



DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 004 | 2007

Estimación de la tasa de interés real neutral para la economía costarricense (1991-2006)

Evelyn Muñoz S.
Edwin Tenorio Ch.

Fotografía de portada: “Presentes”, conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

Estimación de la tasa de interés real neutral para la economía costarricense (1991-2006)*

Evelyn Muñoz S.[†], Edwin Tenorio Ch.[‡]

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

Resumen

La tasa de interés real neutral corresponde al nivel de la tasa de interés compatible con ausencia de presiones de gasto y, consecuentemente, con la convergencia de las expectativas de inflación a la meta del banco central. Esta tasa no es observable y su dinámica responde entre otras consideraciones, al crecimiento del producto potencial y a la preferencia intertemporal en el consumo.

En este estudio se recurre a cuatro metodologías para estimar la tasa de interés real neutral: la primera de ellas consiste en un promedio de la tasa real ex ante vigente a lo largo de un periodo que se caracterizó por una inflación relativamente estable; esta estimación junto con la derivada del Filtro Hodrick y Prescott constituyen aproximaciones univariadas, en el sentido de que basan los resultados únicamente en la serie original de tasa de interés real.

Dos metodologías adicionales que incorporan información complementaria del entorno económico son: la paridad de tasas de interés, que se calcula con fines ilustrativos puesto que dado el régimen de fijación cambiaria seguido hasta el año 2006 en Costa Rica, esta condición no se cumple; y una estimación que parte de un modelo semi-estructural que se resuelve con el algoritmo del Filtro de Kalman.

Los resultados obtenidos de esta investigación, los que por su parte son una primera aproximación numérica de esta variable no observable para Costa Rica, indican un nivel medio de la tasa de interés real neutral de 3% para el periodo 2001-2006.

Palabras clave: Neutral interest rate, Hodrick - Prescott filter.

Clasificación JEL: C3, E4.

* Documento preparado en el marco del proyecto conjunto de variables no observables coordinado por el CEMLA y algunos bancos centrales iberoamericanos

[†] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. munozse@bccr.fi.cr

[‡] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. tenorioce@bccr.fi.cr

Estimation of the Neutral Interest Rate for Costa Rica

Evelyn Muñoz S.[§], Edwin Tenorio Ch.^{**}

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

Abstract

The neutral real interest rate (NRIR) is the real interest rate consistent with output converging to potential output and therefore with stationary inflation in that sense, NRIR provides a guide to a central bank in setting its policy interest rate. The neutral real interest rate is an unobservable variable and economic theory implies that its dynamic response to shifts in output, technology and in the rate of consumption time preference.

This paper presents the first estimations of NRIR for the Costa Rica economy, and uses monthly and quarterly data for the period 1991-2006. Four alternative ways are used to estimate the neutral rate of interest. The first approach approximates NRIR with the real ex-ante interest rate average during a period of inflation stability; this approximation is complemented with a second univariate technique based on Hodrick- Prescott filter. The last two specifications (multivariate) use the uncovered interest rate parity condition and a semi-structural model. The latter model applies the method suggested by Laubach and Williams, and uses the Kalman Filter to solve a bivariate model in order to estimate de NRIR and the potential output.

The estimations suggest that during the period 2001-2006 the neutral real interest rate for Costa Rica was around 3%.

Key words: Tasa de interés neutral, Filtro Hodrick - Prescott.

JEL codes: C3, E4.

[§] Department of Economic Research. Email address. munozse@bccr.fi.cr

^{**} Department of Economic Research. Email address. tenorioce@bccr.fi.cr

Tabla de Contenido

Resumen.....	1
1. Introducción.....	2
2. La Tasa de Interés Real Neutral: Definición y Opciones de Estimación.....	4
3. Estimación de la Tasa de Interés Real Neutral (TIRN) para Costa Rica.....	7
4. Análisis Comparativo de los Resultados.....	17
5. Conclusiones.....	18
6. Bibliografía.....	20
Anexos.....	18

1. Introducción

El establecimiento de metas de inflación como estrategia de política monetaria ha estado, en la mayoría de los países, estrechamente relacionado con la adopción de la tasa de interés como instrumento operativo de la política monetaria.

Esta decisión, ha implicado el paulatino abandono del control de agregados monetarios, lo que se fundamenta en dos elementos. Primero, existe un fuerte consenso en la literatura contemporánea sobre macroeconomía, acerca de la inestabilidad de la demanda por dinero en el corto plazo, lo que imposibilita el uso de la cantidad de dinero como indicador, u objetivo intermedio de la política monetaria; y, en segundo lugar, las modificaciones de la tasa de interés tienen una mejor capacidad de transmisión del tono de política monetaria que el banco central desea realizar que el manejo de la liquidez.

De esta manera, los bancos centrales realizan operaciones de mercado abierto (inyecciones y contracciones de base monetaria) ya no con el objetivo de controlar la magnitud de un agregado monetario, sino de influir en el costo marginal de la liquidez de los bancos comerciales a través de las modificaciones en su tasa de interés de política.

La idea es que las modificaciones de tasa de interés del mercado interbancario se transmitan al resto de tasas de la economía e influya en las decisiones de gasto agregado de los agentes económicos, consumo e inversión.¹ Por tanto, es mediante el control de la tasa de interés que el banco central reduce las brechas entre demanda agregada y producción potencial y con ello las presiones que de otra forma se manifestarían en: la posición externa del país o en la inflación doméstica.²

Para identificar las modificaciones que un banco central debe realizar a la tasa de interés de política, se establece una función de reacción o regla de política. En el caso particular de la Regla de Taylor (1993), las autoridades deciden con antelación cuáles son los ajustes necesarios en la tasa de interés de política para alcanzar o mantener determinado nivel de inflación para un horizonte determinado. Estos ajustes en la tasa de interés surgen de desvíos entre las estimaciones de la tasa de inflación y su nivel meta, así como de presiones de demanda que se manifiestan en la brecha del producto proyectado respecto del producto potencial de la economía.

De esta función de reacción se desprende que, en ausencia de presiones inflacionarias, la tasa de interés de política del banco central será igual a lo que la literatura denomina tasa de interés real neutral, variable que no es observable y cuya estimación se considera un elemento importante en el diseño y formulación de la política monetaria.

¹ En particular las tasas de más largo plazo que son las que mayor incidencia tiene sobre las decisiones de gasto de los agentes económicos.

² Debe de tenerse en cuenta que este enfoque considera que las presiones inflacionarias se derivan de restricciones de oferta, sin embargo, la inflación (deflación) puede verse alterada por expectativas inflacionarias, el traspaso del tipo de cambio (pass-through) y por cambios en los mecanismo de fijación de precios.

En vista de lo anterior, el objetivo principal de esta investigación es aproximar la tasa de interés real neutral para Costa Rica, variable que no es estática y cuya dinámica está vinculada, entre otros, a la evolución del producto potencial, a la demanda interna, y a la preferencia intertemporal del consumo, entre otras variables.

La aproximación que de esta tasa de interés se logre concretar con esta investigación deberá ser valorada en el contexto de la regla de política monetaria que forma parte del Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral del Banco Central de Costa Rica (MMPT). Este modelo utiliza hasta ahora como tasa de interés real neutral, el promedio de la tasa de interés real ex ante que se observó en un periodo de “estabilidad relativa” de la inflación doméstica.

Es importante destacar que a diferencia de otras variables no observables como el producto potencial y el tipo de cambio real de equilibrio, en el caso de la tasa de interés real neutral existen pocos antecedentes de estudios para el caso de la economía costarricense³.

La estimación de esta tasa de interés real neutral se realiza con información tanto mensual como trimestral para el periodo 1991 a 2006 y se hace uso de cuatro cálculos alternos.⁴

Las dos primeras aproximaciones de la tasa de interés real neutral siguen una metodología univariada pues extraen de la serie de tasa de interés real ex ante su tendencia. De manera particular, en el primero de estos cálculos se identifica el nivel medio de la tasa de interés real ex ante que prevaleció en un periodo de “estabilidad relativa” de la inflación doméstica; el segundo cálculo se fundamenta en la extracción de la tendencia de una serie por medio de la aplicación del Filtro Hodrick y Prescott.

La tercera y cuarta aproximación de la tasa de interés real neutral sigue, en su orden, un enfoque de paridad descubierta de tasa de interés y un modelo semi-estructural, esta última es una metodología propuesta por Laubach y Williams (2001) para los Estados Unidos, enfoque que hace uso del filtro de Kalman, técnica que muestra fortaleza en la aproximación de variables no observables.

