

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2019

26.417

- Sergio Argüelles Catare
- Víctor Andrés Carranza Meneses
- Sebastián Dueñas Roldán
- Gonzalo Fernández Salgado
- Alonso Guerrero Castañeda
- Ariana Gutiérrez Beltrán
- María Pía López Lazo
- Edicson Luna Román
- Carlos Monteagudo Guzmán
- Ariel Rubén Pajuelo Muñoz
- Gonzalo Torres Miró Quesada
- Renato Juan Trujillo Galindo
- Lucía Valdivieso Mendoza
- Gonzalo Alejandro Vidalón Véliz

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

60
AÑOS

Economía aplicada

Ensayos de investigación
económica 2019

Sergio Argüelles Catare
Víctor Andrés Carranza Meneses
Sebastián Dueñas Roldán
Gonzalo Fernández Salgado
Alonso Guerrero Castañeda
Ariana Gutiérrez Beltrán
María Pía López Lazo
Edicson Luna Román
Carlos Monteagudo Guzmán
Ariel Rubén Pajuelo Muñoz
Gonzalo Torres Miró Quesada
Renato Juan Trujillo Galindo
Lucía Valdivieso Mendoza
Gonzalo Alejandro Vidalón Véliz

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza



Impacto de los flujos de capitales y el crecimiento de los países con mayor tenencia de bonos en la curva de rendimiento de los bonos soberanos del Perú de 2006 a 2018⁵⁵

Sebastián Dueñas Roldán
Carlos Monteagudo Guzmán

Introducción

Los títulos del tesoro o bonos⁵⁶ son instrumentos financieros de deuda emitidos por gobiernos a fin de obtener fondos provenientes del mercado. Son instrumentos de renta fija que prometen a sus tenedores el pago de cupones⁵⁷ con una tasa de interés sobre el principal, hasta la fecha de vencimiento. El riesgo del bono depende del riesgo soberano dado por la capacidad del emisor de cumplir con el repago de su deuda, de su fecha de vencimiento (o *maturity*) y de la liquidez existente en el mercado donde se negocie.

La estructura de emisión de deuda soberana en países emergentes parte de la premisa, respecto a la emisión de deuda de largo plazo, de que esta permita cubrir las fluctuaciones futuras provenientes de un mayor riesgo de *default*. Mientras que la emisión de deuda de corto plazo suele hacerse en términos para pagarla que son menos sensibles al nivel de deuda, lo que incentiva el repago de esta (Arellano & Ramanarayanan, 2012).

Los bonos como instrumentos de deuda pueden negociarse en mercados secundarios, donde los bonos emitidos a diferentes vencimientos y con

⁵⁵ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue aprobado en noviembre de 2019. Los autores agradecen al profesor Juan Pablo Noziglia por su valiosa asesoría.

⁵⁶ En adelante, utilizaremos la palabra «bonos» para referirnos a los títulos del tesoro en general.

⁵⁷ También existen títulos que no pagan cupones, los denominados «bonos cupón cero».

diferentes tasas tienen un valor distinto para el mercado, el cual se aproxima a través del *yield to maturity* (YTM) o tasa de retorno que se obtiene si se mantiene el bono hasta su vencimiento. A partir de esta relación, entre las tasas de interés (YTM) y el *maturity* de los bonos se genera la curva de rendimiento o *yield curve*.

La estructura temporal de las tasas de interés es importante para la economía emisora de bonos, ya que recoge las expectativas de los agentes y afecta sus decisiones de consumo e inversión (Pereda, 2009). Y, bajo ciertos supuestos, a partir de dicha curva pueden inferirse las expectativas respecto al nivel general de precios (Arango, Melo, & Vásquez, 2003).

Los compradores de bonos, a partir de sus diversas preferencias, así como según la necesidad de fondos y el horizonte de inversión, toman decisiones que pueden afectar diferentes tramos de la curva (Goldstein, Li, & Yang, 2014), los cuales también son afectados por las decisiones de los bancos centrales, sobre todo en el tramo de corto plazo de la curva (Olivares, Ataurima, & Rodríguez, 2016), mientras que el tramo de largo plazo de esta es afectado principalmente por variables externas (Ceballos, 2016).

La poca liquidez del mercado de renta fija peruano refleja el bajo número de transacciones en el mercado secundario de bonos y la influencia de mercados extranjeros. Está demostrado que esos inconvenientes afectan economías abiertas con mercados financieros domésticos poco desarrollados, incrementando su vulnerabilidad al flujo de capitales externos (Rodríguez & Villavicencio, 2002). Y existe evidencia de que las decisiones de política monetaria de países desarrollados impactan en el flujo de capitales alrededor del mundo, generando movimientos en la *yield curve*.

Ello explica el objetivo principal de la presente investigación, consistente en analizar la dinámica de la curva de rendimiento del Perú y su interacción con las curvas de rendimiento de un país desarrollado (EE. UU.) y de un país emergente con un mercado de renta fija en expansión (México)⁵⁸. La identificación de interacciones entre los diferentes tramos de esas curvas contribuirá a que los agentes económicos tomen decisiones apropiadas para mitigar los efectos de *shocks* externos.

La inclusión de los EE. UU. en nuestro análisis se debe a su alta tenencia de bonos soberanos peruanos y a que su mercado de renta fija es muy desarrollado y uno de los más líquidos del mundo⁵⁹. Y la inclusión de México se explica

⁵⁸ Utilizando curvas construidas con cupón cero.

⁵⁹ Los activos del Tesoro estadounidense son utilizados para comparar el riesgo de tasas de interés de diferentes países.

porque, a resultas del progreso de su mercado de renta fija en los últimos 15 años, según la Emerging Markets Trading Association (EMTA), los bonos mexicanos denominados en pesos fueron de los más transados en economías emergentes durante 2018, lo cual puede impactar sobre las decisiones de inversión en bonos de otros mercados emergentes.

La hipótesis de la investigación sostiene que existe un impacto del factor de largo plazo (nivel) de la curva de rendimiento de los mencionados países sobre los factores de largo y mediano plazo de la curva peruana, ya que el tramo corto (pendiente) de la curva peruana estaría relacionado básicamente con factores internos (véase el anexo 1). Además, nuestro estudio pretende encontrar evidencia de la existencia de factores comunes que determinan el movimiento del tramo largo de la curva de rendimiento de esos dos países, como, por ejemplo, el movimiento de la tasa de la Fed.

Revisión de literatura

El estudio de la *yield curve* se hace desde distintas perspectivas. A una le sirve para analizar el impacto de variables macroeconómicas sobre la economía en su conjunto. A otras, en el campo de las finanzas, para analizar el desarrollo de la inversión privada y de mercados financieros (Pereda, 2009) y para determinar el valor que los inversionistas utilizan para descontar los flujos futuros de los activos dentro de sus portafolios (Gurkaynak, Sack, & Wright, 2006).

Olivares *et al.* (2016) encuentran evidencia de que el movimiento de la curva de rendimiento peruana, en sus tramos de corto y mediano plazo, se explica por factores macroeconómicos internos, mientras que factores no observables serían los que mueven su tramo de largo plazo. En países en desarrollo como el peruano, las variables macroeconómicas responden en gran medida a choques externos, sobre todo a choques inducidos por la política monetaria de los Estados Unidos (Maćkowiak, 2007).

En efecto, existen indicios de que los ciclos de las tasas de interés y de crecimiento de las economías avanzadas influyen mucho en el movimiento global de capitales. Así, las decisiones de política monetaria de algunos países desarrollados –de los EE. UU. sobre todo– son uno de los principales factores de la volatilidad del flujo de capitales, que afecta diversas tasas de interés a nivel mundial debido a la incertidumbre que puede generar y a la aversión al riesgo presente en distintos mercados financieros (Rey, 2015).

En particular, las políticas de *quantitative easing* aplicadas por los Estados Unidos para recuperarse de la crisis hicieron que los inversionistas financieros

migren a países emergentes⁶⁰. En general, entornos de incertidumbre macroeconómica incrementan el flujo de capitales hacia economías emergentes (Fratzcher, Lo Duca, & Straub, 2018).

Estos movimientos de capitales impactan sobre los precios en el interior de una economía y, por ende, sobre los rendimientos de los bonos. Rey (2015) también afirma que, en países sin o con poco control del flujo de capitales, las tasas de interés son más sensibles a las decisiones de política monetaria de países desarrollados y menos sensibles a la política monetaria propia. Por ello, el desarrollo de un mercado de capitales en moneda nacional disminuye el efecto de crisis internacionales sobre el país y permite a los inversionistas mejorar su relación ahorro – inversión doméstica (Rodríguez & Villavicencio, 2002).

También es importante tener cuenta la tenencia de bonos soberanos por parte de actores internacionales, quienes toman a este instrumento de deuda estatal como un activo importante dentro de sus portafolios inversión (Cano, Correa, & Ruiz, 2010). Y la liberalización financiera en muchos mercados emergentes expandió los vínculos globales creadores del espacio para una mayor relación entre las curvas de rendimiento de los bonos soberanos de distintos países (Prasanna & Sowmya, 2017).

El mecanismo de transmisión de un choque monetario contractivo de los EE. UU. difiere en países desarrollados (Eichenbaum & Evans, 1995; Kim & Roubini, 2000) y para países en desarrollo. En estos últimos, las tasas de interés suben en mayor medida debido a la necesidad de atraer capitales y a un mayor riesgo de *default* (Canova, 2005). Este diferencial de tasas favorece a los mercados de bonos de países emergentes al hacer sus retornos más atractivos para los inversionistas extranjeros, cuyo ingreso mejora la calificación financiera del país receptor (Alfaro, Medel, & Moreno, 2017).

El estudio de la estructura de tasas de interés permite reflejar el precio intertemporal del dinero y atribuir valor a los diferentes activos. Pero el análisis empírico enfrenta la dificultad de construir la curva de rendimientos de bonos soberanos a partir de una serie de tasas discontinuas en el tiempo, lo que explica el planteo de métodos matemáticos de estimación de dicha curva que la proyectan como una curva continua de tasas de interés en diferentes momentos del tiempo (Santana, 2008).

⁶⁰ Se denomina *quantitative easing* a políticas para inyectar liquidez en una economía mediante compras de bonos, acciones y otros títulos financieros. Esto incrementa la oferta monetaria y reduce la tasa de interés, haciendo que esa economía pierda atractivo para inversionistas financieros.

