviaciones significativas en las metas del programa monetario, las autoridades escojan acomodar las metas de política más que ajustar la política monetaria, debido a que los costos económicos pueden ser considerados como inaceptables. También es probable que se acomoden las metas cuando existe incertidumbre en la elaboración de los programas monetarios. Por otra parte, en la

¹¹ Los rezagos utilizados en los tests de raíz unitaria se eligen basándose en el criterio de información de Schwarz.

década de los noventa existen periodos en los que el régimen cambiario de minidevaluaciones combinado con la apertura de la cuenta de capitales, condiciona la independencia de la política monetaria y por ende los movimientos de las tasas de interés. Estos argumentos sugieren que la política monetaria, goza de una alta discrecionalidad y responde a objetivos múltiples.

4.1. Análisis de los coeficientes suavizados del modelo

Los gráficos 1 al 5 presentan los coeficientes variables suavizados en el tiempo, correspondientes al modelo de una economía pequeña y abierta, en los que se pueden señalar algunos aspectos interesantes. En el gráfico 1 se observa que el coeficiente suavizado del aumento de la productividad interna, disminuye a

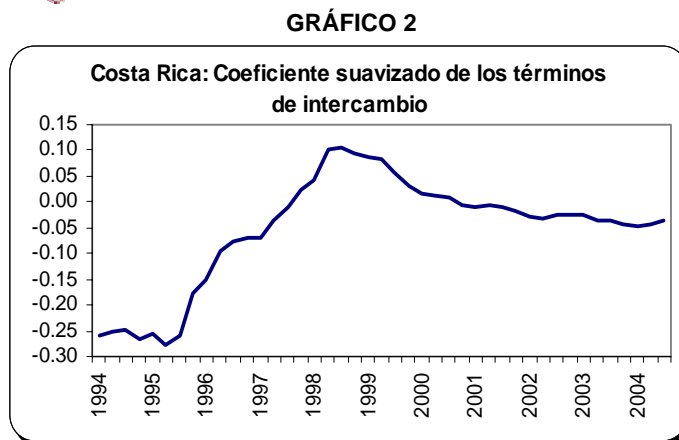


Fuente: Elaboración propia

lo largo del periodo de estudio, esto podría sugerir, tal y como lo propuso Lucas (1973), que las políticas para afectar la demanda agregada generan movimientos de la tasa de inflación y el producto (en su tendencia) en la misma dirección¹². Según se desprende de lo expuesto en el anexo A, este comportamiento observado en el producto es consistente con los esfuerzos de la autoridad monetaria por reducir la volatilidad y el nivel de inflación, especialmente a partir de mediados de los noventa

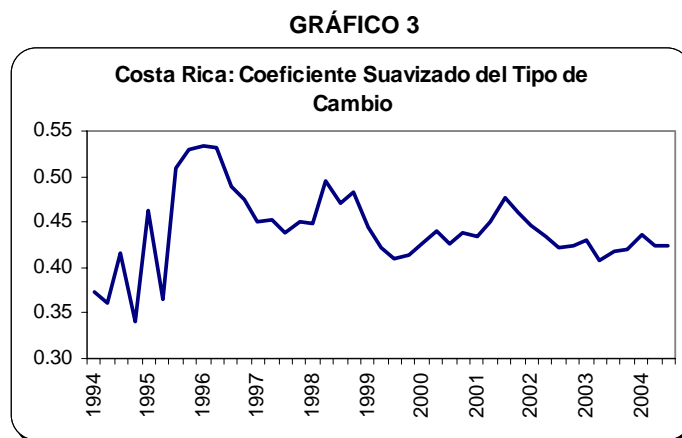
¹² La validez de este argumento dependerá de la magnitud de la varianza de la demanda agregada. Entre más alta sea esta, más desfavorable será el “trade-off” entre desempleo e inflación.

Segundo, resulta interesante señalar que la importancia del coeficiente suavizado de los términos de intercambio (gráfico 2) para explicar la varianza de la inflación casi se cuatricula entre principios de 1995 y finales de 1998. En este periodo se consolida el proceso de apertura iniciado a finales de los ochenta, aunque se dio mucho más énfasis a la promoción de exportaciones. Posterior a esta fecha el coeficiente se estabiliza, probablemente producto del efecto de una mayor competencia que posibilita la expansión comercial y estimula la importación de mercancías, con lo cual las empresas posiblemente estaban más dispuestas a sacrificar sus niveles de utilidad con el fin de no perder participación de mercado.



Fuente: Elaboración propia

Tercero, el traspaso de variaciones del tipo de cambio a la inflación (gráfico 3) es positivo y se mantiene relativamente alto durante todo el periodo de estudio. En 1996:1 alcanza el valor de traspaso más alto de toda la serie (53%), situándose posteriormente en valores que oscilan entre el 40% y el 50%. Este resultado es consistente con el hallazgo realizado por León, et al. (2001), donde aplican un análisis de vectores autoregresivos para establecer la dinámica del coeficiente de traspaso de los movimientos del tipo de cambio a la inflación, determinando que este coeficiente es cercano al 55% en el largo plazo.

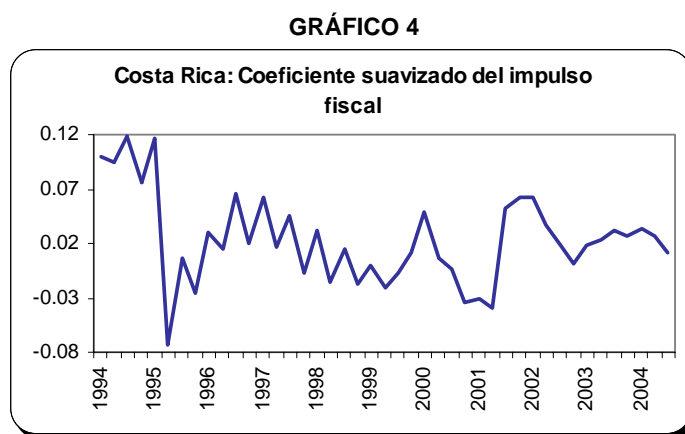


Fuente: Elaboración propia

En Costa Rica desde 1983 se trabaja con un sistema cambiario de minidevaluaciones. Este esquema provoca que el ajuste de la devaluación hacia la inflación se dé en un periodo muy corto (León, et al., 2001). Una política monetaria que conduce a una depreciación del tipo de cambio, vuelve más caras las importaciones, y dado que parte de los bienes y servicios incluidos en el índice de precios al consumidor son importados¹³, la inflación crece. Esto se conoce como el canal directo del tipo de cambio (Svensson, 1997). Adicionalmente, la devaluación del tipo de cambio, vuelve los bienes costarricenses más baratos, relativamente, que los bienes extranjeros. Esto aumenta la demanda externa de bienes costarricenses y sustituye parte de la demanda interna de bienes importados por bienes nacionales. En ambos casos la demanda agregada aumenta y eventualmente la inflación crece. Esto se conoce como el canal indirecto del tipo de cambio. (Svensson, 1997).