El documento está dividido en cuatro secciones que incluyen esta introducción. En la segunda sección se presenta un resumen de las definiciones de la tasa de interés real neutral y de sus opciones de estimación. La tercera sección presenta los modelos que se utilizan en la estimación para el caso de la economía costarricense. La cuarta sección presenta las estimaciones realizadas, haciendo énfasis en aspectos metodológicos y en los resultados. La última sección se dedica a conclusiones y recomendaciones de la investigación.

³ Hidalgo y Villalobos (2001) buscan identificar si la evolución de la tasa de interés de los títulos del Banco Central puede ser explicada por medio de una regla de política, objetivo que difiere del de la presente investigación.

⁴ Existe consenso en la literatura empírica sobre el tema acerca de que no existe una técnica de estimación de esta variable que pueda considerarse superior, todas evidencian ventajas y desventajas, sin embargo contar con estimaciones bajas diferentes metodologías ayuda a definir un rango para el valor de la tasa de interés real neutral.

2. La Tasa de Interés Real Neutral: Definición y Opciones de Estimación

El término tasa de interés real neutral⁵ (TIRN) se atribuye al economista sueco Knut Wicksell (1898) quien la definió como la “tasa de interés acorde con inflación estable y que lleva al equilibrio entre la oferta y demanda de capital, coincidiendo por lo tanto con la productividad marginal del capital –neta de depreciación- de largo plazo.”

Si bien es cierto la ciencia económica no mostró gran interés en este concepto por mucho tiempo, recientemente ha cobrado protagonismo, ello en el marco de un número creciente de países que fundamentan su estrategia de política monetaria en metas de inflación y de bancos centrales que utilizan la tasa de interés de corto plazo como instrumento de política.

En estos casos, la TIRN constituye un punto de referencia (benchmark) para caracterizar la política monetaria, en especial si ésta se realiza siguiendo una regla de política tipo Taylor⁶, cuya forma general es la siguiente:

$$R_t = r^n + E(\pi_{t+1}) + \phi_1 \left(\hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^M \right) + \phi_2 \left(\hat{y}_{t+1} - y_{t+1}^p \right)$$

$$R_t - E(\pi_{t+1}) = r^n + \phi_1 \left(\hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^M \right) + \phi_2 \left(\hat{y}_{t+1} - y_{t+1}^p \right)$$

$$r_t = r^n + \phi_1 \left(\hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^M \right) + \phi_2 \left(\hat{y}_{t+1} - y_{t+1}^p \right)$$

donde:

R_t	tasa de interés nominal
r^n	tasa de interés real
$E(\pi_{t+1})$	expectativa de inflación
$\left(\hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^M \right)$	desvío del pronóstico de inflación respecto de la meta de inflación
$\left(\hat{y}_{t+1} - y_{t+1}^p \right)$	estimación de la brecha del producto

⁵ La literatura sobre el tema no hace distinción entre los términos tasa de interés real neutral o natural; en ambos casos se refiere a la tasa de interés de equilibrio a que tiende la economía en el largo plazo en ausencia de presiones inflacionarias.

⁶ Hay que considerar que la tasa de interés real neutral no indica a las autoridades la gradualidad en el ajuste en la tasa de interés, esta dependerá por su parte de la persistencia de las presiones inflacionarias y de la preferencia relativa que las autoridades

tengan entre los desvíos de la inflación de su meta $\left(\hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^M \right)$ y las brechas en otras variables, como podría ser el caso del

producto $\left(\hat{y}_{t+1} - y_{t+1}^p \right)$ y del tipo de cambio.

De forma que, cuando la tasa de interés real (r_t) se ubica por debajo de ese nivel se caracteriza a la política monetaria como laxa, situación que podría implicar futuras presiones inflacionarias. Por el contrario, en el caso de que la tasa de interés real efectiva se mantenga por sobre la TIRN se aduce que la política monetaria es restrictiva, lo que por su parte coadyuva a alinear las expectativas inflacionarias hacia la meta de inflación.

$$r_t - r_t^n \begin{cases} < 0 & \rightarrow \text{política monetaria expansiva} \\ = 0 & \rightarrow \text{política monetaria neutral} \\ > 0 & \rightarrow \text{política monetaria contrativa} \end{cases}$$

Amato (2005) formaliza esta diferencia entre las tasas de interés bajo el concepto de “brecha en la tasa de interés real” de la siguiente forma: $r^b = r_t - r^n$, donde r_t corresponde a la tasa de interés real esperada en el corto plazo, en tanto que r^n es la tasa de interés real neutral.

En Wicksell (1936) se define la TIRN como la “tasa de interés real compatible con que el producto se ubique en el pleno empleo y la inflación alcance su nivel estacionario”.

Desarrollos teóricos y empíricos más recientes sobre este mismo tema, consideran las siguientes definiciones de TIRN:

“...la tasa de interés real de corto plazo consistente con un producto convergente al potencial, donde el nivel del producto potencial es consistente con una tasa de inflación estable” (Laubach y Williams, 2001)

“...la tasa de interés real que prevalecería en la economía si no existiera ninguna rigidez nominal”. (Gali, 2002),

“...la tasa de interés real neutral es la tasa de interés consistente con una situación en la cual la inflación y las expectativas inflacionarias son estables al nivel de la meta inflacionaria y la brecha en el producto es cero y se espera que esta situación se mantenga en el mediano plazo” (Archibald y Hunter, 2001)

“...la tasa de interés real de equilibrio de corto plazo en una economía sin fricciones nominales y generalmente se asume que la meta inflacionaria del banco central es cero”. (Amato, 2005)

Este documento captura elementos comunes de las definiciones antes indicadas y define la TIRN como la tasa de interés real que prevalecería en la economía cuando el producto crece a su tasa potencial, y no existen presiones inflacionarias.

Dos elementos caracterizan la tasa de interés real neutral, en primer lugar, es una variable no observable por lo que debe ser estimada, lo que implica un alto grado de incertidumbre; y, no es estática, ya que su dinamismo está asociado a la evolución de otras variables reales, como las citadas anteriormente.

Surge pues la interrogante ¿cómo aproximar la TIRN?. Al respecto, Laubach y Williams (2003) “sugieren estimar la tasa de interés real natural y el crecimiento del producto potencial simultáneamente, usando un modelo macroeconómico de pequeña escala y la técnica del Filtro de Kalman. Por lo tanto, la estimación de la tasa de interés real natural cambia en el tiempo y su nivel está relacionado con el desarrollo de las características reales de la economía en el largo plazo”⁷.

Por su parte, Calderón y Gallego (2002) analizan cinco opciones de estimación de la *TIRN*, a saber:

- a) Productividad marginal del capital ($Pfmg_k$) neto de depreciación (δ) y ajustado por el diferencial entre el rendimiento sobre activos de renta variable y el rendimiento sobre activos de renta fija (ϕ). Suponiendo una función de producción tipo Cobb-Douglas, el producto físico marginal del capital vendría dado por el producto de la elasticidad del capital (α) y el producto medio del capital (Q/K). De modo que:

$$TIRN = Pfmg_k - \phi = \left[\alpha \left(\frac{Q}{K} \right) - \delta \right] - \phi^8$$

- b) Paridad internacional de tasas de interés: $TIRN = r^* + E(e) + \tau + \rho + \mu$ donde: r^* es igual a la tasa de interés real externa, $E(e)$ expectativas de depreciación real, τ impuestos a los flujos de capitales, ρ corresponde a prima por riesgo soberano y μ captura el riesgo cambiario. Esta definición aplica para el caso de una economía pequeña y abierta.
- c) Tasa de crecimiento del PIB de largo plazo, criterio que se sustenta en el principio simple que caracteriza a la política monetaria como expansiva cuando la tasa de interés nominal es menor a la tasa de crecimiento del PIB nominal.
- d) Regla de política monetaria: corresponde a la tasa de interés que un banco central establecería bajo una situación de pleno empleo y en la que la inflación efectiva es igual a la inflación meta.
- e) Curva de retorno de los mercados financieros. El precio de activos financieros en mercados financieros y bursátiles incluye un componente de retorno real y una medición de expectativas inflacionarias (Ecuación de Fisher). De esta manera, si se compara el precio de activos similares en riesgo, pero con perfiles de vencimiento diferentes, se puede inferir el rendimiento real, que aproximaría la tasa de interés real neutral.

⁷ Garnier, Julien y Bjorn-Roger Wilhelmsen. (2005). Página 546.

⁸ El término ϕ se interpreta como el componente de preferencia intertemporal en el consumo, cuya estimación sería próxima al diferencial entre el rendimiento de instrumentos de largo plazo y el rendimiento de instrumentos de corto plazo.

Como se verá más adelante, algunas de las posibilidades de estimación de esta tasa de interés sugeridas por Laubach y Williams y Calderón y Gallego son susceptibles de aplicar para el caso de la economía costarricense, en tanto otras presentan limitaciones tanto teóricas como de disponibilidad de información.

