

# Estimación de la tasa de interés real neutral y la tasa natural de desempleo para la economía costarricense

Carlos Segura Rodríguez  
Alberto Vindas Quesada

Documento de Investigación  
Departamento de Investigación Económica  
Junio, 2012

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

La serie Documentos de Investigación del Departamento de Investigación Económica del Banco Central de Costa Rica en versión PDF puede encontrarse en <http://www.bccr.fi.cr>

Referencia: DEC-DIE-DI-007-2012

## Resumen

El Banco Central de Costa Rica se encuentra en la transición hacia un régimen de metas explícitas de inflación. Como parte del proceso de mejorar las herramientas de análisis y modelación con que cuenta la institución, esta investigación brinda cuatro estimaciones distintas de la tasa de interés real neutral obtenidas con base en dos modelos de extracción de tendencia, un modelo de vectores autorregresivos estructural y un modelo semi-estructural resuelto mediante el filtro de Kalman. Dicha variable no observable es muy importante dentro del esquema de transmisión monetaria en este nuevo régimen de política debido a que la variable de control por parte del banco central es su tasa de interés de política monetaria. En promedio, las metodologías usadas arrojan estimaciones para la tasa de interés real neutral entre 1,26 % y 2,21 %, rango que va en línea con los resultados encontrados para otras economías. El resultado obtenido de una brecha positiva en la tasa de interés durante el 2009 concuerda con el proceso de desinflación que vivió la economía costarricense durante ese período. Adicionalmente, se presentan dos estimaciones de la tasa natural de desempleo.

**Palabras clave:** Tasa de interés, inflación, política monetaria, filtro Hodrick-Prescott, VAR estructural, filtro de Kalman

**Clasificación JEL:** C22, E31, E52

## Abstract

The Central Bank of Costa Rica is in the transition towards an explicit inflation targeting regime. As part of the effort to improve the analytic and modeling instruments available to the institution, this research paper presents four different estimations of the neutral real interest rate based on two trend-extracting models, a structural vector autoregression model and a semi-structural model solved using the Kalman filter. Given that the central bank's control variable is its monetary policy interest rate this non-observable variable is very important in the monetary transmission channels in this new monetary policy regime. In average, the methodologies used gave as a result natural real interest rate estimations between 1,26 % and 2,21 %, in accordance to the results presented for other economies. The result of a positive gap in the interest rate during 2009 is in line with the disinflation process that the Costa Rican economy went through during that period. Additionally, two estimations of the natural unemployment rate are presented.

**Key Words:** Interest rate, inflation, monetary policy, Hodrick-Prescott filter, structural VAR, Kalman filter

**JEL Classification:** C22, E31, E52

# Estimación de la tasa de interés real neutral y la tasa natural de desempleo para la economía costarricense

## Contenido

<b>1. Introducción</b>	<b>1</b>
<b>2. La tasa de interés real neutral y la tasa natural de desempleo</b>	<b>2</b>
<b>3. Datos</b>	<b>3</b>
<b>4. Resultados</b>	<b>4</b>
4.1. Promedio de tasas de interés en período de inflación estable . . . . .	4
4.2. Extracción de la tendencia usando el filtro de Hodrick y Prescott . . . . .	5
4.3. Modelo de vectores autorregresivos estructural . . . . .	6
4.4. Modelo semi-estructural resuelto por medio del filtro de Kalman . . . . .	10
<b>5. Análisis de resultados</b>	<b>14</b>
<b>6. Conclusiones</b>	<b>18</b>
<b>7. Anexos</b>	<b>22</b>
7.1. Resolución del sistema de ecuaciones en el modelo SVAR . . . . .	22
7.2. Pruebas de raíz unitaria filtro de Kalman . . . . .	23
7.3. Modelo VAR estimado y pruebas sobre el modelo . . . . .	23

# Estimación de la tasa de interés real neutral y la tasa natural de desempleo para la economía costarricense

## 1. Introducción

El iniciar un proceso para la adopción de metas de inflación como estrategia de política monetaria en Costa Rica significó igualmente un proceso de transición hacia el uso de la tasa de interés como el nuevo instrumento de política monetaria, el cual se inició en 2011. La idea de tomar una tasa de interés como el instrumento de política es que sus modificaciones se transmitan al resto de tasas de la economía e influyan en las decisiones de gasto agregado de los agentes económicos, tales como consumo e inversión. 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.

La importancia que la tasa de interés real neutral toma en este contexto es la de proveer una herramienta para evaluar la postura de la política monetaria. Por lo tanto, su análisis ayuda en la toma de decisiones en términos de tasas de interés en busca de la consecución del objetivo en un esquema de metas de inflación. Es por esta razón que el Banco Central de Costa Rica (BCCR) mantiene una agenda activa de investigación en torno a temas de dinámica inflacionaria y tasas de interés, dentro de la cual se incluye este trabajo.

El principal aporte de esta investigación es realizar estimaciones de la tasa de interés real neutral<sup>1</sup> para la economía costarricense para un período reciente, incluyendo el episodio en el que se instauró el régimen de banda cambiaria. Los datos usados son de periodicidad mensual, cubriendo el lapso comprendido entre los años 2001 y 2011.

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. 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 de Hodrick y Prescott (filtro HP, en adelante).

La tercera aproximación considera la estimación de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) estructural. La metodología es distinta a la que se utiliza convencionalmente y se basa en los trabajos de Brzoza-Brzezina (2003, 2006), quien la aplicó para el estudio de la tasa de interés real neutral para los casos de Estados Unidos y Polonia.

La cuarta y última aproximación se desprende de la estimación de un modelo semi-estructural. Este modelo se basa en una metodología propuesta por Laubach y Williams (2001) para los Estados Unidos y utiliza como procedimiento estadístico el filtro de Kalman, el cual ha sido ampliamente utilizado en la aproximación de variables no observables.

Además, como resultados secundarios de la estimación con el filtro de Kalman se obtienen estimaciones del producto potencial y de la tasa natural de desempleo en la economía. A modo de comparación se utilizarán las estimaciones de tendencia con el filtro HP de ambas variables.

El documento está dividido en seis secciones, la primera de ellas es esta introducción; la segunda

---

<sup>1</sup>No se puede hablar estrictamente de una tasa de interés real neutral debido a que no en todo el período de estimación el BCCR utilizó la tasa de interés como principal instrumento de política monetaria. Sin embargo, para los períodos anteriores a la adopción de la tasa de interés como instrumento de política monetaria el concepto se puede asimilar al de una tasa de interés real natural.

sección presenta un resumen de las definiciones de la tasa de interés real neutral y de sus opciones de estimación, adicionalmente se hace referencia a la tasa natural de desempleo. La tercera sección describe brevemente los datos usados en las estimaciones. La cuarta presenta los modelos que se utilizan en la estimación y sus principales resultados. La quinta sección contiene un análisis de los resultados obtenidos, y la última sección se dedica a las conclusiones.

## 2. La tasa de interés real neutral y la tasa natural de desempleo

Las referencias explícitas a la existencia de tasas neutrales en economía tratan en gran medida la posibilidad de que algunas variables se ajusten, si no existieran rigideces nominales, de forma automática con el fin de que se alcance el equilibrio en cantidades producidas y precios, al menos en el largo plazo.

En el caso de la tasa de interés real neutral el primer economista que hizo referencia a ella, a finales del siglo XIX, fue Wicksell (1898) quién la definió como “la tasa real que iguala ex ante el ahorro doméstico con la inversión y así, estabiliza el nivel general de precios”. Desde ese momento, los economistas pierden casi por completo el interés sobre este concepto hasta que, por la implementación del régimen de metas de inflación, se vuelve necesario retomar la discusión sobre el mismo durante la década de los noventa.

A partir de ese momento, ha surgido una serie de definiciones con el fin de considerar los diversos casos dentro de los que puede ser útil dilucidar una tasa de interés real neutral para la economía. Dentro de las más importantes se encuentran:

- “Tasa real que asegura en todo momento la estabilidad de precios” Woodford (2003)
- “La tasa de interés que iguala el PIB sobre su curva IS de estado estacionario con el PIB potencial” Blinder (1998)
- “El nivel de tasa de interés que prevalecería después de que los desbalances temporales en la economía –esos que se esperan se disipen en un plazo intermedio- se eliminen” Bomfim (2001)
- “El precio flexible del nivel de equilibrio de la tasa real” Neiss y Nelson (2001)
- “Tasa de interés real que prevalecería en la economía si no existiese ninguna rigidez nominal” Galí (2002)
- “Nivel de la tasa de interés real que haría a la política monetaria neutral y así estabilizaría la inflación” Brzoza-Brzezina (2003)

De esta manera, la tasa de interés real neutral que se usa en este documento captura elementos comunes a estas definiciones. Se puede definir como aquella tasa de interés que permite mantener en equilibrio todos los mercados y que al mismo tiempo asegura la estabilidad de la inflación en la economía.

La medición del nivel de la tasa de interés real neutral se ha vuelto crucial a la hora de realizar política monetaria. Esto se debe a la posición central que ha tomado la tasa de interés como principal instrumento del quehacer de los bancos centrales. Si un banco central desea disminuir los niveles de inflación debe aumentar la tasa de interés, aumento que si no la hace subir por encima de la tasa neutral no permitirá alcanzar el nivel de inflación estable de la economía siguiendo una regla tipo Taylor.

Es importante resaltar que igual que con el resto de variables no observables, es difícil aproximar sus valores. Es por esto que existe incertidumbre sobre lo adecuado que son las estimaciones realizadas

con cada uno de los métodos; por lo que se hace necesario considerar diferentes opciones de cálculo que permitan obtener un panorama más general de las tendencias que siguen estas variables. En este caso, se utilizarán cuatro metodologías: una tasa promedio en un período de inflación estable, una tasa estimada mediante el filtro HP, una tasa resultante de la estimación de un VAR estructural y una tasa que se aproxima a partir de un modelo semi-estructural resuelto mediante el filtro de Kalman.

Si se considerara que la tasa de interés real neutral es independiente del estado del resto de variables económicas sería suficiente la primera estimación planteada. Sin embargo, siguiendo a diversos autores (Laubach y Williams (2001); Brzoza-Brzezina (2003); Fuentes y Gredig (2007)) se concluye que la tasa neutral depende de distintas variables como la tasa de crecimiento del producto potencial y los niveles de inflación, entre otros; por lo que no es invariable y se deben utilizar métodos que permitan aproximar dichos cambios en el tiempo.

Por otra parte, el concepto de la tasa natural de desempleo fue introducido en primera instancia por Friedman (1968). La incorporación de dicho concepto la realizó con el propósito de criticar el supuesto de que la relación negativa entre producto e inflación es estable, lo cual era un supuesto de aceptación generalizada en los modelos teóricos de la época.