Cuarto, el comportamiento del coeficiente suavizado de impulso fiscal (gráfico 4) refleja la relativa pasividad gubernamental para mantener una mayor disciplina fiscal, en donde las políticas responden más a los vaivenes de la actividad económica y no tanto a intenciones manifiestas de apoyar o contrarrestar el ciclo económico

(Ver anexo B). Como lo afirman Méndez y Durán (1995), el elemento dominante en la gestión de la política fiscal han sido solo esfuerzos esporádicos por controlar la expansión del gasto público, lo cual le imprime un carácter particular a la política fiscal de Costa Rica.



Fuente: Elaboración propia

¹³ En Costa Rica se calcula que alrededor del 30% de los bienes que componen la canasta del IPC son importados (León et al. 2001, p. 3).

Por último, como se observa en el gráfico 5, la porción de la varianza de la inflación explicada por el coeficiente de

la meta de inflación se ha incrementado

considerablemente, de

aproximadamente 35% en

1994:2 a 70% en 2004:1. Esto

refleja el poco crédito que

daban los agentes económicos

al anuncio de la meta de

inflación a inicios de los

noventa, periodo en que tanto la inflación como su volatilidad eran altas. En los años

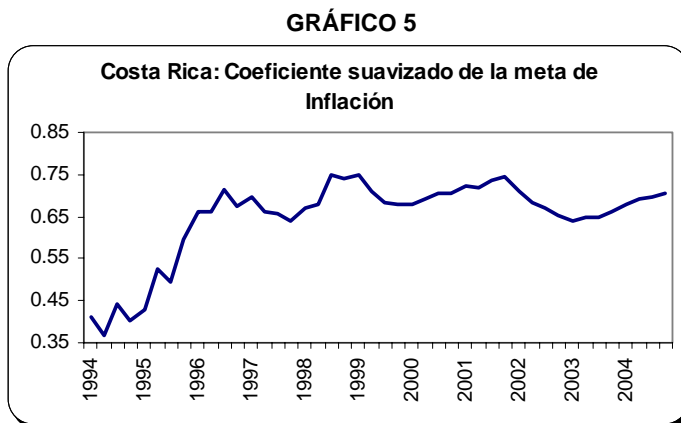
más recientes, se ha logrado una mayor credibilidad en la meta, aunque no ha sido

suficientemente convincente como para que dicho coeficiente se estabilice. La

credibilidad en el anuncio de política que realiza la autoridad monetaria conduce a una

menor inflación, por medio del canal de expectativas, esta situación no se observa en el

caso de la economía costarricense.



Fuente: Elaboración propia

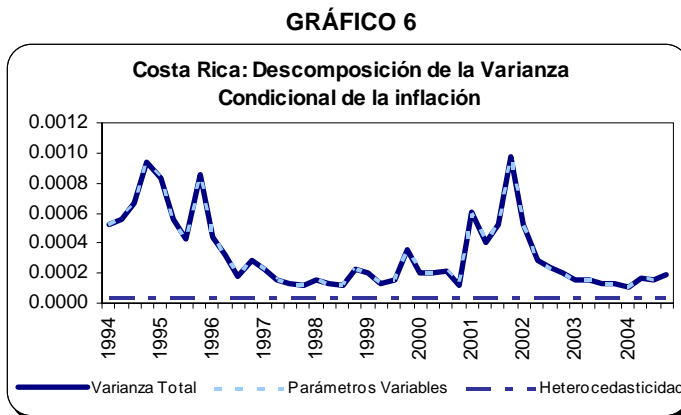
4.2. Descomposición de la incertidumbre asociada con la predicción de la inflación

En el presente estudio se consideró interesante explorar la posibilidad de presencia de heterocedasticidad con un proceso de cambio de Markov en las perturbaciones. El modelo se estimó permitiendo que la incertidumbre provenga no solamente del proceso de puesta al día de los parámetros del modelo por parte de los agentes económicos, sino también de la heterocedasticidad de las perturbaciones.

La varianza condicional del error de predicción se puede descomponer en dos partes: la primera a causa de los coeficientes de regresión desconocidos y la segunda debida a la heterocedasticidad de la perturbación. Para esto se estimaron las ecuaciones (27) - (28) junto a las ecuaciones (3'), (6), (7a) y (7b). La primera varianza condicional depende del

estado de la economía al momento $t-1$, S_{t-1} , mientras que la segunda depende del estado de la economía al momento t , S_t .

El gráfico 6 muestra que la varianza condicional del error de predicción fue básicamente debido a la incertidumbre de los coeficientes de regresión desconocidos. Durante el periodo muestral es poco lo que se obtiene al incluir la incertidumbre generada por



Fuente: Elaboración propia

la heterocedasticidad de las perturbaciones aleatorias. Sin embargo, se considera importante analizar este aspecto para periodos muestrales más amplios.

4.3. Comparación de los resultados con modelos utilizados actualmente en el BCCR

Una vez estimado el modelo se procedió a realizar proyecciones dentro de la muestra para comparar el desempeño de pronóstico con cinco modelos de proyección de la inflación que utiliza actualmente el BCCR¹⁴. Para esto se utiliza los resultados presentados por Durán et al. (2003 p.24) para el periodo comprendido entre enero de 2000 y diciembre de 2002. El estadístico utilizado es la raíz del error cuadrático medio (RECM), que comúnmente se utiliza como medida para comparar proyecciones de una misma serie con diferentes modelos; entre menor sea la RECM mejor será la capacidad de predicción del modelo.

