

Estimación de la Tasa de Interés Neutral en Honduras

CRISTIAN A. CRUZ TORRES

Banco Central de Honduras (BCH)

cristian.cruz@bch.hn

RESUMEN

La tasa de interés neutral se define como aquella tasa de interés real en la cual la economía alcanza su nivel potencial de crecimiento y la inflación converge a la tasa objetivo a lo largo del tiempo. Proporciona un punto de referencia para medir la postura de la política monetaria, siendo la política expansiva si la tasa de interés real se encuentra por debajo de la tasa neutral y siendo la política contractiva si la tasa de interés real se encuentra por encima de la tasa neutral. Una característica de la tasa de interés neutral es que no es observable y cambia en el tiempo, por tanto es necesario estimarla.

En este artículo se estima la tasa de interés neutral en Honduras usando diferentes metodologías como el filtro de Kalman para modelos en espacio de estados (SS), VAR con parámetros variando en el tiempo (TVP-VAR), modelos de regresión con contracción en los parámetros variando en el tiempo (RegTVP) y diferentes filtros estadísticos. Finalizando con la comparación entre los resultados obtenidos.

Palabras claves: Tasa de interés neutral; Modelos en espacio de estado; TVP-VAR; Modelos de regresión con contracción; Inferencia Bayesiana.

1. INTRODUCCIÓN

Desde que Knut Wicksell introdujo en 1898 el concepto de tasa de interés neutral, esta ha jugado un papel central en la teoría macroeconómica y monetaria (Wicksell, 1936). La tasa de interés real neutral o de equilibrio proporciona un punto de referencia para medir la postura de la política monetaria, siendo la política expansiva (contractiva) si la tasa de interés real a corto plazo se encuentra por debajo (por encima) de la tasa neutral. Wicksell propuso diferentes definiciones de la tasa de interés neutral usando tres conceptos alternativos: 1) tasa de interés que iguala el ahorro y la inversión, 2) la productividad marginal de capital y 3) la tasa de interés que es consistente con la estabilidad de precios agregados.

Por otro lado, Greenspan (1993) define la tasa de interés neutral como aquella tasa de interés real que hace que la economía se mantenga en su nivel potencial a lo largo del tiempo. Woodford (2003) la detalla como la tasa de interés real en un modelo de equilibrio general con precios flexibles, es decir, un modelo en un entorno sin fricciones nominales. Laubach and Williams (2003), la describe como aquella tasa de interés con la cual la economía alcanza su nivel potencial de crecimiento y la inflación converge a la tasa objetivo, lo cual es consistente con las definiciones mencionadas anteriormente. La noción de tasa neutral tiene implícito el concepto de equilibrio que permite conocer si la política monetaria está siendo expansiva o contractiva, al comparar la tasa de política monetaria con esta tasa de referencia. Es importante notar, que en todas estas definiciones se refieren a una tasa de interés neutral que varía en el tiempo, como respuesta a los choques reales que afectan a una economía.

Conocer la tasa de interés neutral es relevante para los bancos centrales porque les ayuda a determinar la postura de política monetaria. A pesar de su importancia, la tasa neutral es un indicador exclusivo para la política monetaria porque no es observable y debe inferirse utilizando métodos cuantitativos que están sujetos a una importante incertidumbre estadística y puede variar en el tiempo debido a cambios en factores estructurales y transitorios. Los bancos centrales

requieren contar con una estimación lo más precisa posible del probable valor de la tasa de interés de equilibrio o neutral, permitiendo contar con una referencia para fijar una tasa de política monetaria que no genere desequilibrios en la economía.

Dado que la tasa de interés neutral no es directamente observable y cambia en el tiempo, esto puede ser debido a diversos factores económicos que afectan el ahorro y la inversión, entre los cuales se puede mencionar: la tasa de crecimiento potencial de la economía, el incremento y la estructura por edades de la población, los arreglos institucionales y la regulación, así como la propensión al riesgo y cómo éste se valúa en las tasas de interés de mercado. Además, en el entorno de una economía abierta juega un papel importante la influencia que puedan ejercer las tasas de interés internacionales.

Derivado de lo anterior, el objetivo de este trabajo es estimar la tasa de interés neutral en Honduras durante el periodo trimestral 2002Q1 hasta 2021Q4, utilizando diferentes metodologías. Primero, la propuesta por Laubach and Williams (2003). Segundo, un modelo TVP-VAR, mencionado en la literatura como un diseño explícitamente para una economía pequeña y abierta, con una variante para incluir contracción en los parámetros. Finalmente, se aplica los filtros tradicionales de series de tiempo y se contrasta su estimación con las metodologías anteriores.

Este artículo está estructurado de la siguiente forma, en la sección 2 se hace una revisión de la literatura. En la sección 3 se define la tasa de interés neutral y se presenta su modelación empírica. En la sección 4 se proponen los diferentes modelos usados en este artículo. En la sección 5 se hace una descripción de los datos utilizados. En la sección 6 se analizan los resultados obtenidos. En la sección 7 se presentan las principales conclusiones y finalmente se tiene la bibliografía usada en este estudio.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Existe una gran cantidad de literatura que reporta esfuerzos metodológicos para llevar a cabo la estimación de la tasa de interés neutral, encontrándose modelos sofisticados que van desde los de equilibrio general dinámico hasta los modelos estructurales de series de tiempo. La primera propuesta de un modelo estructural para la estimación de la tasa de interés neutral fue elaborada por Laubach and Williams (2003) luego fue extendida por Holston et al. (2017).

Diversos autores han sugerido diferentes metodologías para realizar estimaciones de la tasa de interés neutral: como se mencionó Laubach and Williams (2003) para los Estados Unidos de América (EUA). Wynne and Zhang (2018) realizaron la estimación para el mismo país y Japón en un ambiente de economía abierta de dos países utilizando Filtro de Kalman en un contexto bayesiano. Chen and Karp (2018) lo hicieron para Canadá, EUA y México siguiendo el modelo propuesto por Laubach y Williams. Holston et al. (2017) extienden el modelo original propuesto por Laubach y Williams en 2003 y lo usan para estimar la tasa de interés neutral de EUA, Canadá, Reino Unido y la Unión Europea. Brand et al. (2018) realizaron el calculo para EUA y la Unión Europea. Finalmente, Brubakk et al. (2018) obtuvieron la tasa de interés para Noruega usando modelos en espacio de estado y vectores autoregresivos con parámetros variando en el tiempo (TVP-VAR, por sus siglas en ingles).

En la región de los países de Latinoamérica, se han hechos estudios para obtener la tasa de interés neutral, entre los que se pueden mencionar: Chen and Karp (2018) y Carrillo et al. (2018) para México; Barcellos and Portugal (2009) y Moreira and Portugal (2019) para Brasil; Fuentes and Gredig (2007) para Chile; Castillo et al. (2006) para Perú; Gonzalez et al. (2013) para Colombia; Cartaya and Vivas (2007) para Venezuela; Estrada and Zeballos (2018) para Bolivia; Brum et al. (2010) para Uruguay; Paredes et al. (2013) para República Dominicana; Dacass (2012) para Jamaica; Moran (2013) para Guatemala; Muñoz-Salas and Rodriguez-Vargas (2017) para Costa Rica y Alvarez (2017) para Honduras.