En la actualidad se puede definir la tasa natural de desempleo como la tasa que es coherente con una tasa de inflación que no varía (Stiglitz (1997)) donde se reconoce que en el largo plazo el desempleo depende de variables estructurales pero en el corto plazo pueden existir variaciones debidas a la relación inversa existente entre inflación y desempleo.

Al igual que en el caso de la tasa neutral de interés, la tasa natural de desempleo se considera variante en el tiempo a partir de la misma definición que se está presentando. Además, existe incertidumbre sobre los mejores métodos para su estimación; en el presente documento se considerará solamente aplicar el filtro HP a la tasa de desempleo mensual y la estimación conjunta que se realiza a partir de un modelo semi-estructural resuelto mediante el filtro de Kalman.

### 3. Datos

El periodo de tiempo que se va a tomar en cuenta para este estudio comprende desde enero de 2001 hasta diciembre de 2011<sup>2</sup>. Se utilizan datos en frecuencia mensual con el fin de contar con una muestra de suficiente períodos. Los datos son los siguientes:

**Tasa de interés:** se consideró utilizar inicialmente la tasa de política monetaria, como se presenta en Tenorio (2008). Sin embargo, debido a los cambios de definición que sufre se optó por una serie más uniforme: la tasa básica pasiva<sup>3</sup>. Es pertinente recalcar que ambas series se siguen de cerca<sup>4</sup>.

**Inflación:** se usa la variación interanual del índice de precios al consumidor, calculado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). Además, para la comparación de tendencias de largo

---

<sup>2</sup>Debido a que el BCCR se encuentra en un período de transición hacia las metas de inflación desde inicio de 2005 la investigación pretende en gran medida analizar el comportamiento durante dicho período y se agregan datos del pasado con el fin de agrandar la muestra.

<sup>3</sup>La tasa básica pasiva es un promedio ponderado de las tasas de interés de captación brutas en colones, negociadas por los intermediarios financieros residentes en el país y de las tasas de interés de los instrumentos de captación del Banco Central y del Ministerio de Hacienda negociadas tanto en el mercado primario como en el secundario, todas ellas correspondientes a los plazos entre 150 y 210 días.

<sup>4</sup>El coeficiente de correlación lineal de ambas series entre 2001 y 2011 es de 0,9326.

plazo se utiliza la tasa de inflación de medias truncadas calculada por el BCCR<sup>5</sup>.

**Inflación esperada:** se supone previsión perfecta hasta el mes de diciembre de 2005<sup>6</sup> y a partir de enero de 2006 corresponde a la media de la encuesta de expectativas de inflación a 12 meses.

**PIB de Costa Rica:** datos mensuales proveídos por el Departamento de Estadística Macroeconómica del BCCR.

**Tasa de desempleo:** resulta de la mensualización con el programa Ecotrim a partir de la información anual disponible del INEC<sup>7</sup>.

**PIB de Estados Unidos:** resulta de la mensualización con el programa Ecotrim de la serie trimestral de producto, usando como variable de referencia el Índice de Producción Industrial (IPI) de los Estados Unidos.

## 4. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las diferentes estimaciones de las variables no observables: tasa de interés real neutral (TIRN), producto potencial y tasa natural de desempleo (TND).

### 4.1. Promedio de tasas de interés en período de inflación estable

Una primera aproximación a la tasa de interés real neutral se puede hacer tomando un promedio de la tasa de interés real. Blinder (1998) comenta que este promedio debe calcularse para periodos largos de tiempo, ya que la idea detrás de esto es que el efecto de los rezagos sea completo, los fenómenos transitorios desaparezcan y los errores aleatorios promedien cero. Similarmente, Laubach y Williams (2001) mencionan que la aproximación a esta variable usando el promedio de la tasa de interés real debe realizarse durante un periodo relativamente largo, junto con la condición de que la inflación no muestre tendencias al alza o a la baja significativas. Esta aproximación tiene el problema de pasar por alto el hecho de que esta tasa de interés neutral no es constante; sin embargo, es un primer punto de comparación relevante.

Analizando la inflación del periodo de estudio, es evidente que entre los años 2001 y 2007 la inflación fue relativamente estable. Para la aproximación de la tasa de interés real neutral se va a considerar el periodo comprendido entre enero de 2001 y junio de 2008. En este periodo la inflación promedio es de 11 %, con una desviación estándar de 1,79 puntos porcentuales. Al final del periodo de estudio también se puede apreciar la estabilización de la inflación alrededor del 5,09 %, sin embargo la cantidad de meses es insuficiente como para considerarlo largo<sup>8</sup>.

En el primer periodo de inflación estable la tasa de interés real promedia 2,58 %, la cual se muestra en el gráfico 1. Esta se encuentra ligeramente por debajo del 2,8 % reportado en Muñoz y Tenorio (2007).

---

<sup>5</sup>Este indicador estima la inflación subyacente, de manera que permite una medición más precisa de la tendencia inflacionaria. Para más detalles, ver Esquivel et al. (2011).

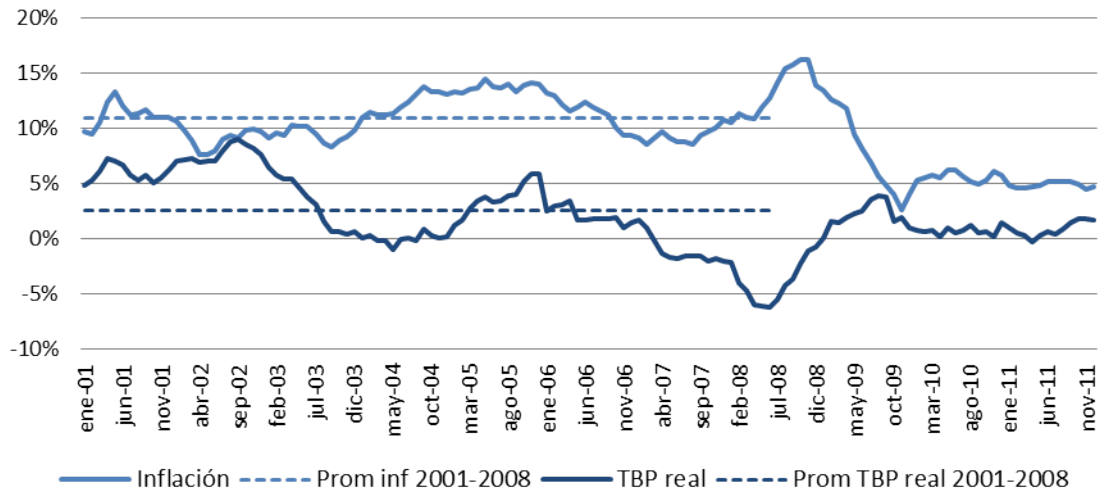
<sup>6</sup>Esto supone un sesgo en las estimaciones de los periodos iniciales que no puede ser resuelto debido a las limitaciones de la información disponible.

<sup>7</sup>También se consideró usar de los datos de la Encuesta Continua de Empleo, pero la cantidad de observaciones es insuficiente para el periodo de tiempo abarcado en esta investigación

<sup>8</sup>En dicho período la media de la tasa de interés real ha sido de 0,63 %, dato que se debe analizar con cautela debido a la poca cantidad de datos que fueron considerados durante su estimación.



Gráfico 1: Tasa de inflación interanual y TBP real



Es importante reseñar que en la economía costarricense se han presentado períodos en que la tasa de interés real se encuentra por debajo de cero. Es de especial interés el período entre marzo de 2007 y enero de 2009 que concuerda con tasas internacionales muy bajas que motivaron la entrada de capital en el país y con tasas de crecimiento de la economía costarricense por encima de las del producto potencial.

#### 4.2. Extracción de la tendencia usando el filtro de Hodrick y Prescott

La metodología de Hodrick y Prescott (HP) se propone para la descomposición de una serie de tiempo en su componente tendencial y cíclico. En el campo de macroeconomía aplicada es usado ampliamente para este fin. Como notan Segura y Vásquez (2011) uno de los problemas más frecuentemente citados es la arbitrariedad de la selección del parámetro de suavizamiento lambda, clave para la aplicación de esta metodología<sup>9</sup>. Imputar el valor de lambda de otras series de tiempo no es lo más recomendable. Por lo tanto, para cada serie de tiempo se recomienda hacer el estudio de cuál es el mejor parámetro. Para ello, se sigue la metodología utilizada en Segura y Vásquez (2011) para llegar al parámetro adecuado de las series en estudio.

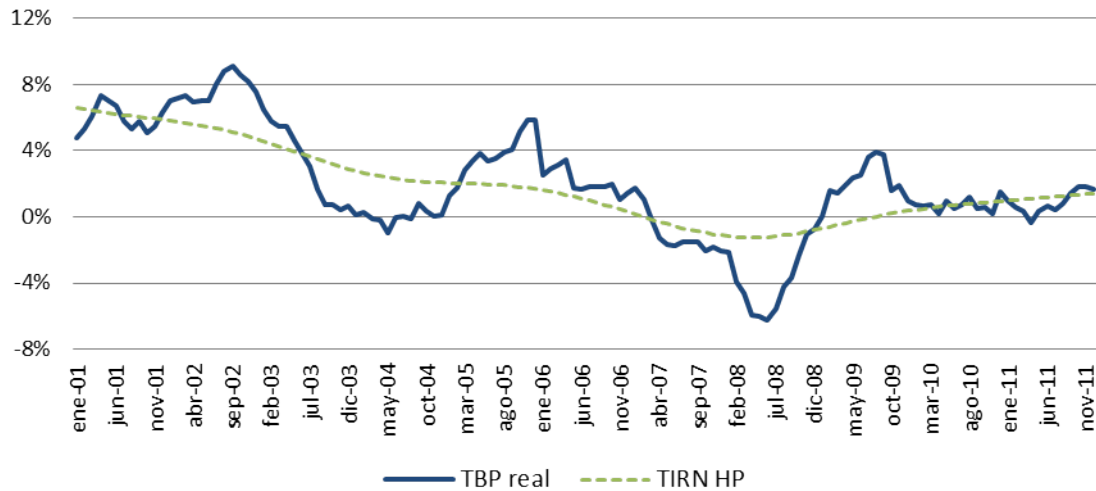
Haciendo uso de dicha metodología se encuentra que el parámetro  $\lambda$  óptimo para la tasa de interés real es 12440<sup>10</sup>, y con este número se hace la estimación para la tasa real neutral presentada en el gráfico 2. Durante el periodo de estudio el promedio de esta tasa es de 1,88%. Se puede observar que durante el período se presenta una tendencia decreciente en la tasa de interés real neutral hasta alcanzar un punto mínimo en abril de 2008 y desde entonces se ha venido incrementando aunque hacia el final con una aceleración menor.

