

I N S T I T U T O D E E C O N O M Í A



MAGÍSTER en ECONOMÍA

2020

Política Monetaria en Chile: el Efecto de la Información

Esteban Espinoza A.

www.economia.uc.cl



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMÍA
MAGÍSTER EN ECONOMÍA

Política Monetaria en Chile: El Efecto de la Información

Espinoza Aburto, Esteban Felipe

Comisión

Jaime Casassus

Javier Turén

Resumen

¿Cuál es el impacto de la información contenida en los anuncios de política monetaria en variables financieras y de expectativa macroeconómica? Para responder a esta pregunta, este trabajo construye una nueva serie de sorpresas de política monetaria para Chile y estima su efecto estático y dinámico sobre variables económicas y financieras. Para esto, se emplea un procedimiento de identificación de alta frecuencia en torno a los anuncios de política monetaria, encontrando resultados en línea con la teoría clásica de transmisión de política monetaria. Segundo, se descompone la información contenida en los anuncios en dos factores interpretables estructuralmente como “tasa de política monetaria actual” (Objetivo) y “trayectoria futura de la política monetaria” (Trayectoria). Los resultados sugerirían un importante componente informacional del factor Trayectoria, el cual sería interpretado como un predictor del futuro estado de la economía. Finalmente, se estudia el efecto de las sorpresas monetarias condicionado en el nivel de incertidumbre económica usando un mecanismo de transición suave entre estados. Se muestra que, el mismo aumento en la sorpresa monetaria sería interpretado como un shock de liquidez o aumentos de tasas reales de interés para episodios de alta incertidumbre y un aumento en las expectativas de inflación o efecto Fisher para casos de baja incertidumbre. Se concluye entonces, que la información contenida en los anuncios de política monetaria, tienen distintos e importantes efectos sobre las expectativas económicas y financieras.

DICIEMBRE, 2020

Agradecimientos

Agradezco enormemente a Jaime Casassus y Javier Turén, por su excepcional guía académica, por sus valiosos comentarios y su gran disposición a lo largo de todo este proceso, a ellos les atribuyo grandes ideas de esta investigación. Un agradecimiento muy especial dirigido a Alejandro Vicondoa, por su consistente ayuda y comentarios más que acertados en cada paso que daba en este estudio. Agradezco también a RiskAmérica y a sus integrantes, por proveerme de manera oportuna la información solicitada. Finalmente, agradezco a mi familia y amigos, por todo el apoyo y cariño incondicional que me brindaron en estos meses de intenso trabajo.

Gracias a todos, por hacer de este proceso, una de las mejores experiencias que he tenido en mi vida. Todos los errores son de mi exclusiva responsabilidad. Cualquier comentario será bienvenido a efespinoza@uc.cl

Índice

I. Introducción	4
II. Identificación de las sorpresas de política monetaria	7
II.1. Marco institucional de los anuncios de política monetaria	7
II.2. Construcción de las sorpresas de política monetaria	8
II.3. Supuestos de identificación	10
III. El impacto de las sorpresas de política monetaria	12
III.1. Estudio de eventos	12
III.2. Proyecciones locales	16
III.3. Resultados	20
IV. Multidimensionalidad de los anuncios de política monetaria	21
IV.1. Estimación de los factores latentes	21
IV.2. Interpretación estructural de los factores	22
V. El impacto de los factores Objetivo y Trayectoria	25
V.1. Estudio de eventos	25
V.2. Proyecciones locales	28
V.3. Resultados	31
VI. Efecto estado-dependiente de las sorpresas de política monetaria	32
VI.1. Mecanismo de transición entre estados de la economía	32
VI.2. Estudio de eventos con transición suave	35
VI.3. Proyecciones locales con transición suave	37
VI.4. Resultados	39
VII. Conclusión	41
VIII. Referencias	43
IX. Apéndice	46
IX.1. Datos de expectativa macroeconómica y financiera	46
IX.2. Estimación del modelo de Nelson y Siegel	47
IX.3. Estimación del modelo extendido de Svensson	48
IX.4. Robustez de las sorpresas de política monetaria	49
IX.5. Factor Trayectoria y su relación con los anuncios de política monetaria	53
IX.6. Resultados de proyecciones locales del factor Objetivo	55
IX.7. Índice de Incertidumbre Económica (IEC) y su relación con el estado económico de Chile	57
IX.8. Modelo de determinación del tipo de cambio	60

I. Introducción

El banco central, en gran parte de los países desarrollados y en vías de desarrollo, desempeña un papel fundamental en la estabilización de la economía de corto plazo. A través de cambios en la tasa de interés, regula el ciclo tanto de la actividad económica como de la inflación del país en cuestión.