3. TASA DE INTERÉS NEUTRAL

La mayor parte de los bancos centrales implementan su política monetaria mediante el control de la tasa de interés nominal de corto plazo. Cambios en la posición de política monetaria se reflejan primero como cambios en esa tasa de interés, luego estos se transmiten a la demanda agregada y a través de este canal, finalmente se afecta la inflación. La tasa de interés neutral es muy importante para la toma de decisiones de un banco central, ya que representa una referencia para medir la postura de la política monetaria. Cuando la tasa de interés real a corto plazo se encuentra por debajo de su tasa neutral (brecha de tasa neutral negativa), entonces la política monetaria está siendo expansiva. Y en su contraparte, cuando la tasa de interés real a corto plazo se encuentra por encima de su tasa neutral (brecha de tasa neutral positiva), entonces la política monetaria está siendo contractiva.

3.1. Modelación empírica

Un punto de partida para modelar la tasa de interés neutral es la del modelo de crecimiento neoclásico. Para una familia representativa con sus preferencias, el modelo implica que la tasa de interés neutral varía en el tiempo en respuesta a cambios en las preferencias y en la tasa de crecimiento del producto. Las ecuaciones que se usan para estimar la tasa de interés neutral, se fundamenta en el hecho de que la mayoría de los bancos centrales implementan su política monetaria mediante el control de la tasa de interés nominal de corto plazo. Este mecanismo de transmisión se puede ilustrar a partir de dos ecuaciones que resumen el comportamiento de la brecha del producto y la inflación en un modelo microfundamentado de equilibrio general, (Clarida et al., 2000):

$$\hat{y}_t = a_y \hat{y}_{t-1} + \frac{a_r}{2} \sum_{j=1}^2 (r_{t-j} - \bar{r}_{t-j}) + \epsilon_{y_t} \quad (3.1)$$

$$\pi_t = b_\pi \pi_{t-1} + (1 - b_\pi) \pi_{t-2,4} + b_y \hat{y}_{t-1} + \epsilon_{\pi_t} \quad (3.2)$$

La primera ecuación (3.1) es la curva de demanda. Donde \hat{y}_t representa la brecha del producto; $\hat{y}_t = y_t - \bar{y}_t$, y_t es el logaritmo del PIB real y \bar{y}_t el logaritmo del PIB potencial; r_t es la tasa de interés real; \bar{r}_t es la tasa de interés neutral. Esta ecuación representa la curva IS reducida en forma de demanda agregada, compuesta por la brecha del producto y el diferencial de la tasa de interés real y la tasa de interés neutral en rezagos $j = 1, 2$. Los rezagos que se incorporan a las variables y el término de error deben de ser no correlacionados, recogen la dinámica de corto plazo y las perturbaciones transitorias que pueda tener la economía.

La curva de oferta agregada es descrita por la ecuación (3.2), donde π_t es la inflación que está determinada por la brecha del producto \hat{y}_t , $\pi_{t-2,4}$ es el promedio de los rezagos 2 hasta 4 de la inflación. A esta ecuación se le conoce como la Curva de Phillips, siendo ésta un proxy de la oferta agregada, la cual modela la dinámica de la inflación.

La presencia de los términos estocásticos ϵ_{y_t} y ϵ_{π_t} capturan los choques transitorios de la brecha del producto e inflación.

Basado en el fundamento teórico entre la tasa de interés neutral y el crecimiento del producto, se asume que la relación de la tasa de interés neutral es dada por:

$$\bar{r}_t = g_t + z_t \quad (3.3)$$

donde g_t es la tasa de crecimiento de tendencia del producto y z_t captura otros determinantes de \bar{r}_t .

Se especifica el logaritmo del producto potencial como una caminata aleatoria con un *drift* estocástico g_{t-1} , que a su vez sigue una caminata aleatoria:

$$\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1} = g_{t-1} + \epsilon_{\bar{y}_t} \quad (3.4)$$

$$g_t = g_{t-1} + \epsilon_{g_t} \quad (3.5)$$

Finalmente, se asume que z_t sigue una caminata aleatoria:

$$z_t = z_{t-1} + \epsilon_{z_t} \quad (3.6)$$

Se asume que $\epsilon_{\bar{y}_t}$, ϵ_{g_t} y ϵ_{z_t} están normalmente distribuidos con desviaciones estándar $\sigma_{\bar{y}_t}$, σ_{g_t} y σ_{z_t} respectivamente y se asume que los choques son no correlacionados. Estas ecuaciones constituyen las ecuaciones de transición para el modelo en espacio de estado.

4. MODELOS PROPUESTOS

4.1. Modelo en espacio de estado (SS)

Considerando el modelo descrito en la sección 3.1, la representación de ese modelo en espacio de estado es dada por:

Ecuación de observación:

$$Y_t = HS_t + AX_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, R) \quad (4.7)$$

Ecuación de estado:

$$S_t = FS_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, Q) \quad (4.8)$$

donde:

$$Y_t = (y_t, \pi_t)', \quad u_t = (\epsilon_{y_t}, \epsilon_{\pi_t})'$$

$$X_t = (y_{t-1}, r_{t-1}, r_{t-2}, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, 4)'$$

$$S_t = (\bar{y}_t, \bar{y}_{t-1}, g_{t-1}, g_{t-2}, z_{t-1}, z_{t-2})', \quad v_t = (\epsilon_{\bar{y}_t}, 0, \epsilon_{g_t}, 0, \epsilon_{z_t}, 0)'$$

Los coeficientes de las matrices son:

$$A = \begin{bmatrix} a_y & a_r/2 & a_r/2 & 0 & 0 \\ b_y & 0 & 0 & b_\pi & 1 - b_\pi \end{bmatrix},$$

$$H = \begin{bmatrix} 1 & -a_y & -a_r/2 & -a_r/2 & -a_r/2 & -a_r/2 \\ 0 & -b_y & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad R = \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & 0 \\ 0 & \sigma_\pi^2 \end{bmatrix},$$

$$F = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}, \quad Q = \begin{bmatrix} \sigma_g^2 + \sigma_{\bar{y}}^2 & 0 & \sigma_g^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \sigma_g^2 & 0 & \sigma_g^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_z^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Condicionado a los parámetros, este modelo es lineal y por tanto puede ser estimado usando el filtro de Kalman.

4.2. Modelo TVP-VAR

El modelo de vectores autoregresivos con parámetros variando en el tiempo (TVP-VAR), puede ser escrito de la forma (4.9), donde las variables de interés pueden ser explicadas por rezagos de ellas mismas y de otras variables. A diferencia con los modelos VAR estándar, permite que la matriz de parámetros (θ_t) varíe en el tiempo, asumiendo que la evolución de estos parámetros sigue un proceso autorregresivo.

$$Y_t = \theta_t Y_{t-1} + e_t \quad (4.9)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + u_t$$

donde Y_t es un vector de las variables endógenas. En nuestro caso, el vector Y_t esta compuesto por las variables PIB real, inflación y la tasa de interés real, $Y_t = (y_t, \pi_t, r_t)'$. θ_t denota la matriz de parámetros variando en el tiempo, e_t y u_t son los disturbios exógenos. Definimos la tasa de interés neutral como la predicción del modelo de la tasa de interés real 5 años adelante, es decir, cuando todos los choques son asumidos que han desaparecido (Brubakk et al. (2018)). El modelo es estimado utilizando el enfoque Bayesiano, aplicando el muestreador de Gibbs (*Gibbs Sampling*), permitiendo que la no linealidad del TVP-VAR sea tratable cuando se calculan las condicionales completas (Primiceri, 2005).