Esos métodos de estimación emplean metodologías paramétricas y no paramétricas⁶¹. Las paramétricas son las más utilizadas para estudiar la curva de rendimientos de bonos soberanos de diferentes países. En particular, los modelos más frecuentemente utilizados son los de Nelson y Siegel (1987) y de componentes principales de Litterman y Scheinkman (1991) y de Svensson (1994), debido a sus atributos de mejor ajuste y pocos parámetros por estimar. Estos modelos se diferencian entre sí por el número de parámetros por estimar y el tramo de la curva de rendimientos que estiman de mejor manera, lo que hace depender su uso de la frecuencia de datos existentes dentro del universo de tasas de interés con diferentes vencimientos.

Hay bastante literatura sobre la importancia de la curva de rendimiento de bonos soberanos de distintos países, sus formas de estimación mediante métodos paramétricos y los efectos que ciertas variables macroeconómicas internas tienen en dicha curva. Pero no hemos encontrado estudios específicos sobre los efectos de las estructuras de tasas de otros países en la curva de rendimiento de bonos soberanos peruanos.

De hecho, la literatura sobre la curva de rendimiento de bonos soberanos peruanos no aborda los factores externos que afectan sus diferentes tramos (de corto, mediano y largo plazo). Además, existe escasa información sobre la existencia de un «único» factor, o variable común global, que genere variaciones en los diferentes tramos de las curvas de rendimiento de los países en desarrollo.

Nosotros consideramos que las estructuras de tasas de interés de otros países generan cierta variabilidad en la curva de rendimiento de bonos soberanos peruanos, y que además existe un factor capaz de crear variaciones en las diferentes curvas de rendimiento. Nuestro estudio se enfoca en ambos puntos, y, para ello, planteamos un modelo paramétrico, debido a su utilidad práctica evidenciada por la mayoría de los estudios consultados.

Marco analítico y metodología

Nuestra estimación empleó el modelo de Nelson y Siegel (1987)⁶², mediante el cual se puede expresar un conjunto amplio de rendimientos con diferentes *maturities* a través de una función que considera un pequeño conjunto de factores no observados. Más precisamente, utilizamos ese modelo con la especificación dinámica de Diebold, Rudebusch y Arouba (2006), porque el

⁶¹ Entre estos modelos de estimación se encuentran la expansión de Taylor, la regresión Kernel, el suavizador de Friedman, etc.

⁶² Este modelo es utilizado por varios bancos centrales para la estimación de la curva de rendimiento de sus títulos soberanos.

resultante modelo dinámico Nelson-Siegel (DNS, en adelante) es parsimonioso, captura toda la variabilidad de la curva de rendimiento con un menor número de factores y se adapta a todas las formas posibles de dicha curva en la práctica; además de que modela adecuadamente los elementos teóricos de dicha curva.

La especificación DNS es relativamente más estable que otros métodos de estimación paramétrica y tiene un mejor ajuste en el tramo de largo plazo (Arango *et al.*, 2003). Este tramo es de especial interés para nuestra investigación, ya que buscamos probar que el tramo de largo plazo de la curva peruana responde a factores externos.

Asimismo, el método escogido no requiere de muchas transacciones con los títulos soberanos para lograr un buen ajuste; lo cual hace preferible su uso para mercados de renta fija en desarrollo. Y también evita la sobreparametrización del modelo, al no incluir factores latentes adicionales que podrían perfilar una segunda curvatura (Pereda, 2009).

Diebold y Li (2006) primero especificaron el modelo de Nelson y Siegel de la siguiente manera:

$$y(\tau) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right)$$

Donde τ muestra la *maturity* de los bonos; y β_0 , β_1 , β_2 , λ son parámetros asociados a la ecuación.

Luego, dichos autores plantearon la forma dinámica siguiente:

$$y(\tau) = L_t + S_t \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + C_t \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right)$$

La cual indica que este método estima la curva de rendimiento mediante tres factores latentes dinámicos: el nivel (L_t), la pendiente (S_t) y la curvatura (C_t) de dicha curva. Y estima todos los parámetros de manera simultánea, lo que, según Diebold *et al.* (2006), permite inferirlos correctamente a la luz de la teoría estándar en la materia. Cada factor resume variables importantes para cada uno y contiene información relevante de tasas y riesgo, lo cual hace que este modelo sea parsimonioso y eficiente⁶³.

⁶³ Como explican Diebold *et al.* (2006), el modelo muestra exactamente el comportamiento promedio de las curvas de rendimiento.

Adicionalmente, dependiendo del valor de λ^{64} , la curva de rendimiento tendrá un mejor ajuste en largo o corto plazo. Si λ toma valores pequeños, la curva se ajustará de mejor manera en el tramo de largo plazo, ya que la caída exponencial de las tasas es más lenta; mientras que, cuando λ tome valores mayores, la curva tenderá a ajustarse de mejor manera en el tramo de corto plazo, debido a una más rápida caída exponencial de tasas.

La dinámica del modelo L_t , S_t y C_t es estimada mediante un proceso de vectores autorregresivos (VAR) de primer orden, compuesto por:

1. La ecuación de medición, descrita matricialmente de la siguiente manera:

$$Y_t = \zeta g_t + \varepsilon_t$$

Donde Y_t es un vector que contiene los rendimientos (*yields*) observados en el período t ; g_t es el vector de estado, que contiene los factores latentes dinámicos; y ε_t es un vector de errores.

Así, la ecuación de medición relaciona los rendimientos con los factores latentes:

$$\begin{pmatrix} y_t(\tau_1) \\ y_t(\tau_2) \\ \vdots \\ y_t(\tau_N) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \left(\frac{1 - e^{-\tau_1 \lambda}}{\tau_1 \lambda} \right) \left(\frac{1 - e^{-\tau_1 \lambda}}{\tau_1 \lambda} - e^{-\tau_1 \lambda} \right) \\ 1 \left(\frac{1 - e^{-\tau_2 \lambda}}{\tau_2 \lambda} \right) \left(\frac{1 - e^{-\tau_2 \lambda}}{\tau_2 \lambda} - e^{-\tau_2 \lambda} \right) \\ \vdots \\ 1 \left(\frac{1 - e^{-\tau_N \lambda}}{\tau_N \lambda} \right) \left(\frac{1 - e^{-\tau_N \lambda}}{\tau_N \lambda} - e^{-\tau_N \lambda} \right) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t(\tau_1) \\ \varepsilon_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \varepsilon_t(\tau_N) \end{pmatrix}$$

2. La ecuación de transición, descrita matricialmente de la siguiente manera:

$$(g_t - \mu) = B(g_{t-1} - \mu) + \eta_t$$

Donde g_t es el vector de estado, μ es el vector de promedios de cada uno de los factores latentes y η_t es un vector de errores.

La ecuación de transición relaciona la dinámica de los factores latentes:

$$\begin{pmatrix} L_t - \mu_L \\ S_t - \mu_S \\ C_t - \mu_C \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{21} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1} - \mu_L \\ S_{t-1} - \mu_S \\ C_{t-1} - \mu_C \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_t(C) \end{pmatrix}$$

⁶⁴ La primera estimación propuesta por Diebold y Li (2006) impone un valor sobre lambda y se realiza en dos etapas, restándole eficiencia a la estimación.

Entonces:

$$\begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \sim WN \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} Q & 0 \\ 0 & H \end{pmatrix} \right] \text{ y } E(g_0 \eta'_t) = 0, E(g_0 \varepsilon'_t) = 0$$

Asumimos que H es una matriz diagonal, es decir, que las desviaciones del rendimiento de varias *maturities* de la curva no se encuentran correlacionadas; que la matriz Q no tiene restricciones, lo cual permite que los choques de los factores latentes puedan estar autocorrelacionados; y que los vectores de errores son ortogonales al vector de factores estimados.

La estimación de los parámetros de este modelo se realiza en una etapa utilizando el filtro de Kalman⁶⁵, por lo que no se necesita imponer un valor sobre lambda y se estiman ambas ecuaciones mediante máxima verosimilitud. Adicionalmente, este método recupera los parámetros de la ecuación de medición, es decir, los factores latentes, con el objetivo de incluir estas estimaciones en el proceso VAR. De modo que nuestro VAR (1) plantea así la interacción de los factores latentes de los países:

$$(g'_t - \mu) = \beta(g'_{t-1} - \mu) + \eta_t$$

Con la siguiente especificación de g'_t :

$$g'_t = (L_b, S_b, C_b, EUL_b, EUS_b, EUC_b, MXL_b, MXS_b, MXC_t)$$

Esta estimación permite observar cómo los diferentes tramos de la curva de rendimientos de bonos soberanos peruanos, representados por los factores latentes L , S y C , pueden verse afectados por los diferentes tramos de las curvas de los EE. UU. y México.

El paso siguiente consiste en aplicar un proceso VAR (2) para examinar no solo la interacción entre los factores latentes de las curvas de rendimiento, sino también para recoger los efectos de las siguientes variables macroeconómicas del Perú relevantes para nuestro estudio: producto, tasa de interés interbancaria, tipo de cambio e índice de precios.

Entonces, la especificación del modelo para el VAR (2) queda de la siguiente forma:

$$G'_t = (L_b, S_b, C_b, EUL_b, EUS_b, EUC_b, MXL_b, MXS_b, MXC_b, PIB_b, r_b, TC_b, IPC_t)$$

⁶⁵ Para obtener el óptimo, se requiere que los errores –que son ruidos blancos (WN)– de ambas ecuaciones sean ortogonales entre sí y al estado inicial.

Si bien no se plantea la restricción de no arbitraje para la estimación de la curva de rendimiento, su inclusión puede mejorar el ajuste de la estimación de la curva de rendimiento y conducir la investigación a resultados más robustos.

Análisis de resultados

Datos

Para la construcción de las curvas, utilizamos los rendimientos mensuales desde noviembre de 2006 a noviembre de 2018, obtenidos para el Perú principalmente de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS), de cuya base de datos se descargó el registro a fin de mes de las operaciones de renta fija de bonos soberanos con distintas maduraciones (3, 6, 12, 24, 60, 120 y 240 meses). Datos similares fueron obtenidos del Departamento del Tesoro de los EE. UU. y del Sistema de Información Económica del Banco de México. Cabe mencionar que los títulos soberanos utilizados no presentan ningún tipo de opción sobre el subyacente, y todos están denominados en las respectivas monedas nacionales y tienen un vencimiento mínimo de tres meses.

