

Fernando González Vigil (editor)

27

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2022

Vivian Jimena Castañeda Rivas
Esteban Pierre Chabaneix Castillo
Daniela Chavarría Iglesias
Paloma Domenack Juscamaita
Mauricio Alberto González Campana
Gerardo Alberto Jiménez Jiménez
Gianfranco Jorge Quintanilla
Nicolás Pantoja Castañeda
Carlos Eduardo Peña Solsol
Wilbert André Pino Aguirre
Alicia Lucía Rego Urrunaga
Fátima Alicia Rohde Fornes
Santiago Matías Valencia Mauleon
Akemí Gabriela Yatto Grados

Con la colaboración de:

Karina Angeles Mendoza

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Economía aplicada

Ensayos de Investigación Económica 2022

Vivian Jimena Castañeda Rivas
Esteban Pierre Chabaneix Castillo
Daniela Chavarría Iglesias
Paloma Domenack Juscamaita
Mauricio Alberto González Campana
Gerardo Alberto Jiménez Jiménez
Gianfranco Jorge Quintanilla
Nicolás Pantoja Castañeda
Carlos Eduardo Peña Solsol
Wilbert André Pino Aguirre
Alicia Lucía Rego Urrunaga
Fátima Alicia Rohde Forns
Santiago Matías Valencia Mauleon
Akemi Gabriela Yatto Grados

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Variación de la tasa *forward* instantánea como medida de sorpresa de política monetaria y su efecto en el mercado de bonos en el Perú⁴

Vivian Jimena Castañeda Rivas
Gerardo Alberto Jiménez Jiménez

I. Introducción

La estabilidad de la moneda es esencial en muchos aspectos. Los procesos inflacionarios limitan la capacidad del dinero para cumplir con sus funciones de medio de cambio, unidad de cuenta y depósito de valor. La inflación distorsiona los precios relativos de la economía, lo que genera incertidumbre, desincentiva la inversión y dificulta el crecimiento económico sostenido de largo plazo. Además, puede tener un efecto diferenciado en la población, pues generalmente el segmento con menores ingresos carece de un adecuado acceso a mecanismos de cobertura inflacionaria (Banco Central de Reserva del Perú [BCRP], 2021).

Dado lo anterior, el objetivo final del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) es preservar la estabilidad monetaria, mediante un esquema de metas inflacionarias explícitas y utilizando como principal instrumento de política monetaria (PM) la tasa de interés de referencia. Pero, como muestra la literatura especializada sobre mecanismos de transmisión de la PM, los movimientos de dicha tasa de referencia (TR) no solo inciden en la estabilidad de los precios, sino que también tienen efectos adicionales en otras variables económicas y financieras (Gertler & Karadi, 2015; Loveday, Molina, & Rivas-Llosa, 2004;

⁴ Este ensayo es una versión adaptada y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en noviembre de 2022. Los autores agradecemos al profesor Miguel Robles por la invaluable asesoría brindada. Además, agradecemos a nuestros jurados, los profesores Marco Ortiz y Antonio Cusato, por sus valiosas contribuciones al trabajo.

Mies, Morandé, & Tapia, 2002; Taylor, 1995), especialmente cuando instrumentan innovaciones en el manejo de la PM vistas como sorpresas de PM porque no anticipadas por los agentes económicos (Larraín, 2007).

De ahí que la pregunta de la presente investigación sea la siguiente: ¿cuál es el efecto de las sorpresas de política monetaria, específicamente de una variación no anticipada en la tasa de referencia, sobre las *yields* de los bonos soberanos del Perú? A la luz de la literatura especializada, nos planteamos como hipótesis que tal efecto es significativo y positivo. Con ello, buscamos contribuir al conocimiento del efecto en el endeudamiento privado, pues la curva de rendimiento de los bonos soberanos sirve de referencia para la construcción de las tasas del sector privado. También buscamos contribuir al conocimiento académico en la materia, utilizando una metodología de estimación de las sorpresas de PM aún no explorada para el caso peruano: la variación de la tasa *forward* instantánea a 25 días alrededor del anuncio de la TR de PM.

Nuestro principal hallazgo muestra que es positivo y significativo el efecto de las sorpresas de PM sobre las *yields* de bonos soberanos con vencimiento a 10 y 20 años. Pero también encontramos que el impacto para bonos con mayor vencimiento es superior al de los de menor vencimiento. Esto último, que difiere de lo encontrado por estudios sobre otros bonos soberanos, puede ser explicado por la importancia de la *term premium* en una economía como la del Perú.

II. Revisión de literatura

1. Objetivo final y objetivo operacional de política monetaria

El objetivo final de la PM es la variable de mercado que el banco central desea impactar mediante su objetivo operacional o instrumento principal de PM (Ulrich, 2005). Este último es la variable de política, cuyo nivel es fijado en las reuniones de política monetaria conducidas por el banco central, y señala el ajuste que se espera que hagan las relacionadas variables de mercado a fin de alinearse con el objetivo final de la PM.

En el Perú, la finalidad del BCRP es, por mandato constitucional, la preservación de la estabilidad monetaria; es decir, su variable objetivo final es la inflación. Con tal fin, la PM sigue un esquema de metas explícitas de inflación de entre 1 y 3 por ciento, y el BCRP utiliza como objetivo operacional la tasa de (interés de) referencia (TR), fijando y variando su nivel de un modo que lleve a la tasa de interés interbancaria a mantenerse en un nivel compatible con el mencionado rango de inflación (BCRP, 2021).

2. Mecanismos de transmisión de la política monetaria

2.1 Mecanismo estándar de la tasa de interés

El mecanismo de la tasa de interés es considerado el más convencional, pues es ampliamente usado por los bancos centrales del mundo (Gertler & Karadi, 2015). El modelo básico considera que los bonos y el dinero son los únicos activos de la economía, la existencia de una única tasa de interés (Mies, Morandé, & Tapia, 2002); y que los mercados financieros no presentan fricciones (Gertler & Karadi, 2015).

En tal modelo, el impacto de la PM se da la siguiente manera: una PM contractiva, por ejemplo, genera un alza en la tasa de interés nominal de muy corto plazo. Este incremento afecta las tasas de interés reales de largo plazo, lo que reduce los niveles de inversión y de consumo de bienes duraderos. Debido a este mecanismo, una acción de PM afecta el producto de la economía (Loveday, Molina, & Rivas-Llosa, 2004). Es importante mencionar que la efectividad del mecanismo descansa en la teoría de expectativas de la estructura de la tasa de interés, y en la relación estrecha entre tasas de interés nominales y reales.

La mencionada teoría de expectativas está presente en los modelos neokeynesianos (Gertler & Karadi, 2015) y se resume en la siguiente expresión:

$$i_t^m = E_t \frac{1}{m} \left(\sum_{j=0}^{m-1} i_{t+j} \right) + \phi_t^m$$

Donde: i_t^m es la *yield* anual de los bonos ϕ_t^m y s el *term premium* anualizado.

Las tasas de interés de largo plazo son un promedio entre la tasa de corto plazo actual y las tasas de corto plazo esperadas para el futuro (Gertler & Karadi, 2015). Así, la PM afecta las tasas de largo plazo porque afecta tanto la tasa actual como la trayectoria esperada de las futuras tasas de corto plazo.

2.2 Mecanismo del precio de los activos

Una limitación del mecanismo estándar es el supuesto restrictivo de que la estructura de activos de la economía se reduce a dos activos: dinero y bonos. Este supuesto es levantado por Tobin, al crear un nuevo indicador Q , el cual es el cociente entre el valor de mercado de un activo y su costo de reposición. Una reducción de Q implica que el valor de mercado del activo decrece en relación con lo que costaría producir un activo con las mismas características, lo que reduce el atractivo de producir el activo y, así, desalienta la inversión.

Contrariamente, un aumento de Q incentiva la inversión en el activo, pues su valor de mercado es mayor que su costo de producción (Tobin & Brainard, 1977).

Bajo este enfoque, el mecanismo sería el siguiente: una PM contractiva genera una disminución en el valor de mercado de los activos, pues afecta negativamente las perspectivas de venta de las empresas y aumenta la tasa a la que se descuentan estos flujos. Se genera, entonces, una caída de Q que desincentiva la inversión; así como una reducción del consumo, pues el menor valor de mercado de los activos implica una reducción de la riqueza de los agentes (Loveday *et al.*, 2004).