¹⁴ Los modelos del BCCR son de pronóstico mensual mientras que el de Economía Pequeña y Abierta es de pronóstico trimestral.

CUADRO 3
Capacidad de Proyección de Modelos Actuales de Inflación utilizados
en el BCCR y el Modelo de Inflación para una Economía Pequeña y Abierta
(periodo proyección ene-2000 a dic-2002)

| Modelos actuales del BCCR | RECM |
|--|-------------|
| Modelo Ingenuo | 0.71 |
| Modelo de precios del petroleo | 1.83 |
| Modelo de Mecanismos (VAR) | 1.88 |
| Modelo ARMA (6,3) | 3.22 |
| Títulos de propiedad y Tasa CDP a 6 meses | 2.02 |
| Modelo de inflación para una economía pequeña y abierta (MIEPA) | 1.57 |

Nota: Los modelos del BCCR son mensuales y el MIEPA es un modelo de pronóstico trimestral

Fuente: Durán, R. et al. (2003 p.24) y elaboración propia

El cuadro 3 presenta las medidas de la RECM para el periodo arriba mencionado. El modelo de Economía Pequeña y Abierta logra un error de pronóstico menor que la mayoría de modelos del BCCR, solamente superado por el modelo ingenuo.

5. DISCUSIÓN

Este documento estima un modelo de proyección de la inflación de una economía pequeña y abierta con cambio de régimen. El modelo contempla aquellas variables relevantes en el control de precios para un país que adopte el esquema de metas de inflación.

La aplicación del filtro de Kalman para estimar el modelo con parámetros variables en el tiempo, muestra como los agentes combinan la información del pasado y la nueva información para generar una nueva expectativa. Adicionalmente, esta técnica permite incorporar los efectos del ciclo económico sobre el valor de los parámetros del modelo.

Se destaca el hecho de que en la modelación de este régimen monetario, en el marco de los modelos de estado-espacio, el análisis se centra en los aspectos estructurales que inciden en la variación de los precios. En este sentido, resulta una herramienta útil para el análisis de aspectos tales como: el comportamiento del tipo de cambio, los mecanismos de transmisión de la política monetaria y los mecanismos de transmisión de los “shocks” externos, entre otros.

Cabe resaltar el hecho de que la respuesta del nivel de precios al tipo de cambio, o el coeficiente de pass through, no debe ser tratado como un número invariable. Como mínimo el coeficiente de pass-through es una función del proceso estocástico que maneja la economía, del punto preciso en el cual es medido, y más importante aun, del proceso operativo que sigue el Banco Central. La existencia del régimen de minidevaluaciones genera ventajas comparativas que no están asociadas con aumentos de la productividad interna de los factores, además de que una porción importante de la devaluación se traduce en incremento de los precios internos. La tendencia observada no parece que vaya a cambiar a menos que se varíe el actual régimen cambiario.

El modelo aplicado en el presente estudio, estimado a través de una técnica recursiva, genera proyecciones bastante aceptables. Si se compara el error cuadrático medio de las proyecciones dentro de la muestra, con una serie de modelos ya existentes en el BCCR,

logra un menor error de pronóstico. Eventualmente podría integrarse al modelo de combinación de proyecciones que utiliza actualmente el ente emisor.

Del análisis de los coeficientes suavizados se desprende que debe haber un límite para el grado de flexibilidad de la política monetaria. Demasiada flexibilidad provoca que los agentes económicos duden del compromiso de la autoridad monetaria en la meta de inflación, por lo tanto reduce la credibilidad en la misma y falla en estabilizar las expectativas de crecimiento de los precios.

Un banco central que desea adoptar un régimen de metas de inflación, puede encontrar apropiado en su fase introductoria seguir un enfoque más estricto, de manera que muestre claramente un mayor compromiso hacia la meta de inflación y por este medio construir credibilidad más rápidamente. Esto es particularmente útil si esta fase inicial involucra un programa de desinflación. No es sino hasta una fase posterior, cuando el banco ha demostrado su compromiso y la credibilidad sea en algún grado razonable, que puede haber más espacio para la flexibilidad sin dañar la credibilidad. La existencia de objetivos múltiples y el actual régimen cambiario de minidevaluaciones imposibilitan la realización de una política monetaria efectiva. Todo esto hace suponer que si el BCCR desea tener un mayor control sobre la inflación, debe abandonar la discrecionalidad en el uso de la política monetaria y moverse hacia un esquema basado en reglas.

REFERENCIAS

- Banco Central de Chile (2005). “Políticas del Banco Central.” Disponible: <http://www.bcentral.cl/esp/fuyorg/funciones/05.htm>
- Banco Central de Costa Rica (2005). “Revisión del Programa Monetario 2005-2006.” Disponible: <http://www.bccr.fi.cr>
- . (2003). “Informe Económico I Semestre 2002.” Disponible: <http://www.bccr.fi.cr>
- . (2002). “Informe Económico I Semestre 2001.” Disponible: <http://www.bccr.fi.cr>
- . (2001). “Memoria Anual de 2000.” Disponible: <http://www.bccr.fi.cr>
- . (1998a). “Informe Económico I Semestre 1997.” Disponible: <http://www.bccr.fi.cr>
- . (1998b). “Memoria Anual de 1997.” Disponible: <http://www.bccr.fi.cr>
- . (1997). “Memoria Anual de 1996.” Disponible: <http://www.bccr.fi.cr>
- . (1996). “Memoria Anual de 1995.” Disponible: <http://www.bccr.fi.cr>
- Blake, A., (2002). “State-Space Models and the Kalman Filter: Application, Formulation and Estimation.” *Centre for Central Banking Studies, Bank of England*
- Carare, A., A. Schaechter, M. Stone and M. Zelmer, (2002). “Establishing Initial Conditions in Support of Inflation Targeting.” *IMF Working Paper* WP/02/102.
- Clark, P. K. (1987). “The Cyclical Component of U.S. Economic Activity.” *Quarterly Journal of Economics*, 102, 797-814.
- Cordero, J. A. (2005). “Inflación, Política Monetaria y régimen cambiario en Costa Rica.” *La formación de Economistas: Ensayos en Honor a Doña Pepita*. Universidad de Costa Rica, 149-191.
- . (2000). “El Crecimiento Económico y la Inversión: El Caso de Costa Rica.” *Serie Reformas Económicas* N° 52. CEPAL.
- De Zamaróczy, M and S. Sa, (2002). “Macroeconomic Adjustment in a Highly Dollarized Economy: The Case of Cambodia.” *IMF Working Paper* WP/02/92.
- Durán, R., B. Laverde y M. Solano, (2003). “Evaluación de variables Económicas para Pronósticos de Inflación en Costa Rica.” Documento de Investigación DIE-02-2003-DI, *Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica. Banco Central de Costa Rica*. Disponible: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-02-2003-DI-VARIABLES%20PARA%20PROYECCIONES%20DE%20INFLACION.pdf>