Para alcanzar este objetivo correctamente, los bancos centrales necesitan entender de forma precisa cómo los cambios en el instrumento de política monetaria, es decir, la tasa de interés interbancaria, afecta a la economía. La dificultad de este requerimiento radica, en que al usar este instrumento para estabilizar la economía, los efectos y los determinantes de ella pueden estar relacionados. Será entonces parte de la tarea, el separarlos correctamente.

Con este fin, algunos autores han usado datos de alta frecuencia provenientes del mercado financiero (Ejemplos de ellos son Kuttner, 2001, Gurkaynak, Sack y Swanson, 2005a, Gurkaynak, Sack y Swanson, 2007), los cuales aprovechan los cambios en la tasa de interés futura a corto plazo que se producen en una ventana de tiempo lo suficientemente corta alrededor del anuncio de política monetaria. De esta manera, sería posible la identificación de los cambios en la política monetaria, no relacionados con el estado de la economía, al ser estos, relacionados únicamente a noticias de política monetaria.¹

En cuanto al uso de variables financieras para la identificación de sorpresas monetarias en Chile, encontramos papers como Meyer (2006), Garcia-Herrero, Girardin y Gonzalez (2017) y Larraín (2007), en donde la mayoría ocupa una metodología de extracción de tasas forwards a través de bonos de gobierno e instrumentos swaps de tasas de interés, siendo la más cercana a la hecha en este paper, la de Larraín (2007).

La investigación de Larraín ocupa el tramo corto de la curva forward de tasas de interés de bonos de gobierno, extraído a través del modelo de Nelson y Siegel (1987) por el Banco Central de Chile, de esta manera, se centra en la variación diaria de esta tasa forward a plazos cortos alrededor del anuncio de política monetaria. Con esto, analiza el efecto de las sorpresas de política monetaria en las tasas de interés nominales y reales a diferentes plazos con una metodología de estudio de eventos.

En este mismo estudio, Larraín hace explícito la posible extensión hacia una descomposición y estructuración de más factores informacionales dentro de los anuncios de política monetaria que expliquen la variación de las tasas de interés forwards a plazos mayores a los utilizados para la identificación de la sorpresa de política monetaria.

Esta investigación identifica las sorpresas de política monetaria en Chile. Posteriormente, descompone en 2 factores interpretables estructuralmente la información contenida en los anuncios de política monetaria. Con esto, se analiza sus efectos en las variables financieras y expectativas macroeconómicas con datos de frecuencia diaria desde 2008 a 2020.

En este sentido, este paper contribuye a la literatura de los efectos de la política monetaria en cuatro sentidos distintos. Primero, provee una identificación de sorpresas de política monetaria de alta frecuencia

¹A parte de estas reconocidas investigaciones nombradas, existen numerosos ejemplos de identificación de sorpresas monetarias a través de datos de alta frecuencia, remontándose a ejemplos como Bagliano y Favero (1999) o Cochrane y Piazzesi (2002), también se pueden consultar ejemplos como Faust, Swanson y Wright (2004), Gurkaynak, Sack y Swanson (2005b), Faust, Rogers y Wang (2007), Bredin, Hyde, Nitzsche y Gerard (2009) o Andrade y Ferroni (2020).

para Chile, a través de la variación diaria de la tasa forward instantánea de corto plazo alrededor de los anuncios de política monetaria.

Segundo, se emplea un análisis de estudio de eventos y un método de proyecciones locales (Jordá, 2005) para analizar el efecto estático y dinámico de las sorpresas monetarias sobre las diferentes variables económicas y financieras.