4.3. Modelo RegTVP

Un riesgo de los modelos TVP-VAR y en general de los modelos TVP es que tiende a sobrestimar los parámetros, por tanto, es posible que solo un número pequeño de estos parámetros en realidad varíen en el tiempo. Knaus et al. (2021), proponen un método para selección de variables en modelos de regresión múltiple con parámetros variando en el tiempo, donde bajo el enfoque Bayesiano, se impone una distribución a priori a los parámetros de tal manera que haga una contracción en ellos. De esta forma, hace cero aquellos parámetros que no son significativos y selecciona las variables que realmente son diferentes de cero.

El modelo es especificado como un modelo TVP en espacio de estado. Para $t = 1, \dots, T$ se tiene:

$$y_t = x_t \beta_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (4.10)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + w_t, \quad w_t \sim N_d(0, Q)$$

donde y_t es una variable respuesta univariada, $x_t = (x_{t1}, \dots, x_{td})$ es un vector d -dimensional conteniendo las variables regresoras en el tiempo t , con x_{t1} correspondiendo al intercepto. Por simplicidad se asume que $Q = \text{diag}(\theta_1, \dots, \theta_d)$ es una matriz diagonal, lo que implica que los choques en la ecuación de estado son condicionalmente independientes. Se asume un valor inicial, $\beta_0 \sim N_d(\beta, Q)$ con una media inicial $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_d)$. Este modelo (4.10) puede ser escrito en forma equivalente como una parametrización no centrada:

$$y_t = x_t \beta + x_t \text{diag}(\sqrt{\theta_1}, \dots, \sqrt{\theta_d}) \tilde{\beta}_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (4.11)$$

$$\tilde{\beta}_t = \tilde{\beta}_{t-1} + \tilde{u}_t, \quad \tilde{u}_t \sim N_d(0, I_d),$$

con $\tilde{\beta}_0 \sim N_d(0, I_d)$.

Luego se completa el modelo especificando distribuciones independientes a priori Normal-

Gamma (NG), las cuales quedan representadas de la siguiente forma:

$$\sqrt{\theta_j}|\xi_j^2 \sim N(0, \xi_j^2), \quad \xi_j^2|a^\xi, \kappa_B^2 \sim Ga(a^\xi, \frac{a^\xi \kappa_B^2}{2}) \quad (4.12)$$

$$\beta_j|\tau_j^2 \sim N(0, \tau_j^2), \quad \tau_j^2|a^\tau, \lambda_B^2 \sim Ga(a^\tau, \frac{a^\tau \lambda_B^2}{2}) \quad (4.13)$$

En la modelación, se toma como variable respuesta a la tasa de interés real (r_t), en función de las covariables x_t de dimensión 4, que corresponden al intercepto y a las variables del PIB real, inflación y tasa de interés real con rezagos de un periodo. Por tanto, así como se definió en la sección 4.2, la tasa de interés neutral es la predicción del modelo de la tasa de interés real 5 años adelante, es decir, la predicción de la variable respuesta. Igualmente, el modelo es estimado también usando el enfoque Bayesiano, donde la formulación (NG) para las prioris permite aplicar un muestreador de Gibbs con pasos de Metropolis-Hastings para obtener muestras de la distribución a posteriori de los parámetros del modelo.

4.4. Filtros en series de tiempo

En esta sección se presentan los filtros clásicos de la literatura económica y de series de tiempo, a continuación una breve descripción de cada uno de estos métodos.

4.4.1. *Filtro de Baxter-King.* Dada una serie de tiempo $\{x_t\}_{t=1}^T$ estamos interesados en extraer los componentes de x_t denotado por y_t con periodo de oscilaciones entre p_l y p_u , donde $2 \leq p_l < p_u < \infty$.

Considerando la siguiente descomposición de la serie:

$$x_t = y_t + \bar{x}_t \quad (4.14)$$

El componente y_t asume que sus frecuencias pertenecen al intervalo $\{(a, b) \cup (-b, -a)\} \in (-\pi, \pi)$.

Donde a y b son definidos como:

$$a = \frac{2\pi}{p_u}, \quad b = \frac{2\pi}{p_l} \quad (4.15)$$

El filtro de Baxter-King (Baxter and King, 1999) es una aproximación finita del filtro paso-banda ideal, que se define como:

$$y_t = \hat{B}(L)x_t = \sum_{j=-n}^n \hat{B}_j x_{t+j} = \hat{B}_0 x_t + \sum_{j=1}^n (x_{t-j} + x_{t+j})$$

donde:

$$\hat{B}_j = B_j - \frac{1}{2n+1} \sum_{j=-n}^n B_j$$

4.4.2. *Filtro Butterworth.* Dada una serie de tiempo $\{x_t\}_{t=1}^T$ con descomposición dada como la ecuación (4.14), asuma y_t con frecuencias en el intervalo $\{(a, b) \cup (-b, -a)\} \in (-\pi, \pi)$, con a y b definidos como en la ecuación (4.15).

El filtro Butterworth es descrito por la expresión polinómica racional (transformación Z):

$$\frac{\lambda(1-z)^n(1-z^{-1})^n}{(1+z)^n(1+z^{-1})^n + \lambda(1-z)^n(1-z^{-1})^n}$$

La versión del dominio del tiempo puede ser obtenida sustituyendo z por el operador de rezago L . Sea s_t la tendencia y c_t la componente cíclica de y_t , entonces estos componentes son extraídos como:

$$y_t = s_t + c_t = \frac{(1+L)^n}{(1-L)^d} v_t + (1-L)^{n-d} \epsilon_t$$

donde $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ y $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$, (Butterworth, 1930).

4.4.3. *Filtro de Christiano-Fitzgerald.* Considere la misma descomposición de la serie como en los filtros anteriores. La aproximación muestral finita del filtro paso-banda ideal usa el filtro alternativo:

$$y_t = \hat{B}(L)x_t = \sum_{j=-n_1}^{n_2} \hat{B}_{t,j} x_{t+j}$$

Las ponderaciones $\hat{B}_{t,j}$ de la aproximación son soluciones de:

$$\hat{B}_{t,j} = \arg \min E\{(y_t - \hat{y}_t)^2\}$$

El filtro de Christiano-Fitzgerald es una aproximación finita del filtro paso-banda ideal minimizando el error cuadrático medio definido arriba, (Christiano and Fitzgerald, 2003).