- Durbin, J. and S. Koopman, (2001) "Times Series Analysis by State Space Methods." *Oxford Statistical Science Series* N°24
- Elliott, G., T. J. Rothenberg and J. Stock, (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica* N° 64, 813-836.
- Friedman, M., (1956). "The Quantity Theory of Money: a Restatement.", in M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press
- Flores, M., A. Hoffmaister, J. Madrigal, L. Villalobos, (2000). "Función de Reacción de la Tasa de Interés en Costa Rica." Nota de Investigación N° 2-00, *Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica. Banco Central de Costa Rica.* Disponible: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-04-2003-DI-R-FUNCION%20DE%20REACCION%20PARA%20LA%20TASA%20DE%20INTERES.pdf>
- Greenslade, J., R. Pierse, and J. Saleheen, (2003) "A Kalman Filter Approach to Estimating the UK NAIRU." *Bank of England Working Paper* No. 179. <http://ssrn.com/abstract=425762>
- Harvey, A.C. (1989) "Forecasting, structural Time Series Models and the Kalman Filter." *Cambridge University Press*, Cambridge.
- Kim, C-J. and C. R. Nelson (1999). "State-Space Models with Regime Switching." *The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.*
- . (1989). "The Time-Varying Parameter Model as an Alternative to ARCH for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis." *NBER Working Paper* N° 70
- Kikut, A. (2003a). "Uso del Filtro de Kalman para Estimar la Tendencia de una Serie." Nota Técnica, *Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica. Banco Central de Costa Rica* Disponible: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-87-2003-IT-FILTRO%20DE%20KALMAN%20PARA%20ESTIMAR%20TENDENCIA.pdf>
- . (2003b). "Estimación de Dólares en Circulación en Costa Rica: una aproximación metodológica". Informe Técnico 89, *Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica. Banco Central de Costa Rica.*
- . y E. Muñoz (1995). "¿Existe Relación entre la Duración de una Expansión del Ciclo Económico y la Duración de la Contracción Siguierte? El Caso de Costa Rica." DIE-PI-06-94/R, *Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica. Banco Central de Costa Rica.* Disponible: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/PI-06-1994R.PDF>

- León, J., A. Morera, W. Ramos, (2001). “El Pass Through del Tipo de Cambio: Un Análisis para la Economía costarricense de 1991 al 2001.” Documento de Investigación, *Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica. Banco Central de Costa Rica* Disponible: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-DM-11-2001-DI-EL%20PASS%20THROUGH%20DEL%20TIPO%20DE%20CAMBIO.pdf>
- Lucas R. E. (1973). “Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs.” *American Economic Review* 63, 326-334.
- Martínez, J. C., (2001): "La inflación en La Economía de Mercado, virtudes e inconvenientes." <http://www.eumed.net/cursecon/13/> edición del 18 de marzo del 2005.
- Méndez, E. y R. Durán, (1995). “Orientación Discrecional y Cíclica de la Política Fiscal en Costa Rica.” *Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica, Banco Central de Costa Rica* Disponible: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/PI-01-1995R.PDF>
- Misas, M. y D. Vásquez, (2002) “Expectativas de Inflación en Colombia: Un Ejercicio Econométrico.” *Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República, Colombia.* Disponible: <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra212.pdf>
- Mishkin, F., (1999). “International Experiences with Different Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics*. Vol. 43, N° 3, 579-605
- Nadal De Simone, F., (2001a). “Inflation Targeting in a Small Open Economy: The Behaviour of Price Variables.” *New Zealand Economic Papers*. N° 35, 101-129.
- . (2001b). “Proyección de la inflación en Chile.” *Revista Economía Chilena* Vol. 4, N° 3, 59-85.
- . (2000). “Monetary and Fiscal Policy Interaction in a Small Open Economy: The Case of Singapore.” *Asian Economic Journal*. Vol. 14, N° 2, 211-231.
- Nelson, C.R., (1987). “Spurious Trend and Cycle in the State Space Decomposition of a Time Series with a Unit Root.” *NBER Working Paper* N° 63
- . and C. I. Plosser, (1982). “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications.” *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Phillip, R. and J. Janssen, (2002). “Indicators of Fiscal Impulse for New Zealand.” *New Zealand Treasury Working Paper* 02/30
- Schmidt-Hebbel, K., (2005). “Tipo de Cambio, Metas de Inflación y Miedo a Flotar en Chile y Más Allá.” *Conf. Banco Central de Costa Rica, 11 de julio de 2005*

- Solera, A., (2003). “El Filtro De Kalman.” Nota Técnica, *Departamento de Investigaciones Económicas, División Económica. Banco Central de Costa Rica* Disponible: <http://www.bccr.fi.cr/ndie/Documentos/DIE-02-2003-NT-FILTRO%20DE%20KALMAN.pdf>
- Stone, M. and A. Bhundia, (2004). “A New Taxonomy of Monetary Regimes.” *International Monetary Fund, Working Paper WP/04/191*.
- Svensson, L., (1997). “Inflation Targeting in an Open Economy: Strict or Flexible Inflation Targeting?” *Public Lecture held at Victoria University of Wellington, New Zealand, November 1997*.
- Vargas, R., (2005). “Impacto del Ciclo Económico y Político en la Volatilidad de las Utilidades operativas del sector bancario comercial de Costa Rica.” *Proyecto Final de Graduación, Maestría en Economía con Énfasis en Banca y Mercado de Capitales. Universidad de Costa Rica*.
- Watson, M., (1986). “Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends.” *Journal of Monetary Economics* 18, 49-76.
- Watkins, T., (2005). “Country Risk Premiums.” *Economics Department, San Jose State University*. Disponible: <http://www2.sjsu.edu/faculty/watkins/countryrisk.htm>