Tercero, se descompone la información contenida en los anuncios de política monetaria en 2 factores interpretables estructuralmente como “tasa de política monetaria actual” (Objetivo) y “trayectoria futura de la política monetaria” (Trayectoria) siguiendo la terminología de Gurkaynak et al. (2005a) en EE.UU. Luego, usando las metodologías de estudio de eventos y proyecciones locales, se analiza el efecto de estos dos factores y se muestra que, tanto el factor Objetivo como el Trayectoria en los anuncios de política monetaria, tienen importantes pero diferentes efectos sobre las variables económicas y financieras.

Cuarto, se estudia el efecto estático y dinámico de las sorpresas de política monetaria en las variables económicas y financieras, condicionando en el estado de incertidumbre económica con un mecanismo suave de transición entre estados, siguiendo la metodología usada en Tenreyro y Thwaites (2016), Inoue y Rossi (2018) o Falck, Hoffmann, y Hürtgen (2019).

Los métodos usados en esta investigación siguen de cerca la literatura nacional e internacional, agregándole extensiones y modificaciones excepcionales para el caso chileno. Primero, el marco institucional en torno a la comunicación de la política monetaria, con días de lanzamiento diferidos en la mayoría de las ocasiones para la declaración de la decisión de política monetaria, su minuta y el Informe de Política Monetaria, permite tener una muestra amplia de eventos a estudiar sin problemas de endogeneidad entre eventos.

Segundo, se usa el modelo de Nelson y Siegel (1987) para capturar la dinámica de la curva de la tasa forward instantánea. A la vez, se agrega la utilización del modelo extendido de Svensson (1994), el cual genera un ajuste más satisfactorio para estructuras de tasas complejas que el modelo de Nelson y Siegel. El tramo corto de la curva de la tasa forward instantánea se usa para identificar las sorpresas de política monetaria a falta de instrumentos forwards de la tasa de interés interbancaria usados en la literatura internacional.²

Tercero, se hacen estimaciones con frecuencia diaria del tipo estudio de eventos para la sorpresa de política monetaria sobre el retorno accionario, el tipo de cambio, la estructura de tasas de interés nominal y real y la inflación esperada a diferentes plazos. Además, para mostrar el efecto dinámico y persistente que las sorpresas monetarias tienen en estas variables, se emplea un método de proyecciones locales, el cual tiene importantes mejoras para esta estimación frente al modelo de Vector Autorregresivo Estructural (SVAR) clásico que se usa para el análisis de perturbaciones en series de tiempo, esto, dado que no impone a las sorpresas ya calculadas e identificadas, una estructura que obligue a ser afectadas por la persistencia de shocks a la tasa de interés.³

Cuarto, usamos la descomposición y estructuración de dos factores usada por Gurkaynak et al. (2005a) para la variación de las tasas forwards instantáneas en Chile de 1 mes, 3 meses, 6 meses, 9 meses y 1

²En la literatura internacional se suele usar instrumentos futuros directos de la tasa de interés interbancaria como lo son los “Fed Funds Futures” en el caso de Estados Unidos (Kuttner, 2001, Gurkaynak, Sack y Swanson, 2005a o Andrade y Ferroni, 2020) y los “Sterling Futures Contracts” en el caso de UK (Cesa-Bianchi, Thwaites y Vicondoa, 2016).

³Ejemplos del uso de proyecciones locales para sorpresas monetarias identificadas con datos de alta frecuencia es utilizado en Cesa-Bianchi, Thwaites y Vicondoa (2016) y Andrade y Ferroni (2020) los cuales han sido de gran ayuda para su implementación en esta investigación.

año para capturar por separado los efectos de corto y mediano-largo plazo de los anuncios de política monetaria.

Quinto, al utilizar un mecanismo suave de transición entre estados, siguiendo la metodología usada en Tenreyro y Thwaites (2016), Inoue y Rossi (2018) o Falck, Hoffmann, y Hürtgen (2019), podemos estudiar el efecto estático y dinámico de las sorpresas de política monetaria en las variables económicas y financieras, condicionando en el estado de incertidumbre económica, un enfoque no realizado hasta la fecha para el caso chileno.

Los resultados encontrados en esta investigación, evidencian efectos de la sorpresa de política monetaria en línea con la teoría clásica de transmisión de política monetaria y con la literatura previa presentada por Kuttner (2001) o Gurkaynak (2005a) en EE.UU y Larraín (2007) y Pescatori (2018) para el caso de Chile.