3. Estimación de la Tasa de Interés Real Neutral (TIRN) para Costa Rica

En esta sección se muestran los resultados de las cuatro aproximaciones de la tasa de interés real neutral para la economía costarricense utilizando diferentes métodos, con el objetivo de reunir criterios y ofrecer una visión más clara de su valor en el largo plazo.

Los cuatro métodos para estimar la TIRN para la economía costarricense corresponden, en su orden de presentación, a:

- Estimación ad-hoc en la que esta tasa se aproxima con el promedio de la tasa de interés real ex-ante observada para un periodo de estabilidad inflacionaria.
- Extracción de la tendencia de la serie de tasa de interés real ex-ante por medio del Filtro de Hodrick y Prescott,
- Paridad descubierta de la tasa de interés y
- Estimación de un modelo semi estructural que se resuelve por medio del Filtro de Kalman

No se realizan estimaciones de la TIRN siguiendo los criterios de productividad marginal del capital ni el de la curva de retorno de los mercados financieros, como lo sugiere Calderón y Gallego (2002), pues en su orden, no se dispone de una valoración de la diferencia entre los rendimientos derivados de instrumentos de renta fija y renta variables (parámetro ϕ), ni tampoco de una serie histórica de diferenciales de rendimientos de activos financieros.

Tampoco se hará referencia a la tasa real neutral que se derivaría de una regla de política, en primer lugar porque la estrategia de política monetaria no ha sido de meta de inflación a lo largo del periodo de estudio, y en segundo lugar porque se dificulta identificar cuáles han sido, en el pasado, las ponderaciones que las autoridades han brindado a los componentes de esta regla.

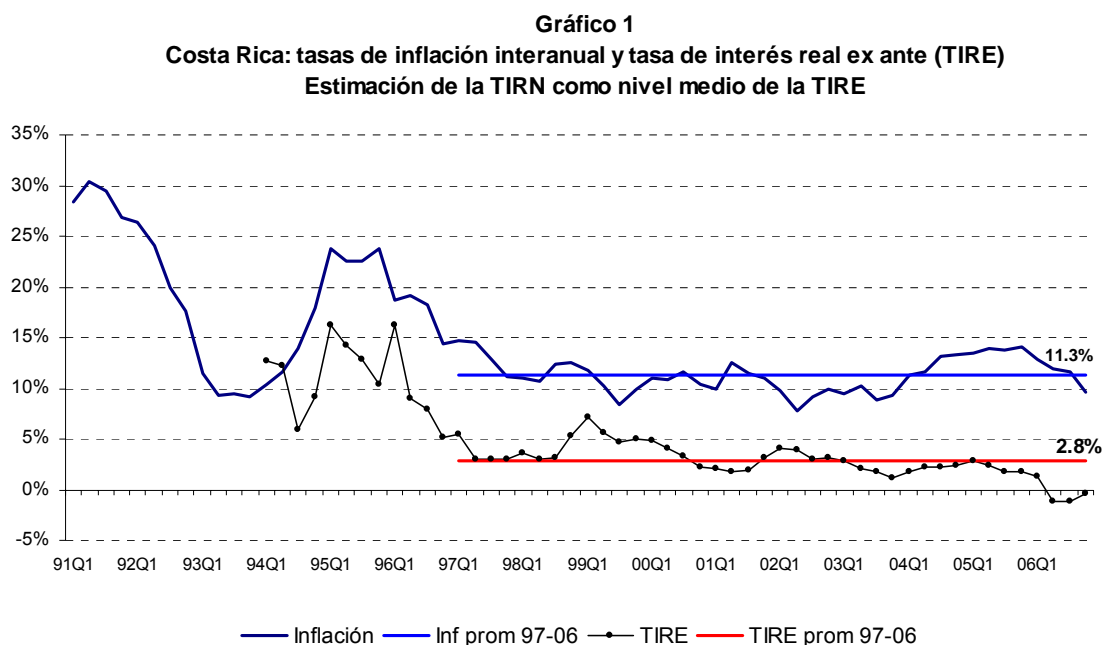
1. *Estimación de la TIRN como el nivel medio de la tasa de interés real ex ante en un periodo de inflación estable.*

Esta primera aproximación de la TIRN surge de lo señalado por Laubach y Williams⁹ (2001) que consideran que esta variable no observable puede obtenerse como el promedio de la tasa de interés real ex ante registrada para un periodo muestral relativamente largo, en el cual la inflación no hubiera mostrado movimientos cíclicos significativos.

⁹ Los autores citados reconocen que esta aproximación contraviene la aceptación generalizada de que esta variable no observable se modifica a lo largo del tiempo.

De esta manera, tal como se observa en el Gráfico 1, la inflación interanual media para el periodo 1991:Q1 - 2006:Q4 fue de 14,3%. Sin embargo, no es sino a partir del primer trimestre de 1997 cuando el crecimiento medio en los precios se torna más estable alrededor del 11,3% (la desviación estándar se reduce a 1,7 puntos porcentuales).

Para este segundo periodo (1997:Q1 2006:Q4) en el que la inflación interanual muestra estacionariedad en torno al 11%, el valor promedio de la tasa de interés real ex-ante fue de 2,8%, esta última cifra, como ya se mencionó, se utilizará como valor referencia para el resto de estimaciones de la TIRN que se muestran a continuación.

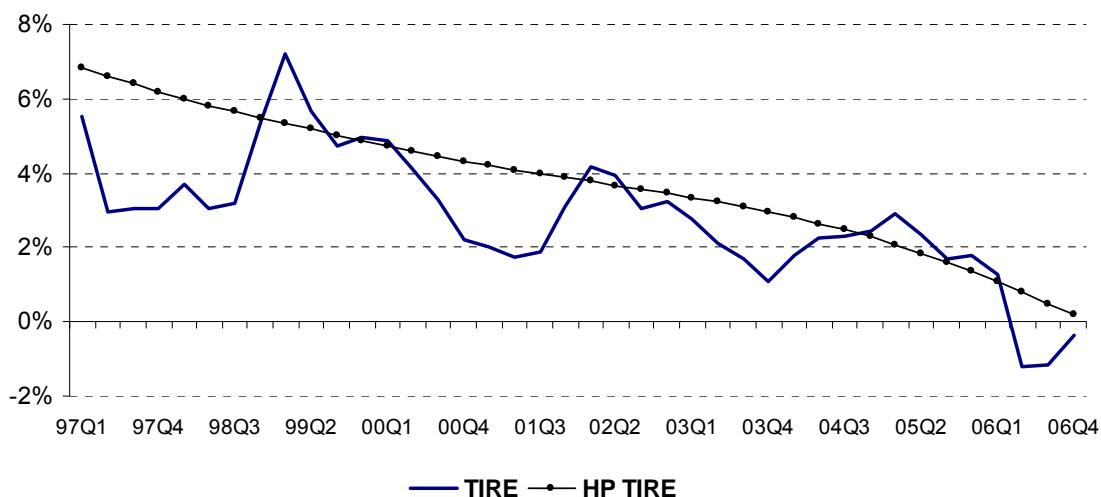


2. Estimación de la TIRN por medio de la extracción de la tendencia de la tasa de interés real ex ante por medio del Filtro de Hodrick y Prescott (FHP).

El análisis económico hace uso del FHP como técnica estadística para extraer el comportamiento de tendencia de una serie de tiempo. Tal como se indica en Esquivel y Rojas (2007_c) el ajuste hecho por este filtro depende del parámetro de suavizamiento λ , de manera que si éste tiende a cero, la tendencia resultante será muy similar la serie original; en el caso que λ tienda a infinito la tendencia será lineal. Así pues, el valor de referencia de 2,8% antes encontrado, corresponde a la extracción de una tendencia de la serie en la que el valor del parámetro de suavizamiento tiende a infinito.

Estos autores concluyen que el valor de λ adecuado para la economía costarricense es de 1311¹⁰. Siguiendo este parámetro de suavizamiento y utilizando como serie original la tasa de interés real ex-ante para el periodo 1997:Q1 – 2006:Q4 se obtiene la segunda aproximación de la TIRN para Costa Rica, resultado que se muestra gráficamente a continuación:

Gráfico 2
Costa Rica: Tasa interés real ex-ante y su tendencia
Estimación de la TIRN mediante Filtro H-P ($\lambda=1311$)



De acuerdo con esta metodología, la TIRN muestra una tendencia decreciente a lo largo del todo el periodo de referencia y el valor final de esta tasa es 0,2%, siendo su nivel medio de 4,8%.