ANEXO A

MODELO DE LA BRECHA DE PRODUCCIÓN

Una práctica común en macroeconomía es descomponer variables del sector real, tales como el PIB, en su componente tendencial y su componente cíclico. Como lo afirman Nelson y Plosser (1982), en el caso de la producción, la teoría del crecimiento indica que dentro de los principales determinantes del crecimiento secular del producto, se encuentran factores como la acumulación de capital, el crecimiento de la población y el cambio tecnológico. Por otro lado, el componente cíclico se asume que será de naturaleza transitoria (estacional), afectado principalmente por factores monetarios y en menor medida por factores reales. Dado que se supone que las fluctuaciones cíclicas desaparecen en el tiempo, cualquier movimiento permanente o de largo plazo es necesariamente atribuido a su componente secular.

En la descomposición de series de tiempo los componentes no son observables directamente, una herramienta útil en la realización de este proceso son los modelos de estado-espacio, utilizando el filtro de Kalman¹⁵. Siguiendo a Clark (1987), la brecha de producción se estima en este estudio modelando el producto como la suma de dos componentes independientes no observados, una tendencia lineal local y un proceso autorregresivo de segundo orden¹⁶. Supóngase que:

$$y_t = T_t + X_t \quad (1)$$

$$T_t = T_{t-1} + g_t + h_t \quad (2)$$

$$g_t = g_{t-1} + w_t \quad (3)$$

$$X_t = \theta_1 X_{t-1} + \theta_2 X_{t-2} + l_t \quad (4)$$

$$h_t \approx N(0, \sigma_h^2) \quad (5)$$

$$w_t \approx N(0, \sigma_w^2) \quad (6)$$

$$l_t \approx N(0, \sigma_l^2) \quad (7)$$

¹⁵ Una descripción completa del filtro de Kalman se encuentra en el apartado 2.3 de la investigación.

¹⁶ Este supuesto fue hecho por Watson (1986) y desde entonces ha sido utilizado como una estructura estándar en varios modelos macroeconómicos.

La ecuación (1) es la descomposición de la actividad económica y_t (logaritmo natural del PIB real) en dos componentes aditivos: T_t su tendencia estocástica y X_t su componente cíclico¹⁷. La tendencia estocástica se modela como una tendencia lineal local con un término de desplazamiento g_t , que se incluye con el fin de recoger variaciones en la “productividad” costarricense en el período muestral¹⁸. El modelo de tendencia lineal local es interesante porque también supone que las variaciones de la tendencia seguirán un camino aleatorio y un proceso de ruido blanco. El modelo de Clark supone que la mayor parte de la varianza de una innovación en la actividad económica¹⁹ debe ser asignada al componente no estacional de la tendencia de la serie, mientras que una pequeña porción se dejaría en el componente cíclico²⁰. Las innovaciones en T_t están dadas por w_t , mientras que las innovaciones en las tasas de crecimiento están dadas por l_t .

La ecuación (4) modela el componente cíclico del producto se como un proceso autorregresivo estacionario de segundo orden²¹. El modelo supone que las variables h_t , w_t , y l_t son procesos independientes de media cero y varianza constante, σ_h^2 , σ_w^2 , σ_l^2 , respectivamente, tal como los que se describen en las ecuaciones 5 – 7²².

El modelo se estima para el período muestral 1987:1 – 2004:4. La representación de estado-espacio del modelo de los componentes estimados no observados del producto es:

$$y_t = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_t \\ X_t \\ X_{t-1} \\ g_t \end{bmatrix} \quad (8)$$

¹⁷ En principio la ecuación consideraba un tercer componente de ruido blanco, pero fue desechado ya que el valor de la varianza estimada de este componente resultó cercano a cero. Aparentemente las irregularidades del producto en el corto plazo se filtran en el proceso de construcción de las variables (Clark, 1987).

¹⁸ Esta medida de variaciones en la “productividad” incluye cambios en la dotación de factores.

¹⁹ Una innovación en la actividad económica se concibe como un cambio no anticipado por los agentes económicos.

²⁰ Esto fue propuesto inicialmente por Nelson y Plosser (1982).

²¹ El modelo de Lucas (1973) tiene un proceso AR(1) para el componente cíclico del producto. En cambio, en el presente estudio, el proceso de generación de datos del componente cíclico del producto se describe mediante un proceso AR(2). Al igual que en el caso de Lucas, se supone un proceso estacionario.

²² Suponer independencia entre las innovaciones (h_t , w_t , y l_t) no es algo trivial. Este supuesto lo introduce Clark (1987) porque tal y como se presenta el modelo de (1)-(4) éste no está identificado. Aunque el supuesto no es necesariamente cierto, tampoco está alejado de la realidad. Por ejemplo, innovaciones temporales generadas por el consumo final o el gasto de gobierno no deberían tener incidencia en las tasas de crecimiento de largo plazo del producto. Igualmente, un incremento en la natalidad, que debería cambiar la tasa de crecimiento secular del producto, podría tener un impacto muy pequeño en la demanda de corto plazo.

$$\begin{bmatrix} T_t \\ X_t \\ X_{t-1} \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \theta_1 & \theta_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_{t-1} \\ X_{t-1} \\ X_{t-2} \\ g_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} h_t \\ l_t \\ 0 \\ w_t \end{bmatrix} \quad (9)$$

Una vez que el modelo se encuentra en su forma de estado-espacio, puede estimarse utilizando el filtro de Kalman. En el cuadro A1 se indican las varianzas estimadas σ_h^2 y σ_l^2 , σ_w^2 , así como los parámetros fijos del proceso autorregresivo de segundo orden que se ha supuesto para el componente cíclico del PIB real, es decir, θ_1 y θ_2 . La estimación se restringió de modo que las raíces de la ecuación característica del proceso (4) se encuentren fuera del círculo unitario y que las varianzas σ_h^2 y σ_l^2 sean cifras positivas. Los parámetros son estadísticamente significativos a los niveles habituales, del 90% y el 95%.