Estimación de los factores latentes

La tabla 1 muestra estadísticos descriptivos de los factores latentes extraídos del modelo DNS utilizando el filtro de Kalman. El tramo de largo plazo de la curva viene representado por el nivel. Los instrumentos de este tramo suelen ser utilizados como refugio por los agentes que interactúan en este tramo. El nivel refleja la percepción de estos agentes sobre la inflación futura (Diebold *et al.*, 2006). Ante perspectivas de aumento de la inflación, el factor de largo plazo se incrementará. Este tramo de la curva es el que presenta menor volatilidad para los tres países analizados.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de los factores latentes del DNS

	Media	Mediana	Desv. Est.	Mínimo	Máximo	ρ (1)
Perú						
Nivel	7,2768	7,2386	0,7808	5,5203	9,6080	0,864
Pendiente	-3,6791	-3,4062	1,3664	-7,0724	-1,0299	0,898
Curvatura	-4,0060	-4,4155	2,1646	-9,7235	3,4862	0,758
EE. UU.						
Nivel	3,6080	3,3160	0,9174	1,9223	5,2629	0,943
Pendiente	-2,8743	-2,8459	1,1543	-5,2153	0,1714	0,919

Curvatura	-3,634	-4,2142	2,0480	-7,0564	0,7416	0,947
México						
Nivel	7,5454	7,6397	0,8261	5,2416	9,4183	0,888
Pendiente	-2,3864	-2,7126	1,6302	-4,8867	0,4573	0,960
Curvatura	-1,8820	-1,7382	1,6108	-6,4675	0,5946	0,862

Fuentes: elaboración propia a partir de las bases de datos en los sitios web de la SBS (Perú), del Departamento del Tesoro (EE. UU.) y del Sistema de Información Económica (Banco de México).

El tramo de corto plazo de la curva es representado por la pendiente del modelo. Sobre este tramo de la curva tiene más influencia la acción del banco central, por lo que puede ser considerado como un indicador de política monetaria; y también da indicios del crecimiento del país (Mehl, 2006). Para los tres países, este es el tramo de la curva más persistente y con autocorrelación de grado 1, indicativa de que depende fuertemente de sus rezagos.

Por último, el factor de mediano plazo, capturado por la curvatura, está relacionado con la dinámica de la tasa de interés real y no con otros factores macroeconómicos por separado (Hoffmaister, Roldos, & Tuladhar, 2010). Este es el factor con mayor volatilidad para el Perú y los EE. UU.

Curvas de rendimiento

El modelo muestra un buen ajuste (anexos 2 al 4), que permite capturar los impactos de los factores latentes sobre la curva de rendimiento de cada país y estimar la dinámica que siguen el nivel, la pendiente y la curvatura, mediante la especificación matricial de la ecuación de transición. Sus coeficientes estimados se observan en la tabla 2.

Para el Perú, la matriz de transición muestra significancia estadística y alta persistencia en la diagonal principal, es decir, para los coeficientes de los tramos asociados a sus rezagos. En dicha tabla, se observa que el nivel es afectado positivamente por su rezago, mientras que el tramo de corto plazo es influenciado por los rezagos de los diferentes tramos de la curva de rendimientos, lo cual puede deberse a que es el tramo de la curva donde existen más transacciones y es mayor la influencia de la política monetaria.

Para el caso de los EE. UU., al igual que para el del Perú, la diagonal principal es la que muestra significancia estadística y persistencia. Únicamente el tramo de corto plazo se ve afectado positivamente por el rezago del tramo de mediano plazo y negativamente por el rezago del tramo de largo plazo, pero en pequeñas magnitudes. Por ende, cada tramo de la curva de rendimiento

estadounidense estaría determinado principalmente por decisiones de los agentes que interactúan dentro del mismo tramo.

Por último, al igual que en los casos anteriores, la matriz de transición para México muestra significancia y alta persistencia en la diagonal principal. Por otro lado, el factor de largo plazo se encuentra influenciado por el rezago del tramo de corto plazo (que refleja la influencia de política monetaria), pero en una magnitud pequeña.

Tabla 2
Matriz de transición VAR (1) para los factores latentes de cada país

Factores latentes Perú	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	μ
L_t	0,85*** (0,04)	-0,03 (0,03)	0,02 (0,02)	1,04*** (0,32)
S_t	0,14** (0,06)	0,90*** (0,04)	0,08*** (0,02)	-1,08** (0,45)
C_t	0,22 (0,16)	0,02 (0,09)	0,76*** (0,06)	-2,47** (1,14)

Factores latentes Estados Unidos	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	μ
L_t	0,95*** (0,03)	0,03 (0,03)	-0,02 (0,02)	0,20** (0,10)
S_t	-0,08** (0,04)	0,83*** (0,04)	0,06*** (0,02)	-0,02 (0,11)
C_t	-0,07 (0,29)	0,02 (0,07)	0,94*** (0,04)	0,13 (0,20)

Factores latentes México	L_{t-1}	S_{t-1}	C_{t-1}	μ
L_t	0,92*** (0,04)	0,04* (0,02)	0,01 (0,02)	0,72*** (0,28)
S_t	0,03 (0,04)	0,94*** (0,01)	0,06*** (0,02)	-0,24 (0,33)
C_t	0,05 (0,08)	0,02 (0,04)	0,86*** (0,05)	-0,62 (0,65)

Notas. Esta tabla muestra los coeficientes de la matriz asociada a las ecuaciones de transición. Los errores estándar aparecen en paréntesis. L_t es el nivel estimado, S_t es la pendiente estimada, C_t es la curvatura estimada y μ representa la media de los factores latentes. La significancia estadística al 10, 5 y 1% está indicada por *, ** y *** respectivamente.

Fuentes: véase la tabla 1. Elaboración propia.

Interacciones entre las curvas de Perú, Estados Unidos y México

La tabla 3 muestra que, en el Perú, el factor de largo plazo (representativo de las expectativas de inflación) está influenciado por el rezago del tramo de largo plazo de la curva de los EE. UU. en un 0,193 al 95% de confianza, lo cual indica una relación directa entre las tasas de interés de largo plazo

de ambos países, debida a que los bonos de largo plazo de los EE. UU. son tomados como activos libres de riesgo que sirven de referentes para valorizar activos alrededor del mundo y permiten observar las expectativas del mercado que generan flujos internacionales de capitales. Este resultado confirma los de Kulish y Rees (2011) y de Chin, Filippeli y Theodoridis (2015), quienes encontraron mayores movimientos conjuntos entre las tasas de largo plazo de los EE. UU. y las de pequeñas economías abiertas, que entre las respectivas tasas de corto plazo.

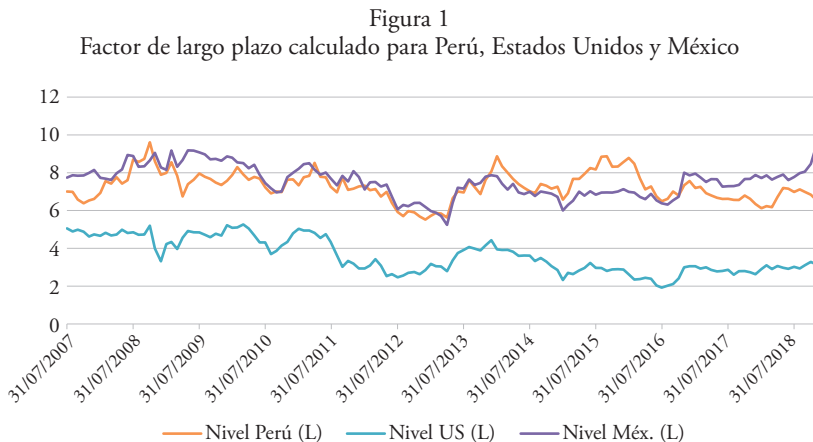
En efecto, menor que el impacto de largo plazo de la curva de los EE. UU. es su impacto sobre los tramos de corto plazo (-0,150) y mediano plazo (0,104) de la curva peruana, al 95% de confianza. Ello indica que el movimiento en las expectativas de inflación va en el mismo sentido que la dinámica de la tasa de interés real, representada en el factor de mediano plazo de la curva de los EE. UU.

Similarmente, el tramo largo de la curva peruana es influenciado por el factor de largo plazo de México, de manera significativa: en 0,152 al 90% de confianza, como se muestra en la tabla 3. Esto indica una correlación en el movimiento de las expectativas de inflación en el largo plazo de los agentes respecto a ambos países (figura 1). México tiene características similares a las del Perú, pero cuenta con un mercado de renta fija más desarrollado; lo cual hace que movimientos en el tramo largo de su curva generen movimientos en el mismo sentido en el tramo de largo plazo de la curva peruana.