3. Estimación de la TIRN según criterio de paridad descubierta de tasas de interés.

El criterio de paridad de tasas de interés apela al principio de arbitraje perfecto en el que el capital se moviliza entre países en procura de capturar rentas que se originan en diferenciales de rendimiento. La combinación de la paridad descubierta de tasas de interés nominal con la ecuación de Fisher, permite derivar la condición de arbitraje en términos reales tal como se indica a continuación:

$$TIRN = i^* + E(e) + \rho$$

El cumplimiento de la condición de paridad indica que la rentabilidad real de dos países será igual si se expresa en la misma moneda. Esta rentabilidad real aproximaría la tasa de rendimiento del capital en cada nación. Su cumplimiento estará pues supeditado a consideraciones reales como: conocimiento tecnológico y calidad y cantidad de la mano de obra.

De manera puntual en la condición de paridad antes expuesta, i^* representa una tasa de interés real externa, $E(e)$ captura la expectativa de depreciación (apreciación) real esperada de la moneda nacional y ρ es un indicador de riesgo soberano.

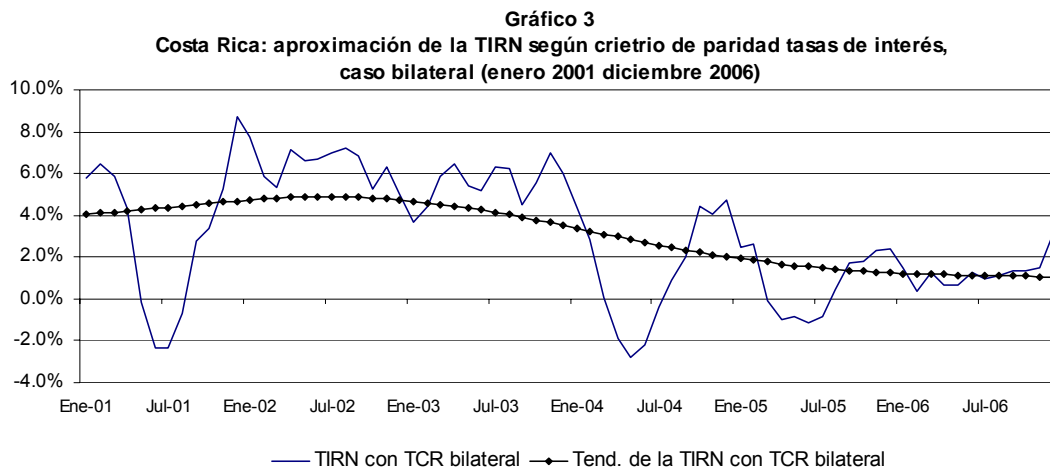
¹⁰ Para mayor detalle sobre la identificación de este parámetro véase, Esquivel y Rojas (2007_c).

Esta última variable se aproxima con un índice (sprdcr20 index) que corresponde a una función que resta el rendimiento al vencimiento del Eurobono del Gobierno de la República de Costa Rica (CR2020) según lo estima Bloomberg Generic y el rendimiento del título de referencia (Bono del Tesoro de los Estados Unidos T 6.125 08/2029 Govt.), diferencia que se expresa en puntos base.

Se realizaron dos estimaciones de la TIRN, la primera de ellas, bilateral, pues toma en consideración como tasa real de interés externa, la tasa de interés real de Estados Unidos y como medida de expectativa de cambio en el tipo de cambio real el crecimiento adelantado del índice de tipo de cambio efectivo real bilateral (se asume previsión perfecta)¹¹. El segundo cálculo, denominado multilateral considera como tasa de interés real mundial la LIBOR a seis meses deflactada con un indicador de precios externos¹².

A partir de ambos se requirió estimar dos series de modificación esperada en el tipo de cambio real, una bilateral considerando nuestro principal socio comercial y una para el conjunto de socios comerciales. Estos cálculos se realizaron con cifras mensuales para el periodo comprendido entre enero del 2001 y diciembre 2006.

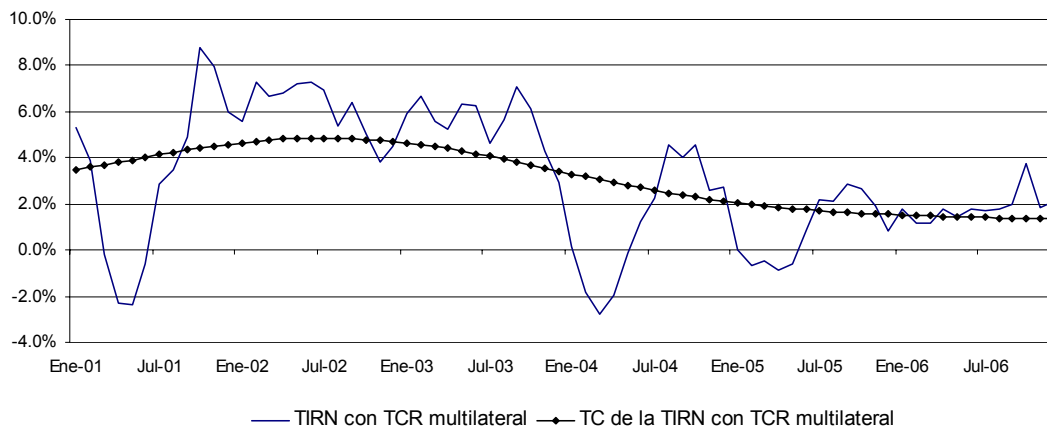
La información gráfica que se presenta a continuación muestra ambas estimaciones de la TIRN, así como la tendencia de las series, obtenidas a partir del filtro de Hodrick y Prescott:



¹¹ Para los periodos en que se dispone de información, se utilizó la expectativa de variación cambiaria reportada por los agentes económicos en la “Encuesta mensual de expectativas de inflación y variación del tipo de cambio”

¹² La inflación mundial se estimó como el crecimiento ponderado de precios de los 19 principales socios comerciales del país, que se consideran en la estimación del índice de tipo de cambio efectivo real multilateral.

Gráfico 4:
Costa Rica: aproximación de la TIRN según criterio de paridad tasas de interés,
caso multilateral(enero 2001 diciembre 2006)



La tendencia de ambas estimaciones de la TIRN muestra un comportamiento muy similar en el tanto ambas series exhiben un recorrido cercano a 3,5 puntos porcentuales, un nivel medio cercano a 3,1% y valores cercanos del coeficiente de variación (2,3).

El valor de la TIRN a finales del 2006 en ambas estimaciones es próximo a 1,2%, siendo este a su vez el valor mínimo de ambas series. El nivel medio de esta tasa para el periodo enero 2001 diciembre 2006 fue de 3,1%, indistintamente de si se usa su aproximación bilateral o multilateral.

4. Estimación de la TIRN por medio de la solución de un modelo semi-estructural con el algoritmo del Filtro de Kalman

Para la estimación de la tasa de interés real neutral partiendo de un modelo semi-estructural general se recurre al Filtro de Kalman, propuesto por Laubach y Williams (2001), conformado por seis ecuaciones. Este modelo, se adaptó de forma que reflejara el mejor conocimiento que se tiene sobre el fenómeno inflacionario en la economía costarricense, y de la forma en que operan los mecanismos de transmisión de la política monetaria.¹³

Sea $y_t^b = y_t - y_t^p$, entonces:

$$y_t = y_t^p + \alpha_1 y_{t-1} - \alpha_1 y_{t-1}^p + \alpha_2 r_{t-1} - \alpha_2 r_{t-1}^n + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\pi_t = E(\pi_{t+1}) + \beta_1 y_{t-3} - \beta_1 y_{t-3}^p + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$r_t^n = c \cdot g_t + Z_t \quad (3)$$

¹³ En Muñoz (2006) se hace referencia a este punto.

$$Z_t = \delta Z_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (4)$$

$$y_t^p = y_{t-1}^p + g_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad (5)$$

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{5t} \quad (6)$$

La primera ecuación describe la Curva IS (equilibrio en el mercado de bienes y servicios), de la cual se deriva la brecha del producto $(y_t - y_t^p)$ ¹⁴. La especificación de esta última variable, difiere de la que se utiliza en el MMPT, en el tanto sustituye el efecto de otras variables que contribuyen a explicar el comportamiento de esta brecha, por su propio valor rezagado.

En la ecuación de la Curva IS se trabajó con una tasa de interés real efectiva (se asume previsión perfecta) en donde la tasa nominal corresponde a la tasa de captación del Banco Central de Costa Rica (BCCR) en sus operaciones pasivas a un mes plazo¹⁵. En cuanto a la Curva de Phillips (segunda ecuación de señal) en la que se modela la inflación interanual ($T_{1,4}$), se incorporan como variables explicativas: una formulación de expectativas inflacionarias, que por su parte depende de la inflación externa y de la tasa estimada de ajuste del tipo de cambio nominal y la brecha del producto con tres rezagos (debe tomarse en cuenta que el modelo se estima con cifras trimestrales).