Cuadro A1
Costa Rica: Estimación de los parámetros del modelo de
componentes no observados del PIB Real
(1987:1 - 2004:4)

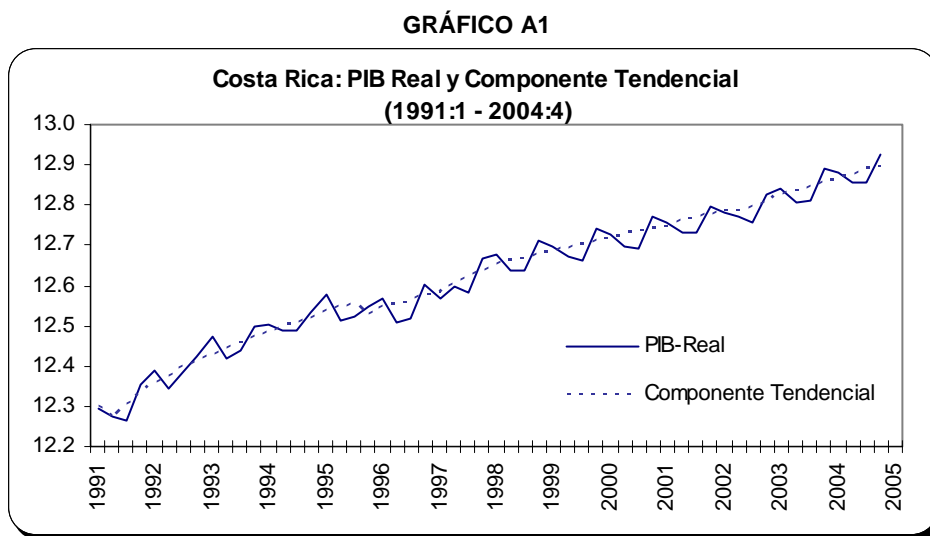
| Parámetros | Estimaciones | Error estándar |
|--|--------------|----------------|
| σ_h | 0.007386 | 0.001518 |
| σ_l | 0.005152 | 0.001765 |
| σ_w | 0.000001 | 0.000000 |
| θ_1 | 1.376517 | 0.086836 |
| θ_2 | -0.473700 | 0.059765 |
| Logaritmo de la función de verosimilitud | 180.8922 | |

Fuente: Elaboración propia.

Generalmente se piensa que el componente de tendencia del producto surge de los efectos de variables reales que afectan la función de producción agregada. Por ejemplo, un “shock real” como los aumentos de los precios del petróleo podrían cambiar la función de producción agregada y por lo tanto la senda (tendencia) del producto interno bruto. Por otro lado, se

piensa que la política monetaria y fiscal no tiene mayor impacto sobre la senda de largo plazo de la economía. En cambio, los movimientos cíclicos en la economía se cree que están influenciados por la política monetaria y fiscal, solo si estos no son anticipados por los agentes económicos.

Los gráficos A1, A2 y A3 presentan el logaritmo del PIB real con el componente de tendencia estocástica, el cíclico y el de crecimiento de la productividad, respectivamente²³. Los resultados de la tendencia muestran que la tasa natural de crecimiento de la economía costarricense para el periodo 1991:1 – 2004:4 es de 4.5%.

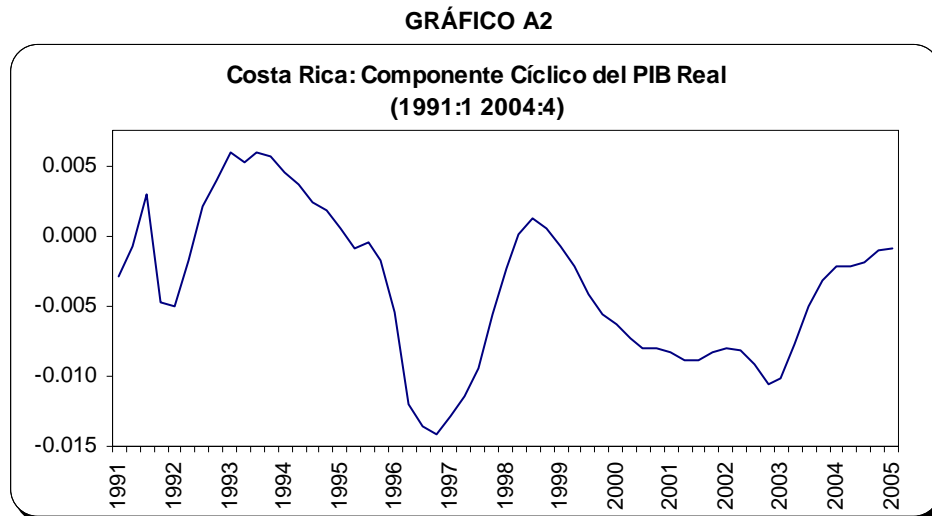


El comportamiento del componente cíclico concuerda con la descripción típica de los ciclos económicos en Costa Rica desde los años noventa²⁴. Los puntos de giro relevantes coinciden con lo encontrado en otras investigaciones que utilizan el índice mensual de actividad económica como variable de referencia, aunque con un método diferente (Vargas, 2005 y Kikut y Muñoz, 1995). La duración promedio del ciclo es de 6 años. Esto es un valor razonable para Costa Rica, y se encuentra dentro del ciclo corto de entre 5 y 7 años, del que

²³ Siguiendo a Nadal-De-Simone (2001), se agregaron las primeras 16 observaciones muestrales con el fin de eliminar la influencia de las “conjeturas sin fundamento” formuladas con respecto a las variables de estado no estacionarias B_{00} (valores iniciales). Se asignaron valores elevados a los elementos de la diagonal de la matriz de covarianzas de $B_{1(P0)}$, a fin de que la mayor parte de la ponderación en la ecuación de actualización recaiga sobre la nueva información contenida en el error de proyección.

