

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ  
ESCUELA DE POSTGRADO



**DESARROLLO DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS PARA LOS BONOS  
SOBERANOS EN SOLES: EVIDENCIA DE CAMBIOS EN LA FORMA Y LOS  
FACTORES QUE AFECTAN LA ESTRUCTURA DE PLAZOS**

Tesis para optar el grado de Magíster en Economía

FARITH CHÁVARRI  
EDWARD NECIOSUP

Dirigido por  
ELÍAS MINAYA CUBILLAS

San Miguel, 2017

# DESARROLLO DE LA CURVA DE RENDIMIENTOS PARA LOS BONOS SOBERANOS EN SOLES: EVIDENCIA DE CAMBIOS EN LA FORMA Y LOS FACTORES QUE AFECTAN LA ESTRUCTURA DE PLAZOS.

FARITH CHÁVARRI  
EDWARD NECIOSUP

ENERO 2017

Este documento estudia el desarrollo y los factores que afectan a la estructura de plazos de tasas de interés (EPTI) para Perú (2008 – 2016). Para ello, empleando la metodología de Bernanke, Boivin y Elias (2005) se estima un modelo de componentes principales (PCA), el cual descompone la EPTI en factores no observables (nivel, pendiente y curvatura), y posteriormente se analiza las funciones impulsos respuestas de los factores frente a shocks de variables macrofinancieras locales y externas a través de un *Structural Factor Augmented Vector Autoregressive* (SFAVAR). Como resultados empíricos se concluye: i) nuevas emisiones y operaciones de administraciones de deuda no afectan la forma de la curva de rendimiento , ii) la curva de rendimiento aún es sensible a eventos internacionales como variaciones en la tasa de política monetaria de EEUU e incrementos en la volatilidad financiera (VIX), iii) una mayor tasa de crecimiento del PBI, una mayor inflación o un incremento del tipo de cambio afectan el nivel de la curva de rendimiento de manera negativa, finalmente iv) un choque negativo en la tasa de política monetaria no es concluyente debido a que no existe un *money market* desarrollado.

## Tabla de Contenidos

Introducción.....	2
1. Hechos estilizados de la economía peruana.....	5
1.1 El Mercado de bonos soberanos en el Perú .....	5
1.2 Evolución de la curva de rendimiento. ....	7
2. Marco teórico .....	19
2.1 Teorías que permiten explicar la forma y movimientos de la EPTI .....	19
2.2 Relación del precio del bono, el consumo futuro y la tasa de interés .....	23
3. Revisión de la literatura empírica .....	31
3.1 Metodologías para estimar la EPTI.....	31
3.2 Antecedentes de estimación de la curva de rendimiento en Perú .....	34
4. Hipótesis de la investigación .....	37
5. Estimación del modelo y resultados .....	38
5.1 El modelo .....	39
5.2. Los datos .....	52
5.3 Resultados.....	54
5.3.1 Estimación de los factores con análisis de componentes principales (PCA).....	54
5.3.2 Comparación de factores no observados (PCA) versus datos empíricos....	57
5.3.3 Estimación del modelo SFAVAR .....	59
5.3.4 Respuestas de la curva de rendimiento a los shocks macrofinancieros:.....	60
6. Conclusiones.....	65
Bibliografía .....	70
ANEXOS .....	a

## Lista de figuras

<i>Figura 1.</i> Tamaño del mercado de valores de deuda pública en moneda local (%PBI) .....	6
<i>Figura 2.</i> Oferta, demanda y montos colocados en las subastas (2005 – 2015) .....	6
<i>Figura 3.</i> Curva de bonos soberanos a tasa fija.....	7
<i>Figura 4.</i> Curva de rendimiento (2008 – 2010).....	13
<i>Figura 5.</i> Curva de rendimiento (2011 – 2013).....	15
<i>Figura 6.</i> Curva de rendimiento (2014 – 2016).....	18
<i>Figura 7.</i> Factor nivel vs factor proxy .....	56
<i>Figura 8.</i> Factor pendiente vs factores proxys .....	57
<i>Figura 9.</i> Nivel: Factor nivel estimado e Inflación.....	58
<i>Figura 10.</i> Pendiente: Factor pendiente estimado y PBI .....	58
<i>Figura 11.</i> Impulso - respuesta.....	59
<i>Figura 12.</i> Curva letras y CD-BCRP (16-12-2015 izquierda) (17-08-2016 derecha).....	65
<i>Figura 13.</i> Curva soberana un día antes y el día de la emisión del bono 2042 .....	a
<i>Figura 14.</i> Curva soberana un día antes y el día de la emisión del bono 2055 .....	a
<i>Figura 15.</i> Curva soberana un día antes y el día de la operación de administración de deuda .....	b
<i>Figura 16.</i> Curva soberana el día de la operación de administración de deuda y un día después.....	b
<i>Figura 17.</i> Curva soberana el día en que el BCRP bajó su tasa de referencia de 2% a 1,25% (75 pbs).....	c
<i>Figura 18.</i> Curva soberana el día en que el BCRP elevó su tasa de referencia de 3,50% a 3,75% (25 pbs).....	c
<i>Figura 19.</i> Curva soberana el día en que el BCRP subió su tasa de referencia de 4% a 4,25% (25 pbs).....	d
<i>Figura 19.</i> Análisis de Componentes Principales I .....	l
<i>Figura 20.</i> Análisis de Componentes Principales II .....	m

## Introducción

La estructura de plazos de tasas de interés (EPTI) es la representación gráfica de las tasas de interés nominales y el tiempo de vencimiento de los bonos cupón cero libres de riesgo, a diferencia de la curva de rendimiento (CR) la cual se construye en función de rendimientos de bonos con cupón, en adelante –solo con fines didácticos- utilizaremos ambas definiciones indistintamente. La EPTI se estimó en Perú a través de modelos splines por Rieckhof (1999) y por modelos paramétricos: Rodríguez y Villavicencio (2005) y Pereda (2010). Para el presente estudio empleamos el modelo de componentes principales (PCA por sus siglas en inglés) y estimamos los factores no observables (nivel, pendiente y curvatura), y, por otro lado, analizamos el desarrollo de la curva para conocer su evolución y el impacto de variables macroeconómicas locales y externas en los factores no observables.

Los factores no observables –estimados bajo el método PCA- permiten explicar para el periodo analizado más del 97% de la volatilidad de las tasas de interés de bonos soberanos en conjunto. Así, al descomponer la EPTI en pocos factores, es posible analizar la reacción de estos ante cambios en los factores observables (macroeconómicos y financieros), que podría ser muy complicada si se realizará sobre cada serie de datos asociado a un instrumento de renta fija.

La revisión de literatura sugiere que la EPTI se modifica ante variaciones en la tasa de política monetaria, en nivel y pendiente; asimismo, los cambios en nivel

incorporan las expectativas de los agentes sobre la evolución futura de las tasas de interés. La EPTI también se ve afectada por otras variables, diferentes a las decisiones de política monetaria. Entre estas tenemos variables locales como: la tasa de crecimiento del producto bruto interno (o brecha producto), tasa de inflación, prima de riesgo, déficit fiscal, entre otras, y variables externas como por ejemplo la tasa de fondos federales, índices de volatilidad financiera, rendimiento de los bonos del Tesoro de EEUU, etc.

En tal sentido, la presente investigación busca analizar el desarrollo de la curva de EPTI en los últimos nueve años. Asimismo, se pretende estudiar el impacto de shocks externos e internos en la EPTI, que modifican su forma. De forma complementaria, evaluamos: i) el efecto de cambios de la tasa de política monetaria por parte del Banco Central de Reserva del Perú y la Reserva Federal (FED) en nivel, pendiente; y, ii) el efecto del incremento de la volatilidad del índice VIX en los factores de la curva de rendimiento.

Para dicho fin, en la primera parte del documento se desarrollan los hechos estilizados que motivaron la investigación, luego en la segunda parte planteamos el marco teórico que fundamenta la metodología empleada para la investigación. En la tercera parte se revisa la literatura empírica aplicada al caso; posteriormente planteamos la hipótesis de la investigación. En la quinta parte, presentamos el modelo y procedemos a evaluar los efectos de las variables macroeconómicas y financieras en el nivel, pendiente y curvatura a través de impulsos respuestas de

la metodología *Structural Factor Augmented Vector Autoregressive* (SFAVAR).  
Finalmente, se presenta las principales conclusiones de la investigación.





## 1. Hechos estilizados de la economía peruana

### 1.1 El Mercado de bonos soberanos en el Perú

El mercado de deuda soberana sirve como referente para construir la curva de rendimiento para las tasas de interés libres de riesgo, a partir de las cuales es posible derivar las curvas de rendimiento para emisores privados una vez estimada su prima por riesgo crediticio. De acuerdo a la Estrategia de Gestión Global de Activos y Pasivos (2014- 2017)<sup>1</sup> del Ministerio de Economía y Finanzas, el mercado de valores de deuda pública en moneda local es uno de los pilares más importantes para el desarrollo de cualquier sistema financiero doméstico, conformado por las diferentes entidades financieras y por los tres mercados financieros<sup>2</sup> más importantes.

A noviembre de 2016<sup>3</sup>, el nivel de dolarización de la deuda pública de mercado peruano<sup>4</sup> asciende al 51% y el tamaño del mercado de valores de deuda pública en moneda local ha ido incrementándose en los últimos años pasando de 5,2% del PBI en el 2005 a 7,8% del PBI en el 2015 (ver figura 1). La demanda ha superado a la oferta en los últimos once años hasta por 3 veces, tal como lo muestra la figura 2. Este incremento en la demanda obedece a una mayor

<sup>1</sup> La Estrategia de Gestión Global de Activos y Pasivos es un documento oficial publicado de manera anual por la Dirección General de Endeudamiento y Tesoro Público del Ministerio de Economía y Finanzas en las que se enmarca el planeamiento multianual y la estrategia financiera del Gobierno para promover el desarrollo del mercado de deuda pública.

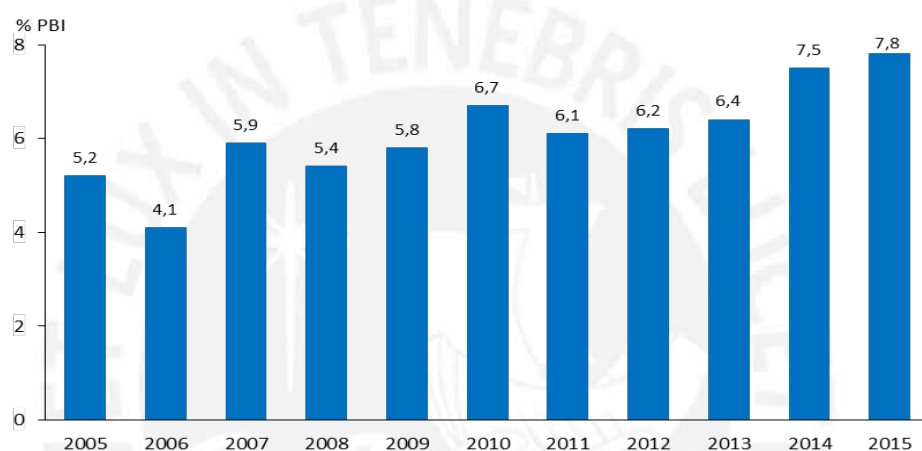
<sup>2</sup> El mercado financiero está formado por tres segmentos principales: i) mercado monetario, ii) mercado de renta fija y iii) mercado de renta variable.

<sup>3</sup> Para mayor detalle ver: Deuda del sector público a noviembre 2016  
<https://www.mef.gob.pe/es/estadisticas-sp-18642/deuda-del-sector-publico>

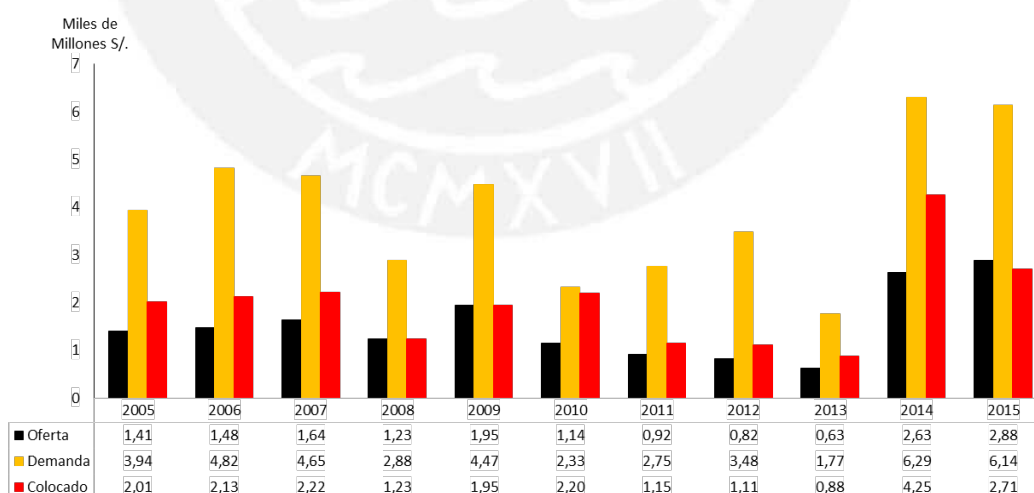
<sup>4</sup> Considera el total de deuda del sector público a noviembre de 2016.



preferencia de títulos por parte de inversionistas institucionales, principalmente las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP's) las que tienen mayor participación en el saldo de tenencias totales de bonos soberanos; así a fines del 2016<sup>5</sup> la tenencia de bonos soberanos por parte de AFP's asciende a (40,8%) seguidos por los No Residentes (37,6%), Bancos (9,4%), Seguros (6,9%), Fondo público (4,5%) y otros (0,8%).



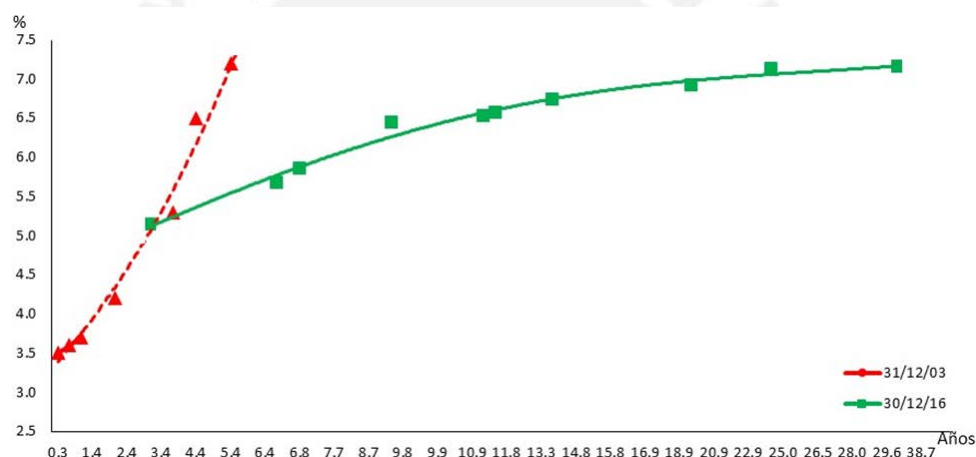
**Figura 1.** Tamaño del mercado de valores de deuda pública en moneda local (%PBI)  
Nota: Fuente: Ministerio de Economía y Finanzas



**Figura 2.** Oferta, demanda y montos colocados en las subastas (2005 – 2015)  
Nota: Fuente: Ministerio de Economía y Finanzas

<sup>5</sup> Para mayor detalle ver: Reporte de tenencias de bonos soberanos a diciembre de 2016  
<https://www.mef.gob.pe/es/reporte-de-tenencias-de-bonos-soberanos>

Es importante señalar que la emisión de nuevos referentes y el cambio en la forma de la CR, ha sido un proceso gradual, dado que a inicios del este siglo teníamos un mercado de renta fija muy precario, con baja liquidez y pocos instrumentos de títulos de deuda. Esto lo podemos observar en la siguiente figura que muestra el cambio en la CR a finales del 2003 y 2016, donde se evidencia claramente un cambio en su forma y dirección. El detalle de este cambio se desarrolla en la siguiente sección.



*Figura 3. Curva de bonos soberanos a tasa fija*

Nota: Fuente: Ministerio de Economía y Finanzas. Informe de Deuda Pública 2011. Elaboración propia.

## 1.2 Evolución de la curva de rendimiento

De acuerdo a Rieckhof (1999) una de las limitaciones e imperfecciones del mercado de renta fija en el Perú en la década de los 90 fue asociada a la baja profundidad y liquidez, escasa emisión de instrumentos gubernamentales libres de riesgo y la existencia de emisiones en dos tipos de moneda (soles y dólares) las

cuales dificultaban la estimación de una única estructura de tasas de rendimiento en el mercado. Adicionalmente, la naturaleza heterogénea de las emisiones, y las restricciones en la entrega de información, mostraban que los precios a los que se negociaban muchos instrumentos de deuda no lograban incorporar toda la información disponible. Por lo tanto, la forma que podía adoptar la curva en esas fechas no reflejaba necesariamente las expectativas sobre el curso futuro de las tasas de interés, sino más bien las imperfecciones y limitaciones de un mercado en desarrollo. Evidencia de lo anterior se puede observar en la forma de las curvas obtenidas en las investigaciones de Rieckhof (1999), y Rodríguez y Villavicencio (2005), las cuales cambiaban de una forma normal a invertida en periodos relativamente cortos.

A continuación, describimos cronológicamente los hechos más importantes del desarrollo del mercado de deuda pública. Para los años 2001 – 2007 nos basamos en la descripción que realiza Pereda (2010) y completamos el análisis para el periodo de estudio 2008 – 2016<sup>6</sup>:

**2001-2004:** Empieza las primeras emisiones de deuda pública doméstica en soles a tasa fija, aunque a plazos menores a tres años, así como deuda en dólares e indexada a la inflación a plazos mayores. En el caso de la deuda pública en dólares, esta estaba principalmente dada en el mercado internacional y bajo la forma de créditos. El gobierno peruano emitió bonos en el mercado internacional

---

<sup>6</sup> Para completar el análisis utilizamos los Informes Anuales de Deuda Pública (2005 – 2015) publicados por el Ministerio de Economía y Finanzas.

denominados en dólares (bonos globales) luego de una larga ausencia desde 1928.

En el 2003, se crea el denominado Programa de Creadores de Mercado del Ministerio de Economía y Finanzas (MEF), bajo el cual se establecen las condiciones para las emisiones domésticas de la deuda soberana, en soles y soles VAC, con el fin de permitir el desarrollo de un mercado secundario de deuda pública. El primer bono que se emitió bajo el mencionado programa fue en soles a una tasa cupón de 9,47% y a un plazo de dos años.

**2005-2007:** En este periodo destacan las operaciones de administración de deuda que tienen por objetivo principal asegurar la sostenibilidad de la política fiscal del país, a través de la reducción de los distintos riesgos a los que se encuentra expuesta la deuda pública, derivados de su estructura en términos de tasa de interés y monedas (riesgo de mercado), así como de la concentración de sus vencimientos en los próximos años (riesgo de refinanciamiento).

En un primer momento, los plazos de las emisiones de bonos en soles empiezan a aumentar de manera significativa (a plazos de 10, 11, 12, y 15 años) en el 2005. Luego, en el 2006, se extendió hasta veinte (20) años en tasas nominales y hasta cuarenta (40) años en tasa ajustada a la inflación (VAC). Posteriormente, se emiten bonos a tasa nominal o fija a treinta (30) años en el 2007.

Las nuevas emisiones a mayores plazos y refinanciamiento permitieron que la estructura de la deuda peruana pase por un cambio significativo. Se observa un traslado de deuda externa a interna (84,2% a 68,4%) que contribuye a reducir la vulnerabilidad de los pasivos frente a las variaciones del tipo de cambio, las obligaciones a tasa fija de 51% a 72,2%, permite programar flujos de pagos ciertos, y la disminución del ratio de deuda (%PBI) de 45% a 29,7%. Esto permitió que se dé una reducción significativa de las tasas locales, y la consecuente reducción del costo de financiamiento de la deuda en soles.

A finales del periodo, se presentó, por lado local, un superávit fiscal, y una mayor tasa de crecimiento del PBI; así como una mayor disponibilidad de divisas extranjeras (RIN). Por el lado externo, se dio inicio de la crisis hipotecaria *subprime*, lo que conllevó a una contracción en la liquidez, y la consecuente elevación de tasas de los bonos en soles y en dólares. Sin embargo, la ejecución oportuna de las operaciones de renegociación realizadas ese año, permitió reducir el servicio de amortizaciones para los próximos años. Así, en octubre de 2007 se logró la calificación de grado de inversión por parte de la agencia *Dominion Bond Rating Service* (DBRS), mejorando la posición como una economía cada vez más sólida a nivel latinoamericano y de los países emergentes.

**2008-2010:** Las calificadoras de riesgo S&P y Fitch Rating nos otorgan el grado de inversión (BBB-) para la deuda a largo plazo en moneda local en abril de 2008 mejorando nuestro perfil de riesgo. Posteriormente, en el 2009 S&P y Fitch Rating otorgan el grado de inversión (BBB-) para la deuda a largo plazo en moneda

extranjera. La curva de rendimiento en soles cuenta en el 2009 con seis puntos, las tasas – en consecuencia de la mejor calificación- caen en promedio 193 pbs con respecto a la curva de similar periodo del año anterior y la curva tiene una forma cóncava (Ver figura 4).

El MEF, en el 2008, añadió un nuevo punto a la curva de rendimiento, mediante la emisión de un bono soberano a una tasa cupón de 6,95% y un plazo de 23 años. Este nuevo punto no significó necesariamente un cambio en la forma de la CR, ya que los siete puntos que la conforman se asemejan más a una línea recta (Ver figura 4). Asimismo, al final del periodo, se emite un bono con vencimiento en el año 2042 a una tasa cupón de 6,85%, la forma cóncava de la curva de rendimiento no se ve afectada por esta nueva emisión (Ver Anexo parte A).

Por otro lado, un evento importante en el periodo fue la crisis financiera internacional que se agudizó después de la quiebra del banco Lehman Brothers, y causó volatilidad en los mercados financieros mundiales. Ante este fenómeno los inversionistas se refugiaron en papeles del Tesoro de EEUU debido al “*flight to quality*”, es así que la CR en diciembre del 2008 con respecto a similar periodo del año anterior, subió en promedio 100 puntos básicos (pbs). Este hecho reveló la alta sensibilidad de la curva peruana a cambios en eventos externos (mayor volatilidad financiera medida como un mayor índice de VIX) en línea con el análisis de Rodríguez y Villavicencio (2005). La incertidumbre sobre los mercados financieros y la recuperación de la economía estadounidense continuó

presionando al alza las tasas locales, luego de haber disminuido consecuencia de la mejor calificación de la deuda.

En materia de política monetaria el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) en el año 2009 redujo su tasa de política monetaria de 6,50% en enero a 1,25% en agosto del mismo año como una medida contracíclica para impulsar el crecimiento a través de menores tasas de interés. Estas reducciones permitieron que la CR bajará de enero a agosto en 202 pbs en promedio, cada reducción de la tasa de política monetaria trasladaba el nivel de la EPTI hacia abajo permitiendo una caída de las tasas de interés a lo largo de la CR. El bono que redujo más su rendimiento fue el bono con vencimiento más corto (2011) pasando de un yield de 6,48% a 1,90% para el mismo periodo.

Así, a pesar de las acciones del Gobierno por reducir el impacto ante eventos externos, se observa que una mejor calificación permitió tener menores tasas, mientras que eventos externos (crisis hipotecaria *subprime* y la crisis financiera internacional) ocasionaron una elevación de las tasas. La estructura de la deuda pública a finales del 2010 fue: 58,9% en deuda externa y 85,4% en deuda contratada a tasa fija. Al cierre del 2010 las tasas de la CR incrementan en promedio 23 pbs con respecto a la curva del año anterior (Ver figura 4).