La segunda ecuación muestra la dinámica inflacionaria en Costa Rica como un proceso que depende de las expectativas de inflación de los agentes económicos y de la presión de demanda de periodos anteriores (brecha de producto).¹⁶

El comportamiento de la tasa de interés real neutral se describe con la ecuación (3), donde g representa la tasa de crecimiento del producto potencial y Z captura otros elementos que inciden sobre esta última, como pueden ser la preferencia intertemporal del consumo, que por su diversa naturaleza y complejidad de modelación se asume sigue un proceso autoregresivo, lo que imprime dinámica adicional a la TIRN. Este último elemento se captura en la ecuación (4). Finalmente, la tasa de crecimiento del producto potencial sigue un camino aleatorio.

¹⁴ Como punto de partida para la estimación con el filtro de Kalman se utilizó la tendencia de la serie de producto real trimestral que se deriva con el filtro de Hodrick y Prescott con un lambda de 1311. Sobre la derivación de este parámetro de “suavizamiento” refiérase a Esquivel y Rojas (2007_c).

¹⁵ Esta tasa se utilizó como indicador de tasa de política monetaria del BCCR entre febrero del 2004 y marzo del 2006.

¹⁶ El proceso de formación de expectativas de inflación está explicado por el efecto traspaso y la inflación internacional dado que se trata de una economía pequeña y abierta. Influye además el desempeño del BCCR en el cumplimiento de objetivo inflacionario en el pasado reciente (inercia inflacionaria explicada en gran medida por el proceso de fijación salarial en Costa Rica); además de la meta de inflación anunciada para el periodo siguiente. Véase Muñoz y Torres (2006). Para la estimación por el método de filtro de Kalman se consideran las expectativas como una variable exógena.

Para realizar la estimación de este sistema de ecuaciones con la metodología del filtro de Kalman, debe primero expresarse en la notación de estado espacio, ésta se presenta con detalle en el Anexo 2.¹⁷

El Filtro de Kalman es un proceso de estimación recursivo al cual es preferible indicarle valores iniciales de los parámetros que debe estimar con el objetivo de reducir la incertidumbre. El siguiente cuadro presenta estos valores iniciales.

Tabla No. 1
Vector de valores iniciales
de los parámetros del
modelo

α_1	0.674830
α_2	-0.08457
β_1	0.30000
δ	1.02096
c	3.32820
$\sigma_{\varepsilon_{1t}}$	0.00991
$\sigma_{\varepsilon_{2t}}$	0.01698
$\sigma_{\varepsilon_{4t}}$	0.00022
$\sigma_{\varepsilon_{3t}}$	0.00137
$\sigma_{\varepsilon_{5t}}$	0.00005

En el caso de los valores iniciales para α_1 y α_2 , de la Curva IS, corresponden a una estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), de la cual se rescatan adicionalmente los errores de estimación para tener una medida aproximada de $\sigma_{\varepsilon_{1t}}$ (0.00991). De igual forma se procede en el caso del coeficiente β_1 y $\sigma_{\varepsilon_{2t}}$ de la Curva de Phillips.

Para ajustar un valor inicial de $\sigma_{\varepsilon_{3t}}$ asociado al comportamiento de los factores diferentes al crecimiento del producto potencial que explican la dinámica de la TIRN, se realiza una primera aproximación de la variable Z_t , como los residuos que se obtienen de ajustar por MCO la ecuación (3)¹⁸ esto permite además identificar un valor inicial para c . Posteriormente se estima la ecuación (4) como un proceso AR(1), de la cual se rescata además el parámetro inicial de δ .

¹⁷ En el Anexo 3 se presenta el programa en EViews. Se contó con el apoyo de Manfred Esquivel en las primeras etapas de la estimación de este modelo con el Filtro de Kalman.

¹⁸ El procedimiento seguido para esta estimación se detalla en el Anexo 4.

Similar procedimiento se sigue para aproximar un valor inicial para $\sigma_{\varepsilon_{4t}}$ asociado a la ecuación (5), con la particularidad de que se recurre a una estimación inicial del crecimiento del producto potencial (g_t) de acuerdo con la función de producción.¹⁹

Siguiendo a Laubach y Williams, en el caso de que las variables g y Z sean especificadas como no estacionarias, los valores iniciales para sus desviaciones estándar se deben estimar utilizando el estimador insesgado de la mediana propuesto por Stock y Watson (1996), con el objetivo de evitar el denominado problema del “*pile-up*”, que básicamente conduciría a que las estimaciones de las desviaciones estándar de los residuos de estas ecuaciones se encuentran sesgados hacia cero, o sea que muestran escasa variabilidad relativa.

Se utiliza el estimador mencionado para aproximar la relación $\lambda_g \equiv \frac{\sigma_{\varepsilon_s}}{\sigma_{\varepsilon_4}}$. Para estimar el λ_g , se requiere una estimación previa del producto potencial con el procedimiento de Kalman pero para el modelo reducido, suponiendo una tasa de crecimiento constante del producto potencial y que la brecha del producto no depende de la brecha de tasas de interés, sino únicamente del nivel de la tasa de interés real observado²⁰. Sobre esta estimación inicial del producto potencial se calcula el estadístico de Wald exponencial de cambio estructural en un momento desconocido, y se recurre al estadístico de Stock y Watson para recuperar la estimación de λ_g .

Esta restricción se impone en el modelo inicial, y una vez que se dispone de toda la información, el algoritmo de Kalman genera los siguientes resultados²¹:

¹⁹ Esquivel y Rojas (2007_b)

²⁰ Con esto el modelo se reduce a tres ecuaciones, las cuales se expresan en notación estado espacio y posteriormente se estiman con el algoritmo de Kalman.

²¹ Es usual, con esta metodología que la sensibilidad de las estimaciones a los valores iniciales de los parámetros resulte no despreciable. Sin embargo, siguiendo a Manrique y Marqués (2004), si se tienen en cuenta solo aquellas combinaciones que proporcionan un perfil cíclico de la economía acorde con los ciclos establecidos por los valores de referencia que brindan otras metodologías, y una tasa de interés real neutral en términos de niveles y variación considerada razonable, la sensibilidad de los resultados ante distintos parámetros iniciales se reduce.

Tabla No. 2
Resumen de Resultados del Modelo de Estado Espacio
Periodo de estimación 1993:3 2006:4

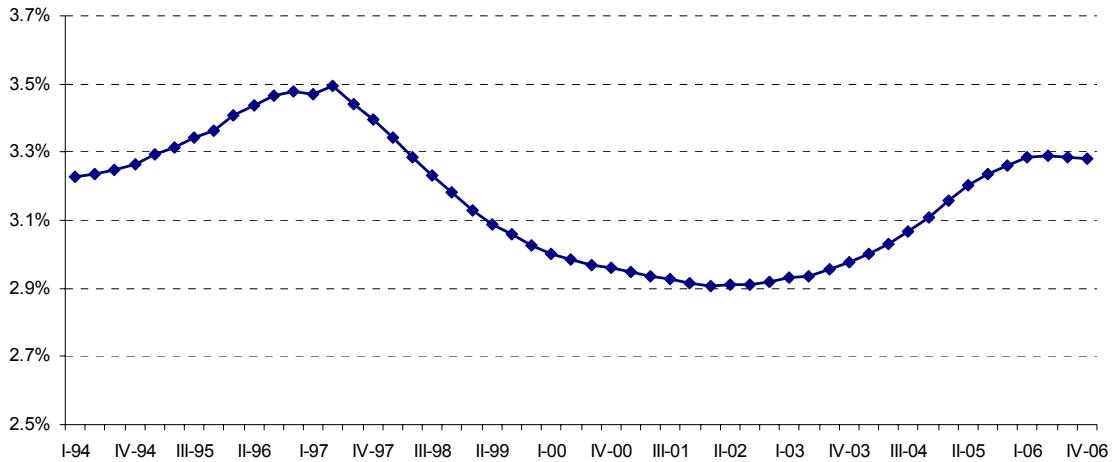
Failure to improve Likelihood after 123 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
α_1	0.960971	0.084473	11.37612	0.0000
α_2	-0.084372	0.050605	-1.667261	0.0955
β_1	0.566062	0.251709	2.248871	0.0245
δ	0.996069	0.033332	29.88300	0.0000
c	-0.024881	0.054800	-0.454034	0.6498
$\sigma_{\varepsilon_{1t}}$	0.010530	0.004917	2.141808	0.0322
$\sigma_{\varepsilon_{2t}}$	0.015550	0.001140	13.63801	0.0000
$\sigma_{\varepsilon_{4t}}$	-0.005761	0.005915	-0.973981	0.3301
$\sigma_{\varepsilon_{3t}}$	0.001164	0.002386	0.487832	0.6257
$\sigma_{\varepsilon_{5t}}$	-0.005663	28.22924	-0.000201	0.9998
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
y_t^p	13.00238	0.024541	529.8322	0.0000
y_{t-1}^p	12.98992	0.021411	606.6845	0.0000
y_{t-2}^p	12.97741	0.018473	702.5005	0.0000
y_{t-3}^p	12.96471	0.016760	773.5585	0.0000
r_t^n	0.032761	0.014380	2.278141	0.0227
Z_t	0.012413	0.003968	3.128259	0.0018
g_t	-0.815834	0.574856	-1.419196	0.1558
Log likelihood	268.0072	Akaike info criterion		-9.555821
Parameters	10	Schwarz criterion		-9.187491
Diffuse priors	0	Hannan-Quinn criter.		-9.413770

Se realizó un análisis de sensibilidad de los resultados ante modificaciones en los valores iniciales de algunas variables, seleccionando el resultado que además de presentar signos, coeficientes y significancias estadísticas satisfactorias, minimizan los tres criterios de información que se presentan en el arreglo tabular anterior.