Si bien este mecanismo incluyente de varios activos tiene mayor aceptación académica debido a sus microfundamentos, se suele recurrir al mecanismo estándar para el caso de economías con mercados de capitales poco desarrollados.

3. *Term premium*

La teoría de expectativas es el modelo referencial para estudiar la *term structure* de las tasas de interés, así como para relacionar la curva de las *yields* respectivas con fundamentos macroeconómicos. Esta teoría tiene dos versiones, una fuerte y una débil. La primera declara que los inversionistas se enfocan en los resultados esperados y no en los niveles de incertidumbre. Es decir, son neutrales al riesgo, pues son indiferentes entre dos activos con el mismo retorno esperado a pesar de que tengan niveles de riesgo diferentes. Bajo esta versión de la teoría, las tasas de largo plazo serán iguales al promedio esperado de las futuras tasas de interés de corto plazo (Gürkaynak & Wright, 2012).

Por otro lado, la versión débil se deriva de levantar el supuesto de neutralidad al riesgo, de modo que puede existir una brecha entre las tasas de interés de largo plazo y el promedio esperado de las futuras tasas de corto plazo. Dicha brecha es la llamada *risk premium* o *term premium*, que tiene predominantemente una pendiente positiva. Por ello, cuando rota la curva *yield*, es decir, cuando las tasas de corto plazo son mayores que las de largo plazo, la literatura la califica como un «enigma» (Gürkaynak & Wright, 2012).

El hecho de que la *yield curve* (curva de rendimiento) tenga usualmente pendiente positiva indica que la versión débil sea la relevante. En este contexto, la *term premium* compensa la posibilidad de pérdida de capital en caso el bono se venda antes de su madurez (compensa riesgo de precio), y el riesgo de que el valor del bono sea afectado por la incertidumbre (Gürkaynak & Wright, 2012). En conclusión, según la versión débil de la teoría de expectativas, un

bono de largo plazo es mayormente concebido como un activo riesgoso, más que como un seguro.

La literatura sobre la modelación de la *term structure* es vasta. De manera general, hay modelos con un enfoque técnico financiero y otros que versan sobre las interacciones entre política monetaria, macroeconomía y la *term structure*. Estos últimos inspiran la presente investigación, porque nos enfocamos en analizar el efecto de una sorpresa de tasa de interés de referencia sobre las *yields* de bonos de largo plazo. Al respecto, Kumar *et al.* (2022) afirman que los cambios en las *yields* de largo plazo no están impulsados únicamente por cambios en la trayectoria esperada de las tasas de interés futuras a corto plazo, sino también por cambios en la *term premium*.

El modelo teórico de Bundick, Herriford y Smith (2017) predice que las medidas de PM que cambian la incertidumbre sobre el futuro de las tasas de interés de corto plazo también deben afectar la *term premium* en bonos a largo plazo. Estos autores descomponen el rendimiento al vencimiento del bono en el período con madurez en dos componentes:

$$y_t^n \approx \frac{1}{n} \left[\sum_{i=0}^{n-1} E_t(r_{t+i}) + \frac{1}{2} \text{VAR}_t \left(\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+i} \right) \right]$$

Donde: R_t es la tasa de interés de PM, $r_t = \log(R_t)$, y VAR denota la varianza condicional. El primer componente muestra que el rendimiento depende de la trayectoria esperada de las tasas de interés nominales de corto plazo. El segundo componente es la *term premium* y refleja la compensación adicional que requiere el hogar para mantener el activo a más largo plazo, dada la incertidumbre sobre las tasas de interés futuras:

$$\text{Term premium}_t^n \approx \frac{1}{n} \text{VAR}_t \left(\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+i} \right)$$

Se deduce así que las sorpresas de PM, definidas como variaciones de la tasa de referencia no esperadas, porque no son anunciadas en la fecha usual de la reunión en que dicha tasa es fijada, se ven reflejadas en aumentos de la varianza de dicha tasa; por lo cual, los bonos de mayor plazo requerirán también una *yield* mayor.

Hanson y Stein (2015) desarrollan un modelo de dos períodos, en donde ilustran por qué la política monetaria puede afectar la *term premium*. Los auto-

res definen r_1 y r_2 como las tasas de corto plazo definidas por el banco central, y a y_2 como la *yield* de un bono a largo plazo, a dos periodos. Y describen a dos tipos de inversionistas que se preocupan por la *yield* de sus portafolios. Una fracción α de los inversionistas son *yield-oriented* y la otra fracción $(1 - \alpha)$ son *expected return-oriented*.

Los inversionistas *expected return-oriented* tienen una riqueza inicial de cero y construyen posiciones largas y cortas para maximizar $E[W_R] - \frac{Var[W_R]}{2}$, donde W_R es el ingreso futuro. Estos inversionistas compran b_R unidades de bonos de largo plazo y, a diferencia de los *yield-oriented*, financian esta posición mediante la adquisición de deuda de corto plazo. De esta manera, su riqueza es $w_R = b_R(2y_2 - r_1 - r_2)$ y resuelven:

$$\max_{b_R} \left\{ b_R(2y_2 - r_1 - E[r_2]) - \frac{b_R^2 Var[r_2]}{2} \right\}$$

En contraste, los inversionistas *yield-oriented* eligen sus tenencias de bonos a largo plazo b_Y , para resolver:

$$\max_{b_Y} \left\{ b_Y(2y_2 - 2r_1) - \frac{b_Y^2 Var[r_2]}{2} \right\} \dots (A)$$

La diferencia entre ambas ecuaciones es el reemplazo de $E[r_2]$ por r_1 en la ecuación A. Cuya interpretación es que los inversionistas *yield-oriented* se preocupan por el diferencial de rendimiento actual entre bonos a largo y corto plazo. Es decir, si $E[r_2]$ excede a r_1 , los bonos a largo plazo serían más atractivos para los inversionistas *yield-oriented*, pero no para los *return-oriented* (Hanson & Stein, 2015).

Dado que dichos autores asumen una oferta fija Q de bonos de largo plazo, la condición de equilibrio de largo plazo es:

$$Q = \alpha b_Y(y_2^*) + (1 - \alpha)b_R(y_2^*)$$

Con la cual determinan que la *term premium* es:

$$Term\ premium = Qvar[r_2] - \alpha(E[r_2] - r_1)$$

La dinámica del impacto de la tasa de referencia de la PM sobre la *term premium* se analiza mediante el término $\alpha(E[r_2] - r_1)$. Cuando el banco central decide incrementar la tasa de corto plazo (r_1), $\alpha(E[r_2] - r_1)$, se reduce y se incrementa la *term premium*. Intuitivamente, esto se debe a que los inversio-

nistas *yield-oriented* observan un incremento en su rentabilidad actual, por lo que no se ven atraídos a comprar bonos de largo plazo, ya que eso implica asumir un mayor riesgo de duración. De esta manera, la demanda de bonos de largo plazo disminuye, su precio cae y la *yield* de largo plazo aumenta (Hanson & Stein, 2015).

Si bien el modelo en cuestión presenta la dinámica de todo tipo de incremento en dicha tasa de corto plazo, sus conclusiones se pueden extrapolar para representar la respuesta del mercado ante incrementos netamente sorprendidos. En efecto, ante un incremento sorprendente de la tasa de PM, se modificaría también el apetito por riesgo de los inversores, lo cual generaría un incremento de la *term premium*.

4. Sorpresa de política monetaria

La información comunicada por los bancos centrales al público y la reacción de este son usualmente consideradas como explicativas del por qué y cómo las tasas de interés de largo plazo responden a las acciones de política monetaria (Romer & Romer, 2000). Pero la literatura difiere respecto a cuál es la información relevante en la materia.

En efecto, Gürkaynak, Sack y Swanson (2005a) demuestran que las tasas *forward* de interés de largo plazo responden significativamente a los componentes no esperados en anuncios de política monetaria y en datos macroeconómicos divulgados. Mientras que Nakamura y Steinsson (2018) desarrollan un modelo en donde la sorpresa de PM contenida en anuncios de la Reserva Federal (conocida como Fed) afecta las creencias del sector privado sobre la trayectoria de la tasa de interés natural, debido a que esos autores asumen que tales anuncios brindan información sobre dicha trayectoria.