²⁴ La suma de los parámetros del proceso autorregresivo es 0.90. La estacionariedad del componente cíclico depende del supuesto de que $(\theta_1 + \theta_2)$ sea menor que 1. Si esta suma es 1 (o muy cercana), el ciclo se vuelve un proceso no estacionario y el modelo de estado espacio representaría la suma de dos procesos aleatorios, uno de ellos autocorrelacionado Nelson (1987)

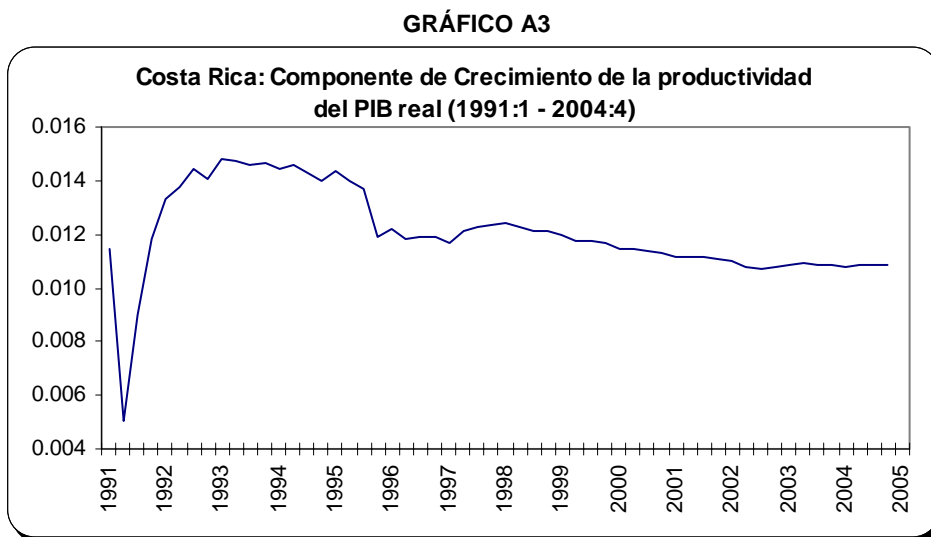
habla el NBER (Nelson, 1987 p.10) en su clasificación de los ciclos económicos. El modelo parece captar razonablemente la varianza del producto real de Costa Rica durante el período muestral.



Para el periodo en cuestión se observa que el área comprendida por la parte negativa del componente cíclico del producto es mayor que el área comprendida por la parte positiva. Ello concuerda con la reducción en el nivel de la inflación y su volatilidad que la autoridad monetaria trataban de obtener, especialmente a partir de la segunda mitad de los noventa (Cordero, 2005). El componente cíclico del producto parece haber llegado a su punto máximo en 1993:2. Previo a este periodo se observa una mejora visible en la economía producto de un aumento en la productividad total de los factores. Posterior a esta fecha inicia una aguda crisis fiscal que el gobierno procura resolver mediante una política fiscal restrictiva, dando como resultados una recesión que se extiende hasta 1996:3 (Cordero, 2000).

A partir de 1997:1 se refleja un periodo de recuperación de la actividad económica, debido primordialmente a la reducción de las tasas de interés y del encaje mínimo legal, factores que impulsaron la demanda, especialmente la inversión y el consumo, comportamiento que se mantiene hasta 1998:2 (BCCR, 1998). A partir de este momento, se observa un giro en el ciclo que pudo estar asociado con el incremento en las tasas de interés internas, presionadas

por la mayor necesidad de financiamiento del Ministerio de Hacienda. La desaceleración se prolonga hasta el 2002:3, donde la actividad económica se vio afectada por la contracción de la economía de los Estados Unidos de América²⁵ (BCCR, 2002). La recuperación que se observa en el último tramo de la serie se asocia con una política monetaria expansiva por parte del BCCR, que incrementó de manera importante el medio circulante en la economía especialmente en el 2003 (BCCR, 2003).



El aumento promedio de la productividad parece haber descendido lentamente. Este resultado podría explicarse por lo expuesto por Cordero (2000), quien afirma que las tasas de crecimiento del PIB han estado más estrechamente vinculadas a la acumulación de factores (capital y mano de obra) que con aumentos de productividad. El problema es que la evolución de la productividad ha sido errática a tal punto que según Cordero (2000), los aumentos de eficiencia han ocurrido en periodos de duración limitada. Por ejemplo, entre los años 1990 a 1994 se observan tasas de crecimiento del producto superiores al 4,0% que llegan hasta 9.2% en 1992, con una interrupción por dificultades fiscales en 1991. La expansión en la eficiencia de este periodo se refleja en un crecimiento de la productividad total de los factores (Cordero, 2000, p. 30).

²⁵ Desde el 2001 se dieron en Estados Unidos de América escándalos financieros que provocaron caídas en los mercados de valores. Esta situación se agudizó como consecuencia de los atentados terroristas acaecidos el 11 de setiembre de 2001.

ANEXO B

ÍNDICE DE IMPULSO FISCAL

Seguendo a Philip y Janssen (2002), el impulso fiscal podría definirse como una medida de si la decisión de política fiscal del gobierno está aumentando o disminuyendo las presiones sobre la demanda agregada de la economía. Los métodos de estimación del impulso fiscal varían desde indicadores simples basados en agregados fiscales hasta enfoques más complicados que requieren juicios de valor. En este apartado se desarrolla un indicador sencillo de entender basado en agregados fiscales.

Para el caso de Costa Rica se considera que el gasto público es excesivo y que tiende a generar presiones inflacionarias. El Banco Central por otra parte se ve obligado a recoger estos excesos de liquidez a través de operaciones de mercado abierto, lo cual podría presionar al alza las tasas reales de interés, que a su vez estrujaría las posibilidades de inversión del sector privado.