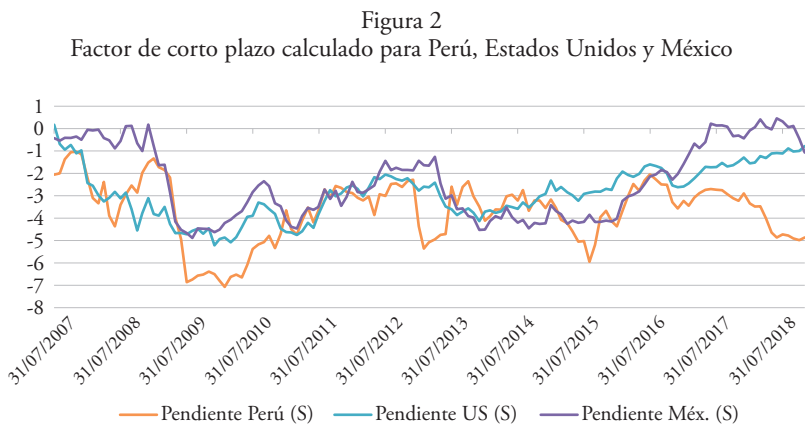
Tabla 3
Matriz de transición VAR (1) para los factores latentes en conjunto

	Per L _{t-1}	Per S _{t-1}	Per C _{t-1}	US L _{t-1}	US S _{t-1}	US C _{t-1}	Mex L _{t-1}	Mex S _{t-1}	Mex C _{t-1}	μ
Per L _t	0,769*** (0,06)	0,014 (0,03)	0,028 (0,02)	0,193** (0,08)	-0,150** (0,07)	0,104** (0,04)	-0,152* (0,08)	-0,024 (0,03)	-0,037 (0,03)	2,101*** (0,50)
Per S _t	0,339*** (0,08)	0,811*** (0,04)	0,108*** (0,02)	-0,121 (0,11)	0,223** (0,09)	-0,084 (0,05)	-0,048 (0,10)	0,021 (0,04)	-0,083* (0,04)	-1,715** (0,68)
Per C _t	0,477** (0,20)	-0,027 (0,10)	0,580*** (0,07)	0,725** (0,28)	0,264 (0,25)	0,146 (0,14)	-0,484* (0,27)	0,134 (0,12)	0,095 (0,11)	-2,454 (1,73)
US L _t	-0,045 (0,04)	-0,004 (0,02)	-0,026* (0,01)	0,930*** (0,06)	-0,003 (0,05)	-0,029 (0,03)	0,019 (0,05)	0,036 (0,02)	0,029 (0,02)	0,317 (0,36)
US S _t	-0,012 (0,05)	-0,015 (0,02)	0,021 (0,01)	-0,029 (0,07)	0,816*** (0,06)	0,102** (0,03)	-0,025 (0,06)	-0,009 (0,03)	-0,062** (0,02)	0,118 (0,43)
US C _t	0,142 (0,08)	-0,015 (0,04)	-0,081*** (0,03)	-0,090 (0,12)	0,161 (0,10)	0,868*** (0,06)	0,041 (0,11)	0,032 (0,05)	0,062 (0,05)	-1,209 (0,74)
Mex L _t	-0,034 (0,05)	0,007 (0,02)	-0,004 (0,01)	0,183** (0,07)	-0,133** (0,06)	0,084** (0,03)	0,739*** (0,07)	0,068** (0,03)	-0,022 (0,03)	1,614*** (0,45)
Mex S _t	0,003 (0,05)	-0,032 (0,02)	0,024 (0,02)	-0,272*** (0,08)	0,238*** (0,07)	-0,123*** (0,04)	0,330*** (0,08)	0,867*** (0,03)	0,096** (0,03)	-1,454*** (0,50)
Mex C _t	0,030 (0,12)	-0,049 (0,06)	-0,005 (0,04)	0,388** (0,16)	-0,019 (0,14)	0,279*** (0,08)	-0,213 (0,16)	-0,031 (0,07)	0,674*** (0,07)	0,047 (1,01)

Notas. Esta tabla muestra los coeficientes de la matriz de transición con los factores latentes de las curvas de rendimiento del Perú, EE. UU. y México. Los errores estándar aparecen entre paréntesis. Lt, St y Ct son los estimados del nivel, la pendiente y la curvatura, respectivamente. μ es la media de los factores latentes. *, **, *** muestran la significancia estadística al 10, 5 y 1% respectivamente.

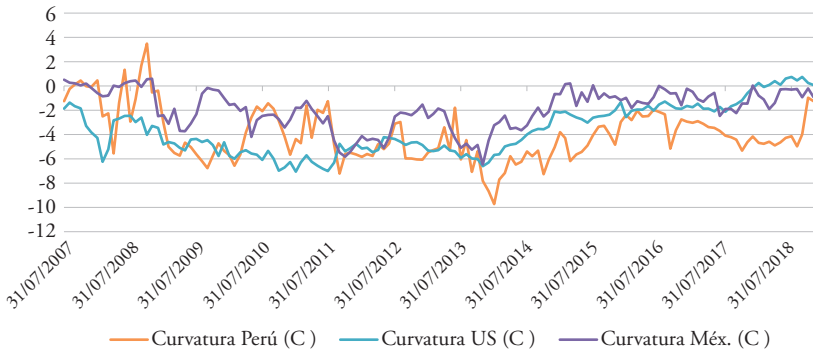


Por otro lado, el factor de corto plazo peruano solo se ve afectado por el factor de corto plazo de los EE. UU. en 0,223 al 95% de confianza (tabla 3), lo cual sugiere que el indicador de política monetaria del Perú es impactado por el indicador de política monetaria de los EE. UU. Por tanto, la política monetaria de los EE. UU. (representada por su factor de corto plazo), al impactar sobre el flujo de capitales alrededor del mundo, según señalan varios autores (Canova, 2005; Bräuning & Ivashina, 2017; Maćkowiak, 2007; Rey, 2015), influye en la política monetaria de países en desarrollo como el Perú, tanto en el corto como en el largo plazo (figura 2).



Por último, el factor de mediano plazo de la curva peruana es afectado de manera significativa (en 0,725 al 95% de confianza) por el factor de largo plazo de los EE. UU. (tabla 3). Esto indica una alta correlación del tramo de las expectativas de inflación de los EE. UU. con el tramo medio que representa la dinámica de la tasa real peruana (figura 3). También hay un impacto del tramo de largo plazo de México sobre el tramo medio de la curva peruana: en -0,484 al 90% de confianza.

Figura 3
Factor de mediano plazo calculado para Perú, Estados Unidos y México



Interacciones entre las curvas de rendimiento y las variables macroeconómicas

Teniendo en cuenta que las curvas de rendimiento están íntimamente relacionadas con factores macroeconómicos (Diebold *et al.*, 2006), que cada tramo de la curva de rendimiento de un país está ligado a determinada variable macroeconómica, y que diversos factores internos influyen en la curva de rendimiento de bonos soberanos peruanos (Olivares *et al.*, 2016), procedimos a ampliar el vector de estado del modelo DNS incluyendo las variables producto, inflación, tipo de cambio y tasa interbancaria⁶⁶:

$$G'_t = (L_t, S_t, C_t, EUL_t, EUS_t, EUC_t, MXL_t, MXS_t, MXC_t, PIB_t, r_t, TC_t, IPC_t)$$

⁶⁶ Para las series de producto, inflación y tipo de cambio, se utilizan las variaciones porcentuales anuales, debido a que las tasas de rendimientos y la interbancaria son tasas anuales. Esto garantiza que las series sean estacionarias y, por ende, que el VAR por estimar también lo sea.

Este modelo con variables macroeconómicas sigue los mismos supuestos que el primer modelo DNS estimado únicamente con los factores latentes que representan la curva de rendimiento. Es decir, seguimos asumiendo que la matriz H^{67} es diagonal y la matriz Q^{68} no tiene restricciones, a fin de que las funciones impulso-respuesta del modelo se capturen a partir de la covarianza de los elementos fuera de la diagonal de la matriz Q .

La tabla 4 muestra las estimaciones VAR (2) del DNS ampliado⁶⁹. Primero, el tramo de largo plazo peruano es impactado de manera significativa (al 95%) por los tramos de largo, corto y mediano plazo de los EE. UU. El impacto positivo del tramo largo de los EE. UU. indica que, ante un aumento del rendimiento de este tramo representante de las expectativas de inflación, los inversionistas buscarán activos de renta variable previendo que su rentabilidad crezca. Este impacto, dada la gran influencia de la economía de los EE. UU. en el flujo global de capitales, contagia a la economía peruana, donde los inversionistas demandarán menos bonos de largo plazo, haciendo que aumente el rendimiento del tramo largo peruano. Esto podría ser complementado con un impacto positivo del tipo de cambio local sobre el tramo de largo plazo peruano, pues una menor entrada de moneda extranjera para comprar dichos bonos también incrementaría el rendimiento de ese tramo.

⁶⁷ Matriz de desviaciones del error de la ecuación de medición.

⁶⁸ Matriz de desviaciones del error de la ecuación de transición.

⁶⁹ Las estimaciones de estas nuevas interacciones son muy similares a las antes obtenidas con el modelo que únicamente contempla las interacciones de los diferentes tramos de las curvas de rendimiento de Perú, EE. UU. y México.

Tabla 4
Matriz de transición VAR (2) para los factores latentes y variables macroeconómicas en conjunto