Y Romer y Romer (2000) señalan que los anuncios de PM pueden contener información adicional a la relacionada con la inflación esperada por el banco central. Esta información pueden ser las tasas reales de interés actuales y futuras consistentes con el producto. Así, una acción contractiva de la Fed indicaría al mercado que dichas tasas deben ser mayores, y ello causaría el alza de las tasas nominales.

Dado que la *yield curve* refleja las expectativas del mercado sobre las futuras decisiones de PM (Larraín, 2007), la información adicional a la esperada por el mercado (asimetría de información) que es revelada por un anuncio de PM, explicaría la reacción de las *yields* al anuncio. Es decir, el impacto en las *yields* después de un anuncio de PM se asocia a una actualización de las expectativas dada la información divulgada.

5. Mercado de bonos

5.1 Evidencia empírica del efecto de la tasa de PM en el mercado de bonos

La evidencia sobre el efecto de una sorpresa de PM en el mercado de bonos es variada. Kuttner (2001) analizó el efecto de los cambios anticipados y no anticipados del *target fund rate* sobre las *yields* de los *T-bills* (3, 6 y 12 meses) y *T-notes* (10 y 30 años) en el mercado de Estados Unidos. Para esto, empleó las tasas de los *Fed fund futures* con el fin de obtener un *proxy* de las expectativas del mercado sobre las políticas de la Fed con relación a sus anuncios de PM. El autor concluye que los coeficientes asociados a la parte anticipada no son significativos (a excepción del *T-bill* a tres meses), y que las respuestas de las *yields* ante los cambios no anticipados son significativas (95% de confianza) y considerablemente mayores en comparación con la respuesta anticipada.

Gürkaynak y Wright (2012) investigan los efectos de una sorpresa de política monetaria en Estados Unidos sobre los rendimientos de los bonos y precios de las acciones, midiendo los efectos no anticipados como la variación de las tasas de los *Fed fund futures* a un mes en los días de anuncios de PM, y utilizando datos intradiarios que les permiten aplicar un estudio de eventos de alta frecuencia, cuyos resultados presentan para ventanas de tiempo de 30 minutos, 1 hora y 1 día. Así, encuentran que el impacto de una medida sorpresiva de PM se va reduciendo en magnitud a medida que aumenta la vigencia de la medida, y que no es sustancial la diferencia entre los coeficientes de las mismas regresiones utilizando datos diarios e intradiarios.

También existen estudios sobre sorpresas de PM que se enfocan en algunos mercados latinoamericanos. Por un lado, Larraín (2007) analiza dicho impacto sobre las tasas de interés de bonos de mediano y largo plazo emitidos por el Banco Central de Chile. Encuentra que la sorpresa de PM, definida como la diferencia entre la tasa de PM en el momento t y la tasa *forward* instantánea en el momento $t-1$ (tomando como día del anuncio de PM el día t), tiene un efecto positivo y significativo sobre las *yields* nominales de los bonos; específicamente, que un aumento de 100 pb (puntos básicos) en dicha diferencia incrementa la *yield* a un año en 35 pb. Y también encuentra que este efecto disminuye conforme es mayor la vigencia de la sorpresa; por ejemplo, en bonos de 10 años, el impacto sobre las *yield* es de 13 pb.

Por otro lado, Meyer (2006) analiza el impacto de sorpresas de PM sobre el mercado de renta fija, en particular sobre los bonos en pesos (BCP) y los bonos *bullet* (BCU) del Banco Central de Chile. Este autor se basa en una encuesta de Bloomberg para cuantificar las expectativas de mercado respecto a la tasa

de referencia de PM. Su estudio concluye que, ante un aumento inesperado de 25 pb en la tasa de referencia de PM, la *yield* de los BCP con vencimiento a 5 años se incrementa en 6.5 pb, y los rendimientos de los BCU a 5 años y a 10 años se incrementan en 6.4 pb y 5.1 pb, respectivamente.

5.2 Mercado de bonos en el Perú

Una razón para analizar el mercado de bonos peruano reside en que su evolución sobresale positivamente cuando es comparada con la del mercado peruano de capitales a renta variable, en términos tanto de concentración como de oferta de valores negociables. Respecto a la concentración, de un total de 425 emisiones de bonos, la participación de los 10 valores más negociados se redujo considerablemente, de un 72% de las emisiones totales en 2019 a un 27% en 2020. En contraste, en el mercado de capitales, tan solo 10 de las 273 empresas emisoras listadas representaron en conjunto el 64% de la capitalización total en el año 2019, y el 61% en 2020.

Respecto a la oferta de valores negociables, el saldo de la deuda total en el mercado de bonos pasó de un 11% del PBI en 2010 a un 18% en 2021, mientras que la capitalización bursátil como porcentaje del PBI cayó de un 107% a un 62% entre los mismos años (anexo 1). Y la ratio de rotación de acciones en la bolsa peruana no solo es muy baja, sino que también ha caído mucho entre 2008 y 2019 (de un 10% a un magro 2%), en mayor medida que la caída en la bolsa colombiana (del 19% al 8%) mientras que subió en la bolsa chilena (del 20% al 30%) entre los mismos años (anexo 2).

El mercado de bonos peruano está conformado por el sector público y el privado. El desarrollo del primero ha permitido la creación de una curva de referencia para el mercado de capitales local. Lo cual, según Montoro, Pérez y Luna (2020), ha reforzado la trasmisión de la tasa de interés de referencia del BCRP a otras tasas de mercado. Los emisores de bonos del sector público son el MEF y el BCRP. El MEF emite los bonos soberanos, las letras del Tesoro y valores de corto plazo y largo plazo.

Los bonos soberanos (BS) son valores representativos de deuda emitidos en soles o indexados a la inflación. Cada bono tiene un valor facial de S/ 1000 (mil soles) y puede ser transado en múltiplos de 1000 soles. El saldo en circulación de los BS, indicador de su oferta, ha crecido mucho: pasó de ser S/ 1200 millones al cierre de 2001 (8% del PBI), a S/ 28 500 millones al cierre de 2010 (9% del PBI) y a S/ 130 000 millones al cierre de 2021 (15% del PBI) (anexo 3). Un crecimiento muy relacionado con el desarrollo del Programa de Creadores de Mercado, creado por el MEF en 2003 (Montoro *et al.*, 2020).

El MEF ha emitido BS a mayores plazos conforme se fue desarrollando el mercado de deuda pública. Esto ha favorecido la creación de una curva de rendimiento de largo plazo, con mayor madurez para el mercado. El alargamiento de la curva empezó el año 2005, con la emisión de bonos de vencimiento de hasta 15 años. En 2010, se colocaron bonos a 32 años, y a 41 años en 2014 (BCRP, 2021).

Las letras del Tesoro son los instrumentos de deuda emitidos a plazos de vencimiento de 3, 6, 9 y 12 meses referenciales. En contraste con el mercado de BS, el de letras del Tesoro es sumamente ilíquido, concentrado y poco profundo. Su saldo ascendió a S/ 353 millones en septiembre de 2020 (Montoro *et al.*, 2020). Estas características han limitado el desarrollo del mercado secundario de las letras del Tesoro, y ello ha imposibilitado la creación de una curva de rendimiento de corto plazo.

La demanda por papeles de corto plazo se ha dirigido a los certificados de depósito del Banco Central de Reserva de Perú (CDBCRP). Por ello, el tramo corto de la curva de rendimiento del mercado local corresponde a los CDBCRP (Chávez, Chicana, & Cubas, 2020). Los CDBCRP son valores de deuda emitidos por el BCRP, colocados mediante subastas o colocación directa, y por un monto determinado por el BCRP según los requerimientos de política monetaria. (BCRP, 2016).

III. Metodología

1. Marco analítico

1.1 Identificación de sorpresas de política monetaria

La relevancia de cuantificar el efecto de un cambio en la tasa de PM sobre los rendimientos de largo plazo ha incentivado el desarrollo de la investigación en la materia. El primer estudio empírico al respecto fue realizado por Cook y Hahn (1989), quienes estimaron la siguiente regresión:

$$\Delta i_{n,t} = \alpha_n + \beta \Delta i_t + \varepsilon_{n,t}$$

Donde: Δi_t es el cambio en dicha tasa anunciado en t , y $\Delta i_{n,t}$ es la variación, inmediatamente después del anuncio, en la tasa de interés de un bono con madurez n .