4.4.4. *Filtro de Hodrick-Prescott.* Manteniendo la descomposición presentada anteriormente, el filtro de Hodrick-Prescott obtiene las ponderaciones \hat{B}_j como una solución de:

$$\hat{B}_j = \arg \min E\{(y_t - \hat{y}_t)^2\} = \arg \min \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} (\hat{y}_{t+1} - 2\hat{y}_t + \hat{y}_{t-1})^2 \right\}$$

Siendo una aproximación finita de las siguientes ponderaciones (Hodrick and Prescott, 1997):

$$\hat{B}_j = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \frac{4\lambda(1 - \cos(\omega))^2}{1 + 4\lambda(1 - \cos(\omega))^2} e^{i\omega j} d\omega$$

4.4.5. *Filtro Trigonómico.* Siguiendo las mismas definiciones anteriores. Sea T un número par y definiendo $n_1 = T/p_u$ y $n_2 = T/p_l$. El filtro de regresión trigonométrica se basa en la siguiente relación:

$$y_t = \sum_{j=n_2}^{n_1} [a_j \cos(\omega_j t) + b_j \text{sen}(\omega_j t)]$$

donde los coeficientes a_j y b_j son obtenidos como:

$$a_j = \frac{T}{2} \sum_{t=1}^T \cos(\omega_j t) x_t, \text{ para } j = 1, \dots, T/2 - 1,$$

$$a_j = \frac{T}{2} \sum_{t=1}^T \cos(\pi t) x_t, \text{ para } j = T/2,$$

$$b_j = \frac{T}{2} \sum_{t=1}^T \text{sen}(\omega_j t) x_t, \text{ para } j = 1, \dots, T/2 - 1,$$

$$b_j = \frac{T}{2} \sum_{t=1}^T \text{sen}(\pi t) x_t, \text{ para } j = T/2.$$

Sea $\hat{B}(L)$ el filtro de regresión trigonométrico. Puede ser demostrado que $\hat{B}(1) = 0$, lo que implica que $\hat{B}(L)$ tiene una raíz unitaria para $t = 1, 2, \dots, T$. También, cuando $\hat{B}(L)$ es simétrico, tiene una segunda raíz unitaria en el punto medio de los datos para t . Por tanto es importante hacer un ajuste de *drift* antes de aplicar el filtro, (Walker, 1971).

Variable	Datos utilizados	Periodo
r_t	Tasa de política monetaria real	2005Q2–2021Q4
	Tasa interbancaria	2001Q1–2005Q1
π_t	Variación interanual del IPC	2000Q1–2021Q4
$E_t\pi_{t+1}$	Expectativas de inflación	2002Q1–2021Q4
y_t	Producto interno bruto real	2000Q1–2021Q4
w_t	Variación interanual del salario	2000Q4–2021Q4

Tabla 1. Definición de las variables utilizadas en los modelos

5. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Los modelos son estimados usando datos trimestrales desde 2002Q1 hasta 2021Q4. En la tabla 1 se presenta el detalle de las series utilizadas y los periodos de tiempo disponibles para cada una.

Como fue mencionado en la sección 3, y_t representa el logaritmo del PIB real, π_t representa la variación interanual del IPC y w_t la variación interanual de los salarios. La tasa de interés real r_t merece una especial consideración, está definida como la tasa de interés nominal menos las expectativas de inflación. Algunos autores consideran la tasa de interés nominal como la tasa de política monetaria (TPM) (Wynne and Zhang (2018), Alvarez (2017) y Brum et al. (2010)). En otros estudios consideran esta tasa nominal como la tasa pasiva de depósitos a plazo de 90 días (Gonzalez et al. (2013) y Cartaya and Vivas (2007)), esto debido a que en esos estudios la tasa de depósitos guarda una estrecha relación con la TPM. En otros estudios consideraban la tasa nominal como la tasa interbancaria (Carrillo et al., 2018). En este estudio se hacen los análisis considerando la tasa de interés nominal como la tasa de política monetaria.

En la figura 1, el gráfico muestra la evolución de la tasa activa de préstamos nuevos bancarios, TPM, la tasa interbancaria y la tasa pasiva sobre depósitos a plazo. Cabe mencionar que la tasa de política monetaria solo esta disponible a partir del segundo semestre de 2005, se puede notar que la TPM y la tasa interbancaria siguen un comportamiento similar a lo largo de los años. Por tanto, para poder extender la muestra de los datos de la TPM, se decidió tomar la tasa

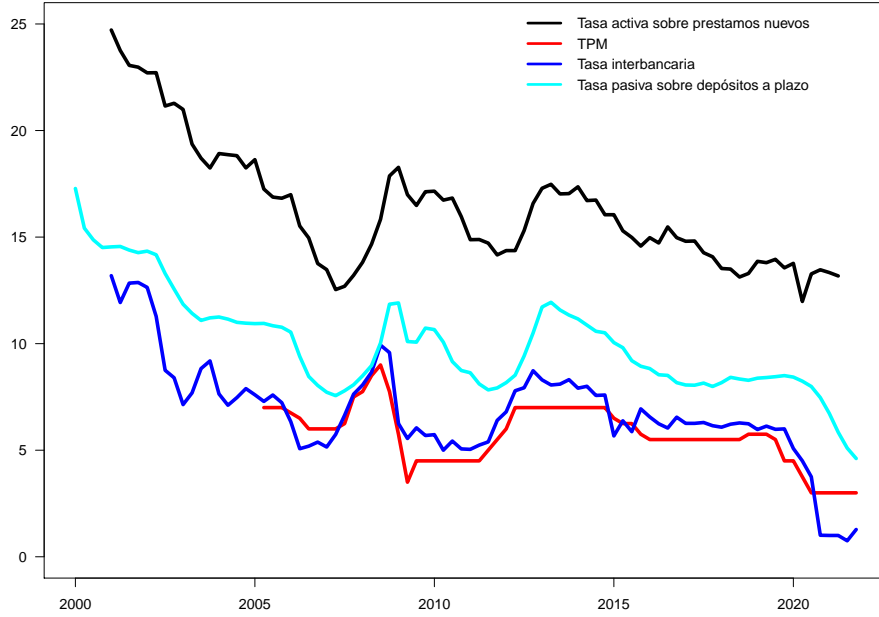


Figura 1. Tasa de interés activa sobre préstamos nuevos bancarios, Tasa de política monetaria (TPM), Tasa interbancaria y Tasa pasiva sobre depósitos a plazo

interbancaria como proxy de la TPM para períodos previos. Es decir la tasa de interés nominal sería: la tasa interbancaria en los períodos del 2001Q1–2005Q1 y la TPM en los períodos del 2005Q2–2021Q4.

Otra consideración es respecto a las expectativas de inflación ($E_t\pi_{t+1}$), debido a que no se poseen suficientes datos de esta variable los cuales se obtienen de la Encuesta de Expectativas de Analistas Macroeconómicos, se decidió utilizar los valores obtenidos del modelo semiestructural diseñado para la economía hondureña.

Finalmente, debido a que no todas las series se encuentran disponibles para el mismo período de tiempo, la muestra de los datos fue 2002Q1–2021Q4.

6. ANÁLISIS DE RESULTADOS

En esta sección presentamos las estimaciones de la tasa de interés neutral aplicando las diferentes metodologías explicadas en la sección 4. Los resultados consideran el escenario donde se utiliza como tasa de interés nominal la tasa de política monetaria (TPM), como fue mencionado en la sección 5 ya que guarda una estrecha correlación con la tasa interbancaria. Note que, la tasa de interés real será igual a la tasa de interés nominal menos la expectativa de inflación ($r_t = i_t - E_t\pi_{t+1}$).