	Per L_t -1	Per S_t -1	Per C_t -1	US L_t -1	US S_t -1	US C_t -1	Mex L_t -1	Mex S_t -1	Mex C_t -1	PIB $_t$ -1	r_t -1	TC $_t$ -1	IPC $_t$ -1	u
Per L_t	0.514** (0.09)	-0.017 (0.05)	0.007 (0.02)	0.216** (0.09)	-0.200** (0.08)	0.109** (0.04)	-0.065 (0.09)	0.012 (0.04)	-0.011 (0.03)	0.032** (0.01)	-0.159* (0.09)	0.031** (0.01)	0.192*** (0.06)	2.912** (0.66)
Per S_t	0.586** (0.12)	0.752*** (0.06)	0.118*** (0.02)	-0.245** (0.12)	0.264** (0.10)	-0.056 (0.06)	-0.061 (0.11)	-0.098 (0.06)	-0.110** (0.04)	-0.015 (0.02)	0.454*** (0.12)	-0.044*** (0.01)	-0.336*** (0.09)	-3.931** (0.87)
Per C_t	0.713** (0.33)	-0.051 (0.17)	0.539*** (0.07)	0.598* (0.31)	0.254 (0.27)	0.364** (0.16)	-0.557* (0.30)	-0.140 (0.15)	0.018 (0.12)	0.043 (0.05)	0.275 (0.32)	-0.100*** (0.03)	-0.121 (0.23)	-4.406* (2.27)
US L_t	-0.107 (0.07)	-0.021 (0.03)	-0.031* (0.01)	0.905*** (0.06)	-0.028 (0.06)	-0.031 (0.03)	0.062 (0.06)	0.042 (0.03)	0.039 (0.02)	0.012 (0.01)	0.015 (0.07)	0.009 (0.00)	0.004 (0.05)	0.281 (0.49)
US S_t	0.064 (0.08)	0.018 (0.04)	0.025 (0.01)	-0.031 (0.08)	0.817*** (0.07)	0.113*** (0.04)	-0.064 (0.07)	-0.017 (0.04)	-0.073** (0.03)	-0.003 (0.01)	-0.022 (0.08)	-0.011 (0.00)	-0.019 (0.06)	0.146 (0.58)
US C_t	0.270* (0.14)	0.000 (0.07)	-0.061* (0.03)	0.046 (0.13)	0.286** (0.12)	0.838*** (0.07)	-0.082 (0.13)	0.040 (0.07)	0.049 (0.05)	-0.057*** (0.02)	-0.052 (0.14)	-0.015 (0.01)	0.024 (0.10)	-0.931 (0.99)
Mex L_t	-0.096 (0.08)	0.030 (0.04)	0.005 (0.01)	0.249*** (0.08)	-0.123* (0.07)	0.032 (0.04)	0.733*** (0.08)	0.145*** (0.04)	-0.007 (0.03)	-0.014 (0.01)	-0.147* (0.08)	0.024** (0.00)	0.084 (0.06)	2.453** (0.59)
Mex S_t	0.159* (0.09)	-0.032 (0.04)	0.010 (0.02)	-0.384*** (0.08)	0.211*** (0.07)	-0.033 (0.04)	0.311*** (0.08)	0.744*** (0.04)	0.064** (0.03)	0.024 (0.01)	0.195** (0.08)	-0.065*** (0.01)	-0.143** (0.06)	-2.670** (0.61)
Mex C_t	0.017 (0.20)	-0.074 (0.10)	-0.025 (0.04)	0.483** (0.19)	0.050 (0.16)	0.359*** (0.09)	-0.233 (0.18)	-0.116 (0.09)	0.641*** (0.07)	-0.002 (0.03)	-0.078 (0.19)	-0.031 (0.02)	0.153 (0.14)	0.184 (1.36)
PIB $_t$	0.928* (0.52)	0.035 (0.27)	0.362*** (0.11)	1.347*** (0.49)	1.383*** (0.42)	-0.362 (0.25)	-0.997** (0.47)	-0.008 (0.24)	-0.280 (0.18)	0.384*** (0.08)	-0.551 (0.50)	-0.115** (0.05)	0.002 (0.36)	4.724 (5.52)
r_t	0.255** (0.04)	0.035 (0.02)	0.013 (0.01)	-0.044 (0.04)	0.008 (0.03)	-0.010 (0.02)	-0.177*** (0.04)	0.026 (0.02)	0.001 (0.01)	0.027*** (0.00)	0.925*** (0.04)	-0.015*** (0.00)	-0.041 (0.03)	0.126 (0.32)
TC $_t$	0.366 (0.45)	-0.025 (0.23)	5.16E (0.10)	0.240 (0.42)	-1.202*** (0.37)	0.697*** (0.22)	-1.179*** (0.41)	0.198 (0.21)	-0.296* (0.16)	0.052 (0.07)	0.561 (0.44)	0.896** (0.05)	-0.412 (0.32)	3.042 (3.07)
IPC $_t$	0.277*** (0.08)	0.013 (0.04)	0.030 (0.02)	0.033 (0.08)	0.063 (0.07)	0.008 (0.04)	-0.145* (0.08)	-0.030 (0.04)	-0.021 (0.03)	0.026* (0.01)	0.148* (0.08)	-0.013 (0.00)	0.775*** (0.06)	-0.894 (0.60)

Esta tabla muestra los coeficientes de la matriz A asociada a las ecuaciones de transición. Los errores estándar aparecen en paréntesis. Lt es el nivel estimado, St es la pendiente estimada y Ct es la curvatura estimada, y m representa la media de los factores latentes. *, **, *** muestran la significancia estadística al 10, 5 y 1%, respectivamente. Elaboración propia.

En cambio, hay un impacto negativo del tramo de corto plazo de los EE. UU. sobre el tramo de largo plazo peruano. Esto porque, ante un aumento en la tasa de interés debido a una política monetaria contractiva de los EE. UU. para desacelerar el crecimiento de esa economía, los inversionistas financieros buscarían activos de otros países más riesgosos pero con mejores perspectivas de crecimiento, lo que incrementaría la demanda de bonos soberanos de largo plazo peruanos, y así su rentabilidad bajaría.

Mientras tanto, el impacto del tramo medio de los EE. UU. sobre el tramo largo peruano también es positivo, aunque menor que el primer caso. Es decir, hay una relación directa entre la dinámica de la tasa de interés real en los EE. UU. y las expectativas de inflación en el Perú. Esta relación era de esperarse entre dos economías muy relacionadas⁷⁰.

Segundo, el tramo de corto plazo peruano es afectado de manera significativa por los factores de largo plazo (al 95% de confianza) y de corto plazo (al 99% de confianza) de los EE. UU. El impacto negativo del tramo largo de los EE. UU. indica que, ante un aumento de las expectativas de inflación en ese país, los inversionistas buscarán invertir en economías con perspectivas monetarias más estables, y el consiguiente aumento de la demanda de bonos soberanos peruanos a largo plazo hará que caiga su rendimiento a corto plazo. Pero, como el impacto del tramo largo de los EE. UU. sobre el tipo de cambio local también es negativo, su reducción o apreciación del sol permite que los inversionistas extranjeros ganen al reconvertir sus retornos al dólar. Por otro lado, era de esperarse que el tramo de corto plazo peruano sea impactado de manera positiva y significativa (al 99% de confianza) por el promedio de las tasas interbancarias locales, pues dicho tramo es el más representativo de la política monetaria.

Por último, el tramo de mediano plazo de la curva peruana es afectado de manera significativa por los tramos de largo y mediano plazo de los EE. UU. y por el de largo plazo de México. El impacto positivo de los factores latentes de los EE. UU. indica que, ante expectativas alcistas respecto a la tasa de interés ajustada por inflación en los EE. UU., el tramo que representa la dinámica de la tasa real peruana también se incrementaría. Al igual que en el modelo sin variables macroeconómicas, el impacto del tramo largo de los EE. UU. sobre el de mediano plazo del Perú es mayor que los otros impactos estimados.

Por otro lado, el impacto negativo del tramo largo de México indica que, al incrementarse las expectativas de inflación en ese país, los inversionistas buscarán invertir en países con expectativas de precios más estables pero aún

⁷⁰ En un contexto de imperfecta movilidad de capitales (De Gregorio, 2012)

con rendimientos altos, por lo que la mayor demanda en el tramo medio peruano reducirá sus rendimientos.

Descomposición de la varianza

Esta descomposición, que realizamos según el método de Cholesky, sirve para evaluar las interacciones de los factores latentes de las curvas de rendimiento y de variables macroeconómicas, mostrando la proporción en que cada factor influye en la volatilidad de cada variable durante los horizontes temporales de la estimación (Phillips, 1998).

Ordenamiento de las variables

Para el ordenamiento de los factores latentes, tomamos al largo plazo como el relativamente más exógeno o relacionado con choques externos, al corto plazo como determinado principalmente por la política monetaria del país, y al factor de mediano plazo como una combinación del corto y largo plazo. Así, ubicamos primero los factores latentes del Perú; en segundo lugar, los de los EE. UU., por ser una de las economías con mayor incidencia en los flujos globales de capitales; y, por último, los de México.

Las variables macroeconómicas fueron ordenadas así: PIB (porque responde con mayor rezago a los choques de política monetaria), tasa de interés interbancaria, tipo de cambio, e índice de precios (el cual responde de manera más directa a choques financieros).

Resultados de la descomposición de la varianza

La descomposición de la varianza (con el método y los ordenamientos antes mencionados) fue estimada para los horizontes de 1, 12, 36 y 60 meses; se espera que, mientras más largo sea el horizonte de estimación, la variabilidad en la curva peruana será explicada por un mayor número de elementos incluidos en la estimación. Para esta estimación, utilizamos primero el proceso VAR (1) centrado en los factores latentes, y luego el VAR (2) del modelo DNS ampliado.

La tabla 5 muestra los resultados de la estimación VAR (1). Se observa que el tramo de largo plazo de la curva de rendimiento peruana es influenciado considerablemente por el tramo de largo plazo de la curva de los EE. UU. a medida que el horizonte de estimación se incrementa; esta influencia también existe en los tramos de corto y mediano plazo de la curva peruana, pero en una magnitud mucho menor. De hecho, los factores latentes de ambos países extranjeros explican en menor proporción la variación de los tramos de corto y mediano plazo de la curva peruana, incluso en un horizonte más largo de tiempo; lo cual sugiere que esta variación es más influenciada por factores domésticos.

Tabla 5
Descomposición de la varianza del modelo de la curva Perú – EE. UU. – México

Variable	Horizonte	Per L	Per S	Per C	US L	US S	US C	Mex L	Mex S	Mex C
Per L	1	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	71,79	0,47	0,51	17,38	2,41	1,21	5,26	0,41	0,54
	36	61,31	0,49	0,66	25,56	2,13	3,84	4,74	0,50	0,74
	60	60,49	0,52	0,71	25,70	2,14	4,09	4,82	0,55	0,92
Per S	1	26,30	73,69	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	13,65	26,77	24,28	7,13	4,33	2,10	11,72	1,76	8,22
	36	15,79	22,62	20,77	6,47	3,86	2,39	17,41	1,94	8,70
	60	14,24	20,38	19,55	9,33	3,48	6,28	16,47	1,93	8,29
Per C	1	7,26	15,13	77,60	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	7,66	11,11	61,46	0,23	0,27	5,75	10,80	0,12	2,54
	36	6,27	9,01	53,21	6,12	0,24	12,51	10,04	0,16	2,42
	60	6,08	8,42	50,12	8,97	0,26	14,27	9,41	0,15	2,27

Notas. Cada valor muestra la variación porcentual de la varianza estimada para un horizonte de tiempo específico. El horizonte es medido en meses.

Elaboración propia.

Para la estimación VAR (2), seguimos el mismo procedimiento de descomposición de la varianza y de ordenamiento de los factores latentes que para la estimación anterior; y las variables macroeconómicas fueron ordenadas como se indica en el apartado «Ordenamiento de las variables». La tabla 6 muestra los resultados de esta estimación:

En dicha tabla, se observa que, para menores horizontes de tiempo, los factores latentes de las curvas de rendimiento de los EE. UU. y México no tienen un efecto significativo sobre los factores latentes de la curva peruana. Respecto a las variables macroeconómicas, se observa que es pequeña su influencia sobre las variaciones en los diferentes tramos de la curva peruana cuando el horizonte temporal no es largo, lo cual sugiere que los movimientos o *shocks* de corto plazo tienen muy poca relación con las variables macroeconómicas. Sin embargo, mientras mayor es el horizonte temporal, los *shocks* de estas variables inducen una volatilidad mayor en la curva peruana, sobre todo en sus tramos de corto y mediano plazo. Estos resultados indican que las variables macroeconómicas no influyen inmediatamente sobre la curva de rendimiento, tal como hallaron Prasanna y Sowmya (2017), Diebold *et al.* (2006) y Ang, Piazzesi y Wei (2003).