Una de las críticas a ese estudio se deriva de la teoría de las expectativas sobre la estructura de la tasa de interés. Según esta teoría, la curva de rendimiento refleja, en cada momento en el tiempo, las expectativas del mercado

sobre las futuras decisiones de PM. Así, los cambios esperados de la tasa de referencia (TR) ya están incorporados en las tasas de los bonos, incluso antes de que se dé el anuncio de PM. Por ello, al usar el cambio de la tasa de PM como variable explicativa, se subestima su efecto (Larraín, 2007).

La solución dada por diversos autores es descomponer el cambio de la TR en una parte anticipada y otra no anticipada, donde esta última es la sorpresa de PM (Gürkaynak, Sack, & Swanson, 2005b; Larraín, 2007; Meyer, 2006; Romer & Romer, 2000).

$$\Delta i_t = \Delta i_t^{na} + \Delta i_t^a$$

Donde: Δi_t^{na} es la parte no anticipada del cambio y Δi_t^a es la parte anticipada.

Dicha descomposición ha sido realizada con base en encuestas directas a los participantes del mercado, o en datos de mercados de futuros (Bredin *et al.*, 2009). Identificar la sorpresa monetaria mediante encuestas puede resultar problemático por la frecuencia de los datos. En efecto, si la fecha de recolección de datos está alejada de la fecha en que se fijó la TR, el valor capturado por la encuesta no necesariamente reflejará el valor real de la expectativa sobre la TR antes del anuncio, y la medición de la sorpresa tendrá así un ruido significativo (Espinoza, 2020). Por ello, el uso de datos de mercados de futuros se ha vuelto muy popular, al calor del crecimiento de la liquidez y cantidad de instrumentos ofrecidos en el mercado de *forwards* (Bredin *et al.*, 2009).

1.2 Tasa *forward* instantánea

Las tasas de interés *forward* son tasas de inversiones en bonos que empiezan en una fecha futura (*settlement date*) y duran hasta una fecha aún más lejana (*maturity date*). Mientras que la tasa *forward* instantánea tiene un período de madurez ínfimo; es decir, la fecha de vencimiento tiende a la fecha de liquidación (Svensson, 1994).

En ese sentido, las tasas *forward* instantáneas recogen las expectativas de muy corto plazo sobre una determinada tasa y, en la práctica, según Svensson (1994), dicha tasa puede interpretarse como un *overnight forward rate*; es decir, un indicador de la trayectoria esperada por el mercado de la tasa *overnight* en el futuro (Pereda, 2009).

Siguiendo a Espinoza (2020), la expectativa sobre la tasa de PM se puede recoger con una *forward* instantánea a 30 días (asumiendo que esta es la periodicidad de las reuniones de PM). Por ello, el componente no esperado en el anuncio de la TR se puede captar como una variación de dicha tasa *forward*

alrededor del anuncio de PM. De esta manera, la sorpresa de política monetaria s en el período t (dado el anuncio de PM en $t - 1$) está determinado por:

$$s_t = \Delta i_t^{na} = f_t^{30} - f_{t-1}^{30}$$

Donde: Δi_t^{na} es la variación de la tasa de PM no anticipada y f_t^{30} es la *forward* instantánea a 30 días en el momento t (medido en días). Cabe resaltar que, si las expectativas del mercado han incorporado correctamente la variación de la tasa de PM en el período t , la sorpresa será 0.

Para construir el componente no anticipado, los estudios utilizan instrumentos *forward* de la tasa de PM del país que analizan; y, al analizar países donde no existen dichos instrumentos, como el Perú, se puede usar información del mercado financiero. En la presente investigación, empleamos el modelo de Svensson (1994) para construir las tasas *forward* instantáneas. Nuestra elección de este modelo paramétrico se fundamenta en su uso extensivo por estudios para describir sorpresas monetarias (Espinoza, 2020; Larraín, 2007), y también en su uso para la estimación de tasas *forward* instantáneas para instrumentos financieros cupón cero (Hanson & Stein, 2015).

1.3 Modelo de Svensson (1994)

Este modelo desarrolla una extensión del propuesto por Nelson y Siegel (1987) para la construcción de la curva de rendimientos *forward* instantánea. La tasa *forward* instantánea al horizonte τ observada en el período t , f_t^τ , sigue la siguiente función:

$$f_t^\tau = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)} + \beta_{2,t} \left(\frac{\tau}{\rho_1}\right) e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)} + \beta_{3,t} \left(\frac{\tau}{\rho_2}\right) e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_2}\right)} \dots \text{(A)}$$

Donde: $b = (\beta_{0,t}, \beta_{1,t}, \beta_{2,t}, \beta_{3,t}, \rho_1, \rho_2)$ es un vector de parámetros y $\beta_{0,t}$, ρ_1 y ρ_2 deben ser positivos. Dicho autor implementó el factor adicional $\beta_{3,t}$ para permitir un segundo monte (*U-shape*) en la función. Así, se logra incrementar la flexibilidad del modelo y mejorar el ajuste de los datos en casos donde la estructura de la tasa de interés es más compleja (Espinoza, 2020).

Por otro lado, las curvas de tasas *spot* son un promedio de todas las tasas *forward* instantáneas con vencimiento entre la fecha de transacción y la de madurez (Svensson, 1994). Así, pueden ser calculadas a partir de la ecuación A, de la siguiente manera:

$$i_t^\tau = \int_t^\tau f_t^\tau(x) dx$$

Donde: i_t^τ es la tasa *spot* observada en t con madurez τ .

Dado lo anterior, la tasa *spot* al horizonte τ observada en el período t es:

$$i_t^\tau = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} \frac{1 - e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)}}{\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)} + \beta_{2,t} \left(\frac{1 - e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)}}{\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)} - e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_1}\right)} \right) + \beta_{3,t} \left(\frac{1 - e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_2}\right)}}{\left(\frac{\tau}{\rho_2}\right)} - e^{-\left(\frac{\tau}{\rho_2}\right)} \right) \dots \quad (B)$$

De esta manera, se puede utilizar la curva de tasas *spot* observadas en el mercado como *input* para hallar la curva de *forward* instantáneas: se emplea la ecuación (B) y se estiman los $\beta_{i,t}$, ρ_1 y ρ_2 por mínimos cuadrados no lineales mediante optimización numérica (Gilli, Grosse, & Schumann, 2010; Superintendencia de Banca, Seguros y AFP [SBS], 2021).

2. Estrategia empírica

2.1 Modelo de estimación

Para la construcción de las sorpresas de PM, siguiendo el modelo de Svensson (1994), se toma el tramo de corto plazo de la curva de rendimiento de las *forward* instantáneas. Según Gürkaynak, Sack y Swanson (2007), los instrumentos financieros que capturan mejor las expectativas del mercado monetario son los futuros de la tasa de referencia de PM, lo cual es aproximado en el presente trabajo construyendo la tasa *forward* instantánea.

Para construir dicha curva, se necesita un instrumento de tasas *spot* a corto plazo, altamente correlacionado con la tasa de PM. La curva cupón cero de los certificados de depósito del BCRP cumple con dicha condición (véase el anexo 4). Adicionalmente, por un tema de liquidez en el mercado peruano, los CDBRCP son los que definen el tramo corto de la curva de rendimiento (Chávez *et al.*, 2020).

En el Perú, las reuniones que fijan la tasa de PM se realizan en promedio cada 28 días. Pero la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS) no presenta la tasa *spot* de los CDBRCP con dicha periodicidad. Por ello, nosotros extrapolamos los datos mediante la metodología *cubic splines*⁵, a fin de construir las tasas *forward* instantáneas a una periodicidad de 25 días.