También, se encuentra que, tanto el factor Objetivo como el Trayectoria en los anuncios de política monetaria, tienen importantes pero diferentes efectos en las variables económicas y financieras. A la vez, estos resultados sugieren un fuerte componente informacional que implícitamente acompaña al factor Trayectoria. En otras palabras, el factor Trayectoria sería interpretado como un fuerte predictor del futuro estado de la economía, esto, en línea con la interpretación presentada por Romer y Romer (2000) y reafirmada por los hallazgos de Gurkaynak et al. (2005a) y Gurkaynak et al. (2005b).

Finalmente, se muestra que existe un efecto diferenciado de las sorpresas de política monetaria al condicionar por el estado de incertidumbre en la economía. Los resultados sugieren, que el mismo aumento en la sorpresa monetaria sería interpretado como un shock de liquidez o aumentos de tasas reales de interés para episodios de alta incertidumbre económica y un aumento en las expectativas de inflación o efecto Fisher para casos de baja incertidumbre.

La credibilidad de la inferencia que se muestra en esta investigación recae en 2 supuestos de identificación claves: (i) La ausencia de ruido sistemático en la medida de sorpresas de política monetaria y (ii) La exogeneidad de estas sorpresas.

Dado que las sorpresas de política monetaria son medidas con error de medición, el primer supuesto debiera ser en la práctica, que el ruido sobre la señal sea despreciable. El segundo supuesto se debe interpretar como la necesidad de que el ruido no esté correlacionado con las sorpresas de política monetaria, en otras palabras, que las noticias que no tengan relación con la política monetaria no afecten las sorpresas monetarias identificadas durante la ventana de tiempo que se usa para la medición en torno al anuncio de política monetaria.

El primer supuesto (i) es reforzado con la estimación de diferentes modelos paramétricos para la obtención de la curva de tasas de interés, de donde obtendremos la sorpresa de política monetaria, y la elección del modelo con mejor ajuste a los datos, a la vez, este supuesto es testeado al analizar las propiedades y magnitud del error de estimación del modelo utilizado.

El segundo supuesto (ii) debiera satisfacerse si la ventana usada alrededor del anuncio de política monetaria para identificar las sorpresas es lo suficientemente pequeña. Gurkaynak et al (2005a) muestra que este supuesto puede ser fuente de problemas no sólo con frecuencias trimestrales o mensuales si no que también con datos diarios. Por esta razón, a falta de información con frecuencia de minutos alrededor de los anuncios de política monetaria, se eliminan de nuestra estimación diaria las observaciones que coinciden con anuncios económicos relevantes diferentes a los de política monetaria.

El resto de esta investigación sigue de la siguiente manera. Sección II, revisa el marco en donde se realizan los anuncios de política monetaria en Chile, describe la construcción de las sorpresas de política monetaria y verifica el cumplimiento de los supuestos de identificación claves. Sección III, evidencia el impacto de la sorpresa monetaria identificada en variables financieras y de expectativa económica de alta frecuencia usando métodos de estudio de eventos el día del anuncio de política monetaria y proyecciones locales para la dinámica intertemporal. Sección IV, muestra la descomposición de dimensiones que contienen los anuncios de política monetaria, se concluye que es deseable la incorporación de un factor adicional y los estructura para facilitar su interpretación. Sección V, evidencia el impacto de los 2 factores identificados en las variables financieras de alta frecuencia con métodos de estudio de eventos y proyecciones locales. Sección VI, presenta un mecanismo de transición suave entre estados de incertidumbre económica para Chile y analiza el efecto estático y dinámico de las sorpresas de política monetaria condicionando en el nivel de incertidumbre. Sección VII concluye.

II. Identificación de las sorpresas de política monetaria

II.1. Marco institucional de los anuncios de política monetaria

Para cumplir con sus objetivos, el Banco Central de Chile (BCCh) adoptó en 1999 un esquema de política monetaria con metas de inflación y una política de tipo de cambio flexible. El principal instrumento con que cuenta el BCCh para mantener la inflación alineada con la meta es la denominada tasa de política monetaria (TPM), que se determina en cada Reunión de Política Monetaria (RPM).