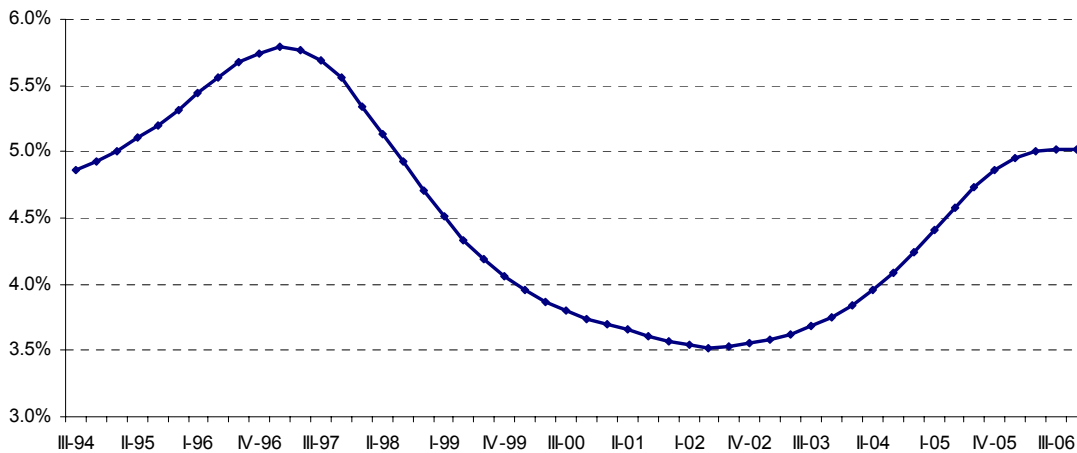
El gráfico 5 presenta esta estimación de la TIRN, cuya valor medio es de 3.17% para el periodo 1994:01 al 2006:04.

Gráfico 5
Costa Rica: aproximación de la TIRN con modelo semi-estructural
(Filtro de Kalman: 1994-2006)



Esta metodología de estimación permite aproximar adicionalmente una trayectoria para el producto potencial de la economía, véase Gráfico 6. De acuerdo con esta estimación, el crecimiento del producto potencial de Costa Rica es en promedio 4.52%, dato que coincide con el identificado por Esquivel y Rojas (2007_a) de 4.5%.²²

Gráfico 6
Costa Rica: aproximación del crecimiento del producto potencial
estimado con modelo semi-estructural (Filtro de Kalman: 1994-2006)



²² Véase, Esquivel y Rojas (2007_a)

4. Análisis Comparativo de los Resultados

El Gráfico 7 y la Tabla 3, se resumen las cuatro estimaciones realizadas de la TIRN para la economía costarricense. Resultados de los que se considera oportuno indicar:

- Las estimaciones que exhiben mayor volatilidad están asociadas al criterio de paridad de tasas de interés y a la aplicación del Filtro de Hodrick-Prescott, donde esta última depende de manera crítica del parámetro de suavizamiento ($\lambda=1311$) utilizado. El recorrido promedio de estas tres estimaciones es de 8,8 puntos porcentuales.
- El nivel medio de la TIRN para el periodo común de los cuatro criterios de estimación (2001:01 2006:04) es de 2,95%, cifra muy próxima al promedio que exhibe la estimación realizada por medio de la solución del modelo semi-estructural (Filtro de Kalman), la que por su parte exhibe la menor varianza (se excluye de esta última comparación la estimación ad-hoc por ser una constante).
- Hacia el final de la muestra, particularmente, a partir del segundo trimestre del 2002, la estimación de la TIRN por medio del modelo semi-estructural (Filtro de Kalman) muestra un crecimiento en de esta tasa, resultado que resulta más consecuente con la presencia de ciertas presiones de demanda registradas en el último año.

Gráfico 7
Costa Rica: resumen de aproximaciones
de la TIRN (1994-2006)

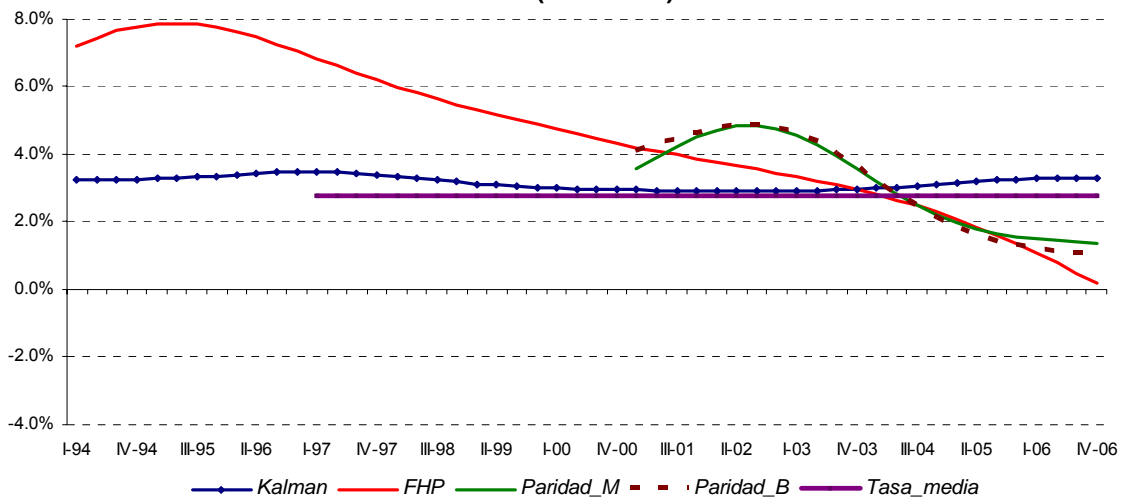


Tabla 3: Costa Rica, algunos estadísticos de las aproximaciones de la TIRN.

	<i>Periodo</i>	<i>Promedio</i>	<i>Desv. Est</i>	<i>Mín</i>	<i>Máx</i>	<i>Promedio</i>	<i>Desv.Est</i>
	<i>Periodo I-01 a IV-06</i>						
Modelo semi-estructural (Filtro Kalman)	<i>I-94 a IV-06</i>	3.16%	0.002	2.9%	3.5%	3.06%	0.001
Extracción de tendencia TIRE (Filtro Hodrick-Prescott)	<i>I-94 a IV-06</i>	4.64%	0.022	0.2%	7.9%	2.62%	0.012
Paridad Multilateral	<i>I-01 a IV-06</i>	3.13%	0.027	-1.8%	7.6%	3.13%	0.027
Paridad Bilateral	<i>I-01 a IV-06</i>	3.09%	0.028	-2.3%	7.0%	3.09%	0.028
Tasa Media	<i>I-97 a IV-06</i>	2.8%	0.000			2.8%	0.000

5. Conclusiones

El Banco Central de Costa Rica se encuentra en una etapa de transición hacia la adopción de un esquema de metas de inflación, para lo cual ha venido adecuando de manera gradual la aplicación de los instrumentos que tiene a su alcance.

Recientemente, el Banco Central ha realizado modificaciones en el mercado de liquidez para utilizar la tasa de captación a un día plazo (overnight) como indicador del tono de su política monetaria. Esta práctica no ha caracterizado la ejecución de la política cuyo énfasis se centró en el control de agregados monetarios hasta el segundo semestre del 2006.

En este contexto, la tasa de interés real neutral de política constituye una referencia para el Ente Emisor del grado de intervención requerido para que la tasa de interés real ex ante converja a su nivel natural, lo que dado el mecanismo de transmisión existente, coadyuvaría al logro de la estabilidad de precios.