Lo anterior permite obtener la sorpresa de política monetaria (variación entre t y $t - 1$ de las *forward* instantáneas, en un horizonte de 25 días alrededor

⁵ Esta metodología es comúnmente empleada para la extrapolación de datos en el campo financiero (Hilpisch, 2015).

del anuncio de PM) y evaluar su efecto en la variación de las tasas de los bonos. Siguiendo a Cochrane y Piazzesi (2002), Gürkaynak *et al.* (2005b), Kuttner (2001), Larraín (2007), Nakamura y Steinsson (2018), Espinoza (2020) y Zhang (2022), estimamos mediante MCO la siguiente ecuación (dado un anuncio de PM en $t - 1$ en el mes k del año j):

$$\Delta y_{tkj}^i = \alpha + \beta s_{tkj} + \varepsilon_{tkj}$$

Donde:

Δy_{tkj}^i : variación de los rendimientos de las *yields* de bonos de deuda soberana del Perú en soles con madurez (10 años y 20 años) en t y $t - 1$ (medido en días) en el mes k del año j .

s_{tkj} : sorpresa de política monetaria en el día t en el mes k del año j .

ε_{tkj} : término de error o perturbación en el día t en el mes k del año j .

Según Larraín (2007), en vista de que Chile es una economía pequeña y abierta con un régimen de tipo de cambio flexible, el tipo de cambio (TC) podría absorber las sorpresas de PM en ese país. Dado que la economía peruana tiene un régimen similar, donde se sabe que los movimientos del TC pueden ocasionar variaciones en la tasa de los CDBCRP, resulta importante controlar por la variable TC. Así, al agregar el cambio porcentual del TC como control, se está quitando la variabilidad a la tasa *forward* (y, por lo tanto, de la sorpresa) explicada por la variabilidad del TC.

Se sabe también que los activos con poca liquidez y altos costos de transacción se tranzan a precios más bajos en relación con sus flujos de caja esperados (Bekaert, Harvey, & Lundblad, 2005). En este sentido, la incertidumbre sobre la nueva TR antes de la reunión de PM puede afectar la tasa de los CDBCRP, al ocasionar variaciones en el volumen de transacciones en el mercado interbancario de ese instrumento. A fin de separar dichas variaciones de la variabilidad de la sorpresa de PM, agregamos a la estimación la diferencia del volumen de transacciones alrededor del día del anuncio de PM (anexos 6 y 7).

Dado lo anterior, se estima la siguiente ecuación:

$$\Delta y_{tkj}^i = \alpha + \beta s_{tkj} + \gamma \Delta tc_{tkj} + \delta \Delta liquidez_{tkj} + \varepsilon_{tkj}$$

Donde, adicionalmente:

Δtc_{tkj} : cambio porcentual del tipo de cambio nominal interbancario promedio compraventa el día t en el mes k del año j .

$\Delta liquidez_{tkj}$: variación del nivel de transacciones alrededor del anuncio de política monetaria del día t en el mes k del año j .

2.2 Supuestos de identificación

Siguiendo a Espinoza (2020), la variación de la tasa *forward* instantánea a 25 días es una señal ruidosa ϵ_t^{mp} de la verdadera información de PM asimilada después del anuncio, lo que se puede representar como:

$$\Delta f_t^{25} = \epsilon_t^{mp} + \eta_t$$

Donde: η_t es el ruido de información.

Asimismo, dado que Δf_t^{25} es estimado mediante un modelo paramétrico, existe un ruido proveniente del ajuste del modelo, representado como:

$$\Delta f_t^{\hat{s}} = \Delta f_t^{25} + \xi_t$$

Donde: $\Delta f_t^{\hat{s}}$ representa la variación de la tasa *forward* estimada por el modelo de Svensson (1994) y ξ_t es el error de estimación.

Según Espinoza (2020), para que la variación de la tasa *forward* instantánea estimada ($\Delta f_t^{\hat{s}}$) represente correctamente las sorpresas de PM (para los días de su respectivo anuncio), y sus resultados reflejen educadamente (*politely*) el efecto de los *shocks* de PM, se deben cumplir los siguientes supuestos:

- i. El error de estimación es una variable aleatoria, independiente e idénticamente distribuida (i. i. d.) con $E(\xi_t) = 0$ y $V(\xi_t) = \sigma_{\xi}^2$.
- ii. No existe correlación entre el ruido de la información y otras noticias diferentes al anuncio de PM. Es decir, se asume que $E(\eta_t | x_t) = 0$ (donde x_t son variables de noticias económicas, políticas, etc.).

Respecto al primer supuesto, construimos el gráfico de densidad de errores; el cual evidencia que el ruido del modelo es insignificante (véase el anexo 5) y se aproxima a la forma de una distribución normal con $E(\xi_t) = 0$. Y, respecto al segundo supuesto, la identificación que hacemos de la sorpresa con frecuencia diaria alrededor del anuncio de PM permite aislarla de otro tipo de información (Espinoza, 2020; Kuttner, 2001); y el empleo que hacemos de cambios diarios permite al mercado incorporar correctamente la nueva información divulgada (Hanson & Stein, 2015).

Por último, es importante resaltar que, si bien los instrumentos financieros tienen una prima por riesgo, esta puede ser considerada como deleznable porque el instrumento que empleamos aquí tiene madurez infinitesimal (Espinoza, 2020).

IV. Análisis de resultados

1. Base de datos

Las tasas cupón cero que publica la SBS son el *input* necesario para construir las tasas *forward* instantáneas, que a su vez utilizamos para identificar la sorpresa de PM. Las más antiguas tasas cupón cero disponibles corresponden a finales de agosto de 2008. Por ello, nuestro período de análisis cubre desde septiembre de 2008 hasta agosto de 2022.

Entre dichos años, el BCRP organizó 168 reuniones ordinarias de política monetaria. Obtuvimos las fechas de estas reuniones del portal del BCRP. Algunas se realizaron en días no laborables, en cuyo caso tomamos la fecha previa más próxima a la reunión y el día posterior a esta, a fin de contar con datos que mejor reflejen el comportamiento del mercado. La serie histórica de las tasas de PM anunciadas en cada reunión también se obtuvo del portal del BCRP.

Como se ha mencionado anteriormente, calculamos las sorpresas de PM según el modelo de Svensson (1994). La tabla 1 presenta el análisis de las cinco fechas con mayor sorpresa:

Tabla 1
Análisis de sorpresas de política monetaria

Fecha	Sorpresa	Comentario
10/06/2022	0.45	Estas tres fechas corresponden a incrementos de 50 pb de la tasa de interés de referencia de PM. Posiblemente el mercado, al experimentar un período de estancamiento económico (Terranova, 2022b), no esperaba que el BCR frenara la demanda interna. Pero la sorpresa va decreciendo, en señal de una adaptación de las expectativas ante la posición de PM.
08/07/2022	0.39	
12/08/2022	0.35	
12/11/2021	0.34	La fecha corresponde a un incremento de 50 pb de la tasa de referencia de PM. Este incremento surge en un entorno de gran caída de la confianza empresarial (sin considerar la caída tras la imposición de la cuarentena rígida), ante el ruido político que deterioraba las expectativas empresariales y decisiones de inversión (<i>Gestión</i> , 2021).
11/02/2022	0.32	Estas dos fechas corresponden a incrementos de 50 pb de la tasa de referencia de PM, hasta llegar al 4.0% en marzo. Según un informe de <i>Focus Economics</i> (Terranova, 2022a), el consenso de los analistas era que la tasa de referencia de PM sería del 4.72% (en promedio) a finales de 2022. Entonces, la sorpresa posiblemente ocurrió por la rapidez con que dicha tasa estaba subiendo a inicios de año.
11/03/2022	0.31	

Elaboración propia, 2022.

Por otro lado, a través de Bloomberg, recolectamos las tasas de los bonos soberanos, utilizando una función que muestra la *yield* del bono que cumple con la condición de vencimiento especificada. Pero, en determinadas fechas, no hay un bono cuyo vencimiento se ajuste al requerido. Esto es una limitación, pues no hay suficientes observaciones para vencimientos de 2, 5, 15 y 30 años. Por ello, tuvimos que acotar el presente estudio a los bonos en moneda nacional de 10 y 20 años.