Desde el 2018, cada año se realizan 8 RPM (12 previamente) en que se decide la TPM y se presentan cuatro Informes de Política Monetaria (IPoMs), los cuales contienen un análisis exhaustivo del escenario macroeconómico nacional e internacional y proyecciones de crecimiento e inflación. Mediante distintas operaciones, el BCCh influye sobre la tasa de interés de préstamos interbancarios a un día, para que esta se ubique en torno a la TPM, lo que a su vez incide en la demanda y oferta de dinero, todo lo cual tiene efecto en los precios de la economía (Banco Central de Chile, 2020).

En cuanto a los anuncios de política monetaria, estos son publicados en español a las 18:00 horas, justo después del término de la RPM y del cierre de los mercados. Dan a conocer la decisión de política monetaria, explicando los acontecimientos recientes y la evolución futura esperada de variables y riesgos claves. Prácticamente la mitad de los anuncios de política monetaria desde 2011 incluyen, de manera concisa, una orientación sobre la trayectoria futura probable de la política monetaria, condicionados a los pronósticos actuales.

Las minutas de las RPMs son publicadas luego de 15 días (11 días hábiles) de la RPM (45 días después para períodos antes del 2006) y contienen información adicional respecto a los detalles de la discusión de la reunión, las alternativas de política monetaria consideradas, los argumentos presentados por los miembros de la junta y el balance de los votos.

Finalmente, el IPoM, es publicado en la mañana, los primeros días del mes correspondiente, en español e inglés y es una herramienta de comunicación que proporciona explicación detallada de las perspectivas económicas y el fundamento de las decisiones políticas (De Gregorio, 2008).

Entre enero de 2008 y julio de 2020 tenemos un total de 140 RPMs, luego de Enero de 2018, el IPoM es publicado junto a los anuncios de política monetaria, de manera que no tomamos en cuenta las 11

observaciones traslapadas durante el año 2018, 2019 y 2020 para nuestras estimaciones, al igual que excepcionalmente la observación traslapada correspondiente a Junio de 2010, lo que nos deja una muestra de 128 RPMs y sus respectivos anuncios.⁴

II.2. Construcción de las sorpresas de política monetaria

Existen numerosas formas de identificación de las sorpresas de política monetaria, de hecho, en Chile existen varios estudios al respecto y con distintas estrategias. Es el caso de Acuña y Pinto (2015) los cuales ocupan las Encuestas de Expectativas Económicas (EEE) que recopila el Banco Central generalmente antes de las RPMs o Pescatori (2018) el cual usa además de estas encuestas, las encuestas de expectativas recopiladas a través de Bloomberg.

El problema de usar este tipo de identificación, es que ambas encuestas son recopiladas con frecuencia mensual, de manera que si la RPM se encuentra temporalmente lejos de la encuesta, entonces el valor de la expectativa de tasa de política monetaria no refleja el valor real antes del anuncio, y por ende, la medición de las sorpresas de política monetaria tendrán un ruido importante y significativo, transgrediendo el supuesto de identificación (i) explicado en la Sección anterior.

Con esto en mente, las sorpresas de política monetaria identificadas en esta investigación son construídas a partir de la variación del tramo corto de la tasa forward instantánea en una ventana de 1 día alrededor del anuncio de política monetaria.

De acuerdo con la teoría de las expectativas de la estructura de tasas, la curva de rendimiento en cada momento del tiempo refleja las expectativas de los agentes del mercado respecto a las decisiones de política monetaria futura. Por consiguiente, los cambios de la tasa de política monetaria que son esperados por los agentes ya debieran estar incorporados en las tasas de interés observadas en el mercado, incluso antes de que el cambio se haga efectivo. De esto se desprende, que usar el cambio efectivo de la tasa de política monetaria como variable explicativa puede tener sesgos de subestimación sobre las respuestas de las variables explicadas.

Este problema se trata descomponiendo el cambio de la tasa de política monetaria en un componente anticipado y uno no anticipado:

$$\Delta i_t = \Delta i_t^{na} + \Delta i_t^a \tag{1}$$

donde Δi_t representa el cambio efectivo de TPM, Δi_t^{na} el componente no anticipado y Δi_t^a el componente anticipado.