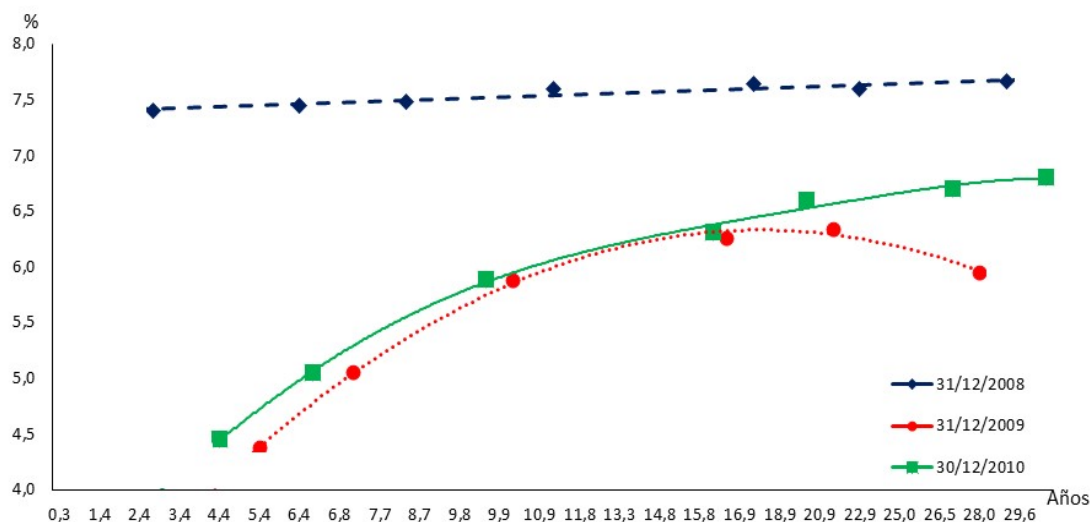


Figura 4. Curva de rendimiento (2008 – 2010)

Nota: Fuente: Ministerio de Economía y Finanzas

**2011-2013:** En el ámbito local, el inicio del periodo estuvo marcado por la incertidumbre política referente a la postura económica que iba a tener el nuevo presidente electo (Ollanta Humala Tasso). La CR incremento 75 pbs en promedio en el tramo corto y 26 pbs en el tramo medio y largo al cierre de julio. Este escenario cambió luego que los inversionistas tuvieran mayor certeza de los lineamientos de política del nuevo gobierno, generando un mayor nivel de confianza en el segundo semestre del año reflejado en menores tasas de rendimiento. Asimismo, el 2012 fue el año de consolidación de la calificación de la deuda peruana, en moneda local se obtuvo una calificación equivalente a BBB+ en tres agencias de riesgo (S&P, Fitch y NICE) y para la deuda en moneda extranjera se obtiene BBB en cuatro agencias (Moody's, S&P, Fitch y NICE).

En agosto de 2011 se emitió un bono a 2 años (intercambio parcial y/o total de bonos SOB10AGO11, SOB31ENE12 y SOB12AGO17 por SOB12AGO26) a

una tasa cupón de 4,40% y a esa fecha ya se contaba con ocho referentes en la CR. A fines de ese año la CR de bonos soberanos, retrocedió en promedio de 10 pbs en el tramo medio y largo, con respecto a diciembre de 2010. En julio de 2013, se emitió un bono a una tasa cupón de 6% y con maduración en el año 2029. Estas operaciones conllevaron a que al final del 2013, la estructura de la deuda peruana es 53,16% externa y 84,2% ha sido contratada a tasa fija.

El escenario internacional estuvo marcado gran parte del año por una mayor aversión al riesgo generado por la situación fiscal de EEUU, la desaceleración del crecimiento de la Eurozona y de los países emergentes. A fines del 2012 los bancos centrales de EEUU, Europa y Japón tomaron medidas (planes de estímulo o inyección monetaria) lo que ayudo a que las bolsas cierren el año con ganancias y el dólar se deprecie con respecto a las principales divisas (el sol se apreció en 5,39% ese año reduciendo la deuda externa en términos de nuevos soles). Ante ese contexto, en el 2012, la CR local cayó 107 pbs en promedio con respecto a diciembre de 2011 y prevaleció la forma cóncava (Ver figura 5).

Dicha situación cambio en el 2013, cuando las expectativas de un menor ritmo del programa de compras de activos por parte de la Fed determinaron una contracción de capitales de economías emergentes impactando a sus monedas y mercado de valores. La CR peruana se perjudico de la salida de capitales y subió 224 pbs en promedio a fines de año con respecto al 2012, por otro lado su forma adopto formas convexas para algunos tramos (Ver figura 5).

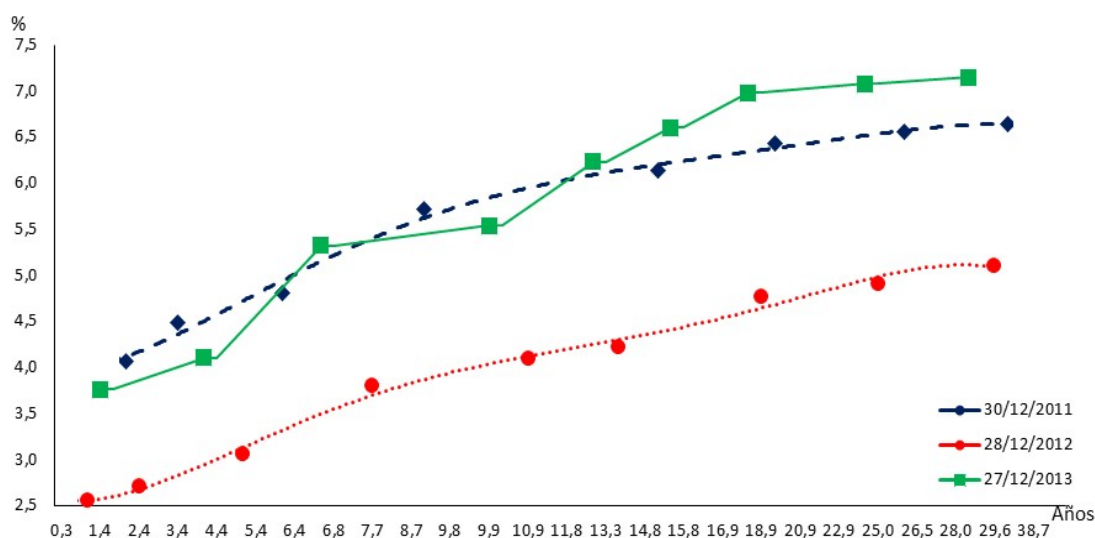


Figura 5. Curva de rendimiento (2011 – 2013)  
Nota: Fuente: Ministerio de Economía y Finanzas

**2014-2016:** El contexto internacional en este periodo estuvo marcado por la recuperación de la economía estadounidense, el efecto del retiro gradual del estímulo monetario por parte de la Fed y la reducción en el precio de los commodities los cuales afectaron significativamente la volatilidad de los mercados financieros emergentes, que se vio reflejado en la depreciación de sus monedas. La CR a diciembre 2014 subió en promedio 18 pbs con respecto a similar periodo del año 2013.

Las expectativas que tuvieron los mercados en el 2015 por el inicio de la normalización de la política monetaria de la Fed agravaron las tendencias en los mercados, es así que la autoridad monetaria de EEUU decidió subir su tasa en el rango 0,25% - 0,50% en la reunión de diciembre de 2015<sup>7</sup>; ante ese contexto la CR en soles aumento en promedio 126 pbs (ver figura 6), siendo las tasas de

<sup>7</sup> Este incremento estuvo acorde con lo esperado por el mercado que para esas fechas estimaba según Bloomberg un 76% de probabilidad que se de dicha subida.

rendimiento más volátiles la de los bonos de mediano y largo plazo en el último trimestre del año (efecto empinamiento). Este hecho estilizado se enmarca en lo referido por Rodríguez y Villavicencio (2005) los cuales argumentan que la CR se ve afectada por variaciones en las tasas internacionales.

En noviembre de 2016, la victoria del republicano Donald Trump generó optimismo en los inversionistas impulsando las bolsas en EEUU y un mayor rendimiento del US Treasury a 10 años, el cual subió de 1,83% a 2,45%, debido a mayores expectativas de inflación ante las políticas expansivas de gasto y recorte de impuestos propuestas. En diciembre de ese año, el contexto estuvo marcado por el incremento en 25 pbs de la tasa de fondos federales por parte de la Fed, la cual no tuvo un gran efecto en el mercado ya que esa decisión fue asimilada con anticipación, es así que un mes antes las probabilidades de un incremento eran de 100% según Bloomberg. Finalmente, la CR en soles terminó el año con una caída de 33 pbs en promedio con respecto al 2015 y la forma de la curva se mantuvo cóncava como años anteriores.

En el contexto local, a pesar de la situación externa, el MEF emitió en julio de 2014 el bono con la maduración más larga de la CR a una tasa cupón de 6,71% y vencimiento en el año 2055, esta nueva emisión al igual que la anterior no afectó la forma de la CR (Ver Anexo parte A). Sin embargo, durante el segundo semestre del 2014, Perú recibió la calificación de “alto grado de inversión” en los bonos soberanos de largo plazo emitidos en moneda local por parte de la agencia Moodys. Esto permitió observar a mediados del 2014, una reducción en las tasas

de largo plazo, sin embargo la situación internacional tuvo mayor impacto en la elevación de tasas.

Por otro lado, en dicho año se inicia el Programa de Subastas Ordinarias de Títulos del Tesoro a fin de aumentar la frecuencia de emisión de valores y elevar los montos referenciales, esto con el objetivo de contribuir al desarrollo del mercado de deuda pública a través de una mejor y más frecuente formación de precios. En noviembre de 2014, se emitió la primera referencia a 10 años a una tasa cupón de 5,70%, menor a la observada en la CR al cierre del 2013. A finales del 2015, la estructura de la deuda pública fue de 56,7% en deuda externa, y el 83,5% es a tasa fija.

Las elecciones presidenciales de abril del 2016, tuvieron un impacto acotado en el mercado de bonos local, ya que los candidatos que pasaron a segunda vuelta no planeaban un cambio en el modelo económico.

Es importante destacar que el 28 de setiembre de 2016, el MEF realizó una operación de administración de deuda, a través de una oferta internacional de un bono en moneda local con vencimiento en el año 2028 a una tasa cupón de 6,375%, bajo la modalidad de recompra y/o intercambio de los bonos soberanos en dólares con vencimiento en el 2019, 2025, 2033 y 2037, así como de los bonos soberanos en soles con madurez en el 2017, 2020, 2023 y 2026. Esta operación redujo las tasas en el día de operación en 110; 19,8; 18, 3,1 y 2,7 pbs respectivamente, pero retorno a sus niveles previos a la administración los días

posteriores (Ver Anexo parte B). El perfil de deuda del país mejoro a través de la mayor participación de la moneda local en el portafolio e incrementó la vida media del portafolio.

Finalmente, en octubre de ese año el MEF crea el Fondo de Deuda Soberana<sup>8</sup> con la finalidad de contribuir a dar un mayor dinamismo al mercado secundario de bonos del Tesoro Público en moneda local con un aporte inicial de S/ 358,66 millones; asimismo sus recursos se administran bajo el enfoque de gestión pasiva de portafolios y por lo tanto procuran seguir la composición del índice del Tesoro Peruano<sup>9</sup>.

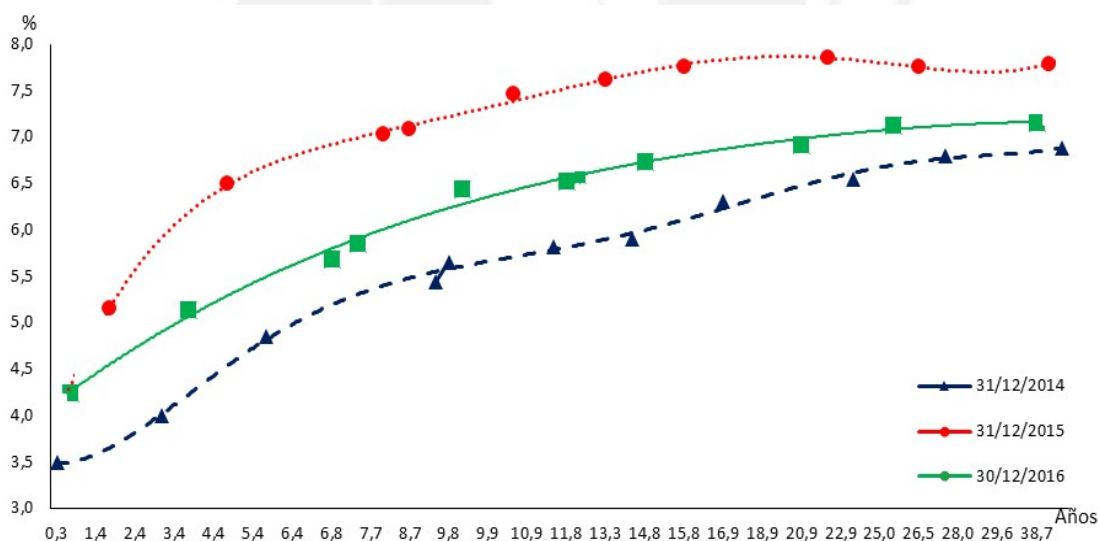


Figura 6. Curva de rendimiento (2014 – 2016)

Nota: Fuente: Ministerio de Economía y Finanzas

<sup>8</sup> El Fondo de Deuda Soberana fue creado por Ley N° 30116 y se rige bajo la política de inversión indicada en el Reglamento Ministerial N° 331-2016-EF/52.

<sup>9</sup> La composición del índice está distribuida de la siguiente forma: 8,3% ; 5,9%; 13,4%; 14,4%; 18,5%; 17,3%; 10,6%; 7,9% y 3,4% en los bonos con vencimiento en el 2020, 2023, 2026, 2028, 2031, 2037, 2042 y 2055 respectivamente.



## 2. Marco teórico

### 2.1 Teorías que permiten explicar la forma y movimientos de la EPTI

La Curva de Rendimiento, *Yield Curve* o la EPTI analizan la relación que existe entre los rendimientos de bonos de distintos plazos con similar calificación crediticia y maduración. Representa la relación del *“tiempo que resta hasta el vencimiento de las obligaciones o bonos con el mismo grado de riesgo (amortización o rescate) y sus rendimientos durante dicho plazo”* (Dip & Godoy de Franco, 2013, p. 2)

Conforme a lo señalado por Chirinos & Moreno (2011: pp. 6-14), son cuatro (4) las teorías que nos brindan una explicación sobre la EPTI y de la dinámica que incide en los movimientos futuros de las tasas de interés. Estas son: expectativas, segmentación del mercado, hábitat preferido y preferencia por liquidez.

1. La teoría de las expectativas puras, desarrollada por Fisher (1930) señala que la tasa de rendimiento de un bono de largo plazo puede ser representada como la repetición de otras tasas de bonos de menor maduración (corto plazo)<sup>10</sup>. Para tal objetivo, los inversionistas deben ser neutrales al riesgo, así las expectativas (valor esperado) actúan como determinante en las potenciales decisiones de consumo e inversión de los

<sup>10</sup> Bajo esta teoría se puede concluir que las tasas forwards (instrumentos derivados cuyo subyacente son las tasas spot) son indicadores insesgados de las tasas spot futuras. Si la tasa spot por 6 meses es 2%, la tasa spot por 3 meses es 1%, entonces el inversionista puede esperar que la tasa por 3 meses dentro de 3 meses (tasa spot futura) corresponda a 0.79%. Esta teoría considera que se cumple la no existencia de arbitraje por parte de los agentes.



agentes. De esta manera, la expectativa sobre las tasas de largo plazo equivale (o son iguales) al valor esperado de las tasas spot futuras, eso implica que la EPTI es plana respecto del horizonte temporal, es decir los inversionistas (neutrales al riesgo) son indiferentes al plazo de maduración del instrumento de inversión. Lo anterior puede representarse mediante la siguiente formula:

$$f(t, T) = E^Q[r(t, T)|F_0]$$

Donde  $f(t, T)$  es la tasa de rendimiento de un bono de largo plazo a percibirse por mantener el activo durante el periodo correspondiente al intervalo  $[t, T]$ , siendo  $t$  mayor a 0 y  $T$  es el último periodo o fecha de liquidación de la inversión.  $E$  representa el operador de valor esperado aplicable a la probabilidad neutral al riesgo  $Q$ ,  $r(t, T)$  denota la tasa spot futura (de corto plazo) para el intervalo  $[t, T]$ ,  $F_0$  es el valor inicial o spot de la tasa de rendimiento en el momento 0, que almacena la información relevante del instrumento de inversión a dicha fecha.

2. La segunda teoría denominada Segmentación de Mercado, modifica el supuesto presentado por Fischer, ahora el agente o inversionista es adverso al riesgo por lo cual el horizonte temporal de inversión si afecta sus decisiones de inversión. Esta teoría fue acuñada por Culbertson (1957). La teoría señala que los agentes son extremadamente adversos al riesgo por

lo cual una vez decidida una estrategia de inversión (diversificación a través del manejo de un portafolio con activos de corto, mediano y largo plazo) el costo de modificarla es muy alto o riesgoso para el inversionista.

Así, no habría de esperar que el inversionista modifique la maduración de sus activos, es decir no se observaría la venta de un bono de largo plazo para aprovechar la ganancia que puede obtener con uno de corto plazo, debido a que la venta del activo de largo plazo puede conllevar al remate de ese activo y pérdida por la inversión inicial.

La teoría señala que no existe relación entre las tasas de interés de corto, mediano y largo plazo, por lo cual su negociación y valorización se determinan de forma independiente (mercados segmentados). El efecto en la EPTI es la existencia de periodos en los cuales la curva no es continua, por el contrario, puede segmentarse en función del horizonte de inversión (corto, mediano y largo plazo).

3. La tercera teoría es la del hábitat preferido (Modigliani y Sutch, 1966) que parte de los supuestos de la teoría de segmentación de mercado con un cambio importante, es decir asumen que los agentes son adversos al riesgo pero las decisiones de inversión respecto del horizonte temporal no son independientes; sin embargo los agentes tienen cierto horizonte de inversión preferido que afecta la negociación y valorización de los bonos con maduración diferente a la preferida por los agentes (menor cotización,

menos liquidez, mayor tasa, entre otros). Bajo este enfoque, existen ciertos eventos que pueden ocasionar que los agentes modifiquen su preferencia sobre los horizontes temporales, así un incremento en los rendimientos incentiva la liquidación de posiciones en un horizonte para adquirir bonos de otro horizonte diferente a la inicial con mejores tasas de rendimiento. De esta manera, la EPTI puede presentar picos del valor de las tasas de interés en cualquiera de los horizontes temporales, esto es una curva continua pero no necesariamente monotónica.

4. Como cuarta teoría, y cuya representación se aproxima a una EPTI tradicional, se encuentra la teoría de la preferencia de liquidez, desarrollada por Hicks (1946). Esta teoría se basa en el supuesto que los agentes o inversionistas son adversos al riesgo, asimismo considera que las decisiones de inversión no son independientes respecto de los horizontes temporales, más aún considera que los agentes tienen preferencias por la inversión en los vencimientos de corto plazo.

Esto último posibilita que la curva de rendimientos presente una forma cóncava, es decir las tasas de largo plazo (forwards) sean mayores que las de corto plazo (spot futuras) que implica que la gráfica de la EPTI tenga una pendiente positiva. La teoría señala que la diferencia entre las tasas de largo y corto plazo corresponde a un indicador de prima de liquidez, asumiendo que los bonos de largo plazo tienen un mayor grado de volatilidad (riesgo) ante lo cual los inversionistas exigen una mayor

compensación en caso prefieran los bonos de largo plazo respecto de los de corto plazo.

Cabe señalar que las teorías de las expectativas puras y la de preferencia por la liquidez, son las teorías con mayor desarrollo en la literatura financiera. Debido a que son pocas las economías que tienen desarrollado su mercado de bonos o renta fija que conlleve a que el costo de transacción de adquirir un bono de corto o de largo plazo sea ínfimo; o, como sucede en la mayoría de casos, no se negocien bonos de largo plazo, solo de corto y mediano plazo. Por lo cual, las teorías basadas en segmentación de mercado y hábitat preferido solo podrían comprobarse en mercados desarrollados.

## 2.2 Relación del precio del bono, el consumo futuro y la tasa de interés

Bajo el enfoque neoclásico, donde no existen fricciones en los mercados y una economía cerrada con agentes optimizadores y representativos, la tasa de interés real neutral  $r_t$  es estimada con la calibración de la Ecuación de Euler<sup>11</sup> con valores razonables para los parámetros, por ejemplo la empleada por Campbell y Cochrane (1999). La ecuación de Euler es:

---

<sup>11</sup> Para probar la relación de la ecuación de Euler con la tasa del mercado monetario establecida por el Banco Central, Canzoneri, Cumby y Diba (2006) hallan con datos de EEUU que la tasa implícita por Euler (derivada de las preferencias de los hogares) y la tasa de fondos federales tienen una relación negativa. Su resultado implica que el diferencial entre ambas tasas se vincula a la orientación de la política monetaria; este resultado plantea un problema para los modelos macroeconómicos estándar, los cuales asumen que ambas tasas son iguales. El problema surge porque una disminución del crecimiento del consumo esperado podría estar asociado con una disminución de las tasas de interés real en todas las ecuaciones de Euler que consideran los autores; la adición de la formación de hábitos de preferencias de los consumidores no parece cambiar los resultados.

$$1 = \beta(1 + r_t)E_t \left[ \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \right] = \beta(1 + r_t)E_t \left[ \frac{u'(Y_{t+1})}{u'(Y_t)} \right]$$

Donde  $E_t$  es el operador de expectativas aplicable a todas las decisiones de consumo hasta el período  $t$ ,  $\beta \in (0,1)$  es el factor de descuento constante,  $u'(C_t)$  es la utilidad marginal del consumo del período  $t$  y  $(1 + r_t)$  es la tasa (bruta) de retorno real de los bonos libre de riesgo. La ecuación muestra que las decisiones de consumo de los agentes se ajustan de modo tal que los costos marginales del consumo en el periodo  $t$ , es decir los sacrificios de reservar hoy para consumir mañana, se igualan a las ganancias marginales, obtenidas por el ahorro realizado al dejar de consumir, en el periodo  $t+1$ .

Con la finalidad de hacer la expresión compatible con las ecuaciones anteriores, definimos como la tasa bruta de retorno como  $R_t = (1 + r_t)$ . Por lo cual la expresión sería:

$$1 = \beta R_t E_t \left[ \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \right] = \beta R_t E_t \left[ \frac{u'(Y_{t+1})}{u'(Y_t)} \right]$$

Como se puede observar, existe una relación entre la tasa de retornos, o tasa de interés de mercado en cada periodo  $t$  y las elecciones de consumo, y en una economía cerrada los resultados de la actividad económica, que deben mantener un equilibrio dinámico.