Anteriormente, explicamos que las variables fluctuaciones del tipo de cambio y la liquidez en el mercado interbancario de los CDBCRP pueden afectar la tasa del instrumento que nos sirve como *input* para la estimación de la sorpresa de PM y que, por ello, es importante incorporar dichas variables como controles en la estimación. Así, construimos la serie del tipo de cambio nominal interbancario promedio de compra y venta a partir de las series históricas provistas por el BCRP. Y, respecto a la liquidez de los CDBCRP, utilizamos el monto de las operaciones en moneda nacional por día en los mercados interbancario y secundario de CDBCRP, con base en los datos provistos en una frecuencia diaria por el BCRP.

La incertidumbre antes del día de la reunión de PM puede generar cambios bruscos en el monto de operaciones de los CDBCRP. En las figuras de los anexos 6 y 7, presentamos las diferencias entre el monto de operaciones realizadas en el día de la reunión de PM, un día antes y dos días antes de ella. Ambas figuras muestran que no hay un comportamiento predominante, pues dichas diferencias resultan positivas para determinadas reuniones y negativas para otras. Sin embargo, las diferencias promedio del monto de operaciones son cercanas a cero.

2. Discusión de resultados

La tabla 2 muestra los resultados de nuestras estimaciones. La primera y la tercera estimación son para los bonos con vencimiento a 10 años, pero difieren entre sí en que la tercera incluye los controles de TC y liquidez del mercado de CDBCRP. Los resultados de la primera estimación muestran que el efecto de las sorpresas de PM sobre las *yields* de los bonos con vencimiento a 10 años es positivo y significativo a un 90%. Específicamente, el coeficiente de la sorpresa de PM indica que un aumento no esperado de 100 pb de la tasa de PM genera, en días contiguos a su anuncio, un aumento de 4.7 pb en promedio en la variación de la *yield* de bonos con vencimiento a 10 años. Al agregar dichos controles a esta regresión, el aumento de la *yield* es, en promedio, 4.83 pb y se trata de un efecto positivo significativo al 95%.

Tabla 2
Resultados de las estimaciones

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	Vencimiento a 10 años	Vencimiento a 20 años	Vencimiento a 10 años	Vencimiento a 20 años
Sorpresa de política monetaria	0.0470* (0.0238)	0.0537** (0.0226)	0.0483** (0.0239)	0.0585** (0.0227)
$\Delta\%$ Tipo de cambio			3.035 (4.156)	6.155** (2.995)
Δ Del monto de operaciones en mercado CDBCRP			1.18e-06 (1.26e-05)	-1.36e-05 (1.35e-05)
Constante	0.00408 (0.00706)	-0.00324 (0.00579)	0.00563 (0.00562)	0.000941 (0.00477)
# Observaciones	143	156	143	156

Notas. Errores estándar entre paréntesis. ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.
Elaboración propia, 2022.

Respecto a las estimaciones para bonos con vencimiento a 20 años, el efecto de la sorpresa de PM resulta positivo y significativo a un 95%, tanto en la regresión sin controles (columna 2) como en la regresión con controles (columna 4). Específicamente, un aumento no esperado de 100 pb de la tasa de PM genera, en días contiguos a su anuncio, un aumento de 5.37 pb en promedio en la variación de la *yield* de estos bonos. Al agregar los controles, el aumento de la *yield* es, en promedio, 5.85 pb.

Cabe señalar que esos resultados nuestros para vencimientos a 10 y a 20 años están en línea, tanto en dirección como en significancia, con lo hallado por estudios en la materia; y que su robustez es sugerida por la consistencia al incorporar controles.

Además, un resultado interesante surge al comparar los efectos entre vencimientos de los bonos: en todas las estimaciones, el efecto para las *yields* de los bonos de 20 años es mayor que tal efecto para los bonos de 10 años. Este resultado difiere de los estudios citados en el presente trabajo, según los cuales el efecto de la sorpresa va disminuyendo a medida que aumenta el plazo de vencimiento de los bonos. Es probable que esta diferencia surja porque los

estudios previos se enfocan en economías con mercados financieros más profundos y mejor gobernanza. Estos factores pueden influir en las expectativas sobre la tasa de interés por parte de los agentes económicos.

En esa línea, la *term premium*, que según Bundick *et al.* (2017) depende de la incertidumbre sobre la senda futura de las tasas de interés, podría explicar dicha diferencia. En efecto, es posible que, en el contexto peruano, las sorpresas de PM generen una incertidumbre mayor en el mercado sobre las tasas de referencia futuras. Esta mayor incertidumbre tiene que ser compensada con un rendimiento adicional, explicándose así que las *yields* de los bonos con vencimiento a 20 años sean en promedio mayores que las de 10 años en el Perú. Es decir, la *term premium* sería el elemento diferenciador.

Adicionalmente, la *term premium* está relacionada con la demanda de bonos, que a su vez refleja la respuesta de los inversionistas ante incrementos de la tasa de interés. Es así como la *term premium* depende del riesgo percibido en la tenencia de bonos; lo cual varía según el mercado analizado. En otras palabras, el comportamiento de los inversionistas en mercados como Chile y EE. UU. puede hacer que la *term premium*, ante incrementos de la tasa de interés, tenga una respuesta menor que en el Perú.

Sin embargo, esas posibles explicaciones son hipótesis cuya comprobación escapa al objetivo del presente estudio, centrado en evaluar el efecto de las sorpresas de PM sobre las *yields* de los bonos soberanos del Perú.

3. Limitaciones

La limitada disponibilidad de datos, relacionada con el incipiente desarrollo del mercado financiero peruano, es la principal restricción impuesta al presente estudio. De hecho, en el Perú son limitados los datos sobre dos variables, e inexistentes para una tercera variable.

Primero, nuestro período de análisis está limitado principalmente por la disponibilidad de datos sobre la curva *spot* de corto plazo, reportados por la SBS a partir de agosto de 2008. Segundo, si bien la oferta de bonos con vencimientos más largos se ha incrementado con el tiempo, para determinados años todavía no es posible construir una curva completa de rendimiento porque no se puede adjudicar a todos los vencimientos un rendimiento y, por ello, el presente estudio tuvo que limitarse a medir el efecto en bonos con vencimiento a 10 y 20 años.

Por último, en mercados financieros desarrollados como el de Estados Unidos, existe el instrumento –inexistente en el Perú– de los *Fed fund futures* a un mes, cuya tasa es la denominada *forward* instantánea. Si bien un aporte

de nuestra investigación es haber calculado la tasa *forward* instantánea para el Perú, dicho instrumento podría mostrar más precisamente las expectativas del mercado sobre la tasa de referencia de PM.

V. Conclusiones y recomendaciones

Los cambios en la tasa de referencia (TR) fijados por el BCRP tienen efectos en otras variables distintas a la inflación. Una de ellas es la *yield* de los bonos soberanos en soles. La importancia de conocer el efecto sobre esta variable se debe a que el mercado la toma como referencia para la emisión de valores locales en moneda nacional, lo cual contribuye al desarrollo del mercado financiero en el Perú. Es relevante, entonces, evaluar la dimensión y dirección del efecto de las sorpresas de política monetaria (PM) en la mencionada *yield*.

El principal aporte de nuestra metodología para estimar tal efecto es la identificación correcta de la sorpresa de PM. Para ello, inspirándonos en el modelo de Svensson, hemos aplicado el siguiente método de estimación: calcular la tasa *forward* instantánea al día posterior y a 25 días del anuncio de PM, y la consiguiente diferencia entre estas. Esta diferencia captura el efecto del componente no esperado de la nueva TR (la sorpresa de PM), porque su impacto sobre las expectativas del mercado es recogido por la tasa *forward* instantánea a 25 días. Este es un aporte importante del presente trabajo, por ser el primero en aplicar dicho método de estimación al caso peruano.

A partir de ello, hemos estimado el efecto de la sorpresa de PM sobre la variación de las *yields* de bonos soberanos en moneda nacional a 10 y a 20 años de vencimiento, controlando por la desviación del tipo de cambio y por la liquidez en el mercado de CDBCRP, a fin de separar la variabilidad de estos controles de la sorpresa de PM.

Los resultados que hemos obtenido comprueban nuestra hipótesis de investigación. En efecto, encontramos que las sorpresas de PM tienen, en promedio, un efecto positivo y significativo sobre las *yields* de los bonos con vencimiento a 10 y a 20 años. Específicamente, para las *yields* de bonos a 10 años, el efecto de un aumento de 100 pb no esperado de la TR genera un aumento de 4.7 pb y 4.83 pb en promedio, con y sin controles, respectivamente. Y mayor es dicho efecto sobre las *yields* de bonos a 20 años: en promedio, de 5.37 pb y 5.85 pb, con y sin controles, respectivamente.