Siguiendo de esta forma la literatura clásica respectiva (Kuttner, 2001, Gurkaynak et al., 2005a, 2007), usamos información que se encuentra disponible en el mercado financiero para obtener el componente no anticipado del cambio de política monetaria. Esto en la literatura internacional, se realiza generalmen-

⁴El comunicado de cada reunión de política monetaria se publica en el sitio web a las 18 hrs del día de la reunión. La minuta se publica a las 8:30 hrs (11 días hábiles después de la RPM desde 2006). Desde 2018, los IPoMs se publican en el sitio web del banco central a las 8 hrs del día inmediatamente después de las reuniones de política monetaria de marzo, junio, septiembre y diciembre.

te de forma directa a través de instrumentos forwards de la tasa de política monetaria del país en cuestión.

Dado que en Chile no existe este tipo de instrumentos, debemos construir la curva de rendimientos forwards. Para esto, usamos datos de la tasa spot de la curva cero cupón en forma nominal a diferentes plazos, 1 mes, 2 meses, 3 meses, 6 meses, 1 año, 2 años, 5 años, 10 años, 20 años y 30 años⁵ y usamos primeramente la metodología de Nelson y Siegel (1987) usada por la literatura nacional hecha hasta la fecha, debido a su fácil estimación y buen ajuste a la mayoría de los datos observados.

Junto con esto, usamos también la extensión de este modelo hecha por Svensson (1994) por su mayor flexibilidad y ajuste satisfactorio para estructuras de tasas complejas. La forma de estimación de ambas metodologías están detalladas en el Apéndice N°2 y N°3.

Como era de esperar, la metodología de Svensson (1994) obtiene grandes ventajas de estimación por sobre la de Nelson y Siegel (1987), por lo que, al ocupar el modelo extendido como nuestro modelo definitivo en esta investigación, se obtienen ventajas de errores de estimación respecto a las investigaciones nacionales mencionadas previamente.

Finalmente, se puede usar la tasa forward instantánea de horizonte 30 días, como una medida de las expectativas de mercado de la tasa de política monetaria futura siguiendo a Svensson (1995).⁶ De esta manera, la sorpresa de política monetaria s en el período t queda determinada como:

$$s_t = \Delta i_t^{na} = f_t^{30} - f_{t-1}^{30} = \Delta f_t^{30} \quad (2)$$

Como resultado, se obtiene una serie de sorpresas de política monetaria construída a partir de la serie de variación diaria de tasas forwards a 30 días plazo. Para los días en que no existen anuncios de política monetaria o se traslapan con el IPoM el valor de la sorpresa se reemplaza por ceros. Se grafica en la Figura 1 la serie de sorpresas de política monetaria, teniendo un total de 128 observaciones entre el 1 de enero de 2008 y el 31 de julio de 2020. Estas sorpresas son capaces de capturar fielmente los eventos de política monetaria más importantes durante este período.⁷

El uso de la tasa forward instantánea con horizonte a 30 días se explica por el hecho de no agregar demasiado ruido del modelo paramétrico estimado en su construcción, el cual es especialmente alto en la parte más corta como lo pueden ser para los plazos 1 a 15 días.

Por otro lado, el horizonte a 30 días aún nos permite observar el efecto no anticipado de la RPM actual sin traslaparse con el efecto esperado de la RPM del mes siguiente en el período previo al año 2018 en donde el horizonte de tiempo entre cada RPM era de 1 mes. Dado que en Chile el anuncio de política monetaria es publicado a las 18:00 horas, las instituciones financieras están cerradas, y por ende, el subíndice t en la práctica corresponde al día posterior a la RPM.⁸