Ahora bien, si adelantamos un periodo a la ecuación anterior, tenemos:

$$1 = \beta R_{t+1} E_{t+1} \left[ \frac{u'(C_{t+2})}{u'(C_{t+1})} \right]$$

Así:

$$1 = \beta R_{t+1} E_{t+1} \left[ \frac{u'(C_{t+2}) u'(C_t)}{u'(C_{t+1}) u'(C_t)} \right]$$

$$1 = \beta R_{t+1} E_{t+1} \left[ \frac{u'(C_{t+2})}{u'(C_t)} \frac{u'(C_t)}{u'(C_{t+1})} \right]$$

$$1 = \beta R_{t+1} E_{t+1} \left[ \frac{u'(C_{t+2})}{u'(C_t)} \right] E_{t+1} \left[ \frac{u'(C_t)}{u'(C_{t+1})} \right]$$

Aplicamos la esperanza matemática en t para toda la expresión:

$$1 = \beta E_t [R_{t+1}] E_t \left[ \frac{u'(C_{t+2})}{u'(C_t)} \right] E_t \left[ \frac{u'(C_t)}{u'(C_{t+1})} \right]$$

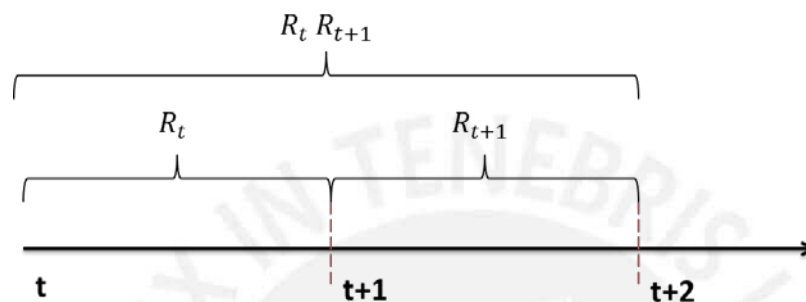
Sabemos que:  $E_t \left[ \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \right] = \frac{1}{\beta R_t}$

Reemplazamos:

$$1 = \beta E_t [R_{t+1}] E_t \left[ \frac{u'(C_{t+2})}{u'(C_t)} (\beta R_t) \right]$$

$$1 = \beta^2 E_t [R_{t+1}] R_t E_{t+1} \left[ \frac{u'(C_{t+2})}{u'(C_t)} \right]$$

Es importante señalar que  $R_t$  es la tasa de interés correspondiente al tramo  $t$  a  $t+1$ , mientras que  $R_{t+1}$  es la tasa correspondiente al tramo  $t+1$  a  $t+2$ . De esta forma, esta última hace las veces de una tasa FRA (*forward rate agreement*) que significa la tasa hoy (en  $t$ ) dentro de  $t+1$  periodos para 1 periodo adicional ( $t+2-t-1$ ). Esto lo podemos representar de la siguiente forma:



Por simplicidad consideramos la hipótesis de expectativas  $R_t = E_t[R_{t+1}]$ , definida en el apartado 2.1. Obtenemos:

$$1 = \beta R_t E_t \left[ \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \right]$$

$$1 = \beta^2 R_t^2 E_t \left[ \frac{u'(C_{t+2})}{u'(C_t)} \right]$$

Las expresiones anteriores nos muestran la posible existencia de una relación entre la tasa de interés en diferentes plazos con las decisiones de consumo con relación a diferentes horizontes temporales. Así, la decisión de consumo (sacrificio) dependerá del beneficio que recibe tanto en  $t$  como en  $t+1$ .

Cabe recordar que el precio de un bono cupón cero se expresa de la siguiente manera:



$$P(R) = \frac{VN}{(1+R)^{-n}}$$

Si  $VN=1$ , tenemos las siguientes expresiones para dos bonos con maduración diferente, uno en  $t+1$  y otro en  $t+2$ :

$$P_1(r_t) = \frac{1}{1+r_t} = R_t^{-1} = \beta E_t \left[ \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \right]$$

$$P_2(r_t) = \frac{1}{(1+r_t)^2} = R_t^{-2} = \beta^2 E_t \left[ \frac{u'(C_{t+2})}{u'(C_t)} \right]$$

Ahora, transformamos la expresión del bono con vencimiento en  $t+2$ , a fin de incorporar el precio del bono con vencimiento en  $t+1$ :

$$P_2(r_t) = \beta^2 E_t \left[ \frac{u'(C_{t+2})u'(C_{t+1})}{u'(C_t) u'(C_{t+1})} \right]$$

$$P_2(r_t) = \beta^2 E_t \left[ \frac{u'(C_{t+1})u'(C_{t+2})}{u'(C_t) u'(C_{t+1})} \right]$$

$$P_2(r_t) = E_t \left[ \beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \beta \frac{u'(C_{t+2})}{u'(C_{t+1})} \right]$$

$$P_2(r_t) = E_t \left[ \beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} P_1(r_{t+1}) \right]$$

Entonces, si empleamos  $E_t[A(t)B(t)] = E_t[A(t)]E_t[B(t)] + cov(A(t), B(t))$ <sup>12</sup>, esto nos permite obtener una expresión generalizada de la hipótesis de

<sup>12</sup> Definición matemática de covarianza.

expectativas aplicable a los precios de los bonos a diferentes plazos y la estructura a plazo correspondiente:

$$P_2(r_t) = E_t \left[ \beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \right] E_t[P_1(r_{t+1})] + Cov[\beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)}, P_1(r_{t+1})]$$

$$P_2(r_t) = P_1(r_t)E_t[P_1(r_{t+1})] + Cov[\beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)}, P_1(r_{t+1})]$$

Cabe recordar que el modelo corresponde al de una economía pequeña y cerrada, por lo que la expresión puede ser modificada:

$$P_2(r_t) = P_1(r_t)E_t[P_1(r_{t+1})] + Cov[\beta \frac{u'(Y_{t+1})}{u'(Y_t)}, P_1(r_{t+1})]$$

Siguiendo lo señalado por Arango et. al. (2002), el primer término del lado derecho está asociado al término de expectativas (Teoría de Expectativas Puras) mientras que el segundo constituye la prima de riesgo o prima de liquidez (Teoría de preferencia por la liquidez). Sobre esta última, en caso exista una relación positiva entre la tasa marginal de sustitución intertemporal del consumo con el precio de los bonos de corto plazo, es decir si las decisiones de consumo futuro o expectativas del crecimiento del producto se ven afectadas de forma positiva por las tasas de interés de corto plazo, entonces los agentes exigirán un rendimiento adicional para los bonos de largo plazo. Por lo cual, los bonos de largo plazo conllevarían una prima de riesgo positiva.

Si recordamos la teoría de las expectativas, la expresión anterior cumple con dicha teoría en varios casos. Así, un agente neutral al riesgo con respecto al consumo futuro cuya tasa marginal de consumo sea la unidad, y por lo tanto  $Cov\left[\beta \frac{u'(Y_{t+1})}{u'(Y_t)}, P_1(r_{t+1})\right] = 0$ . Esto significa que la EPTI, para un agente neutral al riesgo, es una línea horizontal (plana), indiferente respecto del horizonte de tiempo. Así, las tasas de interés -con diferentes vencimientos- asociados a dicha EPTI serían los mismos, solo fuerzas externas como el consumo o el nivel de producción podría generar desplazamientos hacia arriba o abajo, según el shock.

De este modo, si consideramos que el agente promedio presenta cierto grado de aversión al riesgo con lo cual  $Cov\left[\beta \frac{u'(Y_{t+1})}{u'(Y_t)}, P_1(r_{t+1})\right] > 0$ , ocasionada por la correlación existente entre los precios de los bonos de corto plazo y el nivel de consumo futuro (o nivel de producción futuro en una economía cerrada), se puede afirmar que los bonos de largo plazo deben recibir hoy una prima de riesgo por dicha incertidumbre.

En este punto es importante observar que, cuando existe incertidumbre, la EPTI ya no es plana sino de pendiente positiva. Entonces, la prima de riesgo que se paga por las tasas de interés de bonos de largo plazo equivale a cuanto más riesgo el agente está dispuesto asumir por tener menos ahorro hoy y consumir más en el futuro. Esta diferencia entre las tasas de largo y corto plazo se conoce como pendiente de la EPTI y mide la prima de riesgo, antes definida. Esto se observa en la evolución de la EPTI desarrollada en la figura 3 y en sección 1.2,

donde un mayor horizonte de la curva conlleva a una prima de riesgo, pero esta prima está correlacionada a las expectativas del crecimiento de la economía. Ante incertidumbre sobre la situación económica en el corto plazo (2003) las tasas se elevan considerablemente en el tramo corto y medio; en cambio, ante buenas expectativas en el corto y mediano plazo, la prima de riesgo se acentúa en el largo plazo.

En resumen, de la última expresión:

$$P_2(r_t) = P_1(r_t)E_t[P_1(r_{t+1})] + Cov[\beta \frac{u'(Y_{t+1})}{u'(Y_t)}, P_1(r_{t+1})],$$

podemos obtener dos conclusiones:

- a. Cuando los agentes son neutrales al riesgo, el precio de los bonos (y la tasa de interés asociada) depende únicamente del precio del bono de corto plazo hoy y su valor esperado futuro:  $P_2(r_t) = P_1(r_t)E_t[P_1(r_{t+1})]$ . Por lo cual movimientos en variables que afecten la expectativa de las tasas de menor plazo afectarán a todas las tasas de plazo mayores por igual, es decir se presenta un efecto en NIVELES de la EPTI.
- b. Cuando se incrementa la relación (correlación) entre las decisiones de consumo y los precios de los bonos de corto plazo, los agentes tienen mayor incertidumbre respecto al resultado futuro, por lo cual la prima de riesgo se incrementará a medida que aumenta la aversión al riesgo. La

diferencia entre tasas de largo y corto plazo, conocido como PENDIENTE de la EPTI, se ve afectada ante movimientos en el consumo o producción.

### 3. Revisión de la literatura empírica

#### 3.1 Metodologías para estimar la EPTI

El problema al tratar de modelar la EPTI es el referido al proceso de agrupación de los precios -en cada momento del tiempo- de un gran número de bonos nominales que son negociados. Diebold, Piazzesi & Rudebusch (2005) señalan que, toda vez que existen pocos factores de riesgo que generan cambios en los precios de toda la gama de activos financieros, los precios de los bonos en su mayoría pueden resumirse en solo unas pocas variables construidas o factores no observables. Por lo tanto, los modelos de EPTI emplean una estructura que está compuesta de una pequeña cantidad de dichos factores y sus *loadings* que relacionan los rendimientos de cada maduración a esos factores. En tal sentido, la EPTI puede ser aproximada mediante dos (2) grupos de enfoques dependiendo de su forma funcional. Los basados en la tasa de descuento tales como McCulloch (1971) o Vasicek & Fong (1982), y los basados en la curva forward tales como Nelson and Siegel (NS) (1987) o Svensson (1994). Estos modelos tienen diferentes grados de flexibilidad para describir la EPTI, por ejemplo, algunos modelos tendrán mayor habilidad en describir la curvatura de la curva –no logrado

por el modelo de NS-, y en describir mejor el comportamiento del tramo de largo plazo de la EPTI.

De forma complementaria, una metodología híbrida representativa, basada tanto en métodos paramétricos (polinomios) y no paramétricos (uso de varianza y correlaciones), para modelar la curva de rendimiento es el análisis de componentes principales (PCA por sus siglas en inglés). Destacan Litterman y Scheninkman (1991) y Bliss (1997), pioneros en emplear PCA, pudieron identificar tres factores: nivel, pendiente y curvatura, cuyos resultados eran comparables con los obtenidos por NS. Esta técnica es usada con frecuencia en finanzas para modelar los desplazamientos de la curva de rendimientos (paralelos y no paralelos) pues permite obtener una descripción más parsimoniosa de la dinámica del sistema de tasas de interés.

En el siguiente cuadro se resumen varios de los trabajos relacionados con la estimación de la EPTI para diferentes países:

Tabla 1  
*Revisión de literatura empírica*

<b>Autores</b>	<b>Investigación</b>
Nelson y Siegel-NS (1987) Modelo Paramétrico	Descomponen la curva de rendimiento en 3 parámetros (nivel, pendiente y curvatura). Proponen una función continua que represente el trayecto de la tasa de interés forward instantánea.
Svensson (1994) Modelo Paramétrico	Descompone la curva de rendimiento en 4 parámetros (nivel, pendiente y curvatura y joroba). Incorpora parámetros adicionales $\beta_3$ y $\tau_2$ al modelo NS otorgándole mayor adaptabilidad.
Litterman y Scheninkman (1991) y Bliss (1997) Modelo Híbrido	Identificaron tres factores: nivel, pendiente y curvatura, cuyos resultados eran comparables con los obtenidos por NS. El modelo resume toda la información sobre la dinámica (volatilidad) de la curva en un reducido número de factores y permite evidenciar el factor más relevante que impulsa la dinámica de la curva de



<b>Autores</b>	<b>Investigación</b>
(PCA)	rendimiento.
Cortes y Ramos (2008) Modelo Híbrido (PCA)	Hallaron que el nivel y pendiente pueden explicar alrededor del 95% de los movimientos de la curva mexicana. El primer componente es indicador de expectativas inflacionarias en el largo plazo.
Pedauga y Manzanilla (2005) Modelo Híbrido (PCA)	Descompusieron la curva de rendimiento utilizando componentes principales para EE.UU y Venezuela, hallaron que solamente dos factores (nivel y pendiente) pueden explicar la dinámica de la curva de rendimiento. Los cambios paralelos de la curva explican más del 90% seguido del cambio en pendiente, este último cambio captura el 7% para EE.UU y el 24% para Venezuela.
Cook y Hahn (1990) Modelo No Paramétrico	Explican que las tasas de tres, seis y doce meses de la curva de rendimiento tienden a moverse en la misma dirección de la tasa de fondos federales y, por tanto, fluctuaciones en la pendiente están dominadas por el movimiento de la prima de plazo o prima por liquidez
Estrella y Mishkin (1997)	Analizan la relación de la curva con el instrumento de política monetaria, la actividad real y la inflación en Europa y EE.UU, sus resultados muestran que la política monetaria tiene influencia en la curva, pero afirman que es poco probable que sea el único factor determinante.
Evans y Marshall (1998)	Encontrando evidencia acerca del efecto a corto plazo de la política monetaria (la cual se convierte en efecto liquidez) y choques de política monetaria afectan principalmente el tramo corto disminuyendo el tramo largo.
Evans y Marshall (2001)	Estudian el efecto de diferentes tipos de impulsos macroeconómicos sobre la curva de rendimiento nominal. Emplean dos enfoques distintos para la identificación las crisis económicas en los Vectores Autoregresivos (VAR). Encuentran que la mayor parte de la variabilidad en el tramo derecho de la EPTI es explicada por los impulsos macroeconómicos. Afirman que los choques de política monetaria son los únicos choques macroeconómicos consistentes y de impacto significativo en la pendiente. Asimismo, demuestran que shocks de política fiscal no inducen a ningún tipo de respuesta significativa en los rendimientos de la curva de rendimiento.
Rudebush y Tao (2003)	Encontraron que el factor nivel de la CR ayuda a inferir en la percepción de mediano plazo de la inflación. La pendiente variará a medida que el banco central mueva (a través de su tasa) la parte corta de la curva; además, a este factor lo relacionan con la variación cíclica de la inflación y la brecha producto.
Rudebusch y Wu (2003)	Obtienen los siguientes resultados: la EPTI tiene importancia a nivel macroeconómico y en los fundamentos de la política monetaria.
Ang y Piazzesi (2003) Modelo Híbrido (PCA)	Encuentran que variables macro explican principalmente movimientos en el tramo corto y medio de la curva, mientras que factores no observables representan la mayor parte del movimiento en el tramo largo.
Kim (2007) Modelo No Paramétrico	Concluye que no toda variación de las variables macro originan movimientos en la curva de rendimiento; la curva de rendimiento contiene información útil sobre el componente tendencial de la inflación y el principio de no arbitraje podría no ser suficiente para garantizar confiabilidad en modelos macrofinancieros en la práctica.



<b>Autores</b>	<b>Investigación</b>
Bekaert, Cho y Moreno (2010)	Ellos encuentran que la curva de rendimiento responde a diversas perturbaciones macroeconómicas. Estiman que un choque en la meta de inflación genera un efecto en el nivel, mientras que choques de política monetaria dominan la variación de los factores pendiente y curvatura.
Alfonso y Martins (2010) Modelo Paramétrico (VAR)	Los autores encuentran que en EE.UU, las crisis fiscales han generado una inmediata respuesta en el tramo corto, asociado con la reacción de la política monetaria (duración entre 6 y 8 trimestres) y tramo largo (elasticidad implícita cerca del 80% para el ratio de deuda pública sobre el choque y el 48% para el choque balance fiscal). Por el contrario, en Alemania los shocks fiscales implican reacciones significativas de los factores latentes, y no existen respuestas a la tasa del Banco Central. Los choques de déficit fiscal no crean ninguna respuesta en el nivel de la curva de rendimiento, y choques sorpresas aumentan el ratio de deuda causando algunos aumentos en toda la curva de rendimiento durante los siguientes 2 y 3 trimestres.
Kollar (2012)	Encuentra que factores macroeconómicos tienden a tener una influencia significativa en la curva de rendimiento de la República Checa después de aproximadamente 5 a 6 meses.
Diebold, Rudebusch y Aruoba (2006) Modelo Paramétrico	Los autores resumen la curva de rendimiento utilizando factores latentes (nivel, pendiente y curvatura) e incluyen variables macroeconómicas observables (actividad real, inflación y tasa de política monetaria), encontrando una fuerte evidencia de efectos de variables macro sobre los movimientos futuros en el rendimiento curva y evidencia débil de una influencia inversa.
Dewachter, Lania y Lyrio (2014)	Ellos usan técnicas bayesianas (algoritmo de Metropolis- Hasting) que les permiten evitar la sobreparametrización que adolecen los modelos VAR. Los autores encuentran que un solo factor captura la mayor volatilidad en las primas de riesgo de y estiman en el modelo que las primas de riesgo representan hasta el 40% de la variabilidad de los rendimientos excedentes de uno y dos años.

Elaboración propia.

### 3.2 Antecedentes de estimación de la curva de rendimiento en Perú

La estimación de la curva cupón cero para Perú ha sido estimada a través de dos metodologías, splines y modelos paramétricos como Nelson y Siegel (1987) y Svensson (1994). Rieckhof (1999) estimó una curva de rendimiento para emisiones de instrumentos de renta fija a tasa fija y variable en moneda

extranjera<sup>13</sup> utilizando funciones *cubic spline* para modelar la tasa de descuento a partir del precio de instrumentos de deuda. En su investigación encontró los siguientes resultados: i) La pendiente de la curva de rendimientos puede alterarse completamente de un mes a otro, tanto para las emisiones a tasa fija como tasa variable, explicadas por la escasa liquidez del mercado y las expectativas sobre las tasas de interés de corto plazo. ii) La preferencia de los inversionistas por determinados vencimientos tienen un efecto importante sobre la forma de la curva en cada período<sup>14</sup>, tendiéndose a manifestarse en períodos donde la liquidez del mercado se deterioraba. iii) Las características de las emisiones determinaban el nivel de inclinación de la pendiente de la curva, de acuerdo con sus resultados, la pendiente de la curva de tasas spot para emisiones en moneda extranjera a tasa variable demuestra ser más pronunciada que la de las emisiones a tasa fija. iv) Finalmente los niveles de rendimiento dentro de los cuales fluctuaba la curva variaban dependiendo de las características de los instrumentos, el mercado y el período de análisis.

Por otro lado, Rodríguez y Villavicencio (2005) analizan el proceso de formación y evolución de sus distintos tramos de la curva de rendimientos en nuevos soles en Perú como respuesta a diferentes políticas y eventos externos e internos. Para ello estiman la estructura de tasas cupón cero (curva spot) mediante la metodología propuesta por Nelson y Siegel (1987). Su análisis sugiere

---

<sup>13</sup> El autor no estima una curva de rendimiento para instrumentos en soles debido a la carencia de instrumentos en ese momento; para estimar la curva cupón cero emplea rendimientos y precios de bonos corporativos, bonos subordinados, bonos de arrendamiento financiero, letras hipotecarias en moneda extranjera los cuales se negocian en el mercado secundario, los criterios de selección de los instrumentos fueron en base a la calificación de riesgo del instrumento y la liquidez de los títulos.

<sup>14</sup> Así en algunos meses sobre una misma curva de rendimientos spot se muestra un primer tramo con pendiente positiva para emisiones con vencimientos que fluctúan entre 1 y 3 años, y un segundo tramo con pendiente negativa para emisiones con mayor duración, y viceversa.

que, en el caso peruano, la curva de rendimientos en formación ha sido muy sensible a eventos internos, como la emisión de un nuevo plazo mayor a los existentes en el mercado, y externos, como las variaciones en las tasas de interés internacionales. Este hecho explica el comportamiento variable de las tasas de interés domésticas. De esta manera, la curva de rendimientos adoptó en el periodo 2003 - 2004 formas cóncavas, convexas y lineales, sin que los agentes hayan alterado sus expectativas respecto a sus fundamentos macroeconómicos.

Pereda (2010) estima dos modelos para la curva de rendimiento en soles para Perú, el modelo de Nelson y Siegel (1987) y el modelo de Svensson<sup>15</sup> (1994). El autor compara el desempeño de ambos modelos en términos de ajuste, flexibilidad y estabilidad de sus parámetros, y evalúa funciones objetivo de estimación alternativas. Pereda concluye que el modelo de Svensson tiene el mejor ajuste, sin embargo, es más inestable cuando no se dispone de datos suficientes para los diferentes plazos de la curva de rendimiento (por la ausencia de emisiones o de precios cuando la negociación en el mercado secundario es incipiente) en cuyo caso es preferible el uso del modelo de Nelson y Siegel. Finalmente muestra el uso de las curvas de rendimiento cupón cero estimadas como fuente de información de los bancos centrales sobre las expectativas del mercado para la evolución futura de la tasa interbancaria.

---

<sup>15</sup> El modelo de Svensson es utilizado por la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP's desde el 2005 para estimar las tasas cupón cero, asimismo las tasas calculadas por el regulador sirven para valorizar los portafolios de las Administradoras de Fondos de Pensiones y CIA Seguros.

Carrillo y Montes (2014) estudian la relación entre las variables macro y la curva de rendimiento peruana. Utilizan una versión dinámica del modelo de Nelson y Siegel (1987) que les permite obtener los tres factores de la curva de rendimientos (nivel, pendiente y curvatura). Representan la interacción a través de un modelo *state-space* de estos factores con variables macroeconómicas y estiman finalmente un modelo VAR encontrando evidencia a favor de la interacción dinámica entre la curva de rendimientos y las variables macroeconómicas, tales como la inflación, el PBI y la tasa interbancaria.

Finalmente, Olivares, Rodríguez y Ataurima (2016) emplean la metodología de Ang y Piazzesi (2003) asumiendo condiciones de no arbitraje para estudiar la relevancia de factores macroeconómicos sobre la curva de rendimiento soberana estimando un modelo VAR con factores latentes, variables de actividad económica y de precios. Los autores, encuentran evidencia de que los factores macro ayudan a mejorar el ajuste del modelo y explican una cantidad sustancial de variación en los rendimientos de los bonos (en el tramo corto y medio de la curva) y los factores latentes explican mejor el tramo largo de la curva, asimismo el establecen que restricciones de no arbitraje mejoran el rendimiento de pronóstico del VAR.

#### **4. Hipótesis de la investigación**

De acuerdo a la revisión de la literatura teórica y empírica realizada en el presente documento, debemos señalar que en la mayoría de casos se cumplen

las conclusiones planteadas por las teorías de expectativas puras y de preferencia por la liquidez, ambas caen dentro del ámbito de la economía clásica. En tal sentido, no será parte de este trabajo demostrar el cumplimiento de una o ambas teorías, por el contrario, asumiremos que se cumplen en la realidad y nuestra labor tendrá como objetivos analizar los eventos internos y externos que han modificado la EPTI y los impactos de las variables macroeconómicas y financieras en los factores nivel, pendiente y curvatura.

Por lo tanto, planteamos la siguiente hipótesis general: *“La curva de rendimiento peruana es muy sensible a cambios en las condiciones financieras internacionales las cuales modifican el nivel y la pendiente de la EPTI, asimismo, choques de política monetaria no tienen efectos significativos en la pendiente de la curva de rendimiento”*.