En el caso del desempleo se encuentra que el parámetro óptimo para el filtro HP es 1555. El desempleo natural estimado con esta metodología es muy similar al desempleo observado. Lo anterior se puede deber a que la serie de desempleo que se toma como la observada es muy suave debido al proceso

<sup>9</sup>Véase también Marcet y Ravn (2003) y Maravall y del Río (2001) para mayor información sobre críticas al parámetro de suavizamiento del filtro HP.

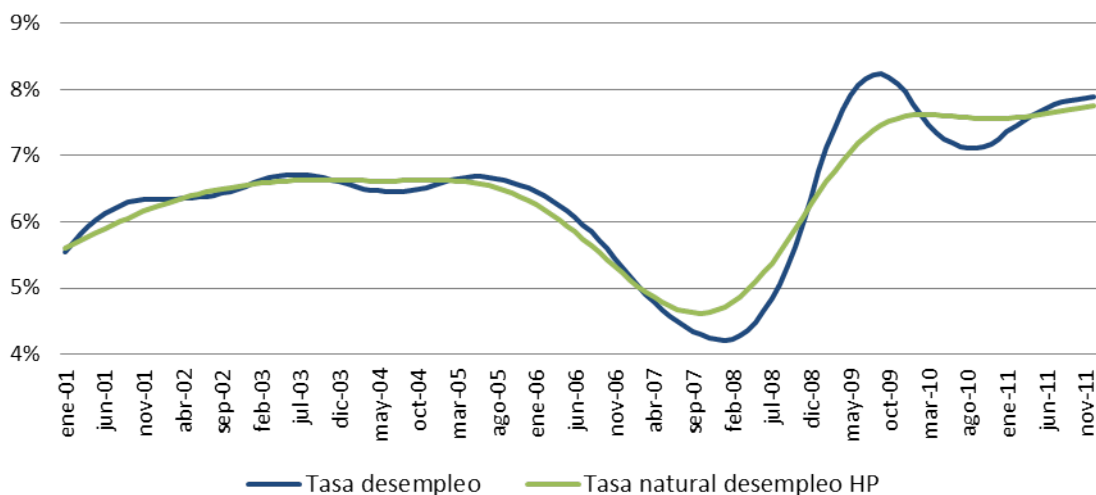
<sup>10</sup>Al tomar como serie de referencia el PIB mensual de Costa Rica.

Gráfico 2: TBP real y TIRN estimada con filtro HP



de mensualización de los datos anuales<sup>11</sup>. Los resultados, que se presentan en el gráfico 3, muestran una tasa de desempleo natural con al menos cinco etapas distinguibles. Primero, entre el 2001 y el 2003 se observa un incremento en esta variable que se mantiene relativamente estable hasta mediados de 2006. Enseguida se observa una caída importante durante el año 2006 y 2007 que se revierte hasta alcanzar un valor de alrededor de 7,60% hacia el final de 2009. Entre el 2010 y el 2011 la tasa se mantuvo relativamente estable alrededor de 7,60%. El promedio de la tasa de desempleo natural estimada es de 6,40%.

Gráfico 3: Tasa de desempleo observada y TND estimada con filtro HP



<sup>11</sup>Una inspección gráfica indica que los datos sin mensualizar siguen muy de cerca la misma tendencia.

### 4.3. Modelo de vectores autorregresivos estructural

Esta metodología se apoya principalmente en los trabajos de Brzoza-Brzezina (2003, 2006), los cuales se basan en la descomposición propuesta por Blanchard y Quah (1989). El primero hace estimaciones de la tasa de interés real neutral para las economías estadounidense y polaca, mientras que el segundo estudia las fluctuaciones de la producción como resultado de perturbaciones en la demanda y la oferta agregada, lo cual puede adaptarse para la estimación de la tasa de interés real neutral.

Se parte de la definición de la tasa de interés real como la suma de dos componentes: la tasa de interés real neutral y la brecha de la tasa de interés real:

$$(1) \quad r_t = r_t^n + r_t^b$$

Donde  $r_t$  es la tasa de interés real,  $r_t^n$  es la tasa de interés real neutral y  $r_t^b$  es la brecha de la tasa de interés real. Suponemos que ambas series siguen un proceso autorregresivo:

$$(2) \quad r_t^n = \Phi_1(L)r_{t-1}^n + \varepsilon_{1t} = \Xi_1(L)\varepsilon_{1t}$$

$$(3) \quad r_t^b = \Phi_2(L)r_{t-1}^b + \varepsilon_{2t} = \Xi_2(L)\varepsilon_{2t}$$

Donde  $L$  es el operador rezago,  $\Phi_i(L)$  es un polinomio en rezagos y  $\Xi_i(L) = [I - \Xi_i(L)L]^{-1}$  su representación en medias móviles. Según la definición de la tasa de interés real neutral, el cambio en la tasa de inflación es una función de la brecha de la tasa de interés real:

$$(4) \quad \Delta\pi_t = \Psi(r_t^b) = \Psi[\Xi_2(L)]\varepsilon_{2t}$$

Siguiendo la metodología de los modelos vectores autorregresivos estructurales (SVAR), podemos ver la representación de este proceso como la forma reducida de un modelo estructural, sobre el cual se imponen las restricciones inspiradas en la literatura. El modelo estructural lo podemos representar de la siguiente manera:

$$(5) \quad b_{11}\Delta\pi_t = b_{12}r_t + \sum_{i=1}^k \gamma_{11}^i \Delta\pi_{t-i} + \sum_{j=1}^k \gamma_{12}^j r_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$(6) \quad b_{22}r_t = b_{21}\Delta\pi_t + \sum_{i=1}^k \gamma_{21}^i \Delta\pi_{t-i} + \sum_{j=1}^k \gamma_{22}^j r_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

En notación matricial:

$$(7) \quad BX_t = \sum_{i=1}^k \Gamma_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & -b_{12} \\ -b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad X_t = \begin{bmatrix} \Delta\pi_t \\ r_t \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_i = \begin{bmatrix} \gamma_{11}^i & \gamma_{12}^i \\ \gamma_{21}^i & \gamma_{22}^i \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Ahora, como se muestra en Hamilton (1994) este modelo puede ser expresado en su forma de medias móviles como sigue

$$(8) \quad BX_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Gamma_1^i \varepsilon_{t-i}$$

O bien

$$(9) \quad X_t = \sum_{i=0}^{\infty} B^{-1} \Gamma_1^i \varepsilon_{t-i} = S(L) \varepsilon_t$$

Donde  $S(L)$  es un polinomio en rezagos. Este sistema es de interés porque gracias a este se puede estimar la tasa de interés real neutral. Sin embargo, la manera en la que está expresado no lo permite puesto que las innovaciones  $\varepsilon_t$  no son observables. Para obtener esta serie se procede inicialmente estimando el modelo autorregresivo

$$(10) \quad X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + e_t$$

Que en su forma de medias móviles puede expresarse como

$$(11) \quad X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_t = C(L) e_t$$

Ahora, las innovaciones estructurales  $\varepsilon_t$  y los errores observados  $e_t$  se relacionan de la siguiente manera:

$$(12) \quad e_t = B^{-1} \varepsilon_t$$

Esta, junto con las representaciones en medias móviles de los modelos planteados anteriormente implican que

$$S(L) = \begin{bmatrix} S_{11}(L) & S_{12}(L) \\ S_{21}(L) & S_{22}(L) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \frac{1}{b_{11}b_{22} - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} b_{22}(L) & b_{12}(L) \\ b_{21}(L) & b_{11}(L) \end{bmatrix} = C(L)B^{-1}$$

Se tiene entonces un modelo VAR estructural con 2 ecuaciones. Para poder identificar los parámetros de este es necesario especificar 4 restricciones. Dos de estas restricciones se van a aplicar sobre la diagonal de la matriz  $B$ :  $b_{11} = b_{22} = 1$ <sup>12</sup>. La tercera restricción asume que no hay efecto de largo plazo de las innovaciones en la tasa de interés real neutral sobre el cambio en la inflación. En términos del modelo econométrico esto significa que la suma de los coeficientes asociados al efecto de la tasa de interés real neutral sobre los cambios en la inflación es cero. Siguiendo la notación presentada en Enders (2010) esto significa que  $S_{11}(1) = 0$ . La cuarta restricción asume que, como los mecanismos de transmisión monetaria actúan con rezago sobre la economía, no hay efecto contemporáneo de la brecha de la tasa de interés real sobre el cambio en la inflación. Es decir,  $b_{12} = 0$ . Estas restricciones ya permiten identificar

<sup>12</sup>Esta normalización es distinta a la planteada en los trabajos originales de Brzoza-Brzezina (2003, 2006). La versión original normaliza asumiendo que las variancias de los errores no observados  $\varepsilon_{jt}$  son igual a uno. Sin embargo, como nota Galí (2002) es más común especificar restricciones sobre los parámetros que sobre las variancias. Ambos enfoques son equivalentes, y la versión usada tiene la ventaja que la derivación de los coeficientes es más sencilla.

el modelo. Los detalles del álgebra para obtener todos los parámetros se presentan en el anexo 7.1, en esta ocasión los de interés son  $b_{12}$  y  $b_{21}$ :

$$b_{21} = \frac{-C_{11}(1)}{C_{12}(1)} \qquad b_{12} = 0$$

Una vez que se han obtenido los parámetros de la matriz  $B$  se procede a reconstruir la serie de los errores no observables, y después la de la tasa de interés real neutral. Para ello, simplemente se debe tomar el polinomio  $S_{22}(L)$  y sustituir todos sus coeficientes con cero, de manera que se obtiene la representación en medias móviles presentada inicialmente para la variable de interés.