De igual manera, se considerará otro escenario, siguiendo el artículo de Brubakk et al. (2018), donde proponen un modelo en espacio de estado considerando el crecimiento salarial (w_t)** en vez de la tasa de inflación doméstica***, esto debido al seguimiento de la definición de tasa de interés neutral dado por Woodford (2003), la cual describe como la tasa de interés de equilibrio que prevalece en ausencia de rigideces nominales, es decir, cuando los precios y salarios son flexibles. Por lo que la ecuación (3.2) quedaría modificada de la siguiente forma:

$$w_t = b_w w_{t-1} + (1 - b_w)w_{t-2,4} + b_y \hat{y}_{t-1} + \epsilon_{w_t} \quad (6.16)$$

Por tanto, haremos un ajuste considerando la tasa de interés real y crecimiento salarial en vez de tomar la inflación. En este caso las matrices en el modelo en espacio de estado quedarían de la siguiente forma:

$$Y_t = (y_t, w_t)', \quad u_t = (\epsilon_{y_t}, \epsilon_{w_t})'$$

$$X_t = (y_{t-1}, r_{t-1}, r_{t-2}, w_{t-1}, w_{t-2,4})'$$

$$A = \begin{bmatrix} a_y & a_r/2 & a_r/2 & 0 & 0 \\ b_y & 0 & 0 & b_w & 1 - b_w \end{bmatrix}, \quad R = \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & 0 \\ 0 & \sigma_w^2 \end{bmatrix},$$

Los vectores y matrices restantes del modelo en espacio de estado quedarían definidos de la misma

**Para la serie de salarios se usó la variación interanual, debido a que estos datos son anuales se trimestralizaron utilizando como indicador el Valor Agregado Bruto Trimestral con el método proporcional de Denton. Fuente: Departamento de Estadísticas Macroeconómicas/Cuentas Nacionales Anuales/Cuadro Oferta y Utilización: Valor Agregado Bruto de las Industrias, BCH

***La correlación entre la tasa de inflación doméstica (π_t) y el crecimiento salarial (w_t) es de 0.6.

Parámetro	Valor calibrado
a_y	0.7
a_r	-0.2
b_y	0.25
b_π	0.5
b_w	0.5
σ_y	1.5
σ_π	1.2
σ_g	1.5
$\sigma_{\bar{y}}$	1.25
σ_z	1
σ_w	2.6

Tabla 2. Calibración de los parámetros en el modelo en espacio de estado

manera como fueron presentados en la sección 4.1. Condicionado a los parámetros, este modelo es lineal y por tanto puede ser estimado usando el filtro de Kalman.

6.1. Calibración de los parámetros

Para poder estimar el modelo en espacio de estado, es necesario calibrar los parámetros involucrados, para hacerlo tomamos como base el artículo publicado por Funes (2021), el cual presenta un modelo semiestructural para pronóstico y análisis de política monetaria en Honduras. En la tabla 2 se muestran los valores calibrados.

Los valores de a_y , a_r , b_y , b_π , σ_y , σ_π , σ_g y $\sigma_{\bar{y}}$ fueron tomados directamente del modelo semiestructural, con las debidas adaptaciones de las ecuaciones. El valor de b_w corresponde al parámetro de ponderación en la ecuación de salario (6.16), a este parámetro se le da el valor de 0.5, lo que significa que se tendrá la misma ponderación en el salario con un rezago y al promedio de los rezagos 2 hasta 4. Para el parámetro de σ_z se toma el valor de 1, esto se hace en función a lo encontrado en la literatura, lo cual se observa que en países desarrollados este valor en general anda menor que 0.5, pero en países de la región latinoamericanos este valor es mayor que 0.5. Para el parámetro de σ_w se toma el valor de 2.6, esto debido a la versión modificada del modelo en espacio de estado donde la ecuación de salarios se sustituye por la inflación, realizandose un

reescalamiento de σ_π con la razón de las desviaciones del salario e inflación.

6.2. Resultados obtenidos usando la tasa de política monetaria e inflación

En esta sección presentamos los resultados al usar la tasa de política monetaria y tasa interbancaria como la tasa de interés nominal, como fue mencionado en la sección 5.

Se comenzó estimando el modelo descrito en la sección 3.1, cuya representación en espacio de estado es dado en la sección 4.1. También se realizó la estimación de la tasa de interés neutral utilizando un modelo TVP-VAR como fue descrito en la sección 4.2, en este caso se ajustó un modelo $VAR(1)$ con parámetros variando en el tiempo. Siguiendo la metodología de Primiceri (2005) y Brubakk et al. (2018) se usaron los primeros 45 datos de los datos como muestra de entrenamiento, se efectuaron 20,000 iteraciones y descartaron las primeras 1,000, tomándose un salto de 5 iteraciones para asegurarse que las estimaciones no posean autocorrelación. Luego se tomó como la tasa de interés neutral la predicción del modelo de la tasa de interés real de 5 años adelante, que es cuando se asume que todos los choques transitorios se han disipado.

Finalmente, presentamos la estimación del modelo aplicando la metodología de la sección 4.3 imponiendo contracción en los parámetros que varían en el tiempo. Cabe mencionar que esta metodología (Knaus et al., 2021) es novedosa para usarlo como estimación de la tasa de interés neutral; sin embargo al ser un modelo TVP, se puede utilizar la misma idea del modelo TVP-VAR, por lo que igualmente en esta regresión se asume un rezago de orden 1. Se efectuaron 60,000 iteraciones y descartaron las primeras 10,000, considerándose un salto de 10, para obtener la estimación de la tasa de interés neutral como predicción del modelo 5 años adelante.

En las figura 2 podemos ver el gráfico con las estimaciones de la tasa de interés neutral con las metodologías explicadas anteriormente. En la figura de la izquierda, notemos que la estimación mas conservadora es la del modelo TVP-VAR(1), el cual aparentemente lo hace en un valor constante promedio, podemos notar que la estimación del modelo TVP-VAR(1) y la del modelo

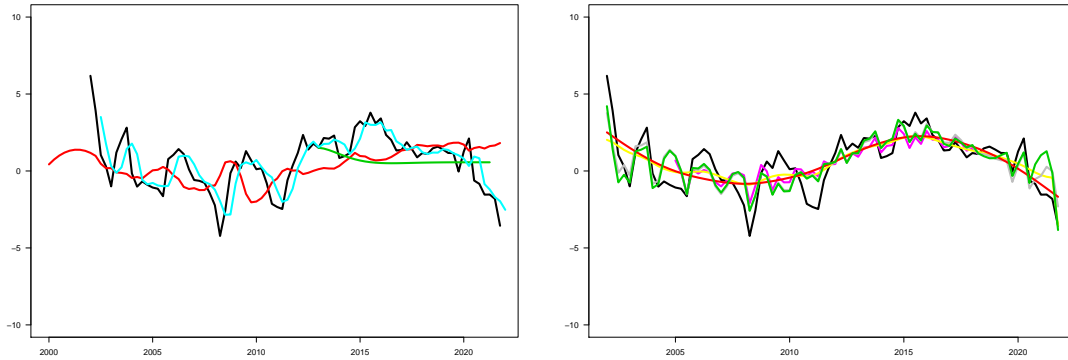


Figura 2. Estimación de la tasa de interés neutral. En la figura de la izquierda: modelo en espacio de estado (SS) (rojo), modelo TVP-VAR(1) (verde), modelo RegTVP (azul claro), considerando como tasa real a la tasa de política monetaria (negro). En la figura de la derecha: Filtros de Baxter-King (morado), Butterworth (amarillo), Christiano-Fitzgerald (gris), Hodrick-Prescott (rojo) y Trigonómico (verde), considerando como tasa real a la tasa de política monetaria (negro).