De esta forma la tasa de interés real neutral corresponde al nivel de la tasa de interés compatible con ausencia de presiones de gasto y consecuentemente con la convergencia de las expectativas de inflación a la meta de inflación. Esta tasa no es observable y su dinámica responde a consideraciones como: el crecimiento del producto potencial y otros factores asociados a la preferencia intertemporal en el consumo.

Las cuatro estimaciones de la tasa real neutral para Costa Rica, para el periodo muestral se derivaron de: 1) un promedio de la tasa real ex-ante en un periodo muestral relativamente largo, durante el cual la inflación no mostró movimientos cíclicos significativos (estimación ad-hoc), 2) extracción de la tendencia ciclo de la real tasa ex-ante por medio del Filtro de Hodrick y Prescott ($\lambda=1311$), 3) criterio de paridad descubierta y 4) solución de un modelo semi-estructural por medio del Filtro de Kalman.

El periodo común para las cuatro estimaciones está comprendido entre 2001Q1 y 2006Q4, de cuyas cifras se tiene:

1. El menor nivel medio estimado para la TIRN corresponde al criterio ad-hoc de 2,8%. Cifra que no dista significativamente de la obtenida de la solución del modelo semi-estructural (Filtro de Kalman: 3,06%), siendo esta última la que muestra menor volatilidad.
2. Las estimaciones que siguen el criterio de paridad descubierta (en su versión bilateral y multilateral) muestran la mayor volatilidad y los valores de esta aproximación de la TIRN asociados al final de la muestra (año 2006) son negativos, lo que no resulta consecuente con una economía en la que para ese periodo registró una aceleración inflacionaria.
3. La estimación de la TIRN por medio de la extracción de la tendencia de la tasa de interés real ex-ante (Filtro de Hodrik y Prescott) es decreciente a todo lo largo del periodo muestral (1994:01 2006:04) y muestra un recorrido de 7,7 puntos porcentuales, situación que al igual que lo expuesto en el punto anterior, resulta poco consistente con un comportamiento relativamente estacionario en la inflación interanual en buena parte de ese intervalo de tiempo.
4. No obstante, en el periodo 2001-2006 existe una dispersión en las cifras que aproximan la TIRN para la economía costarricense, obtenidas de la aplicación de los cuatro criterios, existe una convergencia de estos niveles a un valor promedio de 2,8%. Para efectos del Modelo de Macroeconómico de Proyección Trimestral se sugiere el uso del valor de 3,2% que se deriva de la aplicación del Filtro de Kalman, en virtud de que este se obtiene de la solución de un modelo multivariado, con mayor fundamento teórico.

Por último, se considera oportuno indicar que estos resultados capturan la primera aproximación numérica que se realiza de la tasa de interés real neutral para Costa Rica. Adicionalmente, debido a la complejidad de su estimación, en particular, por medio del uso de la técnica del Filtro de Kalman, se recomienda validar esta estimación con la misma frecuencia que hasta ahora se ha seguido con otras variables no observables de la economía que se consideran relevantes para la programación macroeconómica.

6. Bibliografía

- Archibald, Joane y Hunter Leni. (2001) "What is the neutral interest rate, and we can use it?". Reserve Bank of New Zealand, Bulletin Vol 64 No3.
- Bomfim, Antulio. (2001) "Measuring equilibrium real interest rates: What can we learn from yields on indexed bonds?" Federal Reserve Board.
- Calderón, César y Francisco Gallego (2002) "La tasa de interés real neutral en Chile". En Economía Chilena. Volumen 5, No.2. Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.
- Castillo, Paul, Carlos Montoso y Vicente Tuesta. (2006). "Estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana." En Monetaria. Vol XXIX Número 3.Pp.261
- Esquivel, Manfred y Mario Rojas. (2007_a) "Estimación del producto potencial para Costa Rica: periodo 1991 – 2006". Banco Central de Costa Rica. Departamento de Investigaciones Económicas.
- Esquivel, Manfred y Mario Rojas. (2007_b) "Estimación de una función de producción para Costa Rica: periodo 1991Q1:2006Q4". Banco Central de Costa Rica. Departamento de Investigaciones Económicas. Documento preliminar.
- Esquivel, Manfred y Mario Rojas. (2007_c) "Identificación del parámetro de suavizamiento del Filtro de Hodrick-Prescott adecuado para el comportamiento cíclico de la actividad económica en Costa Rica". Banco Central de Costa Rica. Departamento de Investigaciones Económicas. DIE-02-2007-NT
- Echavarría, Juan José, E. López, M. Misas, J. Tellez y J. Parra. (2006) "La tasa de interés natural en Colombia" Banco de la República, Colombia.
- Garnier, Julien y Bjorn-Roger Wilhelmsen. (2005). "The natural real interest rate and the output gap in the Euro Area. A joint estimation." En: Working Paper Series No. 546. European Central Bank.
- Hidalgo y Villalobos (2001). "Estimación de la tasa de interés parámetro en Costa Rica". Banco Central de Costa Rica.
- Kfourym, Marcelo y Márcio I Nekane. (2006). "Comparing equilibrium Real Interest Rates: Different approaches to measure Brazilian Rates". En: Working Paper Series No. 101.
- Laubach, Thomas y John Williams. (2001). "Measuring the natural rate of interest". Board of Governors of the Federal Reserve System.

Mora, Carlos (2007) “Choques de Oferta en la economía costarricense”. Documento Preliminar. Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigaciones Económicas

Muñoz, Evelyn (2006) “La modelación macroeconómica en el Banco Central de Costa Rica en la transición del ancla cambiaria a metas de inflación”. DIE-01-2006-DI

Muñoz y Torres (2006) “Un modelo de formación de expectativas de Inflación para Costa Rica” DIE-03-2006-DI

Stock, James y Mark Watson (1996). “Asymptotically median unbiased estimation of coefficient variace in a time varying parameter model”. NBER. Technical Working Paper 201.

Wicksell, K. (1898) “Interest and prices”, London, Macmillan, 1936. Traslacion of 1898 edition.

munoze@bccr.fi.cr

tenorioce@bccr.fi.cr

ANEXOS

ANEXO 1

Filtro de Kalman²³

El filtro de Kalman (FK) es un método de estimación de parámetros que corrige en cada iteración el error de predicción que se cometió en la iteración anterior. Este filtro²⁴ sirve para estimar y predecir el movimiento de una variable que no se observa de manera directa pero cuyo efecto se mide contaminado, a través de otras variables.

De esta manera el filtro de FK genera estimaciones que se actualizan con el ingreso de nuevas observaciones, pudiendo modelar sistemas cuyos parámetros cambian a través del tiempo.

Este filtro forma parte de los modelos estado-espacio (state-space models). El modelo supone que β_t no es observable de manera directa y en su lugar se observa y_t que es una combinación lineal de de la variables estado β_t , más un error de medición ε_t . De esta manera se establece una ecuación que se conoce como ecuación de medición

$$y_t = X_t \beta_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

La matriz X_t se conoce y el error de medición ε_t se distribuye normalmente con media cero y varianza conocida σ_ε^2 lo que se indica como $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Adicionalmente se modela β_t como un proceso autorregresivo, lo que se conoce como ecuación de transición:

$$\beta_t = T_t \beta_{t-1} + d_t + G_t w_t \quad (2)$$

donde la matriz de transición T_t , el vector d_t y la matriz G_t se suponen conocidos y w_t se distribuye normalmente con media cero y varianza conocida σ_w^2 .

La ecuación (1) llamada de medición (o de observaciones) y la ecuación (2) llamada de transición (o del sistema) constituyen la formulación general del modelo estado espacio. El FK fue diseñado para estimar β_t en este modelo mediante un proceso iterativo.

Para resolver este problema se utiliza un resultado de la teoría multivariada que indica que el estimador Φ que minimiza el error cuadrático medio, $E[\beta_t - \Phi(I_t)]^2$, es $\Phi(I_t) = E(\beta_t | I_t)$, lo que indica que la mejor forma de estimar β_t es encontrando el valor esperado de β_t dado I_t ; donde I_t indica el conjunto de información disponible en el momento t .

Como el FK es un proceso iterativo se debe indicar un valor inicial β_0 que se toma de alguna distribución normal independiente de ε_t y w_t .

²³ Se basa en "Introducción al Filtro de Kalman" de Álvaro Montenegro García en Documentos de Economía No18 de la Pontificia Universidad Javeriana, Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, Departamento de Economía, Colombia, Julio del 2005.

²⁴ La palabra filtrar en ingeniería es equivalente a la palabra estimar en econometría.

Debido a que una combinación lineal de variables aleatorias normales es normal, se tendría que β_1 será normal lo mismo que $\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_{t+n}$.