Estos resultados concuerdan con los encontrados por estudios sobre bonos soberanos de otros países, en cuanto al signo positivo y la significancia del efecto; pero discrepan en lo relativo a que el efecto no disminuye, sino se

incrementa, a mayor vencimiento del bono. Una posible explicación de esta discrepancia es la importancia de la *term premium* en una economía como la peruana, con un mercado financiero menos desarrollado, instituciones débiles e inversionistas con un perfil de riesgo posiblemente más adverso, en comparación con los países cuyos bonos soberanos fueron objeto de los estudios según los cuales el efecto disminuye con el tiempo.

Por ello, recomendamos, a fin de que pueda mejorarse el diseño de políticas, la realización de estudios complementarios respecto al efecto de la sorpresa de PM sobre la *term premium* en el Perú y la persistencia tanto de su efecto sobre las *yields* de los bonos como de la propia *term premium*. Además, dado que el significativo efecto de las sorpresas de PM sobre las *yields* de los bonos soberanos revela la existencia de asimetría de información entre el BCRP y el mercado, la cual puede derivarse de diversas variables, recomendamos determinar de qué variables proviene esa asimetría de información.

Referencias bibliográficas

- BCRP. (2016, 8 de julio). *Certificados de Depósito del Banco Central de Reserva del Perú*. Circular 016-2016-BCRP. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Normas-Legales/.../circular-016-2016-bcrp.pdf>
- BCRP. (2021). Estabilidad monetaria: diseño e implementación de la política monetaria. En *Papel del BCRP* (pp. 10-25). <https://www.bcrp.gob.pe/docs/sobre-el-bcrp/.../folleto-institucional-2.pdf>
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. T. (2005). *Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets*. NBER Working Paper 11413. doi:10.2139/ssrn.424480
- Bredin, D., Hyde, S., Nitzsche, D., & O'Reilly, G. (2009). European monetary policy surprises: The aggregate and sectoral stock market response. *International Journal of Finance and Economics*, 14(2), 156-171. doi:10.1002/ijfe.341
- Bundick, B., Herriford, T., & Smith, A. (2017). *Forward guidance, monetary policy uncertainty, and the term premium*. Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper 17-07. doi:10.18651/RWP2017-07
- Chávez, D., Chicana, D., & Cubas, W. (2020). Diagnóstico y propuestas para desarrollar el mercado de capitales peruano. *Moneda*, 181, 10-16. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Moneda/.../moneda-181-02.pdf>
- Cochrane, J. H., & Piazzesi, M. (2002). The Fed and interest rates—A high-frequency identification. *American Economic Review*, 92(2), 90-95. doi:10.1257/000282802320189069
- Cook, T., & Hahn, T. (1989). The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, 24(3), 331-351. doi:10.1016/0304-3932(89)90025-1
- Espinoza, E. (2020). *Política monetaria en Chile: el efecto de la información*. (Tesis de Maestría en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile). <https://repositorio.uc.cl/handle/11534/52763>

- Gertler, M., & Karadi, P. (2015). Monetary policy surprises, credit costs and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 44-76. doi:10.1257/mac.20130329
- Gestión. (2021, 18 de octubre). El 78% de empresarios no acelerará sus inversiones en próximos seis meses. *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/...-noticia>
- Gilli, M., Grosse, S., & Schumann, E. (2010). *Calibrating the Nelson-Siegel-Svensson model*. Comisef Working Papers Series WPS-031. <https://www.uni-giessen.de/.../comisef/ files/wps031.pdf>. DOI: 10.2139/ssrn.1676747
- Gürkaynak, R., Sack, B., & Swanson, E. (2005a). The sensitivity of long-term interest rates to economic news: Evidence and implications for macroeconomic models. *The American Economic Review*, 95(1), 425-436. doi:10.1257/0002828053828446
- Gürkaynak, R., Sack, B., & Swanson, E. (2005b). Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. *International Journal of Central Banking*, 1(1), 55-93. <https://www.ijcb.org/journal/ijcb05q2a2.pdf>
- Gürkaynak, R., Sack, B., & Swanson, E. (2007). Market-based measures of monetary policy expectations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(2), 201-212. doi:10.1198/073500106000000387
- Gürkaynak, R., & Wright, J. (2012). Macroeconomics and the term structure. *Journal of Economic Literature*, 50(2), 331-367. doi:10.1257/jel.50.2.331
- Hanson, S. G., & Stein, J. C. (2015). Monetary policy and long-term real rates. *Journal of Financial Economics*, 115(3), 429-448. doi:10.1016/j.jfineco.2014.11.001
- Hilpisch, Y. (2015). *Derivatives analytics with Python: Data analysis, models, simulation, calibration and hedging*. John Wiley & Sons. ISBN: 978-1-119-03799-6.
- Kumar, A., Mallick, S., Mohanty, M., & Zampolli, F. (2022). Market volatility, monetary policy and the term premium. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 85(1), 208-237. doi:10.1111/obes.12518
- Kuttner, K. N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, 47(3), 523-544. doi:10.1016/S0304-3932(01)00055-1
- Larraín, M. (2007). Sorpresa de política monetaria y la curva de rendimiento de Chile. *Economía Chilena*, 1(10), 37-50. Banco Central de Chile. <https://hdl.handle.net/20.500.12580/3489>
- Loveday, J., Molina, O., & Rivas-Llosa, R. (2004). Mecanismos de transmisión de la política monetaria y el impacto de una devaluación en el nivel de las firmas. *Revista Estudios Económicos*, 12(2), 1-84. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Estudios-Economicos-12-2.pdf>
- Meyer, J. (2006). Impacto de las sorpresas económicas en el rendimiento de los bonos del Banco Central de Chile. *Economía Chilena*, 9(2), 37-50. Banco Central de Chile. <https://hdl.handle.net/20.500.12580/4785>
- Mies, V., Morandé, F., & Tapia, M. (2002). Política monetaria y mecanismos de transmisión: nuevos elementos para una vieja discusión. *Economía Chilena*, 5(3), 29-38. Banco Central de Chile. <https://.../20.500.12580/3450>

- Montoro, C., Pérez, F., & Luna, M. (2020). Desarrollo del mercado de renta fija en el Perú y política monetaria. *Moneda*, 183, 21-27. <https://www.bcrp.gob.pe/.../RevistaMoneda/Moneda-183-04.pdf>
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2018). High-frequency identification of monetary non-neutrality: The information effect. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1283-1330. doi:10.1093/qje/qjy004
- Nelson, C. R., & Siegel, A. F. (1987). Parsimonious modeling of yield curves. *The Journal of Business*, 60(4), 473-489. doi:10.1086/296409
- Pereda, J. (2009). Estimación de la curva de rendimiento cupón cero para el Perú. *Revista Estudios Económicos*, 17(4), 113-145. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Estudios-Economicos-17-4.pdf>
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2000). Federal Reserve information and the behavior of interest rates. *American Economic Review*, 90(3), 429-457. doi:10.1257/aer.90.3.429
- SBS. (2021). *Manual técnico: metodología y procedimientos del vector de precios de renta fija local*. Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. https://www.sbs.gob.pe/.../20210303_MANUAL_RENTA_FIJA.pdf
- Svensson, L. E. O. (1994). *Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994*. IMF Working Papers, 1994(114), 76 pp. doi:10.5089/9781451853759.001
- Taylor, J. B. (1995). The monetary transmission mechanism: An empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11-26. doi:10.1257/jep.9.4.11
- Terranova, J. (2022a, 16 de marzo). Consenso de analistas sube proyección de inflación y tasa del BCR, reportó Latin Focus. *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/...-noticia/>
- Terranova, J. (2022b, 4 de julio). Economía está estancada y crecimiento del segundo semestre sería 1.6%, dice BCP. *Gestión*. <https://gestion.pe/economia/...-noticia/>
- Tobin, J., & Brainard, W. C. (1977). Asset markets and the cost of capital. En W. Fellner, B. A. Balassa & R. R. Nelson (Eds.). *Economic progress, private values and public policy* (pp. 235-262). North-Holland Publishing Co. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:152450793>
- Ulrich, B. (2005). *Monetary policy implementation: Theory, past, and present*. Oxford University Press Inc. ISBN: 9780199274543.
- Zhang, D. (2022). Term structure, forecast revision, and the signaling channel of monetary policy. *Journal of the European Economic Association*, 20(4), 1522-1553. doi:10.1093/jeea/jvac008