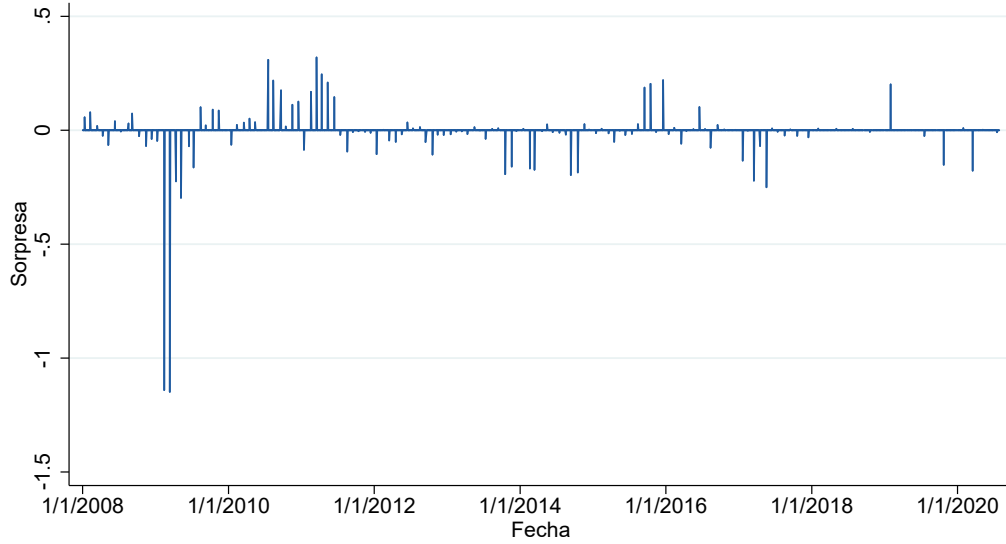
⁵Datos provistos por RiskAmerica

⁶Se realizan las mismas estimaciones presentes en esta investigación pero con una sorpresa de política monetaria identificada con la tasa forward instantánea de horizonte 60 días sin cambios significativos.

⁷El Cuadro 6 en el Apéndice N°4, informa sobre las mayores sorpresas monetarias identificadas usando la variación diaria de la tasa forward a 30 días y muestra que coinciden con los eventos más importantes de política monetaria durante el período analizado.

⁸Se usan las sorpresas identificadas por Pescatori (2018) a través de las encuestas de expectativas económicas recopiladas a través de Bloomberg para verificar su relación con las sorpresas identificadas en este estudio, encontrando una correlación de 0.75. Al regresionar una sorpresa sobre otra, se obtiene un beta significativo al 1%.

Figura 1: Serie de Sorpresas de Política Monetaria



Nota: Serie de sorpresas de política monetaria construída a partir de la serie de variación diaria de tasas forwards a 30 días plazo, teniendo un total de 128 observaciones entre el 1 de enero de 2008 y el 31 de julio de 2020. Para los días en que no existen anuncios de política monetaria o se traslapan con el IPoM el valor de la sorpresa se reemplaza por ceros.

II.3. Supuestos de identificación

Es importante notar, que las sorpresas de política monetaria s_t son identificadas a través de la variación de la tasa forward a 30 días, las cuales son señales ruidosas de la verdadera información contenida en los anuncios de política monetaria ϵ_t^{mp} , lo que se puede representar como:

$$\Delta f_t^{30} = \epsilon_t^{mp} + \eta_t \quad (3)$$

En donde el término η_t representa el componente de ruido de información, el cual es ortogonal a ϵ_t^{mp} .

A la vez, la estructura de tasas forwards y su variación del tramo corto Δf_t^{30} es estimada a través de un modelo de ajuste paramétrico, por tanto, el ruido proveniente de este ajuste se puede representar como:

$$\Delta f_t^S = \Delta f_t^{30} + \xi_t \quad (4)$$

En donde Δf_t^{30} representa la variación diaria de la tasa forward verdadera a capturar y ξ_t el componente de ruido de la estimación a través del modelo de Svensson (1994).

De esta manera, las sorpresas de política monetaria serían iguales a la estimación de la variación de la tasa forward a 30 días ($s_t = \Delta f_t^S$) para los días de reunión de política monetaria, y se podrían ocupar directamente en regresiones simples, con resultados que indicarían el efecto de los shocks de política monetaria en las variables financieras y expectativas de la economía de una manera consistente sólo si se cumplen los siguientes supuestos:

(i) El componente de ruido de estimación es despreciable, o no sistemático de manera que ξ_t es una variable aleatoria independiente e idénticamente distribuida (i.i.d.) con $E[\xi_t] = 0$ y $V[\xi_t] = \sigma_\xi^2$

(ii) El componente de ruido de información no está correlacionado con otras noticias o anuncios diferentes al anuncio de política monetaria, de manera que $E[\eta_t | x_t] = 0$ en donde x son las variables de otras noticias, anuncios o actualizaciones de estados de la economía. Dicho de otra manera, que $E[\epsilon_t^{mp}, \eta_t] = 0$

En cuanto al supuesto (ii), la identificación de la sorpresa de política monetaria realizada con frecuencia diaria alrededor del anuncio de política monetaria es un buen argumento para aislar la información del anuncio de política monetaria respecto a anuncios de otro tipo. De esta manera, este argumento necesita que durante el día del anuncio de política monetaria no existan otros tipos de anuncios que puedan afectar las tasas de interés a distintos plazos.