Asimismo, formulamos la siguiente hipótesis auxiliar: *Eventos internos como nuevas emisiones u operaciones de administración de deuda no afectan la forma de curva de rendimiento.*

## 5. Estimación del modelo y resultados

En este apartado desarrollaremos la metodología empleada. Así, siguiendo la línea de trabajo iniciada por los trabajos de Stock y Watson (2002) y Bernanke y Bovin (2003), quienes emplean análisis de factor para reducir una gran cantidad

de variables económicas a fin de poder incorporar estos factores, que incluyen información relevante de la dinámica de las series económicas, dentro de un análisis de VAR tradicional, y así poder obtener mayor información sin tener que ceder de las restricciones estadísticas de este último modelo, por ejemplo pequeña información que resulta de emplear VAR's con pocas variables para conservar grados de libertad.

En Perú, Lahura y Romero (2012) intentan cuantificar los efectos de la política monetaria durante el periodo de meta explícitas de inflación utilizando el enfoque “*Factor Augmented Vector Autoregression*” (FAVAR). Los autores concluyen en que los IRF obtenidos son acordes con la teoría económica y no se observan “*puzzles*”, asimismo la magnitud de los efectos es similar a otros trabajos (por ejemplo, Lahura 2012 que emplea un modelo SVAR).

## 5.1 El modelo

Bernanke, Boivin y Elias (2005) introdujeron un método para incorporar dentro de un análisis VAR un amplio rango de información condicionada, resumida en pocos factores. Antes, dicha incorporación no podía ser realizada debido a que los factores son no observables y su impacto en las variables económicas no podía ser justificado; sin embargo, al interpretarlos como fuerzas que potencialmente pueden afectar a las variables económicas, podemos inferir algo sobre esos factores en una variedad de series económicas observables.



En el caso específico de las tasas cupón cero de los bonos soberanos, se sabe que son afectadas por variables externas y locales, asimismo se presume que existe influencia de los movimientos de dichas tasas (y de sus factores no observables NIVEL, PENDIENTE y CURVATURA) en variables importantes como el PBI, la inflación, el tipo de cambio, entre otras. Este punto es importante, dado que a diferencia del modelo base, existe literatura que soporta potenciales efectos contemporáneos de los factores no observables -obtenidos de las tasas cupón cero de los bonos soberanos- con otras series económicas.

De esta manera, el uso de la metodología planteada por Bernanke et. al (2005) tiene como objetivo incorporar factores no observables en un modelo VAR de forma adecuada, en el sentido que se considere la relación entre la información de las series económicas observables, los factores y otras variables económicas cuyos impactos (shocks) se desean estimar; o como señalan los autores, a fin de poner disciplina [metodológica] en el proceso, mediante el reconocimiento explícito en el modelo econométrico del alcance de la información adicional.

Así, en el modelo se asume que existe una dinámica conjunta entre los factores no observables  $F_t$  y las variables macro financieras  $Y_t$ . Dicha dinámica está representada por la siguiente ecuación de transición:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t$$

Donde  $\Phi(L)$  es el polinomio finito que podría contener a priori las restricciones estructurales de la literatura de VAR estructural. El término de error de la forma reducida del VAR es  $v_t$  con media cero y matriz de covarianza  $Q$ .

Como se observa, la ecuación anterior corresponde a un modelo VAR de  $F_t$  y  $Y_t$  en su forma reducida, denominado FAVAR, siempre y cuando los coeficientes del polinomio  $\Phi(L)$  que relacionan a ambas variables son diferentes de cero. En otro caso, solo será un modelo VAR de  $Y_t$ . Es importante mencionar que dicho supuesto debe ser evaluado cuando se considere el uso de variables “externas” en economías no desarrolladas, como el Perú, cuyas variables observables no tienen influencia significativa en las variables observables externas; y, de igual modo, las variables no observables locales no influyen en los factores observables externos. Esto podría conllevar a evaluar el ordenamiento de los factores en el modelo.

Como se ha señalado, la ecuación anterior no podría ser estimada a menos que se asuma que los factores no observables son fuerzas que potencialmente pueden afectar las variables económicas observables. De esta forma, las fuerzas no observables deben provenir de “N” series económicas con información económica colectiva relevante  $X_t$ . Debiendo ser “N” un número considerablemente grande, usualmente mayor al número de periodos observados “T” y al número de factores no observables y observables ( $K+M < N$ ). Así, asumimos que las variables económicas con información colectiva están relacionadas a los factores

no observables  $F_t$  y a lo factores observables o variables macro financieras  $Y_t$ , mediante la siguiente ecuación<sup>16</sup>:

$$X_t' = \Lambda^f F_t' + \Lambda^y Y_t' + e_t'$$

Donde  $\Lambda^f$  es una matriz de *factors loadings* N x K,  $\Lambda^y$  es N x M, y el termino de error  $e_t$  con dimensión N x 1 con media cero y débilmente correlacionada o no correlacionado.

El modelo FAVAR puede estimarse como un VAR, y los choques de los factores observables  $Y_t$  son identificados a lo Cholesky, mediante una matriz triangular inferior siguiendo el esquema de identificación recursiva Sims (1980) y Wold (1954), ordenada con los factores afectados únicamente por su propio shock al inicio. Los autores definen dos alternativas de estimación: i) en dos etapas mediante el uso del análisis de componentes principales; y, ii) en una etapa mediante máxima verosimilitud dentro de un VAR bayesiano. En este documento emplearemos la primera alternativa, que, cabe señalar, según los autores tuvo mejores resultados acorde con la literatura económica.

El procedimiento de dos etapas consiste en: Paso 1) estimar los factores no observables, aislando el efecto de las variables observables; y, Paso 2) estimación

<sup>16</sup> La implicancia de que las variables con información económica colectiva dependan del valor presente de los factores, y no de valores rezagados, no es restrictivo dado que los factores no observables pueden ser interpretados que ya incluyen valores rezagados de los factores fundamentales.

del modelo VAR incluyendo los factores no observables, y graficar las funciones impulso respuesta (IRF).

Para la extracción de los factores no observables (Paso 1), empleamos el análisis de componentes principales (PCA), de modo tal que se incorporen restricciones a la identificación del modelo. PCA nos permite extraer los factores no observables de una cantidad grande de variables económicas, mediante la obtención de una matriz de *loadings* compuestos por los vectores propios de la matriz de covarianza de las variables económicas. Una propiedad importante de la matriz de *loadings* es que si la multiplicamos por su transpuesta se obtiene una matriz identidad, que permite identificar los factores contra cualquier rotación de los ejes o dimensiones de las variables (un análisis detallado del PCA se desarrolla en los anexos del documento). Así, la restricción de identificación del modelo  $\Lambda'\Lambda = I$  se puede alcanzar.

La presente metodología permite aislar los efectos conjuntos de los factores (observables y no observables) en las variables con información económica colectiva, de modo tal que los factores no observables no estén correlacionados con los factores observables, pero si con el resto de variables con información económica colectiva. Cabe señalar que los autores diferencian las variables con información económica colectiva en dos grupos: *slow-moving* que responden de forma lenta a los movimientos de factores observables, y *fast-moving* que responden de forma inmediata a los movimientos de factores observables. En el

caso materia de estudio, las variables con información económica colectiva (tasas cupón cero de bonos soberanos) responden de forma inmediata ante los movimientos de los factores observables, esta particularidad será de importancia al momento de efectuar la identificación del modelo VAR.

Así, primero se estiman los factores mediante PCA, a dicho fin las “N” series con información económica colectiva deben estar normalizadas ( $x = (X - \bar{X})/\sigma_X$ ), al igual que los factores observables cuando se realice la estimación VAR. Esto es, todas las variables del VAR deben encontrarse en su versión normalizada. Es importante mencionar que cada serie analizada puede ser descompuesta en una cantidad “N” de factores no observables:

$$x_i = a_1 * f_1 + a_2 * f_2 + a_3 * f_3 + \dots + a_N * f_N$$

Si consideramos  $K < N$  factores, se debe incorporar un término de error  $\vartheta$ :

$$x_i = a_1 * f_1 + a_2 * f_2 + \dots + a_K * f_K + \vartheta$$

De forma similar, cada factor no observable puede ser construido como un promedio ponderado del valor de cada serie (de todas las “N” series con información económica colectiva).

$$f_K = b_1 * x_1 + b_2 * x_2 + b_3 * x_3 + \dots + b_N * x_N$$

Siendo  $b_i$  el porcentaje o relevancia de cada serie en la composición de cada factor y  $\theta$  un término de error. Por lo cual podemos afirmar que a partir de  $f_K = f(x_1, x_2, \dots, x_N)$  podemos obtener  $x_N = g(f_1, f_2, \dots, f_K)^{-1}$ . Es decir, podemos recuperar las variables originales a partir de los factores estimados, inclusive si consideramos una cantidad de factores no observables menor a la cantidad de series con información económica colectiva ( $K < N$ ). Esta propiedad es importante si se quiere obtener la función impulso respuesta de las series con información económica colectiva a partir de la respuesta de los factores no observables.

Luego, de efectuado el PCA, se estima mediante mínimos cuadrados ordinarios la ecuación que relaciona las variables con información económica colectiva y los factores (observables y no observables). Se obtiene el valor estimado de las variables con información económica colectiva ( $\bar{X}_t'$ ), y el parámetro de las variables observables  $\hat{A}^o$ :

$$\bar{X}_t' = \bar{A}^o F_t' + \bar{A}^p Y_t'$$

Posteriormente, se estima  $X_t^s$  que aísla el efecto de los factores observables en las variables con información económica colectiva, a través de la siguiente ecuación:

$$X_t^s = \bar{X}_t' - \bar{A}^p Y_t'$$



Se estiman nuevamente, mediante PCA, los factores no observables  $\hat{F}_t$  a partir de  $X_t^*$ .

Una vez obtenidos los factores no observables, procedemos a estimar el modelo VAR  $F_t$  y  $Y_t$  (Paso 2):

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t$$

A dicho fin, reemplazamos  $F_t$  por  $\hat{F}_t$ , con el resultado de la estimación se puede calcular las funciones impulso respuesta de los shocks de los factores observables sobre los no observables, para que con ellos se pueda comparar los resultados con la literatura económica.

Definimos la matriz  $\Phi(L) = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ A_1 & A_2 & A_3 & A_{p-1} & A_p \\ I & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & I & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I & 0 \end{bmatrix}$  con dimensiones

$Kp \times Kp$ .

Se dice que el modelo es estable si los valores absolutos de los valores propios de la matriz son menores a 1. Con ello, podemos expresar la ecuación VAR en su forma MA (*moving average*):

$$J * \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = J * \sum_{i=0}^{\infty} \Phi(L)^i V_{t-i}$$

Donde  $J = [I, 0, 0, \dots, 0]$  de dimensión  $K \times Kp$ , tiene por propiedad  $J' * J = I$ , y  $v_t = J * V_t$ .

$$J * \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} (J' * \Phi(L) * J)^i (J * V_{t-i})$$

Cabe recordar que en la ecuación anterior, el término de error  $v_t \sim N(0, Q)$  corresponde a la forma reducida del VAR y, además, su matriz de covarianza  $Q$  no es diagonal, es decir los choques no son ortogonales, son correlacionados. Así, el efecto de un choque sobre una determinada variable podría estar mal dimensionado debido al efecto del choque en una tercera variable correlacionada. Por lo tanto, es necesario modificar el término de error de modo tal que los choques sean ortogonales (independientes), a fin de que aislar el efecto causal de una variable sobre otra, es decir aplicar restricciones de un modelo estructural (SVAR).

Definimos  $\Sigma_v = PP'$ , donde  $P$  corresponde a la matriz triangular inferior obtenida de la descomposición a la Cholesky de la matriz de covarianza de los errores  $v_t$ .

$$J * \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} (J' * (\Phi(L))^i * J) * (P * P^{-1}) * (J * V_{t-i})$$

$$J * \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} (J' * (\Phi(L))^i * J * P) * (P^{-1} * J * V_{t-i})$$

$$fy_t = J * \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i * w_{t-i}$$

Definimos  $\theta_i = (J' * (\Phi(L))^i * J * P)$ , y  $w_t = P^{-1} * J * V_{t-i}$ . Siendo este último, el nuevo término de error, cuya matriz de covarianza es la identidad con lo cual se cumple con la ortogonalidad de los choques. Además,  $fy_t$  es la representación VAR (p) del modelo.

$$fy_t = a + fy_{t-1} + fy_{t-2} + \dots + fy_{t-p} + u_t$$

$$fy_t = a + \theta_1 w_{t-1} + \theta_2 w_{t-2} + \dots + \theta_p w_{t-p} + u_t$$

De esta forma, el impulso respuesta puede ser calculado de la siguiente forma:

$$\frac{\partial fy_{t+i}}{\partial w_t} = \theta_i$$

- **Identificación del modelo VAR:**

Como se ha señalado anteriormente, los trabajos empíricos realizados a la fecha estiman un ordenamiento de las variables considerando a los factores no observables como los más exógenos, es decir se considera que estos no están afectados de forma contemporánea a los choques de los factores observables. Considerando lo señalado por Bernanke et. al. (2005), los factores no observables influyen en la dinámica de los factores observables, es decir en las variables económicas como la política monetaria. Asimismo, en trabajos previos usando SFAVAR, las variables que contienen información económica colectiva no corresponden a agregados económicos sino a pequeñas relaciones independientes en la economía, por ejemplo, indicadores de empleo por tipo de empresa, o producción de sectores pequeños o nichos de mercado que dependen en mayor medida de –posiblemente- de consumo externo.

De esta forma, los factores que se obtienen de estas variables reaccionan de forma tardía o lenta respecto de los factores observables (variables de agregados económicos). Por lo cual se considera una representación de los choques en la cual el efecto contemporáneo de los factores observables sobre los factores no observables es nulo, es decir de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} w_t^f \\ w_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_{11} & 0 \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^f \\ v_t^y \end{bmatrix}$$

Sin embargo, Stock y Watson (2016) realizan una revisión de métodos para identificar shocks en SVAR para modelos de factores dinámicos, incluido el FAVAR (SFAVAR). Ellos señalan que es posible cambiar el ordenamiento tradicional basándose en el trabajo de Bernanke et. al (2005), quienes separan las variables con información económica colectiva en variables *slow-motion* (responde de forma lenta a los shocks de factores observables) y *fast-motion* (responde de forma contemporánea a los shocks de los factores). De modo tal que la nueva ordenación del FAVAR sea la siguiente:

$$\begin{bmatrix} F_t^s \\ Y_t \\ F_t^f \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^s \\ Y_{t-1} \\ F_{t-1}^f \end{bmatrix} + v_t$$

Donde,  $F_t^s$  y  $F_t^f$  corresponden a los factores *slow-motion* y *fast-motion* respectivamente<sup>17</sup>. En el caso materia de estudio, no contamos con factores provenientes de variables *slow-motion* con lo cual podemos establecer, siendo esta una propuesta de la presente investigación, un nuevo ordenamiento que sería el siguiente:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ F_t^f \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ F_{t-1}^f \end{bmatrix} + v_t$$

<sup>17</sup> Stock y Watson (2016: pp 34) muestran el ordenamiento para el cálculo de los IRF ante un shock proveniente de cambios en la tasa de política monetaria.

$$\begin{pmatrix} \eta_t^s \\ \eta_t^r \\ \eta_t^f \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} H_{ss} & 0 & 0 \\ H_{rs} & H_{rr} & 0 \\ H_{fs} & H_{fr} & H_{ff} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t^s \\ e_t^r \\ e_t^f \end{pmatrix} \text{ where } Y_t \text{ is partitioned } \begin{pmatrix} Y_t^s \\ r_t \\ Y_t^f \end{pmatrix}.$$

De acuerdo a lo anterior, en el presente estudio, planteamos que las variables con información económica colectiva corresponden a un determinado sector (bonos soberanos en Perú) cuya característica principal es su respuesta inmediata ante movimientos de variables observables.

En base a lo anterior, planteamos un ordenamiento de las variables de mayor a menor exogeneidad siguiendo el esquema de identificación recursiva Sims (1980) y Wold (1954). Como primer grupo, asociado con las restricciones cero en la matriz de coeficientes contemporáneos, tenemos a los factores observables extranjeros: i) la tasa de política monetaria de la FED (para estimar la dinámica de esta variable utilizamos la tasa de rendimiento de los Treasury Bill a 3 meses), la cual no está afectada a los shocks de variables macro locales ni de los factores latentes de la EPTI; ii) el índice VIX, el cual no depende de las otras variables ya que recoge implícitamente la volatilidad del índice de bolsa S&P500. Un segundo grupo es integrado por los factores observables locales, dentro de los cuales destaca la tasa de interés interbancaria en moneda nacional IBMN, que representa la tasa de política monetaria. Asimismo, en este grupo se considera también a la variación anualizada del PBI real, el tipo de cambio nominal (TC), la tasa de inflación anualizada (INF). De acuerdo a la bibliografía estándar del VAR, suponemos que el PBI, TC e INF son variables lentas respecto de la tasa de política monetaria, por lo cual no responden contemporáneamente a los choques de IBMN. Finalmente, el tercer grupo con la menor exogeneidad o mayor endogeneidad entre las variables analizadas, está formada por los factores no observables: CURVATURA, PENDIENTE y NIVEL. Siendo estos dos últimos los



más estudiados y con respuesta inmediata ante cambios en las variables incluidas en los dos grupos anteriores. En base a lo anterior, la ordenación y restricciones contemporáneas sería la siguiente:

$$\begin{bmatrix} W_t^{fed} \\ W_t^{vix} \\ W_t^{tc} \\ W_t^{pbi} \\ W_t^{inf} \\ W_t^{ibmn} \\ W_t^{curvatura} \\ W_t^{pendiente} \\ W_t^{nivel} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ P_{21} & P_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ P_{31} & P_{32} & P_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ P_{41} & P_{42} & P_{43} & P_{44} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ P_{51} & P_{52} & P_{53} & P_{54} & P_{55} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ P_{61} & P_{62} & P_{63} & P_{64} & P_{65} & P_{66} & 0 & 0 & 0 \\ P_{71} & P_{72} & P_{73} & P_{74} & P_{75} & P_{76} & P_{77} & 0 & 0 \\ P_{81} & P_{82} & P_{83} & P_{84} & P_{85} & P_{86} & P_{87} & P_{88} & 0 \\ P_{91} & P_{92} & P_{93} & P_{94} & P_{95} & P_{96} & P_{97} & P_{98} & P_{99} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^{fed} \\ v_t^{vix} \\ v_t^{tc} \\ v_t^{pbi} \\ v_t^{inf} \\ v_t^{ibmn} \\ v_t^{curvatura} \\ v_t^{pendiente} \\ v_t^{nivel} \end{bmatrix}$$

Finalmente, estimamos los intervalos de confianza al 95.5% empleando el método de *bootstrapping bands*<sup>18</sup> (Runkle, 1987).

## 5.2. Los datos

Para estimar el modelo macro financiero utilizamos variaciones anualizadas de las variables macrofinancieras de enero 2008 a octubre 2016 sobre los factores estimados (a través de PCA) de la curva cupón cero de bonos soberanos para los vencimientos de hasta 25 años<sup>19</sup>. Las tasas cupón cero son tasas no observables,

<sup>18</sup> El procedimiento señala los siguientes pasos:

Paso 1: Estimar el VAR (Forma Reducida):  $Y(t) = A*Y(t-1) + U(t)$ . Extraer  $U \sim N(U, \Sigma_u)$

Paso 2: Simular  $U$  obteniendo  $U1(t)$ . Estimar  $Y1(t) = A*Y(t) + U1(t)$

Paso 3: Estimar por MCO,  $A1 = \text{inv}(Y*Y')*(Y1*Y)$ . Obtener los IRF para  $h$  periodos (horizonte)

Paso 4: Simular  $U$  obteniendo  $U2(t)$  para reemplazo. Estimar  $Y2(t) = A*Y1(t) + U2(t)$

Paso 5: Estimar por MCO,  $A2 = \text{inv}(Y1*Y1')*(Y2*Y1)$ . Obtener los IRF para  $h$  periodos (horizonte)

Paso 6: Repetir Paso 4 y 5, S-1 veces. Extraer los IRF de los percentiles "alpha" y "1-alpha"

<sup>19</sup> Se toma ese intervalo debido a que el ajuste de la curva cupón decae a medida que se aumenta un plazo mayor a 25 años ya que no se cuentan con muchas referencias pasados en ese intervalo y las tasas que se interpolan sobreestiman las tasas con cupón observadas.

para este trabajo fue necesario obtenerlas mediante el método *bootstrapping*<sup>20</sup> aplicado a las tasas de rendimiento de bonos soberanos con cupones semestrales.

La recolección de datos proviene de los terminales de *Bloomberg* y *Datatec*, de las estadísticas y notas de estudios del BCRP<sup>21</sup>. Asimismo, se tomó la tasa de los depósitos overnight como tasa a cero meses. No se detectó cambio estructural en las variables en el periodo, así como tampoco cambios regulatorios que afecten la EPTI.

Posteriormente, se realiza la centralización de las variables, las tasas cupón cero y los factores observados, a fin de obtener los factores no observables mediante el análisis PCA. Luego, se desarrollará la metodología de Bernanke et. al. (2005) a fin de aislar los factores observables de los factores no observables.

Con los datos de factores observables y no observables, procedemos a hallar el rezago óptimo para el modelo SFAVAR, considerando los resultados obtenidos de los criterios de información Akaike (AIC), Schwarz (SIC), Hanna-

---

<sup>20</sup> Las tasas cupón cero fueron obtenidas mediante la función `IRDataCurve.bootstrap` de MatLab R2015a, empleando el método de interpolación PCHIP (*Piecewise Cubic Hermite Interpolating Polynomial*), que define a la curva cupón cero como una función con primera derivada diferente de cero, y permite que existan puntos en lo que su segunda derivada sea cero a fin de evitar sobreestimación del valor por tratarse de una función cubica. Cabe señalar que, en los casos que se hubiese obtenido un punto negativo en la curva, se realiza un ajuste en función del promedio simple de la curva en un periodo anterior.

<sup>21</sup> Es importante señalar que una alternativa a la información recogida de Bloomberg, es la información estadística de los yield proporcionados por la Superintendencia de Banca Seguros y AFP (SBS), que pueden ampliar la muestra. Sin embargo, para este estudio se decidió no emplear dichos valores debido a que, como señalan en su portal web [www.sbs.gob.pe/principal/categoria/metodos-de-estimacion-de-curvas-cupon-cero/2372/c-2372](http://www.sbs.gob.pe/principal/categoria/metodos-de-estimacion-de-curvas-cupon-cero/2372/c-2372), la SBS recibe la información de mercado y procesa los datos para calcular varios puntos de madurez en la *Yield Curve*, empleando para dicho fin la metodología de *Svensson*. En los anexos el documento se detalla las ventajas del PCA sobre el modelo de *Svensson*. Esto es realizado debido a que la información procesada es empleada para la valorización de instrumentos en los que invierten las Administradoras de Fondos de Pensiones.

Quinn (HQ), y el ratio del logaritmo de verosimilitud (LLR). El rezago más alto obtenido es 1, por lo cual definimos un modelo VAR (1).

## 5.3 Resultados

### 5.3.1 Estimación de los factores con análisis de componentes principales (PCA)

El PCA nos muestra tres componentes principales el primer componente principal explica el 86,49% de la variación en los rendimientos, asimismo se observa que los tres primeros componentes explican el 97% de la variación en los rendimientos de la curva cupón cero de los bonos del gobierno peruano. De acuerdo con la literatura, podemos denominar a los tres primeros factores obtenidos:

- *Primer componente principal (PC1)*: para la mayoría de plazos, la ponderación que toma el componente de cada serie de tasas de interés en función a su madurez es similar. El PC1 representa una proxy del promedio<sup>22</sup> de las tasas cupón cero a diferentes plazos, asimismo, podemos inferir que en el periodo de estudio este factor está fuertemente correlacionado con las tasas con plazos de 2 años hasta 25 años.

<sup>22</sup> En este punto se presenta una diferencia con el modelo de Nelson y Siegel, en el cual el primer componente es la tasa de largo plazo, con PCA el primer componente representa las tasas cupón cero promedio.

Considerando su forma plana, podemos denominarla **nivel**, siguiendo otros trabajos sobre la materia.