Anexos

Anexo 1 Indicadores de oferta de valores negociables

Año	Mercado bursátil – capitalización bursátil (% PBI)	Saldo deuda pública (porcentaje del PBI) – bonos del Tesoro Público (% PBI)	Saldo deuda privada (% PBI)	Saldo deuda total (% PBI)	Mercado primario de bonos – bonos del sector privado (% PBI)
2010	107.46	9.22	1.96	11.18	4.32
2011	69.75	8.33	1.71	10.04	3.70
2012	76.81	8.20	1.37	9.57	3.26
2013	61.60	8.23	0.85	9.09	3.15
2014	62.65	9.15	0.76	9.91	3.01
2015	50.52	9.38	2.89	12.27	3.38
2016	63.07	10.97	3.29	14.26	3.31
2017	74.84	13.49	3.79	17.29	3.21
2018	64.29	14.53	3.46	17.99	3.09
2019	69.30	16.32	3.45	19.78	2.96
2020	83.20	17.87	3.45	21.31	2.97
2021	62.04	15.22	2.77	17.99	2.06

Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

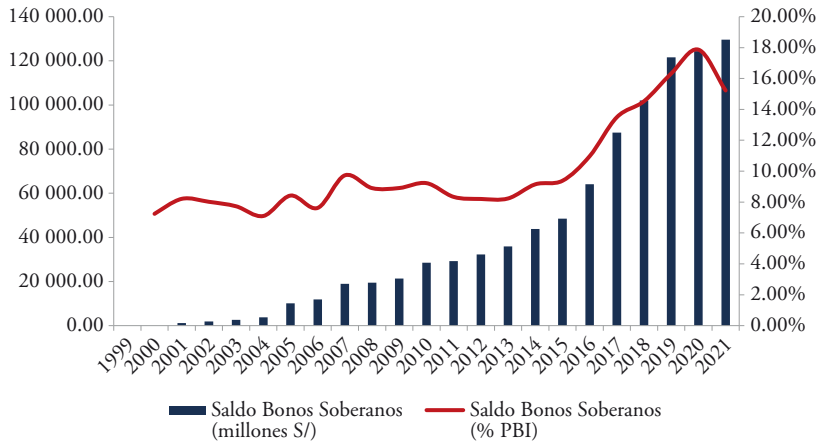
Anexo 2
Velocidad de rotación de acciones en la Bolsa de Valores (BV) del Perú, de Chile y de Colombia

Año	BV Lima	BV Santiago	BV Colombia
2008	9.57	19.88	19.27
2009	5.83	20.76	16.53
2010	5.81	19.88	12.84
2011	6.7	18.34	13.26
2012	5.35	15.1	13.12
2013	4.42	15.57	9.25
2014	6.38	10.49	10.63
2015	2.24	8.06	11.11
2016	3.02	13.59	14.77
2017	4.19	16.97	11.63
2018	3.49	32.64	9.66
2019	2.15	29.71	7.98
2020	1.48	18.72	9.66

Fuente: Federación Iberoamericana de Bolsas. Elaboración propia, 2022.

Anexo 3

Saldo de bonos soberanos nominales (S/) y saldo de bonos como porcentaje del PBI



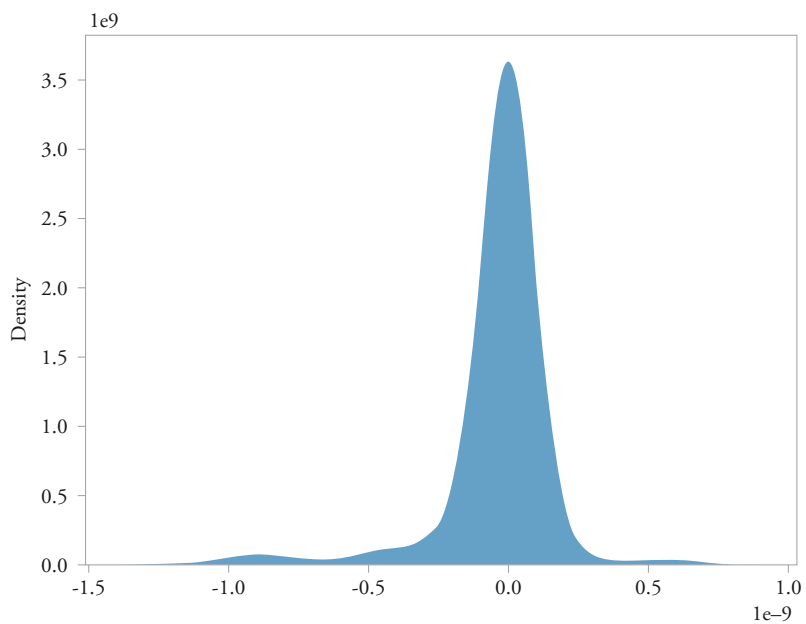
Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

Anexo 4 Tasa de referencia y tasa de CDBCRP a corto plazo



Fuente: Banco Central de Reserva de Perú. Elaboración propia, 2022.

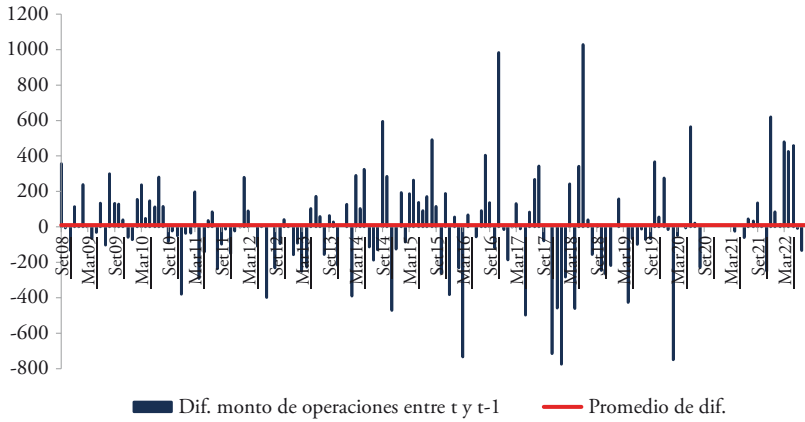
Anexo 5 Gráfico de densidad de errores del modelo de Svensson



Elaboración propia, 2022.

Anexo 6

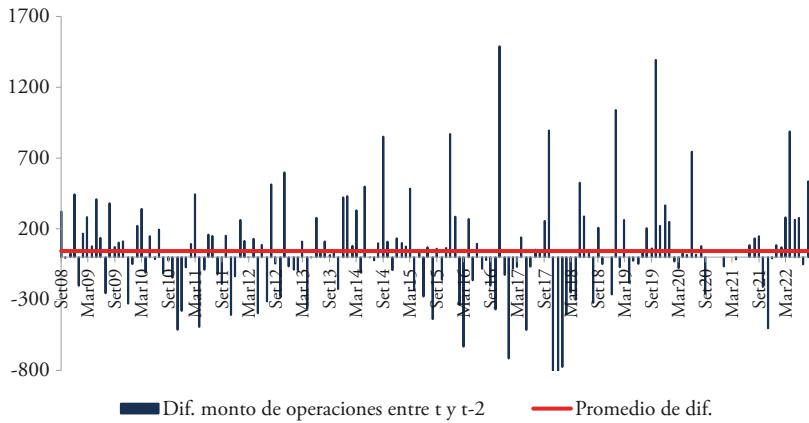
Evolución de la diferencia del monto de operaciones entre el día de la reunión de política monetaria (t) y el día anterior (t-1), en el mercado secundario de CDBCRP (en millones de soles)



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.

Anexo 7

Evolución de la diferencia del monto de operaciones entre el día de la reunión de política monetaria (t) y dos días antes (t-2), en el mercado secundario de CDBCRP (en millones de soles)



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú. Elaboración propia, 2022.