Tabla 6
Descomposición de la varianza del modelo de la curva Perú – EE. UU. – México y variables macroeconómicas

Variable	Horizonte	Per L	Per S	Per C	US L	US S	US C	Mex L	Mex S	Mex C	PBI	r	TC	IPC
<i>Per L</i>	1	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	57,21	0,53	0,77	20,97	0,85	0,98	4,45	0,07	0,67	3,46	0,16	4,77	5,06
	36	52,69	0,50	0,85	23,06	0,84	1,40	5,20	0,07	1,49	3,67	0,32	5,19	4,66
	60	52,49	0,50	0,86	22,98	0,84	1,44	5,39	0,08	1,52	3,69	0,33	5,18	4,64
<i>Per S</i>	1	22,40	77,59	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	9,06	23,18	14,13	12,59	7,85	0,17	6,28	0,49	5,10	3,82	0,93	11,84	4,50
	36	7,37	18,10	11,95	11,97	9,11	3,47	7,97	0,67	7,02	4,47	0,82	11,69	5,32
	60	6,91	16,00	11,83	14,04	8,08	7,97	7,64	0,66	6,21	4,55	0,78	10,30	4,98
<i>Per C</i>	1	6,78	20,59	72,62	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	12	6,08	12,53	47,29	0,29	2,14	8,98	4,82	1,45	0,60	1,04	0,25	9,52	4,95
	36	5,54	11,06	43,44	3,04	2,04	11,83	5,42	1,43	0,58	1,79	0,29	8,64	4,84
	60	5,63	10,33	41,13	5,30	1,93	13,63	5,10	1,35	0,55	1,88	0,28	8,05	4,76

Notas. Cada valor muestra la variación porcentual de la varianza estimada para un horizonte de tiempo específico. El horizonte es medido en meses. Elaboración propia.

Además, tal como Diebold *et al.* (2006) proponen, realizamos una estimación adicional con un ordenamiento diferente, poniendo las variables macroeconómicas primero y los factores latentes después, la cual arrojó resultados similares.

Funciones impulso-respuesta

Mediante las funciones impulso-respuesta que muestra la figura 4, es posible examinar la dinámica del modelo completo a fin de identificar cómo los choques de los factores latentes y las variables macroeconómicas influyen en el comportamiento de los diferentes tramos de la curva de rendimiento de bonos soberanos peruanos.

Respecto al tramo de largo plazo peruano, ante un choque de una desviación estándar en el factor de largo plazo de los EE. UU., dicho tramo responde de manera positiva hasta el período 25, cuando vuelve a su senda. Ese choque es entonces mayor en los primeros períodos y va mitigándose conforme aumenta el horizonte temporal.

Mientras tanto, el tramo de corto plazo peruano responde primero de manera negativa, pero se recupera relativamente pronto (período 15) para tornarse en un efecto positivo que se mantiene posteriormente; esto se debería a la respuesta de la política monetaria peruana ante cambios en las perspectivas de inflación en los EE. UU. También puede observarse un impacto de choques en el tramo de largo plazo mexicano, principalmente sobre los tramos de largo y corto plazo peruanos; aunque este impacto es mucho menor que el de los EE. UU. y su efecto es negativo.

Por otro lado, la respuesta positiva del tramo corto peruano a choques de una desviación estándar del PIB indica el manejo de la política monetaria según la evolución del crecimiento económico. Y dicho tramo peruano responde de forma negativa en un primer momento a choques en el índice de precios, pero rápidamente el impacto se vuelve positivo a partir del séptimo período; lo cual indica la acción de la política monetaria para controlar el aumento de la inflación.

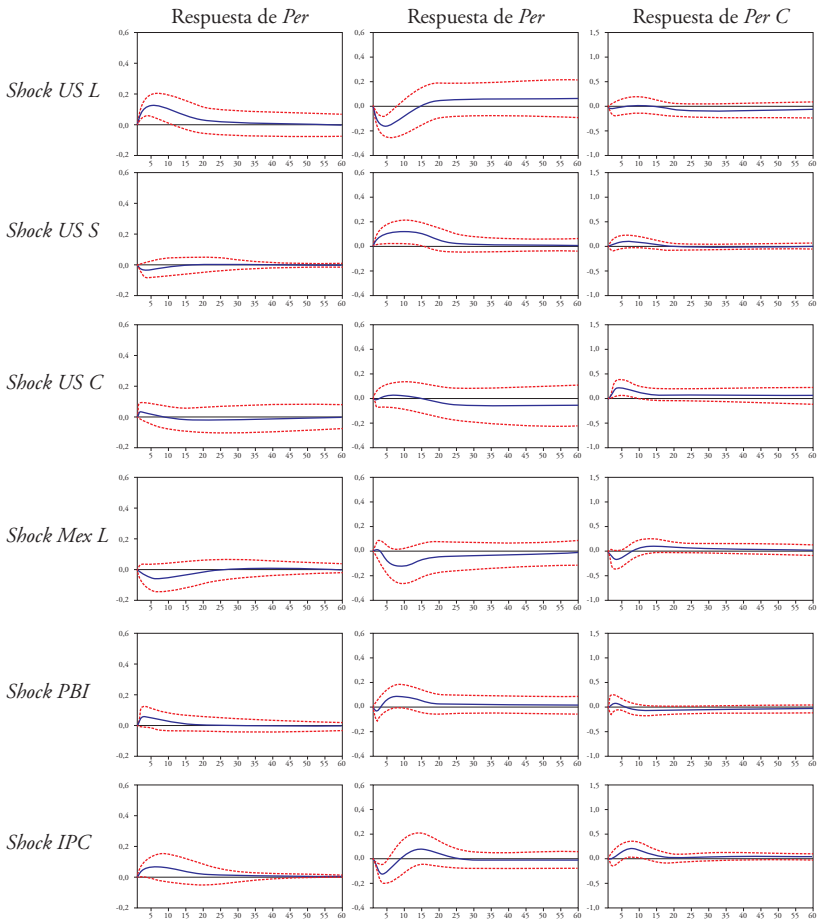
Robustez

Se procedió a estimar el VAR bayesiano, el cual permite eliminar el problema del *trade-off* entre reducir el sesgo e incrementar la varianza que plantea la incorporación de nuevas variables. Además, el vector autorregresivo bayesiano (BVAR) no requiere un ajuste de enfoque y genera no solo una predicción sino también la distribución de probabilidad multivariada completa para resultados futuros, lo cual se ajusta mejor a la realidad (Litterman, 1986).

Al estimar el BVAR para las variables de interés, se obtuvieron resultados similares (mostrados en la figura 5) a los analizados anteriormente, que refuer-

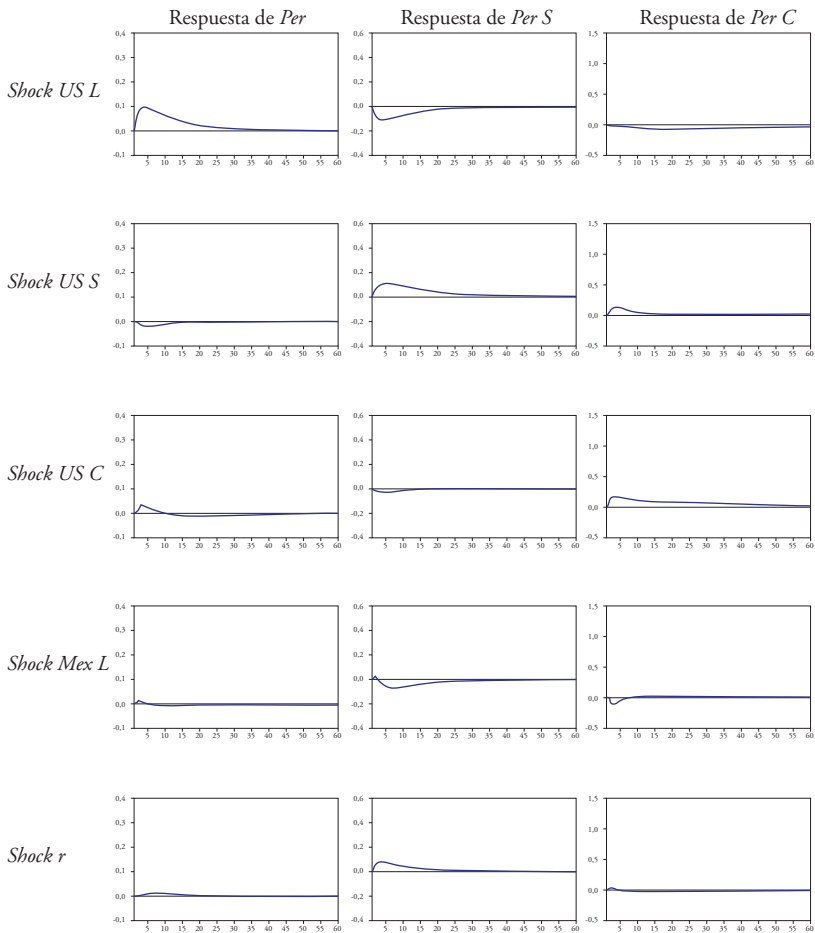
zan su robustez. Es así que se mantiene principalmente el impacto positivo de choques en el factor de largo plazo de los EE. UU. sobre el tramo de largo plazo de la curva peruana, lo cual refuerza la relación entre las expectativas de inflación en ambos países. Y también se mantienen, respecto al tramo de corto plazo peruano (indicador de política monetaria), tanto el impacto negativo del factor de largo plazo de los EE. UU. como el impacto positivo de la tasa interbancaria en el Perú.

Figura 4
Funciones impulso-respuesta



Elaboración propia.

Figura 5
Funciones impulso-respuesta bayesiana



Elaboración propia.

Limitaciones de la investigación

Los resultados encontrados concuerdan con las enseñanzas de la literatura especializada. Sin embargo, existen factores no incorporados en el modelo utilizado que podrían magnificar o disminuir los efectos que se generan entre las variables, como sería el caso de eventos políticos o económicos que

incrementen o disminuyan la aversión al riesgo de los inversionistas y los conduzcan a recomponer sus portafolios prefiriendo determinados activos de renta fija sobre otros.