- *Segundo componente principal (PC2)*: se observa que el factor se compone de 2 efectos opuestos: las tasas de corto plazo tienen un efecto negativo y las tasas de mayor plazo incrementan el valor del componente. De esta forma, el PC2 representa la diferencia entre las tasas de largo respecto de las de corto. Asimismo, podemos inferir de los resultados que este factor se encuentra altamente correlacionado con las tasas con plazos de 3 a 24 meses (0-2 años) de forma negativa, y de forma positiva a partir de las tasas de 120 meses (10 años). Cabe señalar con relación a las tasas de largo plazo, la mayor ponderación corresponde a las tasas con plazos entre 15 y 20 años. De acuerdo a la literatura revisada, este componente representa la pendiente de la curva de rendimientos, por lo cual mantendremos dicha denominación **pendiente** para este componente.
- *Tercer componente principal (PC3)*: se observa que las tasas de mediano plazo ponderan de forma negativa al factor, mientras que las tasas de plazo muy corto o largo plazo tienen un efecto opuesto, reduciendo el valor del componente. Así, el tercer componente puede ser definido como la diferencia entre las tasas de mediano plazo respecto de las de corto y largo plazo, o que en la literatura se define como la distancia entre las tasas de mediano plazo con relación a los otros plazos. Se denomina a esta característica como **curvatura** de la curva de rendimiento porque explica que tan empinada está la joroba de la curva cupón cero.

La literatura financiera suele emplear *proxys* sobre los valores de los factores antes señalados, para el caso del nivel se considera el promedio de las tasas de cupón cero, en el caso de la pendiente se considera la tasa de 10 años menos la de 3 meses, para el caso del factor curvatura no hay una *proxy* definida en la literatura. Al comparar los factores no observados obtenidos con su valor empírico, observamos que el factor *nivel* tiene un coeficiente de correlación con su contraparte de 99%, es decir el factor representa muy bien la dinámica del promedio de tasas de mercado (Ver Figura 7). Por otro lado, en el caso de la pendiente, el nivel de correlación asciende a -54%; sin embargo, considerando la estructura del factor que otorga mayor ponderación a los tramos muy largos, realizamos un ejercicio empleando la diferencia entre la tasa de interés de 20 años y la tasa de 3 meses obtenemos un coeficiente de correlación de -67%<sup>23</sup> (Ver Figura 8). Entonces se cumple lo que señala la literatura financiera sobre el factor *pendiente*, que es la diferencia entre las tasas de largo y corto plazo.

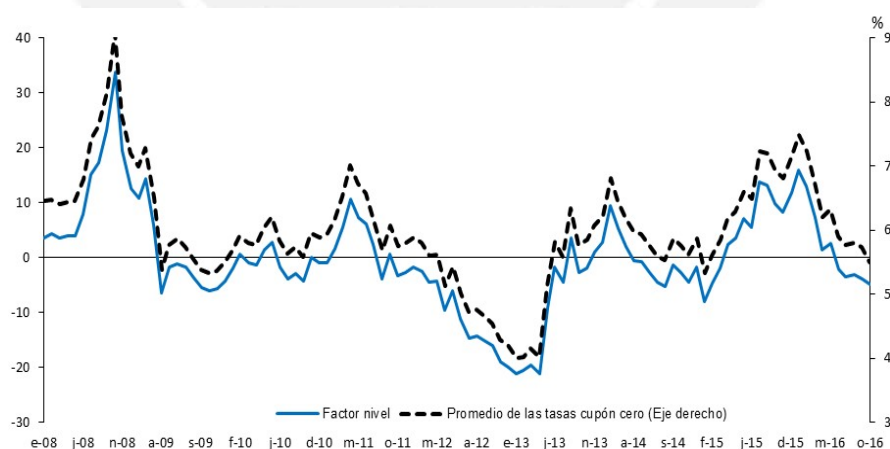
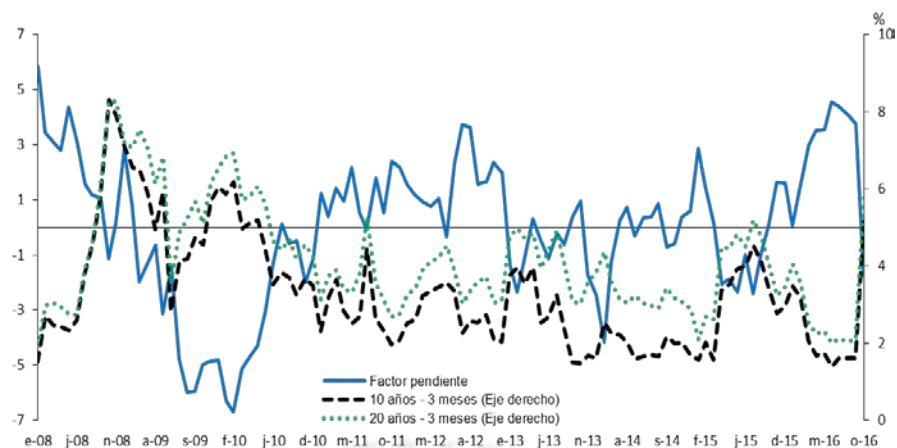


Figura 7. Factor nivel vs factor proxy  
Elaboración propia

<sup>23</sup> Se obtiene un valor negativo debido a que el factor pendiente fue obtenido de tasas normalizadas que incluyen por su construcción a valores negativos, pero cuyo valor nominal verdadero es siempre positivo.



*Figura 8. Factor pendiente vs factores proxys*

Elaboración propia

### 5.3.2 Comparación de factores no observados (PCA) versus datos empíricos

Para determinar si los resultados anteriores son congruentes, los comparamos con las variables macro sugeridas por Diebold, Li (2006) y Diebold, Rudebusch y Aruoba (2006). En la figura 9 podemos observar una relación positiva entre el componente nivel (obtenido por PCA) y la inflación (correlación del 53% en el periodo de estudio) tal como sugiere Diebold, Rudebusch, Aruoba (2006). Adicionalmente, la correlación entre el nivel y la inflación anualizada es consistente con la relación entre el nivel de la EPTI y las expectativas inflacionarias, como lo sugiere la ecuación de Fisher.



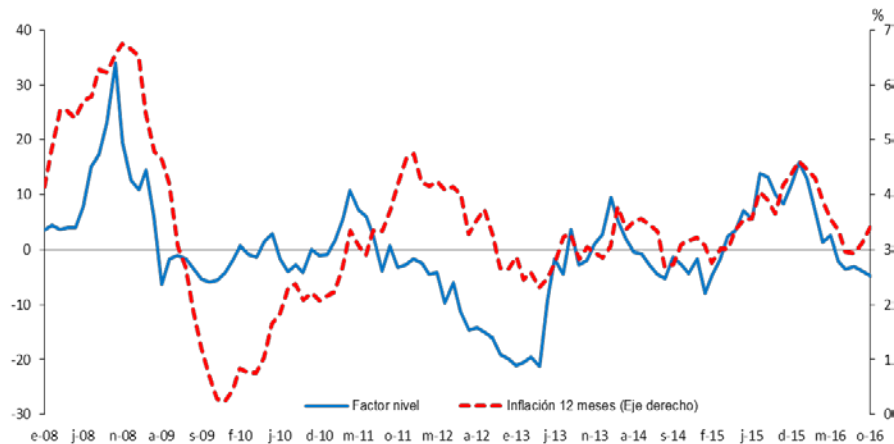


Figura 9. Nivel: Factor nivel estimado e Inflación

Nota: Fuente BCRP. Elaboración propia.

Por otro lado, Diebold, Rudebusch, Aruoba (2006) encuentran que la pendiente<sup>24</sup> está relacionado con la actividad real. Al igual que Dewachter y Lyrio (2002) y Rudebusch y Wu (2003). Para el caso peruano, como podemos observar en la figura 10, el factor pendiente y la variación de 12 meses del PBI real presentan una correlación aproximada de 26% en el periodo de estudio.

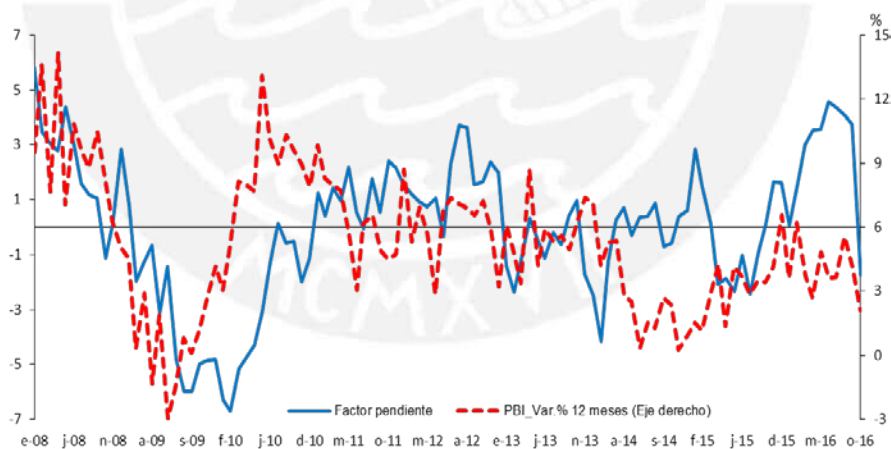


Figura 10. Pendiente: Factor pendiente estimado y PBI

Nota: Fuente BCRP. Elaboración propia

<sup>24</sup> Se interpreta la pendiente como la tasa larga menos la corta. Generalmente la pendiente se calcula de manera empírica como la diferencia de los rendimientos de los bonos a 10 años menos la letra a 3 meses.

### 5.3.3 Estimación del modelo SFAVAR

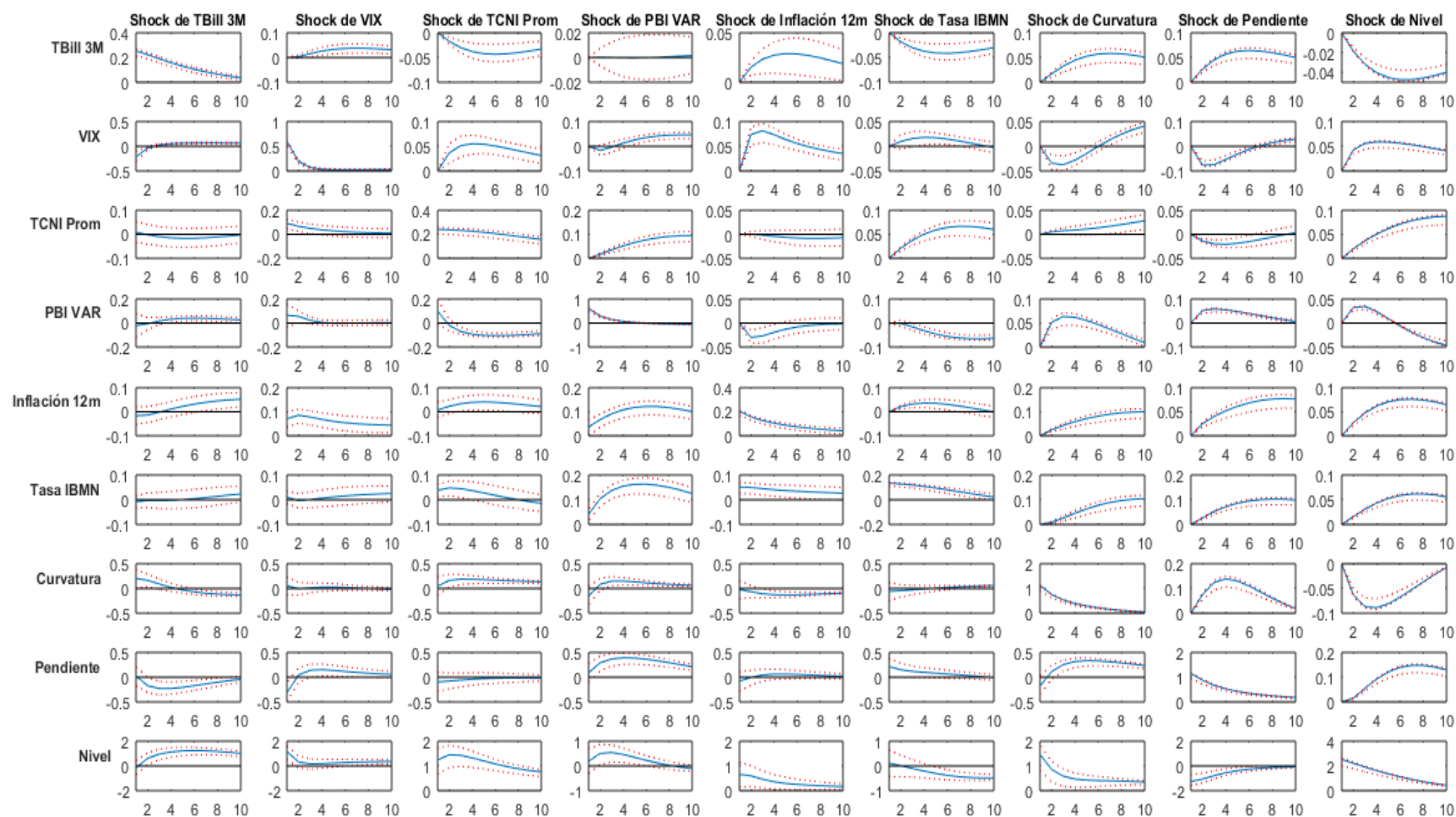


Figura 11. Impulso - respuesta

Nota: Elaboración propia

### 5.3.4 Respuestas de la curva de rendimiento a los shocks macrofinancieros:

Un incremento de la tasa de fondos federales en EEUU de 1% ocasiona que el nivel EPTI se incremente automáticamente en aproximadamente 100 pbs, asimismo la pendiente se reduce debido a que las tasas de corto plazo suben más que las de largo plazo. Esta reacción se explica porque los tenedores de bonos, principalmente no residentes, liquidan sus posiciones en mercados emergentes como el peruano presionando los precios de los bonos más líquidos (tramo corto de la curva de rendimiento) a la baja y por ende las tasas al alza.

Esta relación es acorde con la observada a finales del año 2015, con la decisión de la FED de subir su tasa en el rango 0,25% - 0,50%; ante ese contexto la CR aumento en promedio 126 pbs (ver figura 6). Sin embargo, en lo que respecta a la respuesta en la pendiente, el efecto en ese caso particular no es capturado por el modelo, dado que tras la noticia de la entidad monetaria, las tasas de rendimiento más volátiles fueron la de los bonos de mediano y largo plazo en el último trimestre del año, produciéndose de esta manera un efecto empinamiento en la curva. Esto se puede explicar debido a que los agentes previamente habían anticipado una elevación de la tasa FED por lo cual el efecto pudo ser observado en un periodo anterior.

De igual modo, una mayor aversión al riesgo en los mercados financieros (medido a través de un incremento en 1% en la variación porcentual del índice VIX) ocasiona que el nivel de la EPTI suba instantáneamente cerca del 2%

conllevarlo a un incremento de las tasas de los bonos soberanos en soles para posteriormente caer debido a que el shock se va disipando. La pendiente sube debido a un mayor incremento en los rendimientos de los bonos en el tramo medio y largo de la curva los cuales son más sensibles a estos choques exógenos.

Una situación similar se dio a finales de la década pasada, cuando los efectos de la crisis financiera internacional empezaban, los mercados mostraban una marcada volatilidad ocasionando que las tasas locales se incrementen de forma similar (en promedio 100 pbs) debido al *“flight to quality”*. Asimismo, en el 2013, cuando las expectativas de un menor ritmo del programa de compras de activos por parte de la Fed determinaron una contracción de capitales de economías emergentes ocasionando un incremento en las tasas de 224 pbs en promedio.

Un choque negativo del tipo de cambio o depreciación del sol del 1% se traduce en un mayor nivel en la EPTI de manera permanente de alrededor de 1%, por otro lado el efecto en la pendiente es no significativo y su resultado es negativo evidenciando que las tasas de los bonos a corto plazo suben más rápidamente que las de largo plazo.

En el Perú, las operaciones de administración de deuda pública lograron reducir la exposición de la deuda externa (en dólares) de aproximadamente 80% a 50% de la deuda total. Esto ha permitido que la exposición en la moneda extranjera sea menor año a año. Asimismo, el mayor saldo de RIN y las mejores

calificaciones de la deuda pública contribuyeron a que la contracción de liquidez en moneda extranjera a inicios del 2008 no afecte significativamente a las tasas locales, las cuales mostraron una reducción.

Sin embargo, en esta última década en la cual la reducción del porcentaje de deuda externa respecto al total de la deuda se ha mantenido relativamente invariante respecto de la primera década del 2000, podemos observar que el efecto de una depreciación de la moneda local, por ejemplo antes de las elecciones de 2011 (Ollanta Humala), conllevaron a un incremento de 75 pbs en promedio en el tramo corto y 26 pbs en el tramo medio y largo al cierre de julio de ese año, lo cual es consistente con lo obtenido en el modelo SFAVAR. Asimismo, es importante notar que en el 2012 cuando el sol se apreció respecto del dólar, el efecto en la caída de las tasas se observó principalmente en el nivel, no alterándose la forma cóncava de la curva.

Un incremento de la tasa de crecimiento del PBI en 1% se traduce en un mayor nivel (incremento del 0,5% aproximadamente) en la EPTI debido a que los agentes esperan que la inflación suba, este comportamiento se da siempre y cuando la brecha producto sea cero o positiva. Asimismo, el efecto en la pendiente es positivo debido al mayor incremento en los rendimientos de los bonos a largo plazo, lo que apunta que los rendimientos a largo plazo incorporan en sus tasas de interés la inflación esperada.

Una subida de la inflación de 1%, conlleva a que el nivel de la CR suba 0,5% y tienda a decaer en los siguientes meses, pero esto dependerá de la credibilidad del Banco Central para reducir la inflación. El efecto en la pendiente es no significativo para este modelo, asimismo se evidencia que las tasas de corto plazo suben en los primeros meses más que las de largo plazo.

El incremento de la tasa interbancaria del 1% (o una subida de la tasa de política monetaria<sup>25</sup>), conlleva a que el nivel de la CR incremente aproximadamente en 0,2% para todo el horizonte, para Perú este efecto es no significativo en el modelo, pero la evidencia empírica refleja que la reducción o aumento de la tasa de referencia traslada la curva de rendimiento en el mismo sentido pero no necesariamente en todas los plazos (Ver Anexo parte C). Este hecho está en línea con lo encontrado por Cortes y Ramos-Francia (2008a) para México y Rudebush y Tao (2003) en EEUU donde hallan que un incremento de la tasa de política monetaria ocasiona un movimiento paralelo de la curva, pero aún no es concluyente para el caso peruano.

Por otro lado, un shock negativo de política monetaria incrementaría las tasas de largo más que las de corto plazo contrariamente a la evidencia encontrada por Cortes y Ramos-Francia (2008a) en México y Rudebush y Wu (2004) para EEUU. Asimismo, el resultado en el modelo es no significativo,

---

<sup>25</sup> De Gregorio (2007) define la transmisión de la política monetaria sobre la actividad económica como un cambio de la tasa de política monetaria por parte del Banco Central la cual afecta la tasa de préstamos interbancarios y esta a su vez modifica los precios y retornos de todos los activos financieros (tasas de interés activas y pasivas, precios de acciones, tipo de cambio, etc) y vía este canal afectan las decisiones de ahorro e inversión de los agentes y por otra vía la capacidad de proveer fondos a través del mercado de capitales (canal del crédito). En una economía abierta y parcialmente dolarizada como la peruana muchos de esos activos financieros se encuentran denominados en moneda extranjera y por esa vía se afecta el tipo de cambio.



contrario a lo que sucede en un mercado de bonos soberanos desarrollado como EEUU donde Evans & Marshall (2001) hallan que un shock de política monetaria es el único shock macroeconómico consistente y de impacto significativo en la pendiente de la curva de rendimiento.

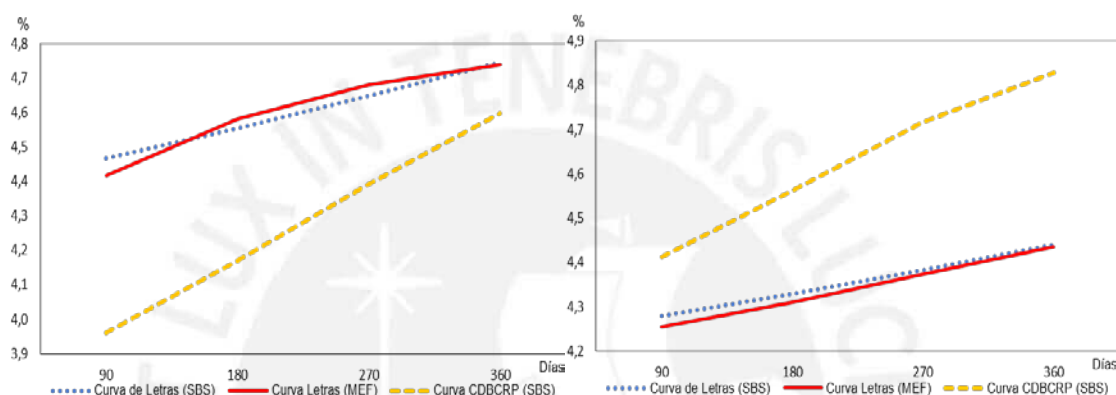
Por el lado empírico contrastamos el resultado anterior, en la parte C del Anexo se puede corroborar que hay oportunidades en las cuales la tasa de política monetaria cambia y el rendimiento del bono de más corta duración sigue la misma trayectoria, pero hay caso en que se mueven opuestamente. Estos hechos evidencian que no existe efectividad en el traspaso de la política monetaria peruana al mercado monetario o de corto plazo<sup>26</sup> donde participa el banco central y los bancos privados debido a la escasa liquidez y tamaño del mercado de renta fija. Para explicar mejor el último resultado analizamos el mercado de Letras del Tesoro las cuales basaron su referente en los rendimientos de los Certificados de Depósito del Banco Central (CDBCRP) y pueden considerarse sustitutos perfectos.

Las tasas de las letras se calculaba como un spread por encima del rendimiento de los CDBCRP (Ver figura 12), pero a partir de julio de 2016 las tasas de la subasta de letras han sido menores a las de los CDBCRP para el mismo plazo explicadas por un exceso de demanda de letras que excedían el

---

<sup>26</sup> De acuerdo al Banco Mundial y FMI un mercado monetario activo estimula el mercado secundario de bonos ya que reduce el riesgo de liquidez asociado a los bonos y a otros instrumentos financieros ayudando a los intermediarios financieros en la gestión del riesgo de liquidez. Por otro lado, el mercado monetario sirve además como un medio para la gestión del efectivo del gobierno y constituye el primer eslabón en la aplicación de la política monetaria utilizando instrumentos indirectos.

monto a colocar por el MEF y por la característica de cada instrumento<sup>27</sup>. Las letras han sido demandadas principalmente por bancos, inversionistas institucionales y Sociedades Agentes de Bolsas (SAB's); los dos primeros las compraban con el fin de reacomodar sus portafolios en el corto plazo para minimizar riesgos de volatilidad en los mercados internacionales y las SAB's por cuenta propia o por encargo de terceros para rentabilizar excedentes de liquidez.



**Figura 12.** Curva letras y CD-BCRP (16-12-2015 izquierda) (17-08-2016 derecha)

Nota: Fuente SBS y MEF. Elaboración propia

## 6. Conclusiones

- En el Perú no se tiene mucha información sobre la EPTI, o curva de rendimientos. Si bien se han emitido bonos con maduración mayor a 10 años, los bonos con madurez mayor a 20 años son recientes, con lo cual la construcción de una curva cupón cero ha estado condicionada a la interpolación de los rendimientos de los bonos con menor duración. Por lo cual, cualquier análisis de la EPTI debe considerar dicha limitante.

<sup>27</sup> Los CDBCRP los emite la autoridad monetaria con fines de regular la liquidez en el sistema financiero.