en espacio de estado son muy parecidas, ambas tienden a estabilizarse en un valor constante en los últimos años, con la diferencia que el modelo en espacio de estado se estabiliza en un valor superior. Por otro lado el modelo de regresión con parámetros variando en el tiempo (RegTVP) sigue más la dinámica del comportamiento de la serie. Seguidamente en la figura de la derecha, muestra las estimaciones de la tasa de interés neutral aplicando los filtros descritos en la sección 4.4. Cabe mencionar que estas estimaciones para la tasa de interés neutral se toman como válidas solamente cuando no hay mucha variabilidad en la serie usada.

Igualmente, se realizó un promedio de los resultados de las metodologías explicadas anteriormente. En la figura 3 tenemos en el lado izquierdo la estimación promedio de la tasa de interés neutral para los modelos SS, TVP-VAR(1) y RegTVP; en el lado derecho se tiene la estimación promedio de la tasa de interés neutral por los filtros explicados en la sección 4.4.

Finalmente la figura 4 muestra la estimación promedio con todas las metodologías explicadas. Notemos que en los periodos 2005Q4-2007Q2, 2008Q4-2010Q2, 2011Q4-2013Q4, 2014Q4-2016Q2 hay una brecha positiva entre la tasa real y la tasa neutral, es decir que la tasa de interés real se

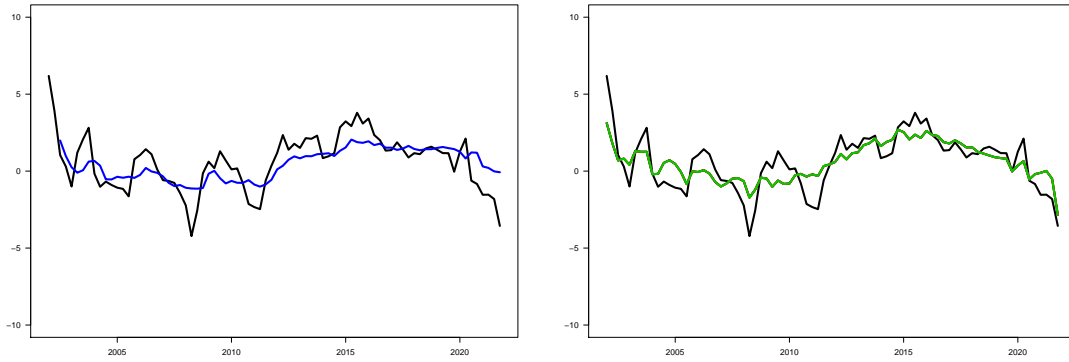


Figura 3. Estimación promedio de la tasa de interés neutral. En la figura de la izquierda se tiene la estimación promedio para los modelos SS, TVP-VAR(1) y RegTVP. En la figura de la derecha se tiene la estimación promedio de los filtros.



Figura 4. Estimación promedio de la tasa de interés neutral utilizando la inflación y la tasa de interés de política monetaria como tasa real. Las regiones en anaranjado corresponden a períodos de contracción, las regiones en verde corresponden a períodos de expansión.

encuentra por encima de la tasa de interés neutral, por tanto se concluye que la política monetaria fue contractiva (regiones en anaranjado). En el periodo de 2005Q4-2007Q2 la diferencia mas alta fue de 1.31 %, esto puede ser consecuencia de que en el año 2006 hubo un descenso sustancial en la tasa de inflación, pasó de 6.75 % a 6 % (Naciones-Unidas, 2007). En el periodo de 2008Q4-2010Q2 fue de 1.85 %, particularmente el pico mas alto ocurrió en 2009Q3 un periodo después de la crisis política del país. De 2011Q4-2013Q4 fue de 1.48 %, en este periodo hubo una devaluación de la moneda en mas de 1 lempira con respecto al dolar, pasó de L.18.90 a L.20.05, se podría ver como una medida correctiva para contrarrestar la contracción que enfrentaba la economía en esos periodos. Finalmente, en el periodo de 2014Q4-2016Q2 fue de 1.58 %, esto se puede explicar a que en el 2015 hubo un aumento significativo en la tasa de desempleo abierto nacional, alcanzó 7.3 % (frente al 5.3 % del 2014).

De igual forma, en los periodos 2004Q1-2005Q3, 2007Q3-2008Q3, 2010Q3-2011Q3, 2020Q3-2021Q4 hay una brecha negativa entre la tasa real y la tasa neutral, es decir que la tasa de interés real se encuentra por debajo de la tasa de interés neutral, por tanto se concluye que la política monetaria fue expansiva (regiones en verde). En el periodo de 2004Q1-2005Q3 la diferencia mas alta fue de -1.26 %, hubo un descenso significativo en las tasas activas y pasivas reales del sistema financiero, la tasa activa real descendió de 12.18 % a 10.9 % en 2004 y la tasa pasiva real bajó de 4.07 % a 0.58 % en el mismo período (Naciones-Unidas, 2004). En 2007Q3-2008Q3 fue -2.69 %, con el pico mas bajo en el período de 2008Q2, esto se explica por la gran crisis económica mundial que se alcanzó en ese año, por tanto después de 2008Q2 el BCH aumentó la tasa de política monetaria a fin de ayudar a aminorar el efecto recesivo de la crisis financiera internacional (Naciones-Unidas, 2008). De 2010Q3-2011Q3 fue -1.92 %, en estos periodos de tiempo se realizaron reducciones a la tasa de política monetaria como una medida para estimular la economía debido a la crisis política del 2009. Finalmente, en el periodo de 2020Q3-2021Q4 fue -1.63 %, pudiendo ser explicado por la crisis humanitaria ocasionado por la pandemia covid-19, lo que permitió concluir

que efectivamente se ha reducido la tasa de política monetaria con el propósito de estimular la economía ante la crisis mencionada.

6.3. Resultados obtenidos usando la tasa de política monetaria y salarios

Siguiendo la metodología propuesta por el artículo de Brubakk et al. (2018), se estimó la tasa de interés neutral usando el crecimiento de los salarios en vez de la inflación. Por tanto, la única ecuación que queda modificada en el modelo en espacio de estado es la ecuación de oferta, que ahora esta dada por la ecuación (6.16) y con sus respectivas modificaciones en las matrices del modelo, tal como fueron presentadas en el inicio de esta sección 6.