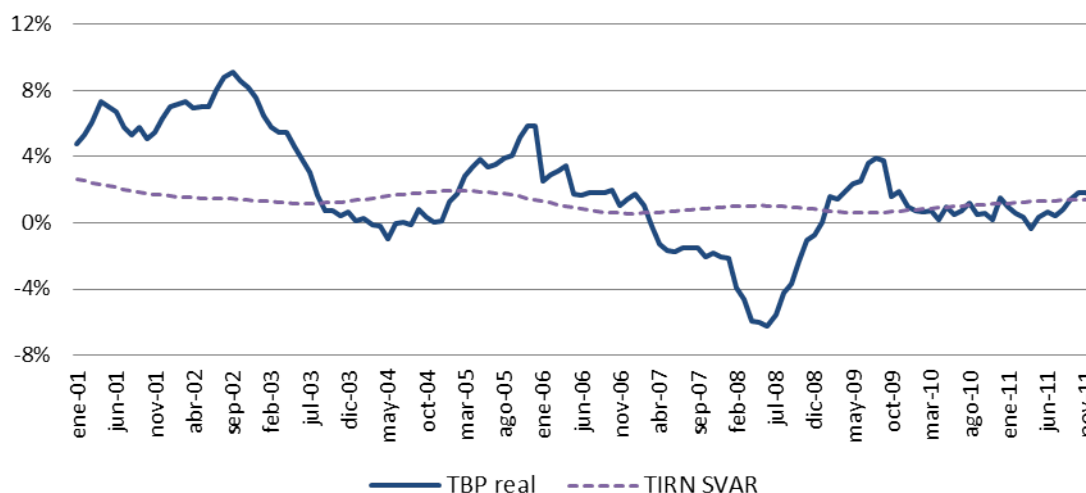
Para la estimación del modelo se procede en primer lugar con la estimación de un VAR tradicional donde únicamente se incluyen las variables de tasa de interés real y el cambio en la inflación desestacionalizada con el método X12 ARIMA. La estructura del VAR estimado es la siguiente:

$$(13) \quad \Delta\pi_t = \alpha_1 + \alpha_2\Delta\pi_{t-1} + \alpha_3\Delta\pi_{t-7} + \alpha_4\Delta\pi_{t-8} + \alpha_5r_{t-1} + \alpha_6r_{t-7} + \alpha_7r_{t-8} + AD + \varepsilon_{1t}$$

$$(14) \quad r_t = \beta_1 + \beta_2\Delta\pi_{t-1} + \beta_3\Delta\pi_{t-7} + \beta_4\Delta\pi_{t-8} + \beta_5r_{t-1} + \beta_6r_{t-7} + \beta_7r_{t-8} + BD + \varepsilon_{2t}$$

Donde,  $A$  y  $B$  son matrices de coeficientes y  $D$  representa una matriz de variables dicotómicas puntuales que se incluyen debido a cambios importantes en la tasa de interés de política monetaria. Adicionalmente se incluye una variable dicotómica para marcar el cambio en la metodología de la medición de las expectativas de inflación en enero de 2006. A partir de ese mes la expectativa de inflación corresponde a los datos obtenidos por la Encuesta de Expectativas de Inflación y Variación del Tipo de Cambio.

Gráfico 4: TBP real y TIRN estimada con VAR estructural



La selección de la estructura del VAR se realizó basándose en múltiples criterios de selección de rezagos que se presentan en el anexo 7.3 y en la prueba de Wald para exclusión de rezagos, que permiten afirmar que dicha especificación es la que mejor ajusta el proceso que se desea describir. El VAR resultante es estable, ambas variables se pueden considerar como endógenas en el proceso de datos,

no presenta heterocedasticidad ni autocorrelación en los primeros rezagos y los residuos son normales. Finalmente, el ajuste de la serie de tasa de interés es particularmente bueno<sup>13</sup>.

El gráfico 4 muestra los resultados de utilizar la descomposición estructural del VAR para la estimación de la tasa de interés real neutral. Con esta metodología se obtiene una tasa de interés real neutral relativamente estable. Tiene una tendencia ligeramente decreciente al inicio, donde se presenta el punto más alto de la serie con un valor de 2,63 % y el mínimo durante diciembre de 2006 con un valor de 0,58 %. Luego se encuentra un crecimiento en el indicador alcanzando un 1,42 % en diciembre de 2011. Su valor promedio es de 1,26 %.

#### 4.4. Modelo semi-estructural resuelto por medio del filtro de Kalman

El uso de modelos semi-estructurales resueltos con la metodología del filtro de Kalman para la estimación de la tasa neutral de interés procede de un trabajo realizado por Laubach y Williams (2001) para el caso de los Estados Unidos y ha sido aplicado para diversas economías<sup>14</sup>. En el presente caso se considera la extensión de la metodología presentada en Benati y Vitale (2007) que incorpora dentro de los resultados del modelo la estimación conjunta de la tasa de desempleo natural.

El filtro de Kalman en economía se utiliza principalmente para extraer de una serie de observaciones sus componentes no observables, como la tasa de interés real neutral y la tasa natural de desempleo. Lo que busca es una solución numérica a un sistema de ecuaciones lineales compuesto por dos bloques que interactúan entre sí. En el primero de los bloques se considera un conjunto de ecuaciones llamadas de señal o de estado en las que se describe el fenómeno en estudio en tiempos de período discretos, los cuales son observados. El segundo bloque de ecuaciones, denominado de transición, determina la forma en que cada una de las variables se modifica entre dos momentos consecutivos de tiempo, por lo que deben ser modelados explícitamente.

En el presente caso, el sistema de ecuaciones es el siguiente:

##### Ecuaciones de señal

$$(15) \quad y_t^b = \sum_{i=1}^3 \alpha_i y_{t-i}^b + \sum_{i=0}^3 \alpha_{4+i} r_{t-i}^b + \sum_{i=0}^3 \alpha_{8+i} y_{USAt-i}^b + \varepsilon_{1t}$$

$$(16) \quad \pi_t - E_t[\pi_{t+12}] = \sum_{i=1}^3 \beta_i (\pi_{t-i} - E_{t-i}[\pi_{t-i+12}]) + \sum_{i=1}^3 \beta_{i+3} y_{t-i}^b + \sum_{i=0}^3 \beta_{i+7} r_{t-i}^b + \varepsilon_{2t}$$

$$(17) \quad u_t^b = \sum_{i=1}^3 \theta_i u_{t-i}^b + \varepsilon_{3t}$$

<sup>13</sup>En el anexo 7.3 se presentan los resultados de las pruebas y gráficos de ajuste.

<sup>14</sup>Para el caso de Costa Rica se utiliza en Muñoz y Tenorio (2007).

## Ecuaciones de transición

$$\begin{aligned}(18) \quad & y_t^p = y_{t-1}^p + \dot{y}_{t-1}^p + \varepsilon_{4t} \\(19) \quad & \dot{y}_t^p = \dot{y}_{t-1}^p + \varepsilon_{5t} \\(20) \quad & r_t^n = r_{t-1}^n + \gamma(\dot{y}_{t-1}^p - 0,0036) + Z_{t-1} \\(21) \quad & Z_t = \eta Z_{t-1} + \varepsilon_{6t} \\(22) \quad & u_t^n = u_{t-1}^n + \phi(\dot{y}_{t-1}^p - 0,0036) + \varepsilon_{7t}\end{aligned}$$

La primera ecuación describe una curva IS donde se consideran los rezagos del producto para contabilizar el efecto de todas las variables no consideradas. Se incorpora la brecha en la tasa de interés como la diferencia en puntos porcentuales entre la tasa real observada y la tasa real neutral. Adicionalmente se incluye la brecha del PIB de Estados Unidos, donde el producto potencial se construye mediante el filtro HP<sup>15</sup>, debido al alto grado de apertura de la economía costarricense y ser este su principal socio comercial.

El modelo incorpora una Curva de Phillips representada por la segunda ecuación. En esta se incorpora la expectativa de inflación como uno de los determinantes esenciales de la inflación, con lo que se supone que los agentes son racionales. Se incorporan rezagos de los desvíos de la inflación con respecto a la expectativa de los agentes durante el mismo período con el fin de observar las correcciones que aplican los agentes en sus expectativas en relación con los errores atribuibles a la política monetaria. Adicionalmente se incorpora la brecha del producto como una aproximación de las presiones que la demanda puede causar sobre la inflación y la brecha en la tasa de interés real para explicitar el efecto directo de la política monetaria en el manejo de la tasa de inflación.

Por último, la tercera ecuación es una representación sencilla de la ley de Okun. En esta, la diferencia entre la tasa de desempleo observado y su tasa natural se encuentra en función solamente de su pasado y de los errores del proceso.

Dentro de las ecuaciones de transición, el producto potencial está explicado por el producto potencial del período anterior y su tasa de crecimiento más un error; en donde se considera que la tasa de crecimiento depende solamente de su pasado y de un término de error. La tasa de interés real neutral se modela considerando su propio rezago y el de la desviación de la tasa de crecimiento del producto potencial con respecto a su tendencia de largo plazo<sup>16</sup>; además de un error que en el presente caso se describe mediante un proceso  $AR(1)$ . Por último, la tasa natural de desempleo se expresa como la tasa observada en el período anterior más un efecto de la desviación de la tasa de crecimiento del producto en relación con la del promedio de su potencial y un término de error.

La estimación de las variables de estado en el filtro de Kalman se realizó por pasos para el período 2001-2011. En primera instancia se consideran solo las dos primeras ecuaciones de señal y las ecuaciones de transición que contengan el producto potencial o su tasa de crecimiento. Para esta estimación se utilizan como valores previos los parámetros obtenidos mediante regresiones de mínimos cuadrados ordinarios y considerando el PIB potencial como el estimado a través del filtro HP. Finalmente, en las ecuaciones donde se encuentra la brecha de la tasa de interés real se considera la estimada a partir de la aplicación del filtro HP a las tasas de interés observadas.

En el caso de la ecuación 20 se considera que  $Z_t$  corresponde a la serie de errores generados a partir de la estimación que se realiza de la tasa de interés real neutral. Por último, Laubach y Williams

<sup>15</sup>Se utiliza el parámetro habitual del filtro HP para datos mensuales que corresponde a un valor de 14400.

<sup>16</sup>Se asume una tasa de crecimiento del producto potencial anual del 4,4% para Costa Rica. Al mensualizar dicha tasa se encuentra un valor aproximado de 0,36% de crecimiento intermensual que es el valor que se utiliza en las ecuaciones 20 y 22.

(2001) señalan que en el caso de encontrarse que  $y_T^p$  y  $Z_t$  no sean estacionarias se debe utilizar el procedimiento descrito por Stock y Watson (1996) para los valores previos de  $\varepsilon_{5t}$  y  $\varepsilon_{6t}$ . Esto se debe a que con las estimaciones MCO se puede presentar el problema del “pile-up”, es decir, que las varianzas se encuentran altamente sesgadas hacia cero.

En este caso, solo  $y_t^p$  no es estacionaria (véase pruebas de raíz unitaria en el anexo 7.2). Por tanto, se debe estimar  $\varepsilon_{5t} = \varepsilon_{4t} \lambda_{yp} / T$ . El estadístico  $\lambda_{yp}$  se estima de la siguiente manera: primero se calcula el estadístico de media de Wald<sup>17</sup> de cambio estructural en un tiempo desconocido de la tasa de crecimiento del producto potencial<sup>18</sup> y luego se busca el valor tabulado de este estadístico en Stock y Watson (1996) con lo cual se obtiene un valor de  $\lambda_{yp} = 24,2875$ . Por último,  $T$  indica el número de períodos.

En una segunda estimación se incorpora el cálculo de la tasa de interés real neutral. En este caso se consideran como estimaciones iniciales las estimaciones finales del paso anterior y las estimaciones por MCO para las ecuaciones en las que se encuentra la brecha de la tasa de interés que se aproxima con el indicador creado con el filtro HP. En última instancia se agregan las ecuaciones de señal y de transición relacionadas con el desempleo y se toman como estimaciones iniciales las reportadas de la segunda etapa y las estimaciones por MCO de las nuevas ecuaciones incorporadas. La tasa de desempleo neutral se considera como la estimada mediante el filtro HP.