- Los factores externos como la mayor volatilidad financiera y la política monetaria de EEUU han sido los que más han afectado al EPTI. Por otro lado, el efecto de una nueva emisión ya no afecta significativamente la forma de la EPTI debido al mayor desarrollo del mercado de deuda pública después que nos otorgaron el grado de inversión. Un riesgo aun latente es el riesgo político el cual puede generar incrementos en el nivel de la curva de rendimiento debido a la mayor prima por riesgo que se exigirán a los rendimientos de los bonos soberanos.
- El cambio en la forma de la curva de rendimiento para los bonos soberanos en soles se puede establecer desde que las calificadoras Fitch y S&P nos otorgaran el grado de inversión para la deuda en soles y dólares principalmente por: i) menores vulnerabilidades externas y fiscales, ii) baja inflación y iii) fortalecimiento de los fundamentos macroeconómicos, los cuales atrajeron a inversionistas extranjeros y locales permitiéndonos reducir la tasa de colocación de deuda en soles en el mercado interno.
- La estructura de la EPTI en el Perú desde el año 2008 se ha caracterizado por: i) una forma cóncava casi en la totalidad de los meses analizados y ii) ser consistente con la teoría de expectativas puras y preferencia por liquidez, es decir los rendimientos en el tramo largo se incrementan a medida que se incrementa la maduración.

- En un contexto de expectativas de incremento de la tasa de política monetaria por parte de la Fed, la operación de administración de deuda realizada a fines de setiembre del 2016 solamente mejoro el perfil e incrementó la vida media de la sin afectar la forma de la curva de rendimiento ni producir cambios en el nivel y/o pendiente.
- Entre los modelos que descomponen la EPTI, el modelo PCA permite capturar la volatilidad común de las series con la finalidad de reducir un gran número de variables a unos cuantos factores, sin tener que realizar supuestos sobre los posibles valores de los parámetros. En contraposición de otros modelos como Nelson y Siegel, y Svensson que necesitan previamente calibrar parámetros para poder descomponer la EPTI. En el caso de la EPTI en el Perú, el factor *nivel* explica alrededor del 86,5% de la volatilidad de todas las series de los rendimientos de los bonos soberanos, mientras que el factor *pendiente* alrededor del 6,41% y *curvatura* en 4,22%.
- Una subida de la tasa de fondos federales de EEUU causa una salida de capitales de mercados emergentes como el peruano, incrementando el nivel de la EPTI, debido que genera una liquidación de posiciones locales presionando el precio de los bonos locales a la baja, incrementando las tasas a lo largo de la curva de rendimiento. Su efecto en la pendiente es negativo (aplanamiento) debido a que exigirían un mayor rendimiento para los bonos del tramo corto que para los de largo plazo de EPTI.

- Un incremento en el índice VIX, tiene un efecto positivo en el nivel por efecto del “*flight to quality*” hacia papeles de bajo riesgo como los bonos del Tesoro de EEUU. El efecto en la pendiente es negativo para los primeros meses para luego volverse positivo, reflejando en un comienzo una exigencia de mayor prima por los rendimientos de bonos a corto plazo los cuales va decayendo a medida que la aversión al riesgo castiga más a los bonos de largo plazo.
- Incrementos en el nivel de la curva de rendimiento debido a una depreciación del sol está más asociados a factores especulativos, debido a que los inversores sobreaccionan en mercados emergentes como el peruano liquidando posiciones sin basarse en los fundamentos económicos.
- Un mayor crecimiento económico bajo el supuesto que la economía se encuentre creciendo a su nivel potencial o por encima de este (brecha nula o positiva) tiene efectos positivos en el nivel debido a relación directa que tiene esta con la inflación. El efecto positivo en la pendiente (empinamiento de la curva) se explicaría por la posible reacción del mercado al demandar una prima mayor por los bonos de más largo plazo ya que las expectativas de inflación suben. La credibilidad del Banco Central es clave para controlar las expectativas inflacionarias, y reducir el aumento de los rendimientos de los bonos a largo plazo.
- Los efectos en el nivel están más asociados a la inflación que a un incremento en las tasas del banco central, lo que reduce la potencia de la política monetaria

y su efecto en la pendiente de la curva de rendimiento ya que no afectan la parte corta de la curva de rendimiento debido a que no se cuenta con un mercado de dinero profundo y líquido.

- El mercado monetario es muy ilíquido en el Perú debido a que la función de cada instrumento es distinta, por un lado, la autoridad monetaria subasta CDBCRP con el fin de regular la liquidez del sistema financiero, mientras que las letras se emitieron con el fin de generar referentes en la parte corta de la curva objetivo que no se está cumpliendo debido a que no existe un mercado secundario de letras que negocie periódicamente.

Finalmente, las conclusiones pueden ser de utilidad para políticas públicas y acciones privadas:

- En el primer caso, debido a que la entidad monetaria, el banco central, le serviría para analizar la efectividad de sus decisiones de política en el mercado de deuda soberana local.
- En el segundo caso, se asocia a las decisiones de inversión de un portfolio manager de renta fija o entidades con excedente de liquidez que deseen rentabilizar dichos excedentes en el corto plazo. Por el contrario, no aplicaría a las decisiones de inversionistas de largo plazo, como las AFP o compañías de seguros de vida cuyo horizonte de inversión es mayor, y además estas entidades invierten en derivados de cobertura que les permiten evitar las volatilidades de corto plazo.



## Bibliografía

AFONSO, Antonio y MARTINS, Manuel

2010 *Level, slope, curvature of the sovereign yield curve, and fiscal behavior*. European Central Bank: Working Papers Series N° 1276. Recuperado el 15 de junio de 2015. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1276.pdf?f0a761a5b06e51f726c4ea3dade56c4a>

AGURTO MONTES, María Fernanda

2003 *Análisis estadístico exploratorio de las variables físicas que inciden en el crecimiento del camarón. Caso: Litopenaeus Vannamei*. Escuela Superior Politécnica del Litoral, Ecuador. 2003, pág 49-53. Recuperado el 15 de junio de 2015. <http://www.dspace.espol.edu.ec/xmlui/handle/123456789/5804>

ALFARO, Rodrigo

2009 *La curva de rendimiento bajo Nelson-Siegel*. Banco Central de Chile: Documento de Trabajo N° 531. Recuperado el 15 de junio de 2015. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/3065016.pdf>

ANG, Andrew y CHEN, Joseph

2010 *Yield curve predictors of foreign exchange returns*, Working paper.

ANG, Andrew, BOIVIN, Jean, DONG, Sen y LOO-KUNG, Rudy

2009 *Monetary policy shift and the term structure*. National Bureau of Economic Research, Working paper 15270

ANG, Andrew, BEKAERT Geert y WEI, Min

2008 *The term structure of real rates and expected inflation*. The Journal of Finance. Vol LXIII, N° 2

ANG, Andrew, BEKAERT Geert y WEI, Min

2007 *Do macro variables, assets markets or surveys forecast inflation better?* Journal of Monetary Economics 54, pp 1163 - 1212.

ANG, Andrew, PIAZZESI, Monika y WEI Min

2006 *What does the yield curve tell us about GDP growth?* Journal of Econometrics 131, pp 359 - 403. Recuperado el 10 de diciembre 2015. <http://web.stanford.edu/~piazzesi/APW.pdf>

ANG, Andrew y PIAZZESI, Monika

2003 *A no arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables*. Journal of Monetary Economics 50, pp 745 - 787.

- ANG, Andrew y BEKAERT Geert  
2002 *Short rate nonlinearities and regime switches*. Journal of Economic Dynamics & Control 26, 1243 - 1274.
- ARANGO Luis, MELO Luis y VÁSQUEZ Diego  
2002 *Estimación de la estructura a plazo de las tasas de interés en Colombia*. Banco de la Republica, Subgerencia de Estudios Económicos. Borradores de Economía. Colombia. Recuperado el 15 de junio de 2015.  
<http://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/pdfs/borra196.pdf>  
[https://www.researchgate.net/publication/4984778\\_Estimacion\\_de\\_la\\_estructura\\_a\\_plazo\\_de\\_las\\_tasas\\_de\\_interes\\_en\\_Colombia](https://www.researchgate.net/publication/4984778_Estimacion_de_la_estructura_a_plazo_de_las_tasas_de_interes_en_Colombia)
- BANK OF INTERNATIONAL SETTLEMENTS.  
2005 *Zero-coupon yield curves: technical documentation*. BIS Papers (25). Octubre de 2005. Recuperado el 15 de junio de 2015.  
<http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap25.pdf>
- BEKAERT Geert, CHO Seonghoon y MORENO Antonio  
2010 *New keynesian macroeconomics and the term structure*. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 42, N° 1
- BEKAERT Geert, ENGSTROM Eric y XING Yuhang  
2009 *Risk, uncertainty, and asset prices*. Journal of Financial Economics 91, 59 - 82
- BERNANKE Ben, BOIVIN Jean y ELIASZ Piotr  
2005 "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach," Quarterly Journal of Economics, 120, 387-422.
- BLISS, Robert  
1997 *Movements in the term structure of interest rates*. Economic Review, Federal Reserve Bank of Atlanta, 82, pp 16-33.
- BOLDER, David & STRELISKI, David  
1999 *Yield Curve Modelling at the Bank of Canada*, Technical Reports N° 84, Bank of Canada.
- CÁMARO, Álvaro; CASAS, Arnoldo y JIMENÉZ, Edgar  
2005 *Movimientos de la curva de rendimientos de TES tasa fija en Colombia*. Revista Innovar, 122 – 133 pp. Recuperado el 15 de junio de 2015.  
<http://revistas.unal.edu.co/index.php/innovar/article/view/43/82>  
<http://www.scielo.org.co/pdf/inno/v15n26/v15n26a08.pdf>

CAMPBELL, John Y. & COCHRANE, John H.

1999 *By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior*. En: The Journal of Political Economy, Volumen 107, Edición 2, Abril 1999, pp. 205—251.

CANZONERI, Matthew; CUMBY, Robert y Diba, Behzad

2006 *Euler equations and money market interest rates: A challenge for monetary policy models*. Georgetown University.

<http://faculty.georgetown.edu/canzonem/Spreads-Habits.pdf>

CARRILLO, G. y MONTES, A

2014 *La curva de Rendimientos y fluctuaciones macroeconómicas: El caso peruano*. Universidad del Pacífico, Paper, Facultad de Economía, Investigación Económica II, 2014-II.

CASTILLO, Paul y BARCO, Daniel

2009 *Crisis financiera y manejo de reservas en Perú*. Revista de Estudios Económicos N° 17, pp 85 - 112. Recuperado el 15 de junio de 2015.

<http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/17/Estudios-Economicos-17-3.pdf>

CEBALLOS, Luis

2013 *Impacto de sorpresas macroeconómicas y anuncios en factores de la estructura de tasas de Chile*. Banco Central de Chile: Documento de Trabajo, N° 701. Recuperado el 15 de junio de 2015.

<http://si2.bcentral.cl/public/pdf/documentos-trabajo/pdf/dtbc701.pdf>

CHUMPITAZ Garcés, C. A.

2006 *El pass-through de Tasas de Interés en el Perú: El enfoque de datos de Panel Dinámico*. Lima: Universidad Agraria La Molina. Recuperado el 15 de junio de 2015.

[http://www.bcrp.gob.pe/docs/Proyeccion-Institucional/Seminarios/Conferencia-12-2006/Paper\\_0612\\_04-Chumpitaz.pdf](http://www.bcrp.gob.pe/docs/Proyeccion-Institucional/Seminarios/Conferencia-12-2006/Paper_0612_04-Chumpitaz.pdf)

CHIRINOS L., Ana María A. & MORENO, Manuel

2011 *Estimación de la estructura temporal de las tasas de interés: el caso venezolano*. Banco Central de Venezuela, Documento de Trabajo N° 119, setiembre 2011. Recuperado el 15 de junio de 2015.

<http://www.bcv.org.ve/Upload/Publicaciones/docu119.pdf>

COLIN, A., CUBILIÉ, M., & BARDOUX, F.

2006 *A new approach to the decomposition of Yield Curve movements for Fixed Income Attribution*. The Journal of Performance Measurement, 18-28.

COOK, Timothy y HAHN Thomas

1990 *Interest rate expectations and the slope of the money market yield curve*. Economic Review.

CHIRINOS, Ana y MAITA, Miriam

2012 *Estimación paramétrica de la estructura temporal de las tasas de interés (EPTI) y su volatilidad: Infiriendo sus movimientos e interrelaciones*. Banco Central de Venezuela. Documento de Trabajo N° 136. Recuperado el 15 de junio de 2015. <http://www.bcv.org.ve/Upload/Publicaciones/docu136.pdf>

CORTES, Josué y RAMOS-FRANCIA, Manuel

2008a *Un modelo macroeconómico de la estructura temporal de tasas de interés en México*. Banco de México, Working Paper N° 2008 – 10. Recuperado el 15 de junio de 2015.

<http://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-discursos/publicaciones/documentos-de-investigacion/banxico/%7B52A5623C-1F44-0C20-D43E-960EBE6FF246%7D.pdf>

CORTES, Josué y RAMOS-FRANCIA, Manuel

2008b *An affine model of the Term Structure of interest rate in México*. Banco de México, Working Paper N° 2008 – 09.

CORTES, Josué; RAMOS-FRANCIA, Manuel y TORRES, Alberto

2008 *An empirical analysis of the Mexican term structure of interest rates*. Banco de México, Working Paper N° 2008 – 07

DE GREGORIO, José

2007 *Macroeconomía: Teoría y Políticas*. México : Pearson Educación de México.

DELFINER, Miguel

2001 *Patrones de fluctuación de la curva de rendimientos en Argentina*. Documento de Trabajo. Consulta el 15 de junio de 2015. <http://www.ucema.edu.ar/publicaciones/download/documentos/259.pdf>

DEWACHTER Hans, LANIA Leonardo y LYRIO Marco

2014 *Information in the yield curve: A macro-finance approach*. National Bank of Belgium Working Paper Research N° 254

DIAZ, A., JAREÑO, F., & NAVARRO, E.

2013 *Discrepancies in the underlying zero coupon yield curve*. España.

DIEBOLD, Francis y LI, Canlin

2006 *Forecasting the term structure of government bond yields*. Journal of Econometrics 130, pp 337 - 364. Consulta el 15 de junio de 2015. <http://www.ssc.upenn.edu/~fdiebold/papers/paper49/Diebold-Li.pdf>



- DIEBOLD, Francis, RUDEBUSCH, Glenn y ARUOBA Boragan  
2006 *The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach*. Journal of Econometrics 131, pp 309 - 338.
- DIEBOLD, Francis, PIAZZESI, Monika y RUDEBUSCH, Glenn  
2005 *Modeling bond yields in finance and macroeconomics*. National Bureau of Economic Research, Working paper 11089
- DIP & GODOY DE FRANCO  
2013 *Modelización de la tasa de interés. Reseña de herramientas de la econometría financiera*. Revista de Investigación Modelos Financieros Año 2 volumen 1. Editorial: FCE (UBA). Recuperado el 23 de marzo de 2016. <http://www.econ.uba.ar/www/institutos/cma/publicaciones/revistas/.pdf>
- ESTRELLA, Arturo y MISHKIN Frederic  
1997 *The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank*. European Economic Review 41 pp 1375 – 1401.
- EVANS, Charles y MARSHALL David  
1998 *Monetary policy and the term structure of nominal interest rate: Evidence and theory*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 49 pp 53-111.
- EVANS, Charles y MARSHALL David  
2001 *Economic determinants of the nominal treasury yield curve*. Federal Reserve Bank of Chicago, Working paper 2001
- FISHER, M.  
2001 *Forces that shape the yield curve: Parts 1 y 2*. Federal Reserve Bank of Atlanta.
- FRYE, Jon  
1997 *Principals of risk: Finding Value-at-risk through factor-based interest rate scenarios*. Nations Banc-CRT.
- GARCÍA J.  
2003 *Estructuras de tasas de interés nominales y reales en Chile: estimación de modelos estáticos y de modelos dinámicos mediante filtro de Kalman aplicado sobre paneles de datos incompletos*. Tesis de Maestría. Escuela de Ingeniería. Pontificia Universidad Católica de Chile.
- GÜRKAYNAK, R.S., SACK B. y SWANSON E.  
2005 *Speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements*. International Journal of Central Banking 1 (1): 55 – 93.

HUNT, B. & TERRY, C.

1998 *Zero-Coupon Yield Curve Estimation: A Principal Component-Polynomial Approach*, Technical report 81. Sydney: University of Technology Sydney - School of Finance and Economics.

JIMÉNEZ, Johnny

2006 *Determinación y aplicación de métodos estadísticos, para medir estabilidad genética en vegetales, caso: banano*. Escuela Superior Politécnica del Litoral, Ecuador. 2006.

JIMÉNEZ, Félix

2008 *Reglas y sostenibilidad de la política fiscal: Lecciones de la experiencia peruana*. Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Recuperado el 15 de junio de 2015.  
<http://files.pucp.edu.pe/departamento/economia/LDE-2008-01-06.pdf>

JÍMENEZ C., Irene

2005. *Métodos de predicción de series temporales*. Universidad de Sevilla.

KIM, Don y WRIGHT, Jonathan

2014 *Jumps in bond yields at known times*. National Bureau of Economic Research, Working paper 20711

KIM, Don

2007 *Challenges in macro-finance modeling*. BIS Working paper N° 240

KIM, Don y WRIGHT, Jonathan

2005 *An arbitrage-free three-factor term structure model and the recent behavior of long term yields and distant-horizon forward rates*. Federal Reserve Board, Working paper 2003-17

KIM, Don y ORPHANIDES Athanasios

2005 *Term structure estimation with survey data on interest rate forecast*. Finance and Economics Discussion Series - Federal Reserve Board.

KOLLAR, Miroslav

2012 *Macrofinance Model of the Czech Economy: Asset Allocation Perspective*. Fondo Monetario Internacional. Working paper 12/78.

LAHURA, E.

2005 *El efecto traspaso de la tasa de Interés y la Política Monetaria en el Perú: 1995-2004*. Lima: Departamento de economía de la PUCP. Recuperado el 15 de junio de 2015.  
<http://departamento.pucp.edu.pe/economia/images/documentos/DDD244.pdf>



LAHURA, E.

2012 Política Monetaria bajo un enfoque FAVAR: Diez años de metas de inflación en Perú. XXX Encuentro de Investigación del BCRP. <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Proyeccion-Institucional/Encuentro-de-Economistas/2012/ee-2012-lahura-romero.pdf>

LAI, C.-S., & ROY, A.

2004 *Accuracy of Bayesian VAR in forecasting the economy of Indiana*. Proceedigs of the Midwest Business Economics Association.

LARRAIN, Mauricio

2007 *Sorpresas de politica monetaria y la curva de rendimiento en Chile*, Volumen 10 - N°1, 37-50 pp. Recuperado el 15 de junio de 2015. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2316851>

LITTERMAN, Robert y SCHEINKMAN José

1991 *Common factors affecting bond returns*. Journal of Fixed Income, 1, 54-61 pp.

MCFADYEN, James, PICKERILL, Karen & DEVANEY, Mike

1991 *The expectations hypothesis of the term structure: More evidence*. Journal of Economics and Business, 43, issue 1, p. 79-85,

MELO, Luis y CASTRO, Giovanni

2010 *Relación entre variables macro y la curva de rendimientos*. Banco de la República de Colombia. Revista Borradores de Economía N° 605. Recuperado el 15 de junio de 2015. <http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra605.pdf>

MINISTERIO DE ECONOMÍA Y FINANZAS

Informes Anuales de Deuda Pública: Varios números

Recuperado el 15 de junio de 2015:

[http://www.mef.gob.pe/index.php?option=com\\_content&view=article&id=749%3AInforme-anual-de-deuda&catid=234&Itemid=100323&lang=es](http://www.mef.gob.pe/index.php?option=com_content&view=article&id=749%3AInforme-anual-de-deuda&catid=234&Itemid=100323&lang=es)

MORALES, Marco

2009 *The yield curve and macroeconomic factors in the Chilean economy*. Facultad de Economía y Empresa, Universidad Diego Portales.

MORAU, Franck; PERIGNON, Christophe y VILLA, Christophe

2002 *Common factors in international bond returns revisited: A common principal component approach*. Working Paper.

OLIVARES, Alejandra; RODRIGUEZ, Gabriel y ATAURIMA, Miguel

2016 *Estimation of the Sovereign Yield Curve of Peru: The role of macroeconomic and latent factors*. DT/04/2016, Superintendencia de Banca, Seguros y Administradoras Privadas de Fondos de Pensiones (SBS)

PEDAUGA, Luis y MANZANILLA, Francisco

2005 *Dinámica en la curva de rendimiento: Un análisis de componente principales*. Banco central de Venezuela. Recuperado el 15 de junio de 2015. <http://wdb.ugr.es/~pedauga/uploads/Dinamica.pdf>

PEREDA, Javier

2009 *Estimación de la curva de rendimiento cupón cero para el Perú y su uso para el análisis monetario*. Banco Central de Reserva del Perú. Revista de Estudios Económicos N° 17, 113 - 145 pp. Recuperado el 15 de junio de 2015. <http://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Revista-Estudios-Economicos/17/Estudios-Economicos-17-4.pdf>

RIECKHOF, Pablo

1999 Una aproximación a la estructura de plazos de tasas de interés en el mercado financiero. Superintendencia de Banca y Seguros de Perú. Recuperado el 15 de junio de 2015. <http://speea.tripod.com/Rieckhof.pdf>

RODRIGUEZ, Augusto y VILLAVICENCIO, Julio

2005 La formación de la curva de rendimientos en nuevos soles en Perú. Pontificia Universidad Católica del Perú. Documento de Trabajo N° 239. Recuperado el 15 de junio de 2015. <http://departamento.pucp.edu.pe/economia/images/documentos/DDD239.pdf>

RUDEBUSCH, Glenn

2010 *Macro finances models of interest rates and the economy*. Federal Reserve Bank of San Francisco, Working paper 2010-01. Consulta el 15 de junio de 2015. <http://www.frbsf.org/economic-research/files/wp10-01bk.pdf>

RUDEBUSCH, Glenn y WU, Tao

2003 *A macro finance model of the term structure, monetary policy and the economy*. Federal Reserve Bank of San Francisco, Working paper 2003-17

RUDEBUSCH, Glenn y SVENSSON, Lars

1999 *Policy rules for inflation targeting*. National Bureau of Economic Research, Working paper 6512. Consulta el 15 de junio de 2015. <http://www.nber.org/papers/w6512>

SANTANA, Juan Camilo

2008 *La curva de rendimientos: Una revisión metodológica y nuevas aproximaciones de estimación*. Cuadernos de Economía, 27(48), 71-113. Consulta 20 de marzo, 2016. [http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0121-47722008000100004&lng=en&tlng=es](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0121-47722008000100004&lng=en&tlng=es)

SIMS, C.A.

1980 "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48, 1-48.

SHOESMITH, Gary L.

1990 *The Forecasting Accuracy of Regional Bayesian VAR Models with Alternative National Variable Choices*. En: *International Regional Science Review* N° 13(3): Pp. 257-269. Noviembre 1990.

SILVA-RUETE, J.

2008 *Política económica para países emergentes*. Lima: Editorial Taurus.

SOTO, G. M.

2004. *Using principal component analysis to explain term structure movements: Performance and stability*, en: Tavidze, A. (Ed.) *Progress in Economics Research*, Volumen 8. Nova Science Publishers, New York.

STOCK, J.H., y WATSON M.W

2002 *Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors*, *Journal of the American Statistical Association*, 97, 1167-1179.

STOCK, J.H., y WATSON M.W

2016 *Factor Models and Structural Vector Autoregressions in Macroeconomics*, *Handbook of Macroeconomics*. Harvard School.

TAKADA, H., & STERN, J.