Se hicieron las estimaciones considerando el modelo en espacio de estado modificado para el salario. Se ajustó el modelo TVP-VAR(1), donde se tomó como la tasa de interés neutral la predicción 5 años adelante, aquí también se tomaron los primeros 45 datos como muestra de entrenamiento y para el ajuste por el *Gibbs sampling* se tomaron 20,000 iteraciones con 1,000 de descarte y saltos de 5. Finalmente, se hizo el ajuste de regresión con contracción TVP (RegTVP), aquí también en el enfoque bayesiano, se tomaron 60,000 iteraciones con 10,000 de descarte y saltos de 10, la figura 5 muestra las estimaciones. Note que así como en las estimaciones anteriores, el modelo TVP-VAR hace una estimación a un valor constante, esta estimación es muy parecida a cuando se consideró la tasa de política monetaria e inflación. Las estimaciones con el modelo en espacio de estado tiene menos variación cuando se consideran los salarios contrario a la inflación, pero podemos notar que tiene una leve tendencia de crecimiento aproximadamente a partir de 2010, similar a cuando se consideró la inflación (ver figura 2), solo que la pendiente de la tendencia es menos acentuada en el caso de los salarios. En el modelo de contracción (RegTVP) se observa un comportamiento similar al comportamiento de los datos de la serie, mismo comportamiento que se observó cuando se usó la inflación.



Figura 5. Estimación de la tasa de interés neutral utilizando: modelo en espacio de estado (azul), modelo TVP-VAR(1) (verde), modelo RegTVP (morado), considerando salarios y tasa real de política monetaria (negro).

6.4. Comparación de resultados

En la tabla 3 se presenta el promedio de estimación de la tasa de interés neutral para los últimos cinco años (2017Q1–2021Q4) según los diferentes métodos explicados en las secciones previas. Se usó las nomenclatura ya mencionada para clasificar cada modelo: Modelo en espacio de estado (Modelo SS), Modelo TVP-VAR, Modelo de regresión con contracción TVP (Modelo RegTVP), Filtro de Baxter-King (Filtro BK), Filtro de Butterworth (Filtro BW), Filtro de Christiano-Fitzgerald (Filtro CF), Filtro de Hodrick-Prescott (Filtro HP) y Filtro Trigonométrico (Filtro Trig).

Notese que las estimaciones varían según la metodología usada. Pero en general andan muy parecidas, con la diferencia que la estimaciones en el modelo en espacio de estado son superiores al

Método	Tasa real		Tasa nominal	
	TPM e inflación	TPM y salarios	TPM e inflación	TPM y salarios
Modelo SS	1.60 %	1.50 %	5.80 %	5.70 %
Modelo TVP-VAR	0.55 %	0.64 %	4.75 %	4.84 %
Modelo RegTVP	0.44 %	0.48 %	4.64 %	4.68 %
Filtro BK	1.48 %	–	5.68 %	–
Filtro BW	0.52 %	–	4.72 %	–
Filtro CF	0.57 %	–	4.77 %	–
Filtro HP	0.49 %	–	4.69 %	–
Filtro Trig	0.71 %	–	4.91 %	–
Promedio	0.71 %	0.87 %	4.91 %	5.07 %

Tabla 3. Estimaciones promedio de la tasa de interés neutral real y nominal en los últimos 5 años (2017Q1-2021Q4) por los diferentes modelos propuestos.

resto, sus promedios para los últimos cinco años oscilan entre 1.5 % y 1.6 %. En la tabla 3, también se presentan las estimaciones de los valores nominales, esta fue calculada como la tasa real mas las expectativas de inflación ($i_t = r_t + E_t\pi_{t+1}$). El promedio de las expectativas de inflación en el periodo considerado fue de 4.20 %, por tanto en valores nominales, las estimaciones de la tasa de interes neutral oscila entre 4.6 % y 5.8 %.

7. CONCLUSIONES

Para un banco central cuyo objetivo es el control de la inflación y utiliza una tasa de política monetaria como instrumento, resulta crucial contar con una adecuada estimación de la tasa de interés real neutral, para poder evaluar el efecto en dicho instrumento. En este artículo se presentaron varios modelos para la estimación de la tasa de interés neutral. Las estimaciones son basadas en los modelos empíricos como el modelo en espacio de estado (SS) propuesto por Holston et al. (2017), el TVP-VAR propuesto por Primiceri (2005) y el modelo RegTVP propuesto por Knaus et al. (2021).

Cuando se usa como tasa nominal la tasa de política monetaria y la tasa interbancaria, la estimación de la tasa neutral va descendiendo alrededor de 0.5 %. Y cuando se usan los salarios

en vez de la inflación, su estimación varía entre 0.4 % y 1.5 %, pero con valores levemente mayores que cuando se toma la inflación. Cabe mencionar que el hecho de que la tasa de interés neutral vaya descendiendo va de acuerdo a la tendencia de muchos estudios en otros países.

Finalmente, dado que la serie de salarios es resultado de trimestralizar su serie anual, esto hace que haya una correlación moderada entre el crecimiento salarial y la tasa de inflación. Por tanto, las conclusiones de la tasa de interés neutral deben tomarse a partir de los resultados de inflación. Sin embargo, como puede ser visto en la tabla 3 las estimaciones de la tasa de interés neutral con los salarios no son muy diferentes a los obtenidos con la inflación. Dado que esta es una metodología nueva, representa una alternativa como estimación de la tasa de interés neutral, por tanto, es recomendable usar datos de salarios que sean medidos de forma trimestral.

REFERENCIAS

- Alvarez, F. (2017). Tasa de interés real neutral de largo plazo para Honduras. Documentos de trabajo, Banco Central de Honduras.
- Barcellos, P. and Portugal, M. (2009). The natural rate of interest in Brazil between 1999 and 2005. *Revista Brasileira de Economia*, 63.
- Baxter, P. and King, R. (1999). Measuring business cycles: Approximate bandpass filters. *The Review of Economics and Statistics*, 81:575–593.
- Brand, C., Bielecki, M., and Penalver, A. (2018). The natural rate of interest: estimates, drivers, and challenges to monetary policy. Occasional paper series, European Central Bank, Eurosystem.
- Brubakk, L., Ellingsen, J., and Robstad, (2018). Estimates of the neutral rate of interest in Norway. Staff memo, Norges Bank.

- Brum, C., Carballo, P., and España, V. (2010). Aproximaciones empíricas a la tasa natural de interés para la economía uruguaya. Documentos de trabajo, Banco Central de Uruguay.
- Butterworth, S. (1930). On the theory of filter amplifiers. *Experimental Wireless and the Wireless Engineer*, 7:536–541.
- Carrillo, J., Elizondo, R., Rodriguez-Perez, C., and Peña, J. R. (2018). ¿Qué determina la tasa neutral de interés en una economía emergente? Documentos de investigación, Banco de México.
- Cartaya, V. and Vivas, C. F. J. (2007). Midiendo la tasa de interés real natural en Venezuela. Working papers, Banco Central de Venezuela.
- Castillo, P., Montoro, C., and Tuesta, V. (2006). Estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana. Working papers, Banco Central de Reserva del Perú.
- Chen, K. and Karp, N. (2018). Natural interest rates in the U.S., Canada and México. Working paper, BBVA Research.
- Christiano, L. and Fitzgerald, T. (2003). The bandpass filter. *International Economic Review*, 44:435–465.
- Clarida, R., Gali, J., and Gertler, M. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, 115:147–180.
- Dacass, T. (2012). Estimating the natural rate of interest for Jamaica. *Journal of Business, Finance & Economics in Emerging Economies*, 7:21–47.
- Estrada, P. and Zeballos, D. (2018). La tasa de interés natural: un punto de referencia para la orientación de la política monetaria en Bolivia. Working papers, Banco Central de Bolivia.
- Fuentes, R. and Gredig, F. (2007). Estimating the chilean natural rate of interest. Working papers, Central Bank of Chile.