En el cuadro 1 se presentan las sumas de coeficientes de las estimaciones finales asociados con cada una de las variables del modelo. Se puede observar que en todos los casos el signo de las relaciones entre las variables son las que se esperan desde una perspectiva teórica. La estimación de  $\varepsilon_{5t}$  es estadísticamente distinta de cero, lo cual es deseable según el trabajo de Laubach y Williams (2001) y es la razón principal por la que se aplica el procedimiento de Stock y Watson (1996).

En los siguientes gráficos se presentan las estimaciones para las variables no observables que resultan de la estimación del filtro de Kalman.

En el gráfico 5 se observa que la tasa de interés real neutral cae continuamente desde el inicio del período de estimación hasta alcanzar un nivel mínimo de -4,79 % durante agosto de 2008 para luego mostrar una tendencia creciente. Es importante resaltar que durante un período importante de la muestra, de enero de 2007 hasta junio de 2009, la tasa real neutral fue negativa<sup>19</sup>, y que concuerda con una etapa de muy alto crecimiento de la economía costarricense y el inicio de la crisis internacional.

Justiniano y Primiceri (2010) encuentran para la economía estadounidense que durante varios períodos después de la segunda guerra mundial la tasa de interés real neutral ha sido negativa. En especial hacia el 2007 y 2008 se presenta uno de dichos episodios. De esta forma, no debe ser sorprendente el resultado obtenido para la economía costarricense. Para esta estimación, el promedio de la TIRN para el período de estudio es de 2,21 %.

Por otra parte, se realiza una estimación del PIB potencial que se presenta en el gráfico 6. Esta estimación del producto potencial cuenta con algunas diferencias importantes respecto de la estimación realizada con el filtro HP con el parámetro lambda de 23000 presentada en Segura y Vásquez (2011). En primer lugar, es un poco más volátil que dicha estimación<sup>20</sup> de forma que la brecha del producto

<sup>17</sup>En la mayoría de documentos se considera el estadístico exponencial de Wald. En este caso se dio con un valor del estadístico exponencial que no se encuentra tabulado en el documento de Stock y Watson (1996); sin embargo estos autores señalan que las estimaciones del valor lambda son equivalentes por lo que se considera el de la media de Wald.

<sup>18</sup>Se estima mediante el filtro HP con los parámetros señalados en Segura y Vásquez (2011).

<sup>19</sup>Si se considera el resultado obtenido al sumar una desviación estándar a la estimación se acorta en gran medida la cantidad de tiempo en que los resultados son negativos. Con 2 desviaciones estándar, lo que equivale a intervalos de confianza de 95 % para las estimaciones, el intervalo solo cae por debajo del 0 durante el 2008.

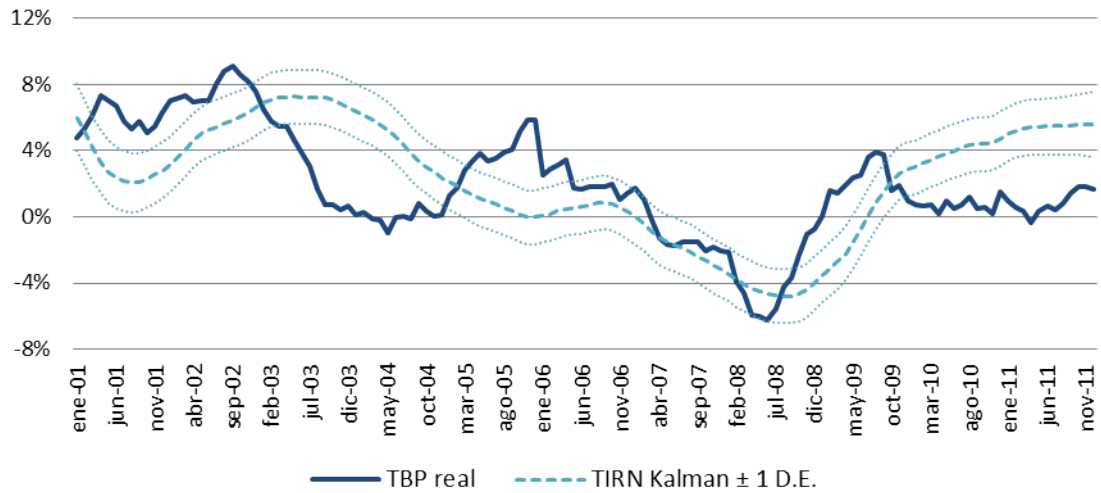
<sup>20</sup>Al calcular las desviaciones estándar del producto alrededor de una tendencia lineal se obtiene 0,0327 para el observado, 0,0282 para el potencial estimado con el filtro de Kalman y 0,0205 para el potencial estimado con el filtro HP.



Cuadro 1: Coeficientes del filtro de Kalman y prueba de Wald

Variable	Suma coeficientes	Chi-Cuadrado	Valor p
<b>Curva IS</b>			
Brecha del producto	-0,1547	0,1233	0,7254
Brecha de la tasa de interés	-0,1686	1,4230	0,2329
Brecha de Estados Unidos	0,6294	1,0742	0,3000
Error	0,0065	88,882	0,0000
<b>Curva de Phillips</b>			
Desvíos de la inflación	0,7641	35,407	0,0000
Brecha del producto	0,2635	4,0270	0,0448
Brecha de la tasa de interés	0,1330	5,5255	0,0187
Error	0,0063	82,890	0,0000
<b>Ley de Okun</b>			
Brecha del desempleo	0,9840	8925,65	0,0000
Error	0,0003	9,1121	0,0025
<b>Producto potencial</b>			
Error	-0,0037	7,6787	0,0056
<b>Tasa crecimiento del producto</b>			
Error	0,0003	6,7989	0,0091
<b>Tasa de interés real</b>			
Tasa de crecimiento del producto	-1,1555	1,8962	0,1685
<b>Preferencias</b>			
AR(1)	0,8105	38,265	0,0000
Error	-0,0026	1,9782	0,1596
<b>Desempleo natural</b>			
Tasa de crecimiento del producto	-0,3895	8,2003	0,0042
Error	0,0000	0,0000	0,9999

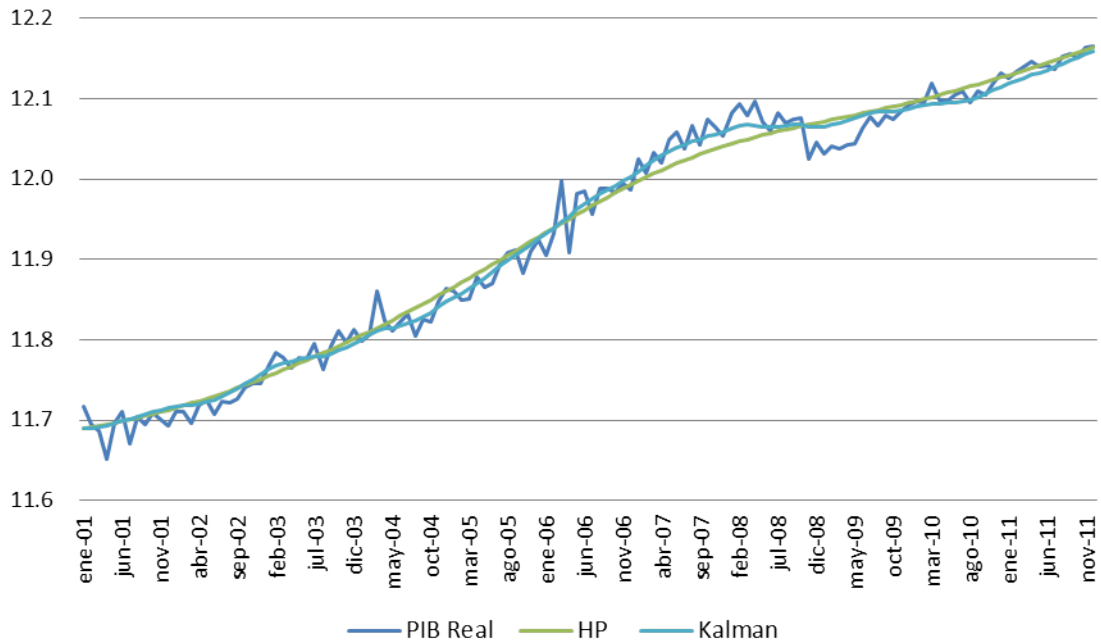
Gráfico 5: TBP real y TIRN estimada con filtro de Kalman



es menor para la mayoría de los períodos. Por otra parte, la crisis que se sufrió entre el 2008 y el 2009 parece menos severa, al ser la desviación del producto observado menor a la que se obtiene por medio de la aplicación del filtro HP. En último lugar, hacia el final del 2010 y durante el 2011 en la mayoría de los períodos se observa una brecha positiva del producto, al contrario de lo que se obtiene con el filtro HP.

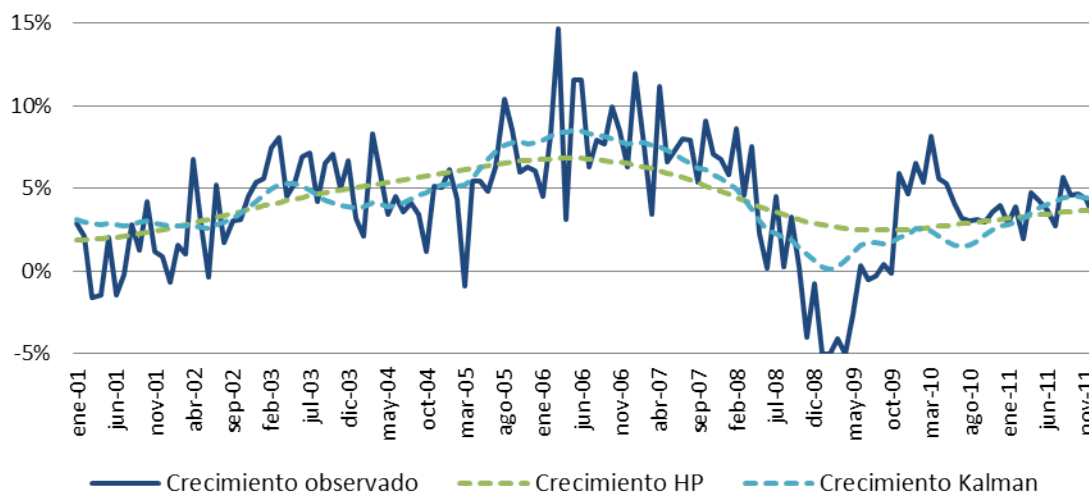
Gráfico 6: PIB real y PIB potencial estimado con filtro de Kalman

Series en logaritmo natural



En el gráfico 7 se presenta la tasa de crecimiento intermensual observada del PIB mensual y del producto potencial estimado mediante esta técnica y el filtro HP. Se observa que, con la estimación del filtro de kalman, al inicio de la muestra se presenta una tendencia positiva en la tasa de crecimiento del producto potencial hasta alcanzar un máximo en mayo de 2003, luego decrece por cerca de un año y vuelve a retomar su rumbo creciente hasta alcanzar un valor de 8,55 % en mayo de 2006. Luego decrece hasta alcanzar un punto mínimo de 0,12 % en febrero de 2009 durante la crisis e inicia una ruta de recuperación un poco volátil hasta alcanzar valores al final de la muestra de alrededor de 4,5 %. Esta tasa de crecimiento es mucho más variable que el caso de la estimada con el filtro HP, lo que concuerda con lo apuntado en el párrafo anterior.