Según Nadal-De Simone (2000), para conocer si la posición de la política fiscal ha sido expansiva (o contractiva), se puede construir un índice de impulso fiscal. Este índice mide el impacto fiscal del presupuesto del gobierno central en la economía una vez que el efecto de la economía en el presupuesto ha sido eliminado. La fórmula de cálculo es:

$$\frac{IF_t}{Y_t} = \left(\frac{\Delta G_t}{G_{t-1}} - \frac{\Delta p_t}{p_{t-1}} \right) * \frac{G_t}{Y_{t-1}} - \left(\frac{\Delta T_t}{T_{t-1}} - \frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} \right) * \frac{T_t}{Y_{t-1}} \quad (1B)$$

donde:

T_t representa los ingresos del gobierno

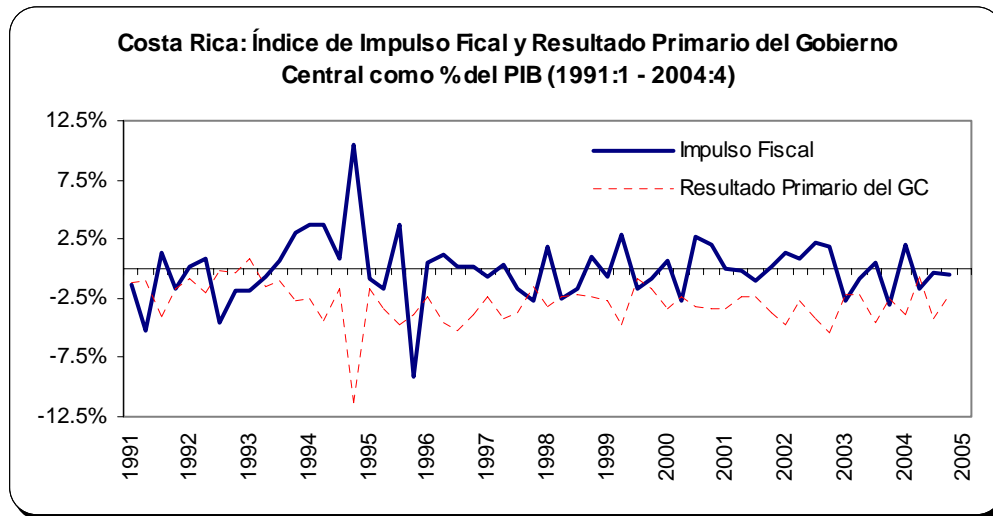
G_t es el gasto del gobierno

Y_{t-1} es el PIB nominal del periodo anterior

P_t es el producto potencial.

Dado que la inflación afecta también al presupuesto a través del costo del servicio de la deuda, el impulso fiscal se calcula con el resultado primario del gobierno central²⁶. El producto potencial corresponde a la tendencia del PIB, calculado mediante la aplicación de un modelo de estado espacio (ver Anexo A), el cual se infla con el índice implícito del PIB. Las cifras son trimestrales.

GRÁFICO B1



El uso de la medida de IF puede ayudar a despejar dos fuentes comunes de confusión en la discusión de la posición de la política fiscal (Nadal-De Simone, 2000):

1. Lo que interesa son los cambios en el balance presupuestario, en contraste con la visión tradicional del presupuesto y su interacción con la política monetaria que se enfoca en el nivel.
2. Como el presupuesto tiene un componente cíclico y otro no cíclico, es importante distinguir entre éstos cuando se analiza el impacto económico de cambios en el balance presupuestario.

²⁶ Las cifras se obtuvieron en el Departamento Monetario, Área de Políticas y Programación Financiera del Banco Central de Costa Rica

Los efectos de la política fiscal dependen (entre otras cosas) de la situación de la economía. En el gráfico B1 se pueden destacar algunos periodos, sin ser exhaustivos en el análisis, donde la medida de impulso fiscal ha cambiado de expansiva a contractiva y viceversa.

- A partir del 1992:3 se observa un ciclo expansivo de la política fiscal, propiciado primordialmente por los programas de movilidad laboral que se impulsaron en ese momento (Méndez y Durán, 1995).
- En 1994:1 se comienza a gestar una crisis fiscal, año en que se observó un crecimiento de los gastos que triplicó el crecimiento de los ingresos, dicha situación se vio agravada por el cierre y liquidación del Banco Anglo (Méndez y Durán, 1995).
- En 1994:4, se inicia una fase contractiva de la política fiscal, reforzada en 1995:2, momento en el que el gobierno implementa, además de la contención del gasto, una reforma tributaria que llevó a un aumento del impuesto de ventas, consumo y renta (BCCR, 1996). Se refleja una reacción del ciclo que sugiere una política fiscal contractiva mayor que la que se captura a través del resultado primario del gobierno central.
- Del 1996:1-1997:4 se observa el mayor impacto contractivo de las medidas de política fiscal implementadas en 1995, en este periodo se continuó con una política de reducción de gastos, así como medidas para incrementar la recaudación (BCCR, 1997; BCCR, 1998b).
- En el periodo comprendido entre 1998:2-2000:2 se reflejan varios periodos de políticas fiscales expansivas propiciadas por un aumento en el nivel de recaudación, asociado a un mayor nivel de actividad económica que permitió expandir el gasto. (BCCR, 2001)

- Del 2000:3-2001:3 se observa una disminución en la medida de impulso fiscal que se explica entre otras cosas por la eliminación del otorgamiento de certificados de abono tributario a partir del año 2000, que permitió ampliar la base gravable sujeta al impuesto sobre la renta de las empresas. (BCCR,2001)
- Del 2001:4-2002:4 se observa un aumento de la medida de impulso fiscal, explicado por una disminución de los ingresos tributarios debido a la aplicación de las disposiciones de la ley de simplificación tributaria y una aceleración en los gastos por concepto de ajustes salariales del Gobierno (BCCR, 2002).

Contrario al punto de vista convencional sobre la política fiscal expansiva en Costa Rica, en el periodo de estudio se observan intentos por contener el ciclo expansivo de dicha política. El número de trimestres en los que la política fiscal ha sido contractiva, medido a través del índice de impulso fiscal, corresponde al 47% de la muestra. Sin embargo tal y como lo afirman Méndez y Durán (1995), debido a la relativa pasividad gubernamental por evitar el deterioro de los ingresos públicos (y contener gastos) en el lapso considerado, éstos han tendido a variar más como respuesta a los vaivenes de la actividad económica, que como resultado de una política autónoma sostenida.