2014 *Non-negative Matrix Factorization and Term Structure of Interest Rates*. Institute of Mathematics and Statistics, University of São Paulo, São Paulo, Brazil.

TAMARIT R., S.

2013 *El modelo estocástico de Vasicek para la predicción de tipos de interés: Aplicación al tipo de interés interbancario EONIA*. Universidad Politécnica de Valencia. Recuperado el 09 de Setiembre de 2015, de <https://riunet.upv.es/bitstream/handle/10251/31031/El%20modelo%20estoc%C3%A1stico%20de%20Vasicek%20para%20la%20predicci%C3%B3n%20de%20tipos%20de%20inter%C3%A9s%20-%20Salvador%20Tamarit%20Ramos.pdf?sequence=1>

TERAN, Karoline

2013 *Estimación de una curva de rendimiento mediante descomposición de factores evidencia de cambios no paralelos*. Escuela Superior Politécnica del Litoral: Tesis de Licenciatura. Recuperado el 15 de junio de 2015. <http://www.dspace.espol.edu.ec/handle/123456789/3480>

TERRENCE, Kinal & RATNET, Jonathan

1986 *A VAR Forecasting Model of a Regional Economy: Its Construction and Comparative Accuracy*, International Regional Science Review. Vol. 10(2), págs 113-126, Agosto.

THE WORLD BANK y INTERNATIONAL MONETARY FUND

2001 *Developing Government Bond Markets. A Handbook*. Julio de 2001.

WOLD, H.

1954 "Causality and Econometrics," *Econometrica*, Vol. 22, No. 2 (Apr., 1954), pp. 162-177.



## ANEXOS

### A. Cambio en la curva de rendimiento ante una nueva emisión

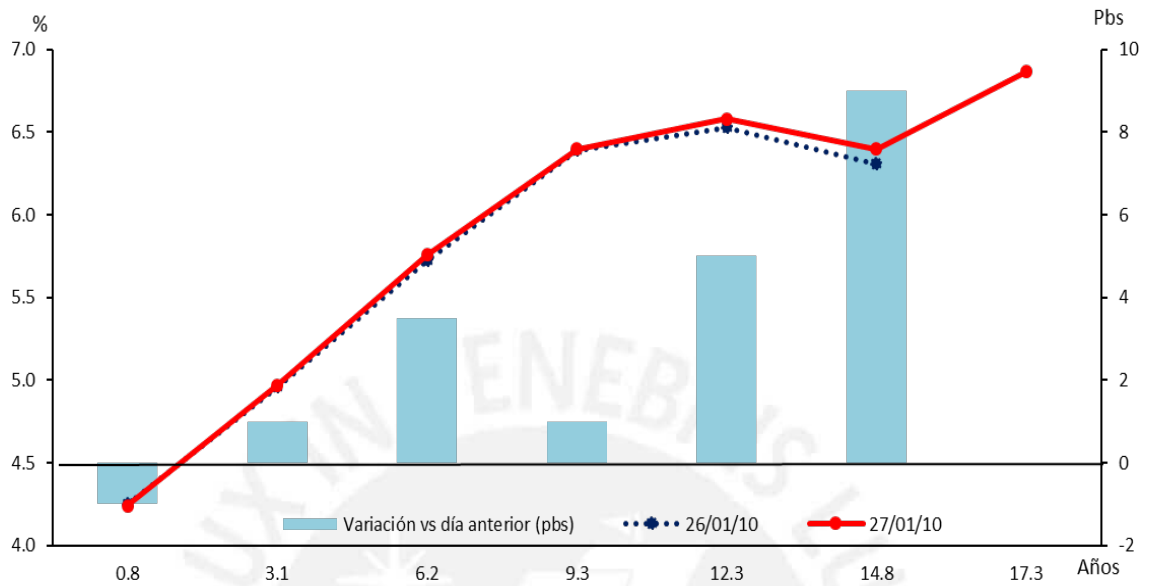


Figura 13. Curva soberana un día antes y el día de la emisión del bono 2042  
Fuente MEF y Datatec. Elaboración propia

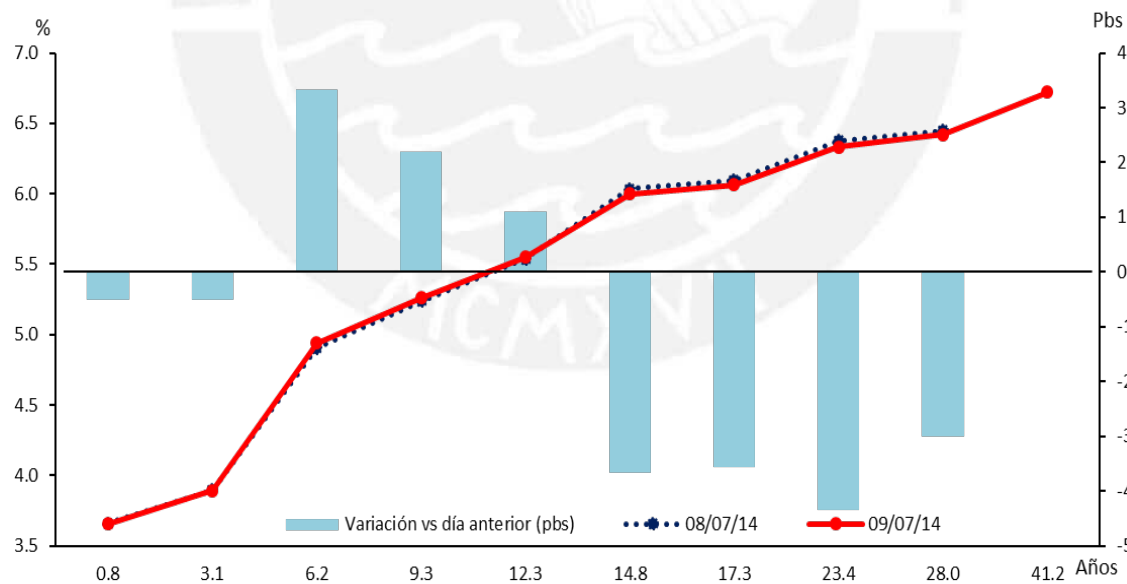


Figura 14. Curva soberana un día antes y el día de la emisión del bono 2055  
Fuente MEF y Datatec. Elaboración propia

## B. Cambio en la curva de rendimiento ante la operación de administración de deuda

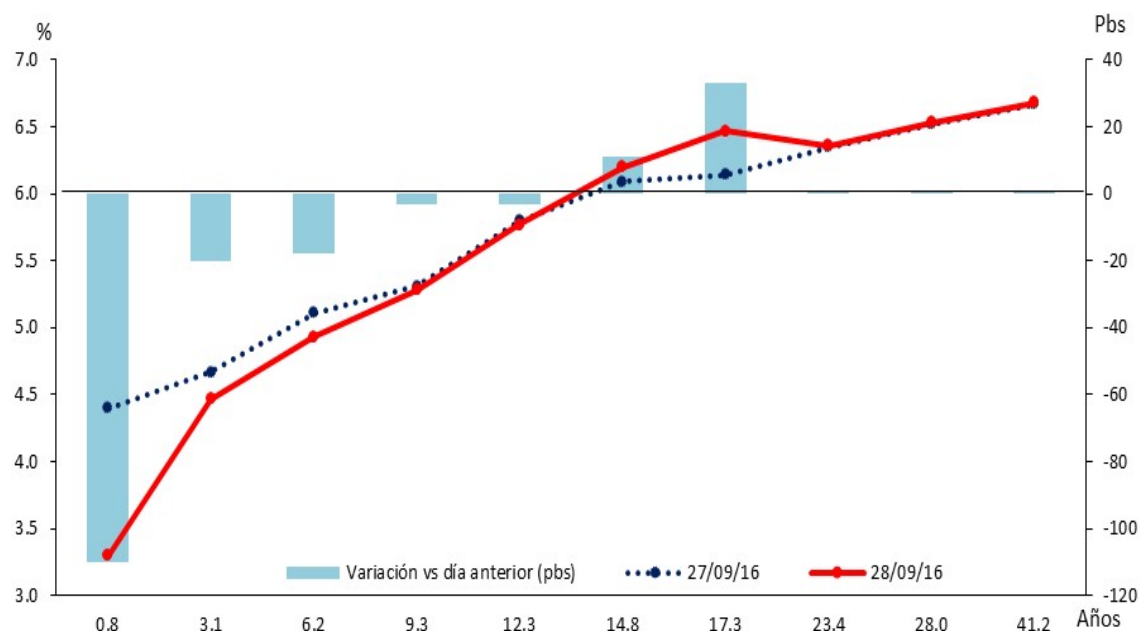


Figura 15. Curva soberana un día antes y el día de la operación de administración de deuda  
Fuente MEF y Datatec. Elaboración propia

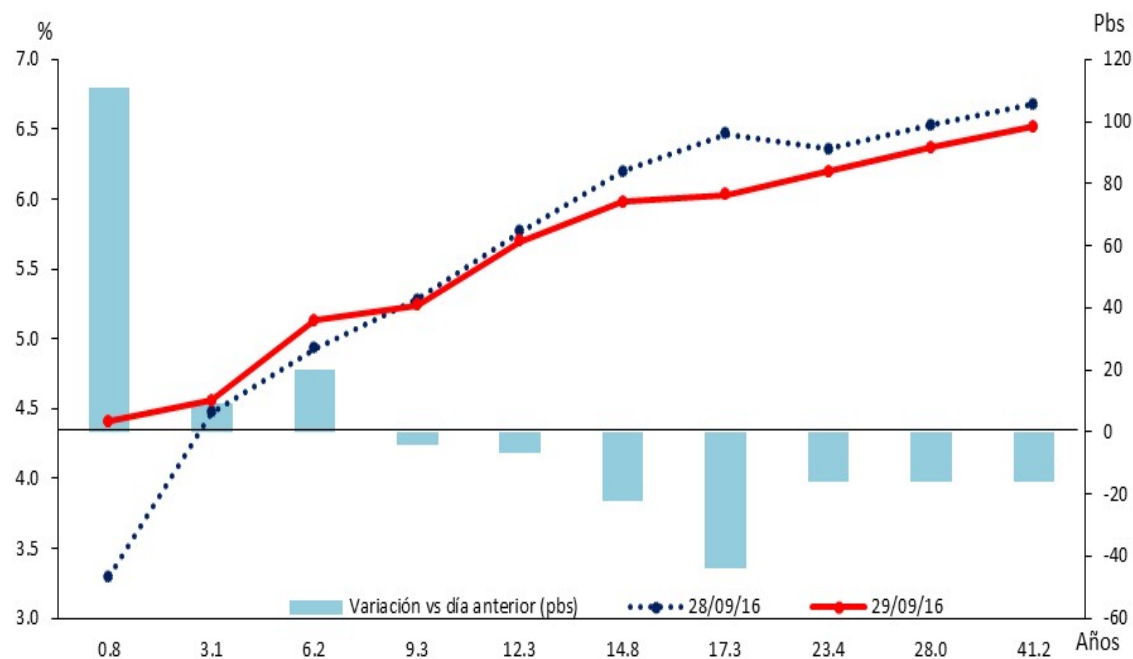


Figura 16. Curva soberana el día de la operación de administración de deuda y un día después  
Fuente MEF y Datatec. Elaboración propia



### C. Movimiento en la curva de rendimiento ante una variación de la tasa de política monetaria del BCRP

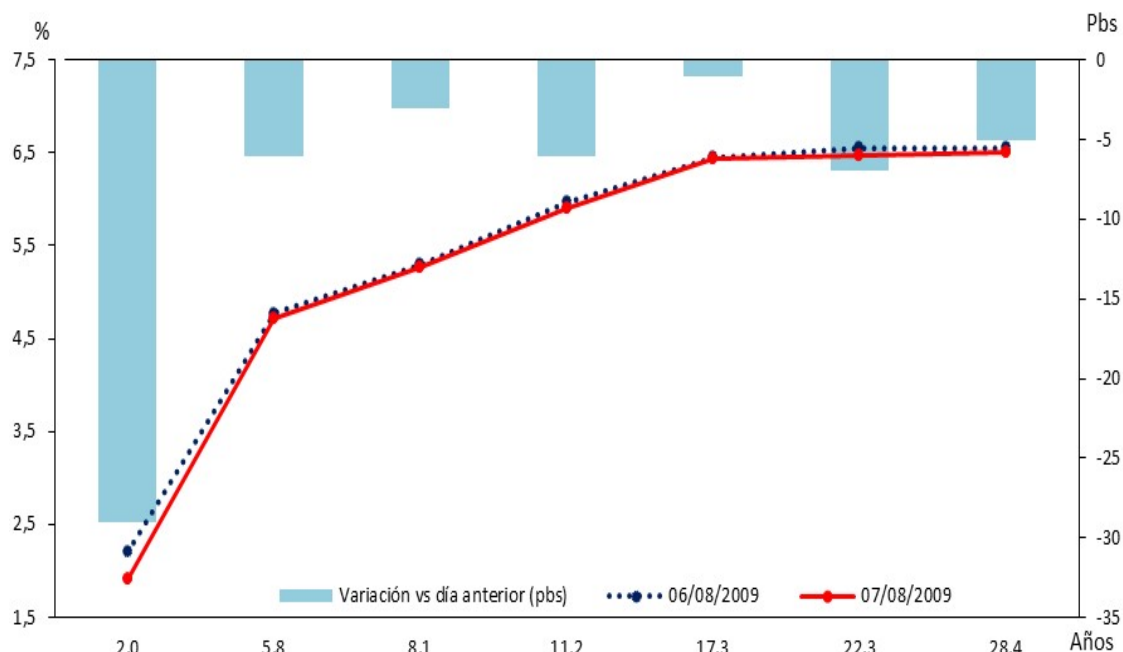


Figura 17. Curva soberana el día en que el BCRP bajó su tasa de referencia de 2% a 1,25% (75 pbs)

Fuente MEF y Datatec. Elaboración propia

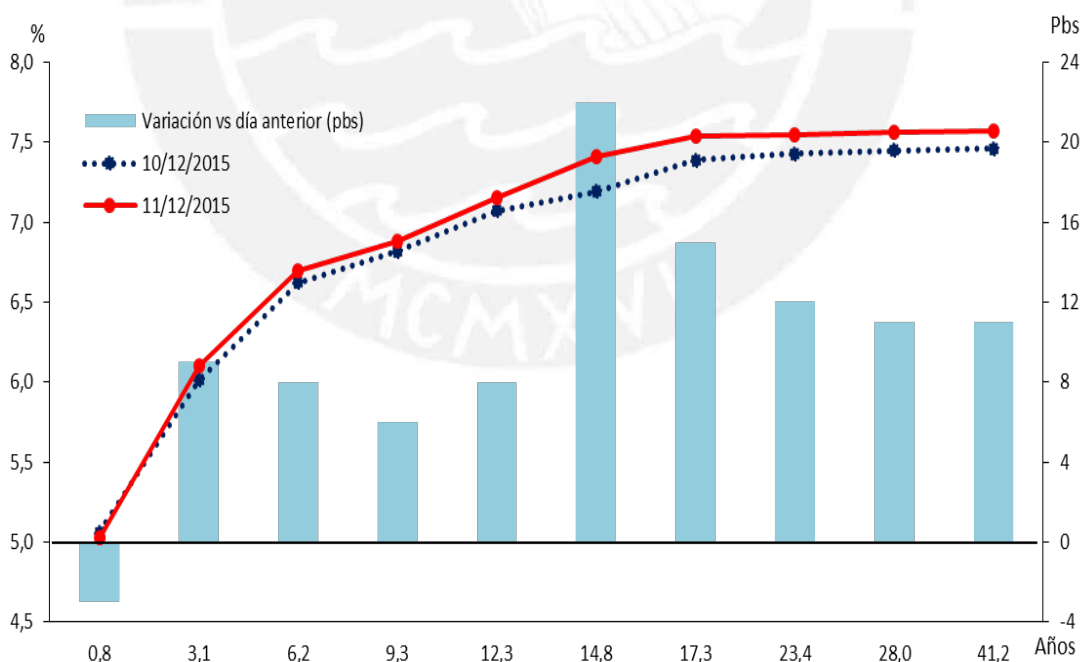


Figura 18. Curva soberana el día en que el BCRP elevó su tasa de referencia de 3,50% a 3,75% (25 pbs)

Fuente MEF y Datatec. Elaboración propia

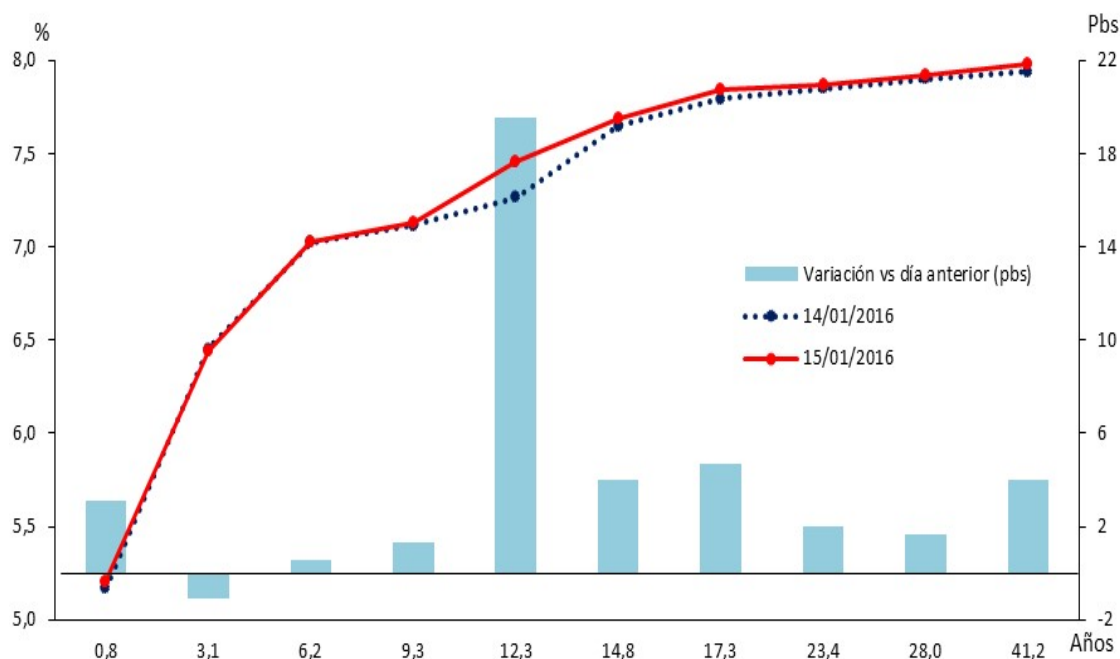


Figura 19. Curva soberana el día en que el BCRP subió su tasa de referencia de 4% a 4,25% (25 pbs)

Fuente MEF y Datatec. Elaboración propia

#### D. Datos empleados en el modelo:

A continuación, detallamos la relación de los instrumentos de deuda empleados en el presente documento:

**Tasa Depósito Overnight MN:** Rendimiento pagado por el BCRP por los depósitos con vencimientos de 1 día por el resguardo de exceso de liquidez.

**Bono 2015:** Rendimiento promedio anual del bono emitido en nuevos soles el 05 de mayo 2005 y con vencimiento el 05 de mayo 2015.

**Bono 2017:** Rendimiento promedio anual del bono emitido en nuevos soles el 07 de julio 2005 y con vencimiento el 12 de agosto 2017.

**Bono 2020:** Rendimiento promedio anual del bono emitido en nuevos soles el 15 de julio 2005 y con vencimiento el 12 de agosto 2020.

**Bono 2023:** Rendimiento promedio anual del bono emitido en nuevos soles el 22 de junio 2012 y con vencimiento el 09 de diciembre 2023.

**Bono 2024:** Rendimiento promedio anual del bono emitido en nuevos soles el 07 de noviembre 2014 y con vencimiento el 12 de diciembre 2024.

**Bono 2026:** Rendimiento promedio anual del bono emitido en nuevos soles el 02 de mayo 2006 y con vencimiento el 12 de agosto 2026.

**Bono 2029:** Rendimiento promedio anual del bono emitido en nuevos soles el 07 de setiembre 2013 y con vencimiento el 02 de diciembre 2029.

**Bono 2031:** Rendimiento promedio anual del bono emitido en nuevos soles el 23 de abril 2008 y con vencimiento el 12 de agosto 2031.

**Bono 2037:** Rendimiento promedio anual del bono emitido en nuevos soles el 19 de julio 2007 y con vencimiento el 12 de agosto 2037.

**Bono 2042:** Rendimiento promedio anual del bono emitido en nuevos soles el 21 de enero 2010 y con vencimiento el 12 de febrero 2042.

Como variables económicas y financieras se consideran a las siguientes:

**T-Bill 3M:** Tasa de los bonos a 3 meses de EE.UU.

**VIX:** Es un índice que mide la volatilidad implícita del índice S&P500<sup>28 29</sup>.

**PBI (Var. % 12 m):** Variación porcentual 12 meses del PBI real.

**Tipo de cambio nominal interbancario (Var % 12 m):** Tasa del crecimiento del tipo de cambio en un año.

**Inflación (Var. % 12 m):** Tasa de inflación a 12 meses calculada sobre el Índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana (IPC).

**Tasa Interbancaria MN:** Tasa interbancaria en moneda nacional como proxy de la tasa de referencia.

### E. Modelo de componentes principales<sup>30</sup>

En el PCA el objetivo central consiste en capturar, a través de un bajo número de componentes, la mayor cantidad de variabilidad total de las series de forma conjunta. Así cada componente o factor es traducido a partir de las variables observadas, siendo esto adecuado para resumir y reducir datos.

Algebraicamente, los componentes principales  $Y_p$  representan una función lineal de  $X = [X_1 \ X_2 \ \dots \ X_p] \in R$ , siendo estas variables aleatorias; asimismo, dicha función o regla de formación posibilita la formación de un nuevo sistema  $Y$  que, visto de forma geométrica, representa la rotación del sistema original  $X$ . Este nuevo sistema  $Y$  está formado por nuevos ejes que corresponden a cada variable  $Y_p$ , que representan la dirección y magnitud de la volatilidad capturada. Por lo tanto el PCA permite, a partir de la correlación de variables originales, aproximar pocas funciones lineales  $Y_p$  que expliquen la mayor concentración de volatilidad y, de esa forma, evitar la pérdida de información al reducir datos.