Como se mencionó en el apartado «Datos», nuestro estudio deja de lado los títulos soberanos con opciones sobre el subyacente, ya que, cuando estas se ejercen, la forma de la curva cambia y los rendimientos también; lo que puede generar cambios en las estimaciones. El modelo DNS utilizado predice la curva con un buen ajuste pese a las pocas transacciones existentes en el mercado de renta fija peruano, pero sus parámetros son algo inestables cuando se usan menos datos, como explica Pereda (2009). Por ello, dicho modelo capturarán más precisamente el movimiento de la curva de rendimiento del Perú cuando su mercado de renta fija se desarrolle y tenga mayor liquidez.

Conclusiones y recomendaciones

El modelo de Nelson y Siegel (1987) con la especificación dinámica de Diebold *et al.* (2006) nos ha permitido analizar el impacto de los diferentes tramos de las curvas de rendimiento de los EE. UU. y México sobre la estructura de tasas de interés a lo largo de la curva de títulos soberanos peruanos. Identificar cómo interactúan esas curvas ayuda a tomar decisiones de consumo e inversión, ya que provee una mejor aproximación tanto a las expectativas del mercado como a posibles movimientos futuros en la curva peruana, a partir de cambios observados en las curvas de países en los que el mercado de renta fija es desarrollado (EE. UU.) o emergente, pero avanzado con respecto al peruano (México).

Esa interacción refleja decisiones de los agentes en cada tramo de la curva, según sus preferencias institucionales, cuyos resultantes flujos de capitales generan impactos sobre la curva peruana y movimientos conjuntos entre esta y las de los otros dos países analizados. Al respecto, los principales hallazgos de nuestra investigación son:

- El tramo de largo plazo —que representa las expectativas de inflación— de las curvas de los EE. UU. y de México impacta sobre el tramo de largo plazo de la curva peruana; se cumple así la hipótesis planteada.
- El tramo de mediano plazo de la curva peruana es influenciado por los movimientos en el tramo largo de las curvas de los EE. UU. y México. Esto significa que los cambios en las expectativas de inflación en ambos países impactan sobre la dinámica de la tasa de interés real del Perú.
- El tramo de corto plazo de la curva de los EE. UU., el cual es un indicador de su política monetaria, genera movimientos en los tra-

mos de largo y de corto plazo de la curva peruana. Esto corrobora lo encontrado por muchos autores respecto al impacto de la política monetaria de los EE. UU. sobre los flujos globales de capitales, que genera movimientos en la estructura de tasas en otros países.

- La inclusión de variables macroeconómicas en el modelo nos ayudó a obtener efectos más limpios de las interacciones entre las curvas de rendimiento, que refuerzan la validez de nuestra hipótesis principalmente respecto a los impactos de los factores de los EE. UU. y, en particular, respecto al impacto del tramo largo de su curva sobre el tramo largo de la curva peruana. Otro resultado resaltante es que con esa inclusión disminuyen, tanto en valores como en significancia, los efectos de la estructura de tasas de interés sobre los diferentes tramos de la curva de rendimientos del Perú.

Estos hallazgos respecto a los movimientos conjuntos de los diferentes tramos de las curvas de rendimiento, además de su utilidad práctica para los agentes del mercado de bonos soberanos, aportan nueva evidencia reveladora de la importancia de lograr que el Perú tenga un mercado de renta fija robusto, a fin de disminuir la influencia de choques externos provenientes del flujo internacional de capitales y de políticas monetarias foráneas, en particular de los movimientos en la tasa de referencia fijada por la Fed.

Por último, este estudio podría extenderse para analizar el impacto de diferentes crisis mundiales y cómo estas reconfiguran la dinámica de la interacción entre las curvas; así como para incluir otras variables que complementen la explicación del movimiento conjunto entre las curvas estudiadas o con las curvas de otros países relevantes en el mercado de bonos soberanos peruanos.

Referencias

- Alfaro, R., Medel, C. A., & Moreno, C. (2017). An analysis of the impact of external financial risks on the sovereign risk premium of Latin American economies. *Revista de Analisis Economico*, 32(2), 131-153. <https://doi.org/10.4067/S0718-88702017000200131>
- Ang, A., Piazzesi, M., & Wei, M. (2003). *What does the yield curve tell us about GDP growth?* NBER Working Papers, 10672. <http://www.nber.org/papers/w10672.pdf>
- Arango, L. E., Melo, L. F., & Vásquez, D. M. (2003). Estimación de la estructura a plazo de las tasas de interés en Colombia. *Coyuntura Económica*, mayo-setiembre 2003-03, 51-76. <https://www.repository.fedesarrollo.org.co/handle/11445/2095>
- Arellano, C., & Ramanarayanan, A. (2012). Default and the maturity structure in sovereign bonds. *Journal of Political Economy*, 120(2), 187-232. <https://doi.org/10.1086/666589>

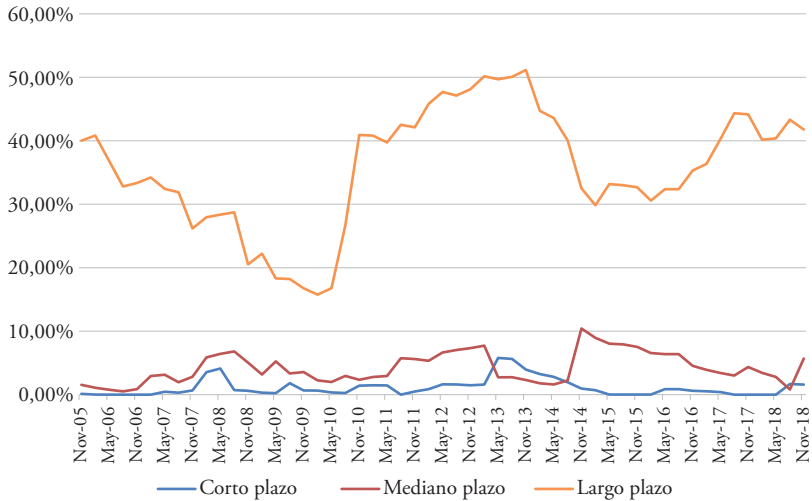
- Bräuning, F., & Ivashina, V. (2017). *U. S. monetary policy and emerging market credit cycles*. Research Department Working Papers, N.º 17-09. Federal Reserve Bank of Boston. <https://www.bostonfed.org/publications/research-department-working-paper/2017/us-monetary-policy-and-emerging-market-credit-cycles.aspx>
- Cano, C., Correa, R., & Ruiz, L. (2010). La curva de rendimientos y la toma de decisiones financieras. *Moneda*, 145, 30-34. <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Moneda/Moneda-145/Moneda-145-08.pdf>
- Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 229-251. <https://doi.org/10.1002/jae.837>
- Ceballos, L. (2016). Efectos de sorpresas económicas en la estructura de tasas de interés. Evidencia para Brasil, Chile y México. *Trimestre Económico*, 83(331), 647-675. <https://www.eltrimestreeconomico.com.mx/index.php/te/article/view/214>
- Chin, M., Filippelli, T., & Theodoridis, K. (2015). *Cross-country co-movement in long-term interest rates: A DSGE*. School of Economics and Finance Working Paper, N.º 753. Queen Mary University of London. <https://www.qmul.ac.uk/.../econ/research/workingpapers/2015/items/wp753.pdf>
- Cortés, J., Ramos-Francia, M., & Torres, A. (2008). *Un análisis empírico de la estructura temporal de tasas de interés en México*. Documento de Investigación N.º 2008-07. Banco de México. <http://www.anterior.banxico.org.mx/.../publicaciones/documentos-de-investigacion/.../%7B52A5623C-1F44-0C20-D43E-960EBE6FF246%7D.pdf>
- De Gregorio, J. (2012). *Macroeconomía. Teoría y políticas*. Pearson Educación. <http://www.degregorio.cl/pdf/Macroeconomia.pdf>
- Delfau, E. (2017). *Métodos de estimación de curvas de rendimiento cupón cero en Argentina*. Documentos de Trabajo, N.º 623. Universidad del CEMA. <https://ucema.edu.ar/publicaciones/download/documentos/623.pdf>
- Diebold, F. X., & Li, C. (2006). Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of Econometrics*, 130(2), 337-364. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.03.005>
- Diebold, F. X., Rudebusch, G. D., & Arouba, S. B. (2006). The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, 131(1-2), 309-338. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.011>
- Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1995). Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 975-1009. <https://doi.org/10.2307/2946646>
- Fratzscher, M., Lo Duca, M., & Straub, R. (2018). On the international spillovers of US quantitative easing. *Economic Journal*, 128(608), 330-377. <https://doi.org/10.1111/eoj.12435>
- Goldstein, I., Li, Y., & Yang, L. (2014). Speculation and hedging in segmented markets. *The Review of Financial Studies*, 27(3), 881-922. <https://doi.org/10.1093/rfs/hht059>
- Gurkaynak, R. S., Sack, B., & Wright, J. H. (2006). *The U. S. treasury yield curve: 1961 to the present*. Finance and Economics Discussion Series, 28. The Federal Reserve Board. <https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2006/200628/200628pap.pdf>