- Funes, C. (2021). Modelo semi-estructural para pronósticos y análisis de política monetaria en Honduras. Documentos de trabajo, Banco Central de Honduras.
- Gonzalez, A., Ocampo, S., Rodriguez, D., and Pérez, J. (2013). Brecha del producto y medidas de la tasa de interés neutral para Colombia. *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA)*, 305:251–310.
- Greenspan, A. (1993). Testimony on 1993 monetary policy objectives to the U.S. senate. July 20.
- Hodrick, R. and Prescott, E. (1997). Postwar us business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29:1–16.
- Holston, K., Laubach, T., and Williams, J. (2017). Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants. *Journal of International Economics*, 108:39–75.
- Knaus, P., Bitto-Nemling, A., Cadonna, A., and Frühwirth-Schnatter, S. (2021). Shrinkage in the time-varying parameter model framework using the R package shrinkTVP. *Journal of Statistical Software*, 100:1–32.
- Laubach, T. and Williams, J. (2003). Measuring the natural rate of interest. *The Review of Economics and Statistics*, 85:1063–1070.
- Moran, H. (2013). Una tasa de interés natural variable en el tiempo para la economía guatemalteca. Documentos de trabajo, Banca Central.
- Moreira, J. and Portugal, M. (2019). Natural rate of interest estimates for Brazil after adoption of the inflation-targeting regime. Technical report.
- Muñoz-Salas, E. and Rodriguez-Vargas, A. (2017). Estimación de la tasa de interés real neutral para Costa Rica. *Ciencias Económicas*, 35:9–25.

- Naciones-Unidas (2004). Honduras: Evolución económica durante 2004 y perspectivas para el 2005. Documentos de trabajo, Naciones Unidas, Comisión Económica para América Latina y el Caribe - CEPAL.
- Naciones-Unidas (2007). Honduras: Evolución económica durante 2006 y perspectivas para el 2007. Documentos de trabajo, Naciones Unidas, Comisión Económica para América Latina y el Caribe - CEPAL.
- Naciones-Unidas (2008). Honduras: Evolución económica durante 2008 y perspectivas para el 2009. Documentos de trabajo, Naciones Unidas, Comisión Económica para América Latina y el Caribe - CEPAL.
- Paredes, E., Santana, L., Sanchez, A., and Torres, F. (2013). Estimación de la tasa de interés real neutral en la República Dominicana. Documentos de trabajo, Banco Central de la República Dominicana.
- Primiceri, G. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 72:821–852.
- Walker, A. (1971). On estimation of harmonic component in a time series with stationary independent residuals. *Biometrika*, 58:21–36.
- Wicksell, K. (1936). *Interest and Prices: A Study of the Causes Regulating the Value of Money*. Macmillan, London.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices*. Princeton University Press.
- Wynne, M. and Zhang, R. (2018). Estimating the natural rate of interest in an open economy. *Empirical Economics*, 55:1291–1318.

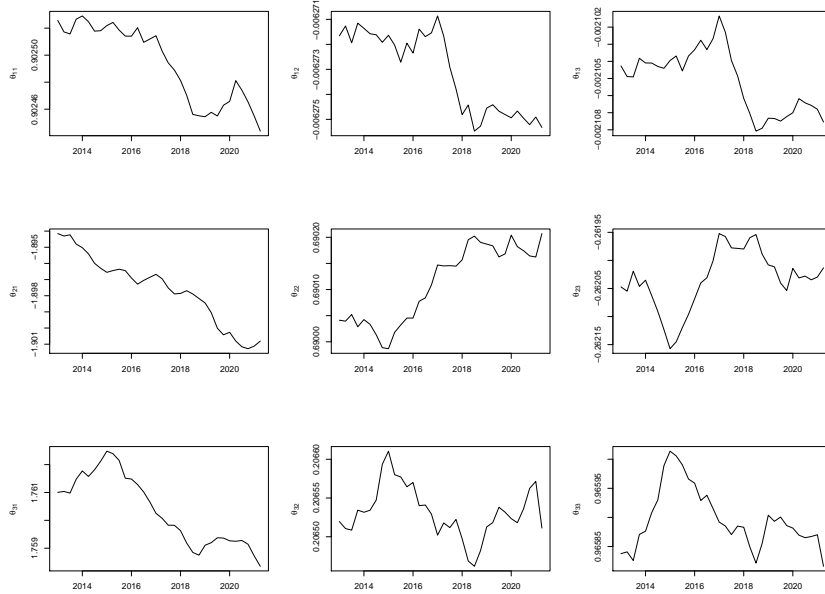


Figura 6. Estimación de la matriz de coeficientes θ_t en el modelo TVP-VAR(1) con los datos de la tasa real de política monetaria e inflación.

APÉNDICE

En este apéndice se presentan los resultados de las estimaciones de los coeficientes de la matriz θ_t en el modelo TVP-VAR(1). En las figura 6 tenemos las medias a posteriori de cada uno de los coeficientes en cada instante de tiempo usando los datos de tasa real de política monetaria e inflación. Similarmente, en la figura 7 para el modelo TVP-VAR(1) de los datos de tasa real de política monetaria y salarios.

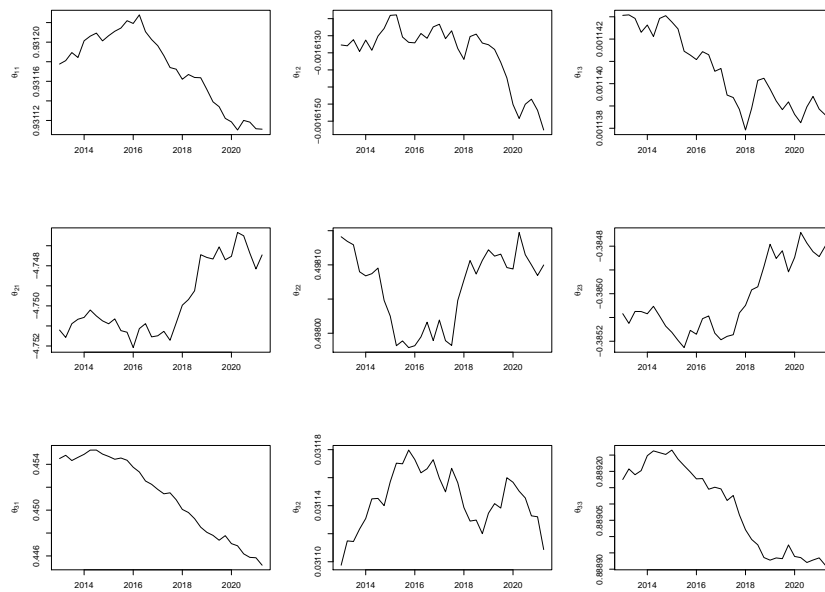


Figura 7. Estimación de la matriz de coeficientes θ_t en el modelo TVP-VAR(1) con los datos de la tasa real de política monetaria y salarios.