$X$  es un vector de  $p$  variables aleatorias originales y, no necesariamente con distribución normal.  $\Sigma$  es la matriz de varianzas y covarianzas del vector  $X$ , con valores propios  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p \geq 0$  y vectores propios  $a_1, a_2, \dots, a_p$ . Ahora, expresemos lo anterior de forma matemática:

<sup>28</sup> Para mayor detalle ver: [www.cboe.com/VIX](http://www.cboe.com/VIX)

<sup>29</sup> “El VIX fue desarrollado en el año 1993 por Chicago Board Options Exchange (CBOE), muestra la volatilidad implícita de las opciones sobre el índice de CBOE para un periodo de 30 días, para ello se calcula tomando el promedio ponderado de la volatilidad implícita de ocho opciones call y put”. <https://es.wikipedia.org/wiki/VIX>

<sup>30</sup> El desarrollo y las ecuaciones de esta sección se han extraído de Agurto (2003, pp. 49-53) y Jiménez (2006).

$$\begin{aligned}
Y_1 &= a_1^T X = a_{11}X_1 + a_{12}X_2 + \dots + a_{1p}X_p \\
Y_2 &= a_2^T X = a_{21}X_1 + a_{22}X_2 + \dots + a_{2p}X_p \\
&\vdots \\
Y_p &= a_p^T X = a_{p1}X_1 + a_{p2}X_2 + \dots + a_{pp}X_p
\end{aligned}$$

Los componentes principales  $Y_p$  son combinaciones lineales de variables aleatorias  $X_p$ . Estas se caracterizan por no estar correlacionadas y por ser ortonormales entre ellas:

$$\begin{aligned}
\text{Var}(Y_i) &= a_i^T \sum a_i = \lambda_i \quad ; i = 1, 2, \dots, p \\
\text{Cov}(Y_i, Y_j) &= a_i^T \sum a_j = 0 \quad ; i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, p
\end{aligned}$$

De esta manera, cada componente principal  $Y_i$  es la combinación lineal (X con el vector propio  $a_i$ ) que maximiza su varianza. Para dicho fin, se debe cumplir que la norma<sup>31</sup> del vector  $a_i$  sea unitaria<sup>32</sup> ( $\|a_i\|=1$ ) y que la  $\text{Cov}(Y_i, Y_k) = 0$  para  $k \neq i$ . Ahora, con la finalidad de determinar la contribución total<sup>33</sup> de cada componente (asociado a un vector y valor propio) para explicar la varianza, empleamos la siguiente expresión:  $\lambda_i / \sum_{i=1}^p \lambda_i$

El uso de un PCA se ha preferido sobre modelos como NS, Diebold y Li, o Sevesson debido a lo siguiente:

- Diaz, Jareño, & Navarro (2013) señalan que al emplear el modelo NS existen deficiencias en los datos resultantes, ellos observan diferencias en el ajuste con periodos mayores a los 15 años. De este modo, toda vez que la EPTI estudiada tiene como madurez un periodo de 25 años, los resultados mediante un modelo NS podrían sufrir de dichas deficiencias.
- Dicho modelo no es capaz de replicar la joroba de la parte corta de la curva. En este aspecto, la EPTI analizada presenta una forma cóncava en la mayoría de periodos, sin embargo, durante algunos periodos (p.e. 2008.06-2009.01 y 2012.09-2013.07) se observó una mayor curvatura significativa en la parte corta de la EPTI, de igual modo dicha curvatura se presentó ligeramente en varios meses consecutivos. Esto nos hace presumir que un modelo NS no podría capturar correctamente dicha característica.
- La sobreparametrización en el modelo de Svensson no permite que la volatilidad de los factores de decaimiento se refleje correctamente. Cabe señalar que el modelo PCA establece que la mayor volatilidad similar entre todas las series sean capturadas por el primer factor, de tal modo que la volatilidad similar restante sea capturada por el segundo factor, y así

<sup>31</sup> Se define el operador norma, que determina la longitud o magnitud de un vector, de acuerdo a lo siguiente: Sea  $x=(x_1, x_2, \dots, x_p)$ , definimos  $\|x\| = |x_1| + |x_2| + \dots + |x_p|$ .

<sup>32</sup> De esta forma nos aseguramos a partir de los componentes obtenidos se pueda reconstruir la muestra original, sin pérdida de información.

<sup>33</sup> El criterio más sencillo para obtener el número de componentes principales a retener debe ser tal que en conjunto estas expliquen más del 75% de la información total de la muestra.

sucesivamente, con lo cual se evita que exista pérdida en la captura de la volatilidad de las series. Mediante el modelo PCA, los 3 primeros factores capturaron el 97% de la volatilidad la EPTI.

- Takada & Stern (2014) señala que existen modelos basados en PCA que ofrecen mejor ajuste que NS, dado que este último no es capaz de ajustar perfectamente su forma paramétrica a los datos observados.
- Colin, Cubilié, & Bardoux (2006) señalan que desde una perspectiva de atribución, el principal problema con el modelo de NS es que la magnitud del componente de la curvatura es más largo que el esperado. Como se ha señalado antes, el tercer factor o componente (denominado Curvatura) en el modelo PCA tiene un peso menor al nivel y pendiente, dado que estos dos primeros si tienen interpretación económica. En la presente investigación, la curvatura captura alrededor del 2% de la volatilidad de la EPTI.
- Bolder y Stréliski (1999) la comparación de los modelos NS, Svensson, y Super-Bell no es concluyente; para ciertas medidas el modelo NS presenta un resultado mas preciso que el mostrado por Svensson, específicamente por curvas del tipo planas o invertidas, pero no funciona bien cuando son curvas con marcada pendiente positiva. Cabe señalar que en las series de bonos analizados, la EPTI en su tramo de largo plazo (superior a 10 años) presenta una marcada pendiente positiva, en la mayoría de meses.

#### F. Modelo de factores (polinomios) de riesgo (varianza) para explicar los movimientos en la EPTI<sup>34</sup>

El supuesto principal detrás de cualquier modelo que explique fluctuaciones en la tasa de interés es que los movimientos inesperados en los mercados pueden ser resumidos por un limitado número de factores de riesgo. Asumiendo que los movimientos inesperados de la tasa de interés son lineales respecto a esos factores, se puede expresar:

$$\Delta r_t = \sum_{s=1}^k \alpha_{ts} \Delta x_s + \varepsilon_t \quad \forall t \in (0, Y)$$

Donde  $r_t$  es la tasa de interés spot para el periodo  $t$ ,  $\alpha_{ts}$  son los coeficientes que enlazan las fluctuaciones de la tasa de interés con los factores de riesgo sistemáticos  $x_s$ ,  $s = 1, \dots, 1k$ ,  $\varepsilon_t$  es el término de error que agrega los riesgos idiosincráticos, y  $(0, Y)$  se refiere al intervalo temporal.

En este contexto, el primer riesgo es elegir las variables que pueden ser usadas como proxys de los factores de riesgo sistemático desconocidos en los cuales la EPTI se asume que es dependiente. Esto es un tema importante, porque la habilidad del modelo para explicar los movimientos de la EPTI dependerá crucialmente de esa elección.

<sup>34</sup> La presente sección está basada en Soto (2004).



Modelos de tasa de interés típica y de componentes principales (PCA) ofrecen diferentes respuestas a este problema. El primero opta por elegir los cambios en una o varias tasas spot como *proxys* de los factores desconocidos, mientras que el segundo resalta la utilidad de PCA para extraer los mejores *proxys* a partir de los movimientos en la EPTI.

Cuando analizamos con modelos tradicionales de tasa de interés, una práctica común es especificar el grupo de tasas spot que actúan como *proxys* basados en casuística, aunque algunos criterios empíricos de selección pueden también ser encontrados en la literatura financiera. Uno de esos, y que usaremos en nuestro análisis empírico, es el criterio de selección propuesto por Elton et. al. (1990).

De acuerdo a Elton et. al., el grupo de tasas spot mejor elegidas como *proxys* óptimos de los factores desconocidos son tales que se maximiza una función objetivo, definida como:

$$\text{Max} \sum_t w_t R_{tx}^2 \text{var}(\Delta r_t)$$

Donde  $\text{var}(\Delta r_t)$  es la variancia asociada a las fluctuaciones en la tasa de interés para el periodo  $t$ ,  $R_{tx}^2$  es el estadístico  $R^2$  de la regresión mínimo cuadrados ordinarios de  $\Delta r_t$  en una constante  $c$  y los cambios en las tasas spot elegidas como *proxys* tentativas  $x$ ; y  $w$  se define como un vector de ponderaciones usados para ponderar entre todas las maduraciones o vencimientos.

En un modelo de un solo factor, se suele realizar una regresión univariada en cada serie de cambios en el tipo de interés spot sobre cada una, y extraer los resultados  $R_{tx}^2 \text{var}(\Delta r_t)$  para cada  $t$  y  $x$ ; el *proxy* óptimo será la tasa spot  $x$  con máximos resultados en todas las maduraciones. En un modelo de dos factores, las *proxys* son las dos tasas spot que maximizan el valor de la función objetivo y por eso regresiones en cada combinación de dos tasas spot deben ser realizadas.

El rol trascendental de  $R_{tx}^2 \text{var}(\Delta r_t)$  en la función objetivo es explicada por el hecho que  $R_{tx}^2$  puede ser expresada como:

$$R_{tx}^2 = 1 - \frac{\text{var}(\varepsilon_t)}{\text{var}(\Delta r_t)}$$

Reformulamos la expresión:

$$R_{tx}^2 \text{var}(\Delta r_t) = \text{var}(\Delta r_t) - \text{var}(\varepsilon_t)$$

Reemplazamos:

$$\text{Max} \sum_t w_t (\text{var}(\Delta r_t) - \text{var}(\varepsilon_t))$$



De esta forma, para explicar cada tasa de interés, el grupo de *proxys* son ordenadas por su capacidad de maximizar el error cuadrático proyectado  $\varepsilon_t$ . La importancia dada a cada tasa de interés en la elección del grupo óptimo de tasas spots es determinado por el vector de ponderaciones, que debería estar relacionada con el propósito del modelo; esto es, por ejemplo, un administrador de un portafolio de bonos de largo plazo debería dar mayores ponderaciones a las tasas de largo plazo que a las de corto plazo, lo inverso se aplicaría a un administrador de un portafolio de dinero (efectivo, letras, pagarés, etc.).

Otro punto en la metodología de Elton que vale la pena mencionar es la dimensionalidad, por ejemplo, el número de tasas spot que serán elegidas como *proxys* de los factores desconocidos. En la práctica este número es usualmente limitado a un máximo de dos (2) debido a que un número mayor de regresiones que deberían realizarse para determinar el óptimo grupo de *proxys* cuando el grupo inicial de tasas spots es suficientemente grande para abarcar completamente la EPTI<sup>35</sup>. Como punto de partida, supóngase que cualquier movimiento de la EPTI puede ser caracterizada por un vector de cambios de tasas con media cero y matriz de covarianza  $\Sigma$ , tal que:

$$ETTI.movimiento = (\Delta r_1, \Delta r_2, \dots, \Delta r_n)$$

El modelo PCA, cuyo desarrollo matemático se encuentra en los anexos, provee una representación alternativa a los movimientos de la EPTI usando componentes principales en lugar de cambios en tasas de interés:

$$ETTI.movimiento = (c_1, c_2, \dots, c_n)$$

Los componentes principales, inclusive, están muy relacionados a las fluctuaciones de la tasa de interés, dado que son combinaciones lineales de estos últimos:

$$c_j = \sum_{t=1}^n \mu_{jt} \Delta r_t \quad j = 1, \dots, n$$

Donde  $\mu_{jt}$  son los coeficientes de los componentes principales. Usando una notación matricial, esto puede ser también expresado como:

$$C = UR$$

<sup>35</sup> Nótese que las *proxys* de los factores de riesgo desconocidos son limitados a ser tasas spot particulares (variables observables), un supuesto que puede ser criticado si no es respaldado por los datos. Sin embargo, esta desventaja es superada por los modelos PCA, que ofrecen una aproximación más flexible para tratar con la elección de los factores de riesgo. La clave que subyacen a estos modelos cuando son aplicados a los movimientos de la ETTI es que la multitud de variables que afectan las tasas de interés pueden ser resumidas en unas pocas variables. Estas variables son construidas aplicando el PCA a movimientos pasados de la ETTI.

Donde  $C = [c_1, c_2, \dots, c_n]^T$ ,  $U$  denota una matriz  $n \times n$  con  $\mu_{jt}$  elementos y  $R = [\Delta r_1, \Delta r_2, \dots, \Delta r_n]^T$

En esta etapa, aún no existe una reducción de la dimensionalidad, debido a que el número de los componentes que pueden teóricamente ser construidos es también  $n$ . Sin embargo, no todos los componentes son igualmente significantes, porque el primero de ellos es elegido para explicar el porcentaje máximo del total de la varianza de las fluctuaciones de la tasa de interés, el segundo es elegido para ser linealmente independiente (ortogonalidad) del primero y explica el máximo porcentaje de la varianza que resta explicar, y así los demás.

Consecuentemente, si las fluctuaciones son altamente correlacionadas, podría esperarse que solo unos pocos componentes sean necesarios para capturar los movimientos de la EPTI. Más aún, estos componentes son construidos con la intención de ser independientes, lo que hace que la gestión de riesgo de la tasa de interés sea una tarea más simple porque cada factor de riesgo puede ser tratado de forma separada.

A fin de construir los componentes, el enfoque de PCA emplea la matriz de covarianza de las tasas de interés<sup>36</sup>. Dado que la matriz es simétrica, se asume que la matriz tiene  $n$  vectores propios normalizados y linealmente independientes,  $U_1, U_2, \dots, U_n$  corresponde a  $n$  valores propios positivos  $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ . De hecho,  $\Sigma$  puede ser factorizado como:

$$\Sigma = U^T \Lambda U$$

Donde  $U = [U_1, \dots, U_n]^T$  y  $\Lambda$  es una matriz diagonal con  $\lambda_1, \dots, \lambda_n$  elementos dentro de la diagonal<sup>37</sup>.

A fin de obtener un modelo para las fluctuaciones en la tasa de interés, o de la tasa de interés, modificamos la ecuación  $C = UR$

<sup>36</sup> Cabe señalar que también puede emplearse la serie de tasas de tasas de interés en diferencias, e resultado será similar al realizado a niveles, debido a que lo importante es la matriz de covarianza de las series.

<sup>37</sup> Como es usual, los  $n$  valores propios son obtenidos resolviendo la ecuación:

$$\det[\Sigma - \lambda I] = 0$$

Donde  $I$  es la matriz identidad. Y los vectores propios son la solución normalizada del sistema de ecuaciones:

$$(\Sigma - \lambda_j I) U_j = 0 \quad j = 1, 2, \dots, n$$

El siguiente paso en PCA consiste en ordenar los vectores propios y valores propios de acuerdo a la magnitud de estos últimos. De este modo, el vector de coeficientes de componentes principales del primer componente principal es dado por el vector propio correspondiente al más alto valor propio, su varianza siendo la magnitud de este valor propio, el vector de coeficientes del segundo componente es dado por el vector propio con el siguiente valor propio, y así los demás.

Dado que cualquier ETTI puede ser descrita como el grupo de componentes y la varianza de cada componente es dado por la magnitud de su valor propio, la varianza total del grupo de tasas de interés es:

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j$$

Y el  $j$ -ésimo componente explica la proporción de la varianza:

$$\lambda_j / \sum_{j=1}^n \lambda_j$$

De tal modo que,  $R = U^{-1}C$  o su equivalente:

$$\Delta r_t = \sum_{j=1}^n \mu_{jt} c_j \quad t = 1, \dots, n$$

La dimensión es luego reducida eliminando aquellos componentes que son menos importantes para explicar los cambios en la tasa de interés, no solo porque estamos buscando un modelo parsimonioso sino también porque se podría lograr alguna clase de reducción del ruido dado que los datos contenidos en el primer componente podrían ser parcialmente o mayormente ser ruido.

Por lo cual asumiendo que retenemos los primeros  $k$  componentes, la expresión anterior se modifica a:

$$\Delta r_t = \sum_{j=1}^k \mu_{jt} c_j + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, n$$

Cabe recordar que al inicio de esta sección se mencionó que el supuesto principal detrás de cualquier modelo que explique las fluctuaciones de la tasa de interés es que los movimientos inesperados en los mercados pueden ser resumidos por un limitado número de factores de riesgo. Asumiendo que tales movimientos inesperados en la tasa de interés son lineales respecto a esos factores, se puede expresar:

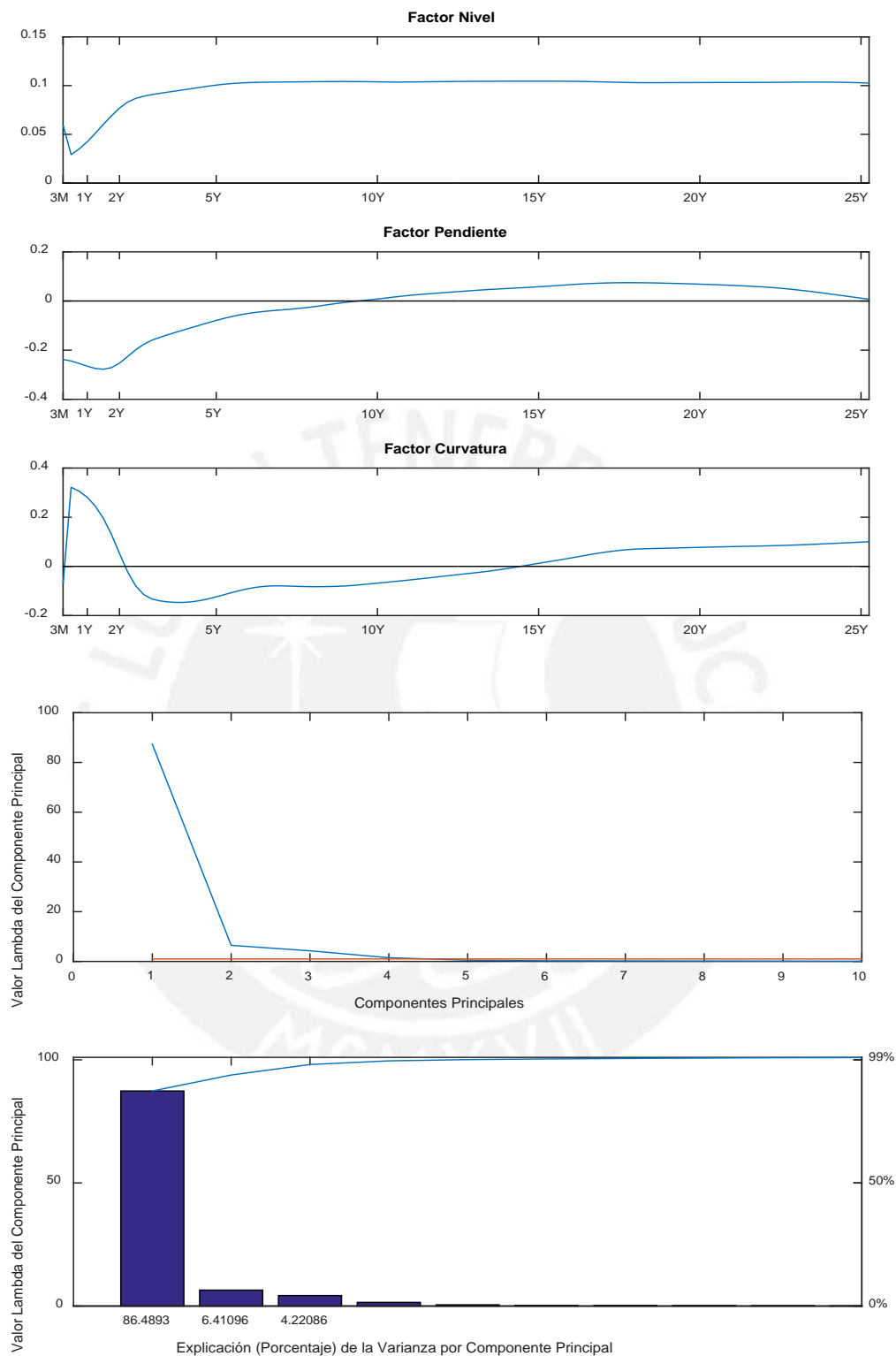
$$\Delta r_t = \sum_{s=1}^k \alpha_{ts} \Delta x_s + \varepsilon_t \quad \forall t \in (0, T)$$

De esta forma, como podemos observar, las últimas dos expresiones son muy similares pudiendo colegir que un modelo que explique las fluctuaciones en la tasa de interés en función de los factores de riesgo desconocidos, puede ser expresado de igual forma empleando un modelo de componentes principales.

Así, comparados con los modelos típicos de tasa de interés, modelos PCA no requieren ninguna clase de regresión o ajuste histórico en los datos. Más aún, no se asume que las variables que mejor explican los movimientos de la EPTI son observables, dado que la elección es hecha por los datos mismos<sup>38</sup>.

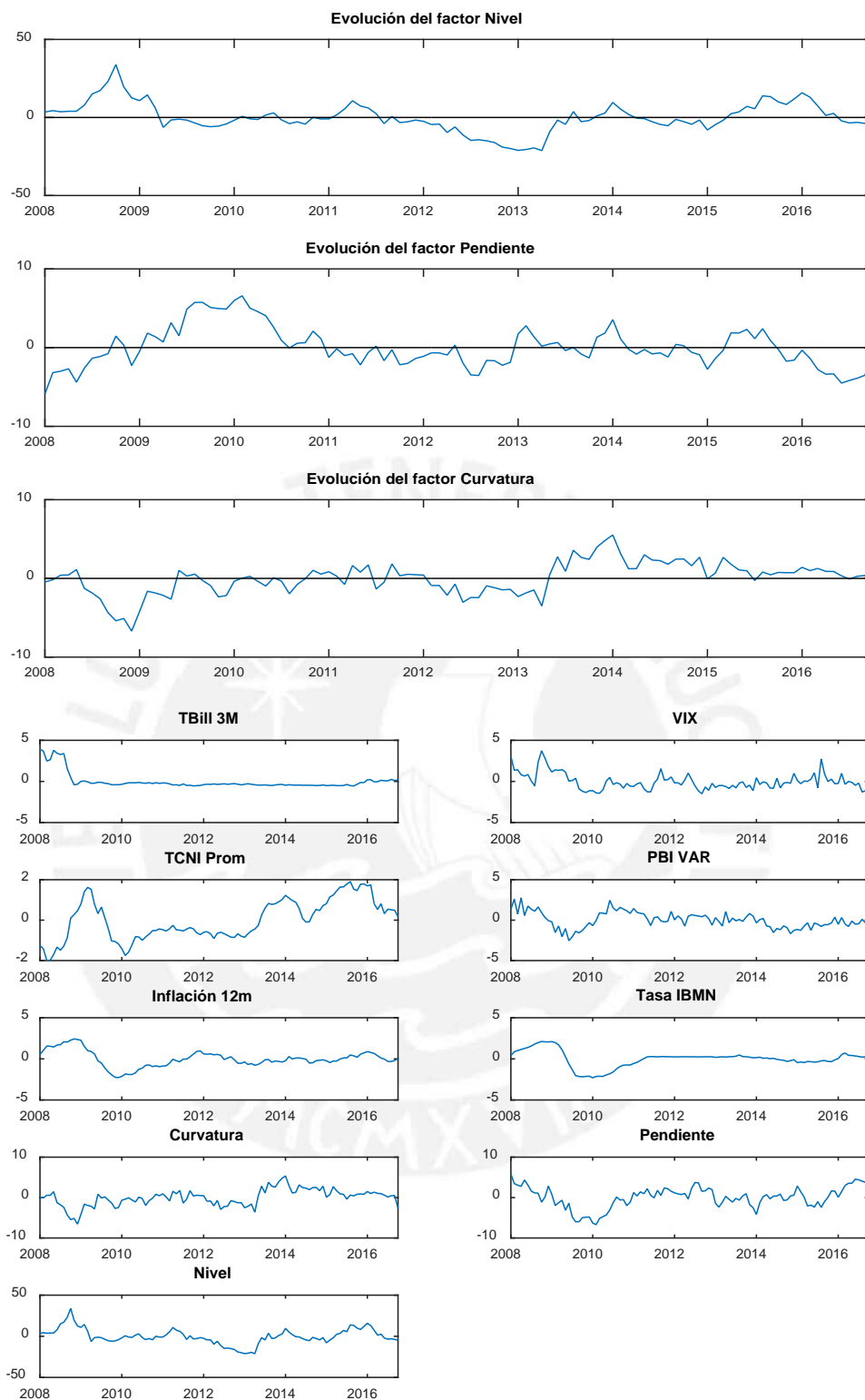
<sup>38</sup> Litterman y Scheikman (1991) ilustran este punto afirmando que “[...] es ampliamente creído que los cambios en la política de la Reserva Federal son una mayor fuente de cambios en la forma de la curva de rendimientos. Si así fuera, aun cuando no tenemos clara la idea de cómo medir la “política”, podemos decir en contra de los cambios en la política de la FED son tales que solo podemos determinar el efecto relativo de estos cambios en los retornos de los bonos de diferente maduración”. Esto es logrado, a pesar de todo, a expensas de un modelo simple, dado que los componentes son variables artificiales que podrán ser difíciles de interpretar.

## G. Gráficos



**Figura 20.** Análisis de Componentes Principales I

Nota: Elaboración propia.



**Figura 21. Análisis de Componentes Principales II**  
 Nota: Elaboración propia.