- Hoffmaister, A. W., Roldos, J., & Tuladhar, A. (2010). *Yield curve dynamics and spillovers in Central and Eastern European countries*. IMF Working Papers, 2010-51. <https://doi.org/10.5089/9781451963328.001>
- Kim, S., & Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 561-586. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(00\)00010-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(00)00010-6)
- Kulish, M., & Rees, D. (2011). The yield curve in a small open economy. *Journal of International Economics*, 85(2), 268-279. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.06.006>
- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with bayesian vector autoregressions – Five years of experience. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 25-38. <https://doi.org/10.1080/07350015.1986.10509491>
- Litterman, R. B., & Scheinkman, J. (1991). Common factors affecting bond returns. *The Journal of Fixed Income*, 1(1), 54-61. <https://doi.org/10.3905/jfi.1991.692347>
- Maćkowiak, B. (2007). External shocks, U. S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2512-2520. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2007.06.021>
- Mehl, A. (2006). *The yield curve as a predictor and emerging economies*. Working Paper Series, N.º 691. European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwp/scpwp691.pdf?7adafdd983e3b1f2bed2987ebc2112ce>
- Nelson, C. R., & Siegel, A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *The Journal of Business*, 60(4), 473-489. <https://doi.org/10.1086/296409>
- Olivares, A., Ataurima, M., & Rodríguez, G. (2016). *Estimation of the sovereign yield curve of Peru: The role of macroeconomic and latent factors*. SBS Documentos de Trabajo, DT/04/2016. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. https://www.sbs.gob.pe/Portals/0/jer/ddt_ano2016/20161125_SBS-DT-004-2016.pdf
- Patel, K., Mohamed, A., & Van Vuuren, G. W. (2018). A regression and comparative study of United States and South African yield curves using principal component analysis. *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 21(1), 1-15. <https://doi.org/10.4102/sajems.v21i1.1626>
- Pereda, J. (2009). Estimación de la curva de rendimiento cupón cero para el Perú. *Revista Estudios Económicos*, 17(4), 113-145. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/17/Estudios-Economicos-17-4.pdf>
- Phillips, P. C. B. (1998). Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs. *Journal of Econometrics*, 83(1-2), 21-56. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(97\)00064-X](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00064-X)
- Prasanna, K., & Sowmya, S. (2017). Yield curve in India and its interactions with the US bond market. *International Economics and Economic Policy*, 14(2), 353-375. <https://doi.org/10.1007/s10368-016-0340-8>
- Rey, H. (2015). *Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence*. NBER Working Paper, 21162. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w21162/w21162.pdf

- Rodríguez, A., & Villavicencio, J. (2002). La formación de la curva de rendimientos en nuevos soles en Perú. *Revista Economía*, 25(50), 173-204. Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://revistas.pucp.edu.pe/index.php/economia/article/view/565>
- Santana, J. C. (2008). La curva de rendimientos: una revisión metodológica y nuevas aproximaciones de estimación. *Cuadernos de Economía*, 27(48), 71-113. Universidad Nacional de Colombia. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/ceconomia/article/view/1452>
- Svensson, L. E. O. (1994). *Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994*. NBER Working Paper 4871. <https://www.nber.org/papers/w4871>
- Velásquez Giraldo, M., & Restrepo Tobón, D. A. (2016). Affine term structure models: Forecasting the Colombian yield curve. *Lecturas de Economía*, 85, 53-90. Universidad de Antioquía. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n85a02>

Anexos

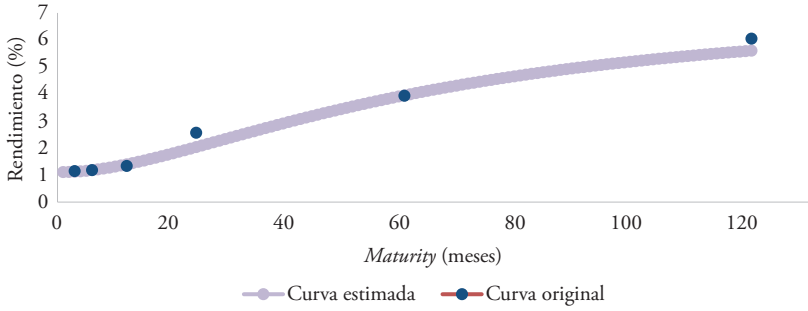
Anexo 1: Participación de no residentes (%) en títulos soberanos denominados en soles ponderada por el monto de participación



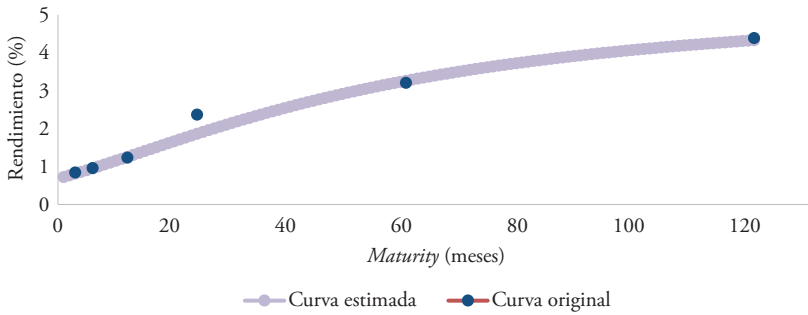
Fuente: elaboración propia sobre la base de <http://www.mef.gob.pe/tesoro/emisiones-de-bonos.php>

Anexo 2: Ajuste del modelo para la curva de rendimiento del Perú

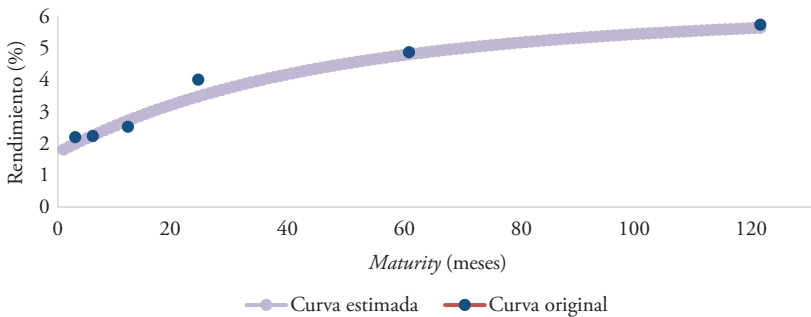
Ajuste del modelo para la curva de rendimiento del Perú en septiembre de 2009



Ajuste del modelo para la curva de rendimiento del Perú en abril de 2013



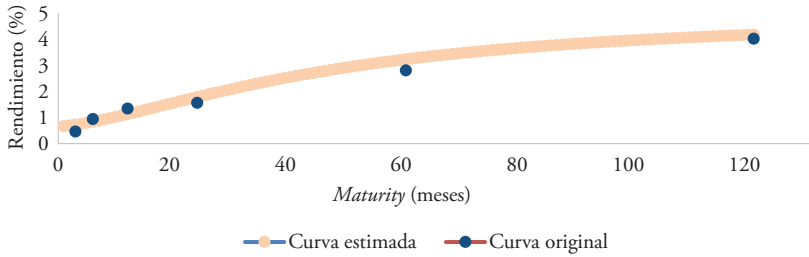
Ajuste del modelo para la curva de rendimiento del Perú en noviembre de 2018



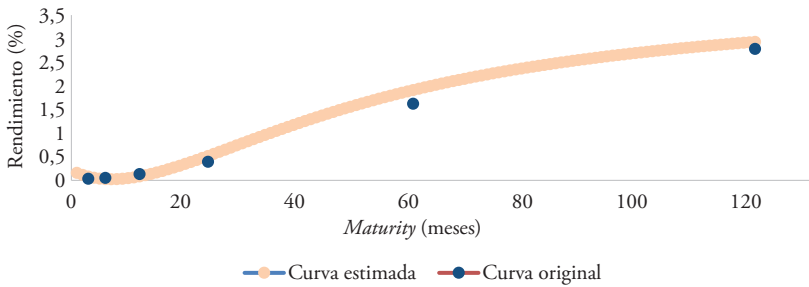
Elaboración propia.

Anexo 3: Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de los Estados Unidos

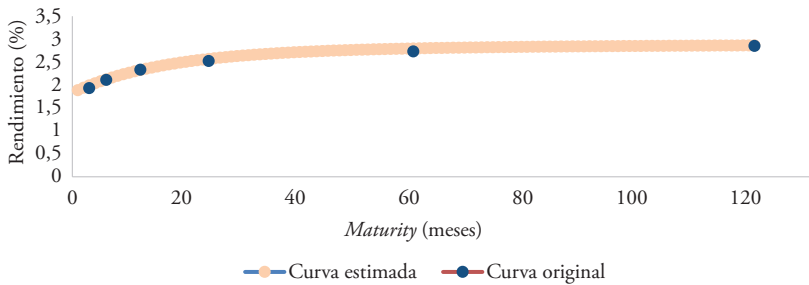
Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de los Estados Unidos en octubre de 2008



Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de los Estados Unidos en agosto de 2013



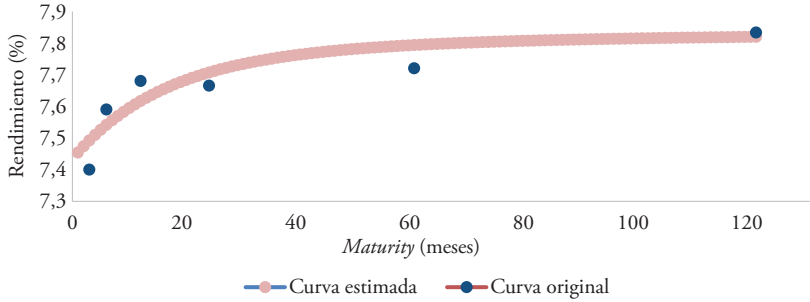
Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de los Estados Unidos en junio de 2018



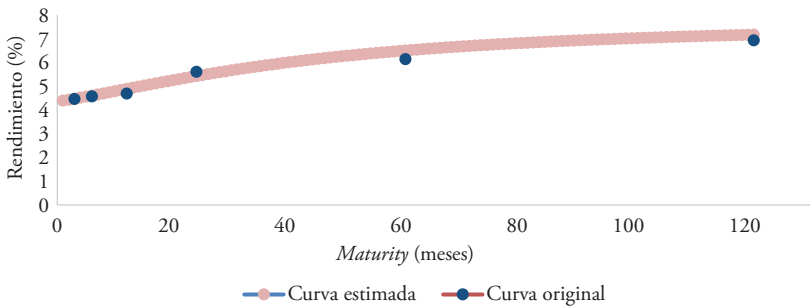
Elaboración propia.

Anexo 4: Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de México

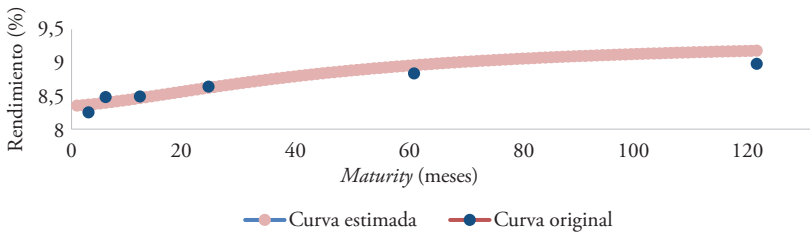
Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de México en septiembre de 2007



Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de México en mayo de 2011



Ajuste del modelo para la curva de rendimiento de México en noviembre de 2018



Elaboración propia.