Gráfico 7: Tasa de crecimiento PIB real y PIB potencial estimado con filtro HP y de Kalman



Por último, en el gráfico 8 se presenta la estimación de la tasa natural de desempleo. En este caso se observa que es relativamente estable a lo largo del período. Al inicio de la muestra dicha tasa aumenta desde 5,53 % hasta 6,71 % en junio de 2003. A partir de este mes descendiendo hasta enero de 2008 donde se encuentra una tasa natural de desempleo de 4,21 %. Seguidamente, se presenta una tendencia creciente en el desempleo natural relacionada con la crisis del período hasta alcanzar un máximo de alrededor de 7,8 % al final del período analizado.

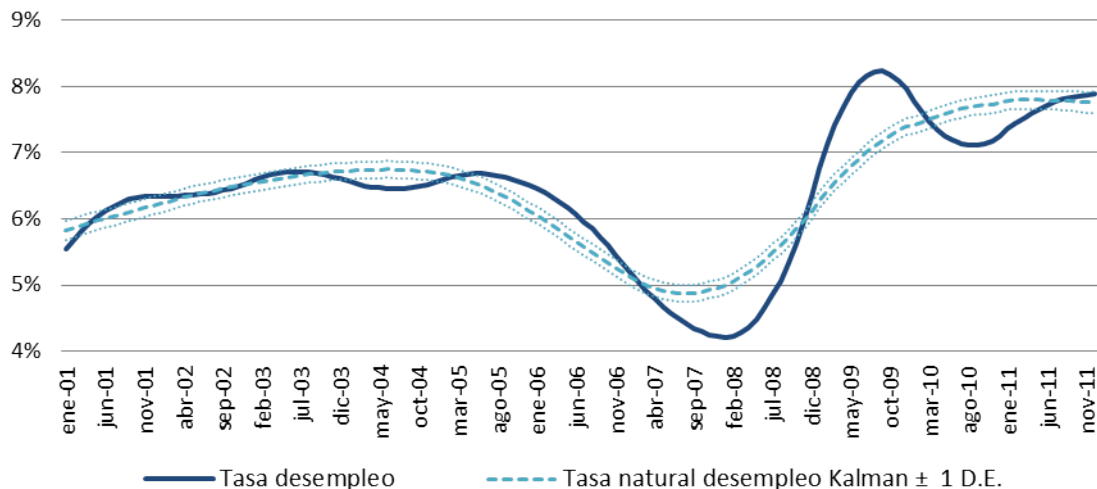
## 5. Análisis de resultados

En esta sección se llevará a cabo una comparación entre los resultados de cada una de las estimaciones y además, una comparación de las brechas en las tasas de interés con un cálculo de los cambios en la inflación de mediano plazo y con la brecha del producto estimada.

En primer lugar, es importante resaltar que el promedio de las TIRN estimadas para el período de 2001 hasta 2011 estimados con cualquiera de las metodologías<sup>21</sup> se encuentra por debajo de los obtenidos por Muñoz y Tenorio (2007) para el período entre 2001 y 2006 y con una mayor volatilidad, excepto para el caso del SVAR.

<sup>21</sup>No se presenta el promedio en periodo de inflación estable por ser invariante en el tiempo.

Gráfico 8: Tasa de desempleo observada y TND estimada con filtro de Kalman



Sin embargo, los promedios obtenidos con cada una de las estimaciones se encuentran dentro del rango que se ha encontrado en otros estudios tanto para economías desarrolladas como de América Latina. Fuentes y Gredig (2007) presentan en su trabajo un resumen de las estimaciones que se han realizado de la TIRN para economías desarrolladas, tanto con el filtro de Kalman como con modelos de Equilibrio General Dinámicos Estocásticos, con valores que van desde el 0,5% para el caso de la economía alemana hasta un 4% para Francia y otras economías europeas. Por su parte, España-Arias (2008) recoge los resultados que se obtuvieron para América Latina como parte de un proyecto conjunto de estimación de la TIRN para el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, donde se encontraron valores promedios que oscilan entre un 1,8% en el caso de Brasil y un 6,2% en el caso de Venezuela.

A continuación se presenta un resumen de las TIRN estimadas en este documento. Como se puede observar en el cuadro 2 con el SVAR y el filtro HP los indicadores de TIRN obtenidos muestran una menor variabilidad que la tasa de interés real observada. Por otra parte, el indicador obtenido con el filtro de Kalman se obtiene una desviación estándar similar al caso de la tasa observada.

Cuadro 2: Medias y desviaciones estándar de tasas de interés, Costa Rica 2001-2011

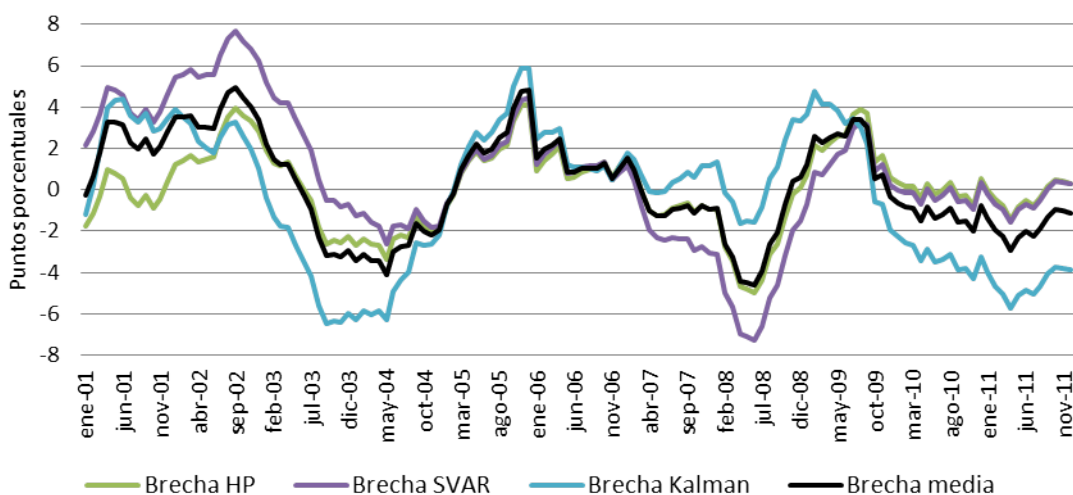
	Real observada	Real neutral Hodrick-Prescott	Real neutral Kalman	Real neutral SVAR
<b>Media</b>	1,96 %	1,88 %	2,21 %	1,26 %
<b>Desv. Est.</b>	3,30	2,28	3,49	0,47

La estimación de una tasa de interés real neutral tiene por fin, observar la posición que ha adoptado la política monetaria a lo largo del tiempo. Esto se logra a través del estudio de la brecha de la tasa de interés estimada, ya que si la brecha es negativa (positiva) nos encontramos ante la presencia de una política monetaria expansiva (contractiva). En el gráfico 9 se presenta la estimación de la brecha de tasa de interés con cada una de las metodologías y su promedio simple.

En primer lugar, es importante resaltar que las estimaciones de las tres metodologías son coherentes

entre sí. Se puede apreciar cómo a lo largo de los 11 años de estudio las brechas consistentemente muestran la misma postura de política monetaria, ya sea contractiva o expansiva. Además, es importante considerar que la mayoría de los períodos en los que la diferencia absoluta es mayor a 4 puntos porcentuales se encuentran en el inicio de la muestra. De esta forma, la tasa promedio de las tres estimaciones podría ser utilizada como un indicador más adecuado de la posición de la TIRN para un momento en el tiempo, y como intervalo de confianza el rango contemplado entre la estimación máxima y mínima.

Gráfico 9: Estimaciones de la brecha en la TIR



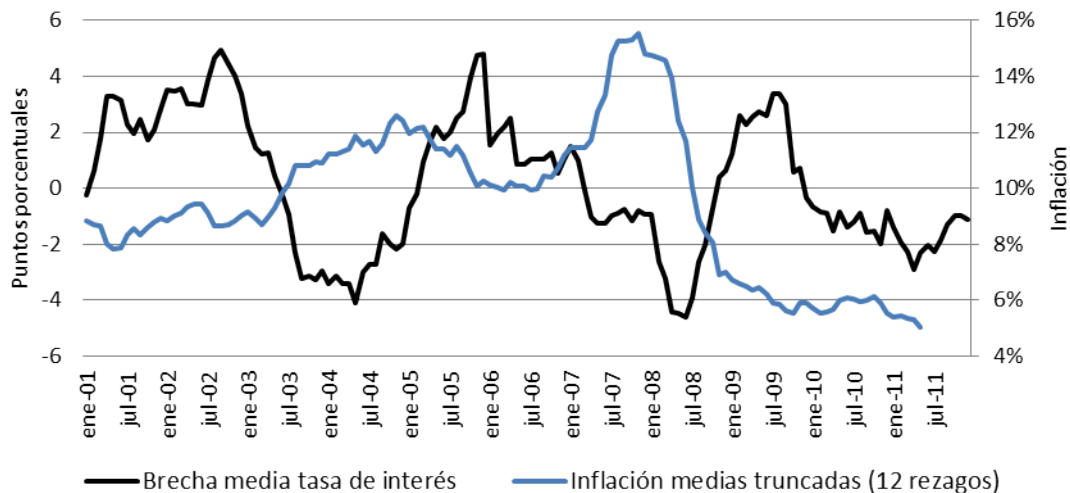
En segundo lugar, en más del 56 % de los períodos la tasa estimada que se encuentra más cerca de la media es la tasa estimada con el filtro HP. Sin embargo, el problema presentado por dicha estimación para utilizarla como referencia de la TIRN es que presenta un promedio en la muestra muy por debajo del que se obtiene con el resto de métodos empleados.