El proceso iterativo inicia en $t=0$ a partir de $E(\beta_0|I_0)$ y $VAR(\beta_0|I_0)$ dados inicialmente. Con estos valores se estima $E(\beta_1|I_0)$, luego una vez conocida y_1 se estima $E(\beta_1|I_1)$ y la $VAR(\beta_1|I_1)$. Disponiendo de estos dos últimas cifras se inicia la segunda iteración y así sucesivamente

ANEXO 2

Notación en Estado Espacio del Modelo

Las seis ecuaciones del modelo para estimar en forma conjunta la tasa de interés real neutral y el crecimiento del producto potencial para la economía costarricense se presentan en notación de estado espacio, como sigue:

Las dos ecuaciones de señal corresponden a:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \alpha_1 & 0 & 0 & -\alpha_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & -\beta_1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^p \\ y_{t-1}^p \\ y_{t-2}^p \\ y_{t-3}^p \\ r_{t-1}^n \\ z_t \\ g_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 & 0 & \alpha_2 & 0 \\ 0 & 0 & \beta_1 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ y_{t-3} \\ r_{t-1} \\ E(\pi) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

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

Se define:

$$R = E \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} & \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \right), \text{ con } E \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} & \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \right) = 0$$

De las ecuaciones de transición se tiene:

$$\begin{bmatrix} y_t^p \\ y_{t-1}^p \\ y_{t-2}^p \\ y_{t-3}^p \\ r_{t-1}^n \\ z_t \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & c \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \delta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} y_{t-1}^p \\ y_{t-2}^p \\ y_{t-3}^p \\ y_{t-4}^p \\ r_{t-2}^n \\ z_{t-1} \\ g_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{4t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{5t} \end{bmatrix}$$

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

ANEXO 3

```

' EQUIPO DE MODELACIÓN MACROECONÓMICA
' MODELO MACROECONÓMICO DE PROYECCIÓN TRIMESTRAL DEL BCCR
' PROCEDIMIENTO PARA LA ESTIMACIÓN DE LA TASA REAL NEUTRAL
'
smpl 1993:3 2006:4
sym (7) cov_c
cov_c = @identity(7)

vector (7) vsini
vsini.fill 12.46304, 12.44670, 12.43395, 12.41423, 0.059083, 0, 0.061607

sspace kmc1_r

' Definición de valores iniciales de los parámetros

kmc1_r.append @param c(1) 0.674830642067984 c(2) -0.084568 c(3) 0.3 c(4) 0.3 c(5) -0.132885 c(6)
-0.73132 c(7) 0.329045 c(8) 1.020959 c(10) 3.3282 c(11) 0.009907 c(12) 0.016976 c(13) 0.000222
c(14) 0.001366 c(15) 0.00005

kmc1_r.append @mprior vsini
kmc1_r.append @vprior cov_c

'Ecuaciones de señal

kmc1_r.append @signal ly_sa = sv1 + c(1) * ly_sa(-1) - c(1) * sv2 + c(2) * r_ef(-1) - c(2) * sv4 + [var =
1 * (c(11)^2)]

kmc1_r.append @signal infla = exp_inf -c(3) * sv7 + c(3) * ly_sa(-3) + [var = 2.5 * (c(12)^2)]

'Variables de estado:

kmc1_r.append @state sv1 = sv1(-1) + sv6(-1) + [var = 1.2 * (c(13)^2)]

kmc1_r.append @state sv2 = sv1(-1)

kmc1_r.append @state sv3 = sv2(-1)

kmc1_r.append @state sv7 = sv3(-1)

kmc1_r.append @state sv4 = c(10) * sv6(-1) + sv5(-1)

kmc1_r.append @state sv5 = c(8) * sv5(-1) + [var = 1.2 * (c(14)^2)]

kmc1_r.append @state sv6 = sv6(-1) + [var = 1.2 * (c(15)^2)]

kmc1_r.ml

stop

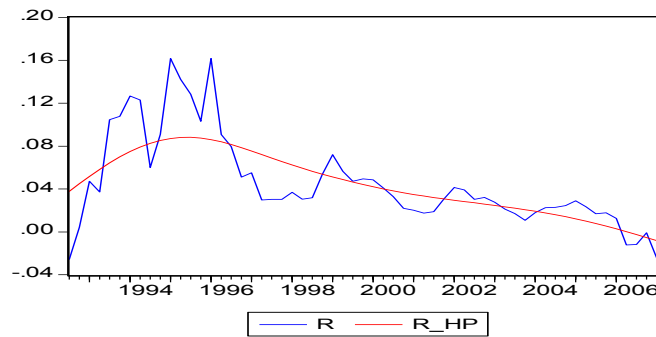
```

ANEXO 4

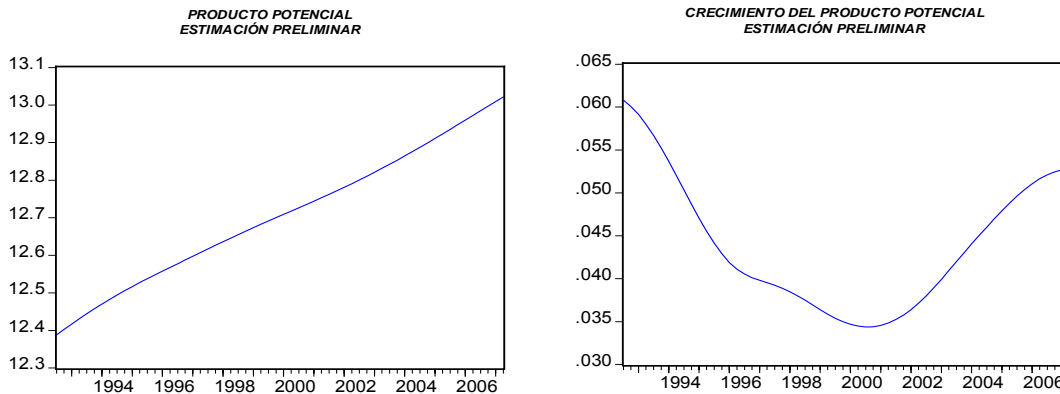
Estimación del Número de Parámetros Autorregresivos para la Ecuación (4)

El primer paso es tener una primera aproximación de Z , es por medio del residuo de una regresión de la tasa real neutral y la tasa de crecimiento del producto potencial, tal como se determina en la siguiente expresión: $r_t^n = c \cdot g_t + Z_t$.

Para ello se estima una serie para la tasa de interés real neutral a partir de una estimación con el filtro de Hodrick y Prescott sobre la tasa de interés real observada.



Luego se realiza una regresión de esta serie (R_HP) en función de una primera estimación de la tasa de crecimiento del producto potencial y se “rescatan” los residuos de esta regresión que serán la primera aproximación de la variable Z . La tasa de crecimiento del producto potencial que se emplea en esta primera aproximación de Z , se calcula sobre la serie de producto potencial²⁵.

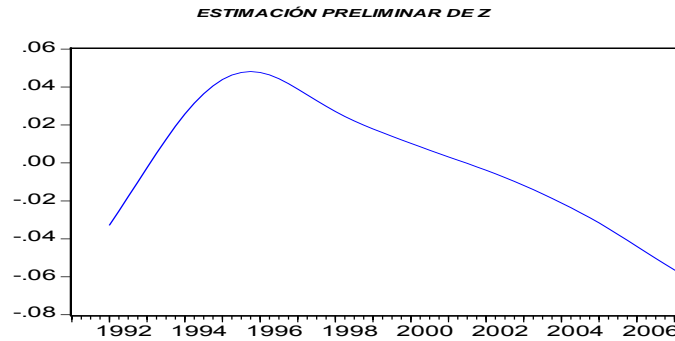


²⁵ Aquella que proviene de la estimación de la Función de Producción.

Los resultados de la estimación de Z , tal como se indicó corresponden a los residuos de la siguiente regresión:

Dependent Variable: R_HP
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1992Q1 2007Q2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
G_Y_POT	0.917240	0.086249	10.63474	0.0000



Una vez que se tiene una primera idea del comportamiento de la variable Z , se procede a identificar cuántos parámetros autorregresivos se incorporarán a la ecuación (0.4). Como se aprecia en la siguiente tabla en este caso conviene utilizar un AR(1).

Dependent Variable: Z
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1992Q2 2007Q2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Z(-1)	1.015286	0.015501	65.49894	0.0000

De los residuos de los estadísticos de esta regresión que se indican en el siguiente arreglo, se utiliza la desviación estándar de los mismos como valor inicial de ε_{3t}

RESID_Z	
Promedio	-0.000482
Mediana	-0.002049
Máximo	0.007951
Mínimo	-0.003636
Dev. Est	0.003569
No. Observ.	61