En el gráfico 10 se puede observar que en el período analizado existe una relación inversa entre la brecha de la tasa de interés y los rezagos de 12 meses de la tasa de inflación estimada mediante el método de medias truncadas. Es interesante observar como la variación en el signo de la brecha de la tasa de interés durante finales de 2008 e inicios de 2009 coincide con un período de desinflación que inicia en marzo de 2009, y que igualmente los periodos de alta inflación se asocian con una política monetaria expansiva. De esta forma, el objetivo que se trazó en dichos períodos de disminuir la inflación en el país se vio respaldada por una política monetaria contractiva por parte de las autoridades del BCCR. Además, hacia el final de la muestra debido a la menor variabilidad observada en la tasa de inflación se hace difícil corroborar la relación negativa entre ambas variables; sin embargo, al considerar el coeficiente de correlación durante el 2010 entre ellas se encuentra un valor de -0,47.

El gráfico 11 muestra que las estimaciones presentan una relación negativa entre la brecha media del producto<sup>22</sup> y la brecha media de la tasa de interés. Durante la crisis de finales de 2008 y 2009 el BCCR decidió mantener como prioridad de política el alcanzar una inflación baja y estable y no el recuperar la economía, en el corto plazo, de la crisis que el país estaba sufriendo en dicho momento. Sin embargo, durante el 2010 y el 2011 la tasa de interés se ha encontrado por debajo de la tasa neutral con lo que se ha fomentado el crecimiento del producto, resultado de ello, al final del período se observa que la

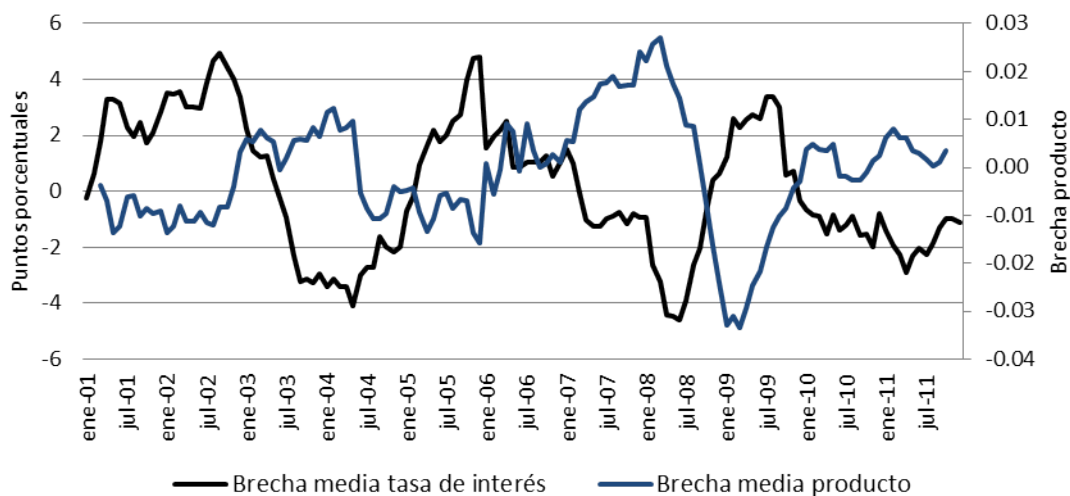
<sup>22</sup>Media de las brechas calculadas con las estimaciones del filtro de Kalman y el filtro HP.

Gráfico 10: Tasa de inflación de medias truncadas y brecha media de tasa de interés



brecha de producto aquí estimada, resulta ser positiva.

Gráfico 11: Brecha del producto y brecha de la tasa de interés real



De esta manera, los resultados presentan una comprobación empírica de la regla de Tinbergen<sup>23</sup> para el caso de Costa Rica. Así al BCCR le es imposible tratar de conseguir objetivos múltiples (inflación, crecimiento económico) mediante los movimientos en una sola variable de política (tasa de interés en un esquema de metas de inflación).

<sup>23</sup>La regla de Tinbergen establece que para cada objetivo de política se debe tener al menos un instrumento para poder alcanzarlo.

## 6. Conclusiones

En este documento de investigación se presentaron cuatro estimaciones distintas para la tasa de interés real neutral, dada la incertidumbre que rodea el trabajo con estas variables no observables. Primero se calculó el promedio de la tasa de interés real en un periodo de estabilidad inflacionaria. Posteriormente se aplicó el filtro de Hodrick y Prescott para extraer la tendencia de la serie de la tasa de interés real. Finalmente se estimaron dos modelos econométricos: un VAR estructural y un modelo semi-estructural resuelto con el filtro de Kalman. Adicionalmente en este último modelo se hizo una estimación de la tasa de desempleo natural, la cual se complementa con otra estimación realizada aplicando el filtro de Hodrick y Prescott.

En promedio, los resultados con las diferentes técnicas coinciden en encontrar que al principio del período en estudio la tasa de interés real neutral se encuentra en valores más elevados que el resto del periodo. Luego, sigue una tendencia decreciente hasta mediados del año 2008. Alrededor de este año con algunas de las metodologías se alcanzan valores negativos, lo que coincide con un período en que se presentaban grandes brechas positivas del producto. Al final del período se observa una leve recuperación en el nivel de esta variable no observable.

Debido a que los resultados obtenidos con cada una de las metodologías no difieren en gran medida entre sí se analizó el comportamiento de un indicador medio de la TIRN. Dicho indicador es menos volátil que las estimaciones con el filtro de Kalman y el filtro HP, y permite describir de manera apropiada las relaciones negativas esperables a priori entre la brecha en la tasa de interés y la brecha del producto e inflación de largo plazo para el período en estudio.

De esta manera, se recomienda utilizar dicho resultado como indicador de la política monetaria del BCCR en su proceso de transición hacia el régimen de metas de inflación. Así cuando el BCCR pretenda disminuir la tasa de inflación en el futuro debería influir en el mercado con el fin de aumentar la tasa de interés real observada por encima de la neutral.

Para próximas investigaciones queda pendiente actualizar estas estimaciones con una tasa de política monetaria propiamente dicha en lugar del indicador de Tasa Básica Pasiva que se utilizó en este documento debido a la gran variabilidad en las definiciones de la tasa de política monetaria que se han observado en el pasado.

Adicionalmente, las dos estimaciones de la tasa de desempleo natural muestran poca volatilidad a través del tiempo debido en gran medida a que los datos con que se cuenta son anuales y se procedió a mensualizarlos. En este sentido, debería profundizarse en el estudio de esta variable no observable en el futuro.

Por último, se obtiene una estimación del producto potencial con el filtro de Kalman que muestra mayor volatilidad que la presente en el indicador obtenido con el filtro de Hodrick y Prescott. Se haría necesaria una mayor profundización en el estudio de los determinantes del producto potencial y aproximarlos mediante otras técnicas para determinar cuál de las estimaciones se encuentra más acorde con el comportamiento de la economía nacional.

## Referencias

- Benati, L. y Vitale, G. (2007). *Joint Estimation of the Natural Rate of Interest, the Natural Rate of Unemployment, Expected Inflation, and Potential Output*. Working Paper 797, European Central Bank.
- Blanchard, O. J. y Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655–673.
- Blinder, A. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*. MIT Press.
- Bomfim, A. (2001). *Measuring Equilibrium Real Interest Rates: What Can We Learn from Yields on Indexed Bonds?* Finance and Economics Discussion Series 2001-53, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Brzoza-Brzezina, M. (2003). *Estimating the Natural Rate of Interest: A SVAR Approach*. Working Paper 27, National Bank of Poland.
- Brzoza-Brzezina, M. (2006). The Information Content of the Natural Rate of Interest: The Case of Poland. *Economics of Transition*, 12(2), 391–412.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*. Wiley, 3 edition.
- España-Arias, V. (2008). La tasa natural de interés: estimación para la economía uruguaya. *Revista de Economía*, 15(2), 23–66.
- Esquivel, M., Rodríguez, A., y Vásquez, J. P. (2011). *Medias truncadas del IPC como indicadores de inflación subyacente en Costa Rica*. Serie Documentos de Investigación DEC-DIE-DI-011-2011, Banco Central de Costa Rica.
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, 58(1), 1–17.
- Fuentes, R. y Gredig, F. (2007). *Estimating the Chilean Natural Rate of Interest*. Working Papers 448, Central Bank of Chile.
- Galí, J. (2002). *New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*. CEPR Discussion Papers 3210, Centre for Economic Policy Research.
- Garnier, J. y Wilhelmsen, B.-R. (2005). *The Natural Real Interest Rate and the Output Gap in the Euro Area: a Joint Estimation*. Working Paper 546, European Central Bank.
- González, E., Melo, L., Rojas, L., y Rojas, B. (2011). Estimations of the Natural Rate of Interest in Colombia. *Money Affairs*, 24(1), 33–75.
- Greene, W. (2003). *Econometric Analysis*. Pearson Education, 5 edition.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Justiniano, A. y Primiceri, G. (2010). Measuring the Equilibrium Real Interest Rate. *Economic Perspectives*.



- Laubach, T. y Williams, J. (2001). *Measuring the Natural Rate of Interest*. Finance and Economics Discussion Series 2001-56, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Maravall, A. y del Río, A. (2001). *Time Aggregation and the Hodrick-Prescott Filter*. Documento de Trabajo 0108, Banco de España.
- Marcet, A. y Ravn, M. (2003). *The HP-Filter in Cross-Country Comparisons*. CEPR Discussion Paper 4244, Centre for Economic Policy Research.
- Muñoz, E. y Tenorio, E. (2007). *Estimación de la tasa de interés real neutral para la economía costarricense (1991-2006)*. Serie Documentos de Investigación DIE-04-2007-DI, Banco Central de Costa Rica.
- Neiss, K. y Nelson, E. (2001). *The Real Interest Rate Gap as an Inflation Indicator*. Working Paper WP130, Bank of England.
- Segura, C. y Vásquez, J. P. (2011). *Estimación del parámetro de suavizamiento del filtro de Hodrick y Prescott para Costa Rica*. Serie Documentos de Trabajo DEC-DIE-DT-006-2011, Banco Central de Costa Rica.
- Stiglitz, J. (1997). Reflections on the Natural Rate Hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 3–10.
- Stock, J. y Watson, M. (1996). *Asymptotically Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time Varying Parameter Model*. Technical Working Paper 201, National Bureau of Economic Research.
- Tenorio, E. (2008). *Recopilación de definición y cambios en la tasa de política monetaria del Banco Central de Costa Rica*. Serie Informe Técnico DIE-037-2008-IT, Banco Central de Costa Rica.
- Tinbergen, J. (1952). *On the Theory of Economic Policy*. North-Holland.
- Wicksell, K. (1898). *Interest and Prices*. Macmillan.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.

## 7. Anexos

### 7.1. Resolución del sistema de ecuaciones en el modelo SVAR

El modelo utilizado supone que no hay efectos contemporáneos de las innovaciones de la brecha de la tasa de interés sobre el cambio en la inflación por lo que la matriz  $B$  y su inversa tienen las siguientes formas:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Al estimarse el modelo, se tiene que la matriz de variancias y covariancias de los errores observados  $\Sigma$  es la que permite recuperar los parámetros del sistema. Como  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ ,

$$\Sigma = B^{-1}\Omega B^{-1'}$$

Esto provee 3 ecuaciones para recuperar 4 parámetros. La cuarta ecuación la aporta la restricción sobre el efecto de largo plazo de las innovaciones de la tasa de interés real neutral sobre el cambio en la inflación:

$$0 = S_{11}(1) = C_{11}(1) + b_{21}C_{12}(1)$$

Con esta información ya se tiene lo necesario para obtener los coeficientes que se requiere:

$$\begin{aligned} b_{21} &= \frac{-C_{11}(1)}{C_{12}(1)} \\ \omega_{11} &= \sigma_{11} \\ \omega_{12} &= \omega_{21} = \omega_{12} - \omega_{11}b_{21} \\ \omega_{22} &= \sigma_{22} - 2b_{12}\sigma_{12} + \sigma_{11}b_{12}^2 \end{aligned}$$

## 7.2. Pruebas de raíz unitaria filtro de Kalman

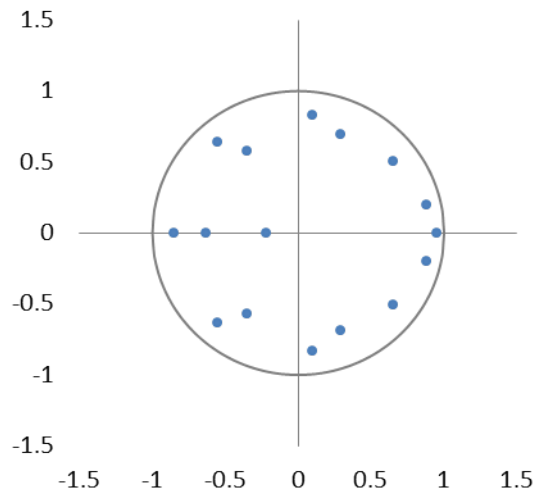
Cuadro 3: Pruebas de raíz unitaria

Prueba	Var. exógenas	g	z
Dickey-Fuller aumentada (estad. t)	Intercepto	-1.9174	-2.6017*
	Intercepto y tendencia	-1.8151	-2.1396
	Ninguno	-0.1631	-3.3769***
Dickey-Fuller GLS (estad. t)	Intercepto	-0.5288	0.2544
	Intercepto y tendencia	-0.6991	-1.6026
Phillips-Perron (estad. t adj)	Intercepto	-1.5770	-1.9102
	Intercepto y tendencia	-1.9052	-2.2030
	Ninguno	0.0040	-2.1020**
Kwiatkowski-Philips-Shmidt-Shin (estad. LM)	Intercepto	0.3599*	0.7388**
	Intercepto y tendencia	0.2667***	0.0751

Nota: \*, \*\* y \*\*\* indican el rechazo de la hipótesis nula al 10, 5 y 1% respectivamente. La hipótesis nula en la prueba KPSS es que la variable es estacionaria.

## 7.3. Modelo VAR estimado y pruebas sobre el modelo

Gráfico 12: Raíces inversas del polinomio característico



Cuadro 4: Modelo VAR estimado

	Coef	D(INFLACSA)	
		Desv est	Estad-t
D(INFLACSA(-1))	0.2688	0.0800	3.3598
D(INFLACSA(-7))	-0.1910	0.0769	-2.4821
D(INFLACSA(-8))	0.1662	0.0761	2.1843
R2(-1)	-0.0861	0.0272	-3.1614
R2(-7)	0.0298	0.0787	0.3789
R2(-8)	0.0455	0.0721	0.6313
C	-0.0003	0.0007	-0.4326
DU08_02	0.0052	0.0067	0.7746
DU06_01	-0.0077	0.0067	-1.1444
DU00_09	-0.0012	0.0067	-0.1799
R-cuad	0.2361	Log vero	523.7512
R-cuad ajust.	0.1848	AIC	-7.1354
Sum resid cuad	0.0058	SIC	-6.9292
E.E. ecuac	0.0066	Prom. var dep	-0.0004
Estad-F	4.60119	D.E. var dep	0.0073
	Coef	R2	
		Desv est	Estad-t
D(INFLACSA(-1))	0.1760	0.0770	2.2863
D(INFLACSA(-7))	0.0102	0.0741	0.1371
D(INFLACSA(-8))	0.2600	0.0732	3.5505
R2(-1)	1.0523	0.0262	40.1313
R2(-7)	-0.1102	0.0758	-1.4552
R2(-8)	0.0250	0.0694	0.3605
C	0.0013	0.0007	1.8504
DU08_02	-0.0183	0.0064	-2.8431
DU06_01	-0.0358	0.0065	-5.5265
DU00_09	-0.0195	0.0065	-3.0170
R-cuad	0.9661	Log vero	529.2544
R-cuad ajust.	0.9638	AIC	-7.2119
Sum resid cuad	0.0054	SIC	-7.0056
E.E. ecuac	0.0064	Prom. var dep	0.0227
Estad-F	424.3853	D.E. var dep	0.0334
Det de covariancia residual (ajustada)			1.73E-09
Det de covariancia residual			1.50E-09
Log vero			1054.1440
AIC			-14.3631
SIC			-13.9506

Cuadro 5: Prueba de Wald para exclusión de rezagos

	D(INFLACSA)		R2		Conjunta	
	Chi-cuad	Prob	Chi-cuad	Prob	Chi-cuad	Prob
Rez 1	5.0626	0.0796	221.849	0.0000	230.41	0.0000
Rez 2	0.7014	0.7042	4.5112	0.1048	5.7818	0.2160
Rez 3	0.1026	0.9500	3.2801	0.1940	3.5996	0.4629
Rez 4	3.4140	0.1814	3.4604	0.1773	7.9060	0.0951
Rez 5	1.8203	0.4025	0.9495	0.6221	2.6898	0.6110
Rez 6	2.1929	0.3341	0.1892	0.9097	2.4023	0.6622
Rez 7	6.3758	0.0413	0.5785	0.7488	7.4449	0.1142
Rez 8	4.0602	0.1313	8.0821	0.0176	10.930	0.0274
Rez 9	5.0689	0.0793	1.2547	0.5340	6.3906	0.1718
Rez 10	1.0411	0.5942	1.6211	0.4446	2.7013	0.6090
Rez 11	6.5558	0.0377	0.5739	0.7506	7.6338	0.1060
gl	2		2		4	

Cuadro 6: Prueba de Wald para causalidad de Granger

	Variable dependiente: D(INFLACSA)				Variable dependiente: R2			
	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob	Excluidas	Chi-cuad	gl	Prob
R2		12.0762	3	0.0071	D(INFLACSA)	17.3565	3	0.0006
Todas		12.0762	3	0.0071	Todas	17.3565	3	0.0006

Cuadro 7: Prueba LM de correlación serial

Rezagos	Estad-LM	Prob	Rezagos	Estad-LM	Prob
1	10.2649	0.0362	7	4.5409	0.3377
2	4.1804	0.3821	8	2.4172	0.6595
3	2.3296	0.6754	9	2.9033	0.5741
4	4.9915	0.2882	10	2.5067	0.6434
5	1.7359	0.7842	11	4.5633	0.3351
6	1.7903	0.7743	12	25.5463	0.0000

Prob chi-cuad con 4 gl.

Cuadro 8: Prueba de normalidad multivariada en los residuos

Componente	Coef. Asimetría	Chi-cuad	gl	Prob
1	-0.3007	2.2892	1	0.1303
2	-0.1194	0.3725	1	0.5417
Conjunta		2.6617	2	0.2643
Componente	Curtosis	Chi-cuad	gl	Prob
1	3.7910	3.2530	1	0.0713
2	3.1186	0.4566	1	0.4992
Conjunta		3.7097	2	0.1565
Componente	Jarque-Bera		gl	Prob
1	5.5422		2	0.0626
2	0.8291		2	0.6606
Conjunta	6.3713		4	0.1731

Ortogonalización según método de Doornik-Hansen

Cuadro 9: Prueba de heterocedasticidad en los residuos (con términos cruzados)

Prueba conjunta						
	Chi-cuad	gl	Prob			
	56.10565	45	0.124			
Componentes individuales						
Dependiente	R-cuadrado	F(30,101)	Prob	Chi-cuad(30)	Prob	
res1*res1	0.161275	1.640845	0.0717	23.22366	0.0795	
res2*res2	0.051531	0.463622	0.9545	7.420464	0.9449	
res2*res1	0.161241	1.640421	0.0718	23.21863	0.0796	

Gráfico 13: Costa Rica: Tasa de inflación observada y estimada con modelo VAR

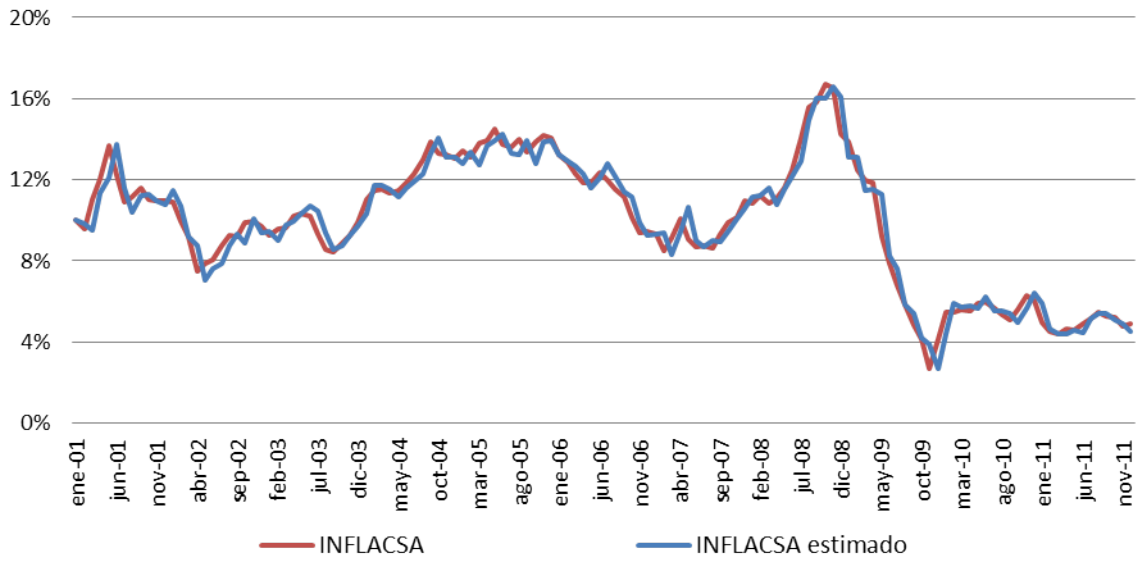


Gráfico 14: Costa Rica: Tasa de interés observada y estimada con modelo VAR