Con este fin, como se mencionó en la Sección II.1, se eliminaron de las estimaciones los anuncios de política monetaria que coincidieran el mismo día con otro tipo de anuncio que pudiera mover las tasas de interés, de esta manera, se eliminó de la muestra los anuncios de política monetaria traslapados con el lanzamiento del IPoM de los años 2018, 2019 y 2020 junto con la ocasión excepcional de Junio de 2010 en donde el IPoM y el anuncio de política monetaria se dieron el mismo día.

Si ahora se analiza el supuesto (i), la presencia de ruido en la estimación de la señal, es decir, $E[\xi_t] \neq 0$, puede llevar a sesgos en los parámetros estimados, de esta manera, se tienen dos fuentes de ruido en las sorpresas identificadas.

La primera, está relacionada con el instrumento que utilizamos para identificar las sorpresas, generalmente los instrumentos basados en tasas de interés a diferentes plazos contienen una prima de riesgo que se incrementa a medida que el plazo aumenta, no obstante, el instrumento que se utiliza en esta investigación para identificar las sorpresas de política monetaria es la tasa forward instantánea de 30 días, esto es, la tasa forward estimada que se tiene 30 días adelante con una madurez infinitesimal, por lo que el ruido proveniente de la prima de riesgo en este instrumento será despreciable.

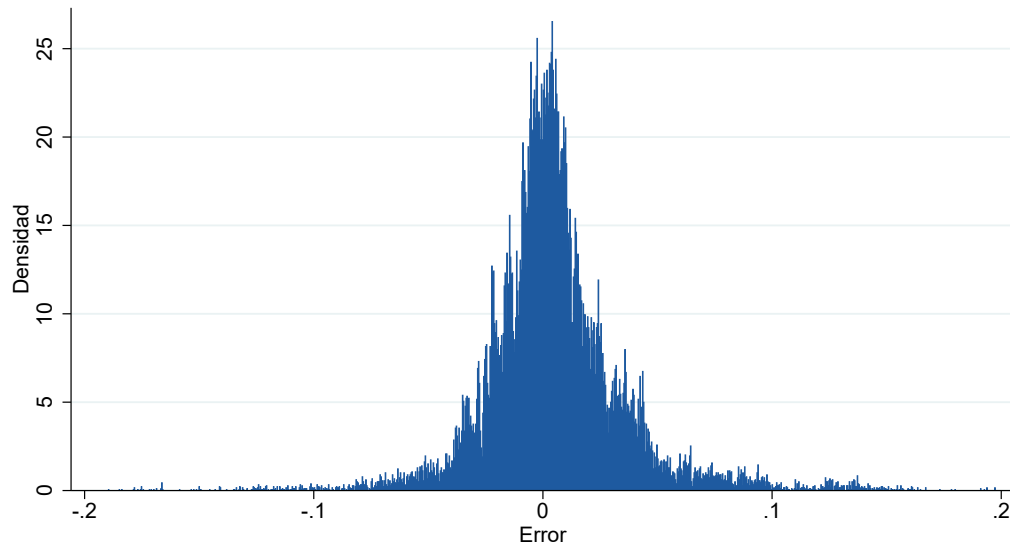
La segunda fuente de ruido, está en la extracción de las sorpresas a través de la estimación de la estructura de tasas de interés, esto, al ser un ajuste paramétrico de las verdaderas tasas presentes en el mercado, presenta un error de ajuste en cada una de las estimaciones. Sin embargo, la distribución de los errores como podemos ver en la Figura 2, sigue de cerca una distribución i.i.d. centrada en 0, de hecho, su media exacta es igual a 0.0048 y su varianza 0.00097, esto medido en porcentaje, por lo que la media del error de estimación sería interpretada como 0.0048% de la verdadera tasa de interés, evidenciando que este ruido de medición sería despreciable ($E[\xi_t] = 0$).

Como ejercicio de robustez se realiza una serie falsa de sorpresas de política monetaria que llamaremos “sorpresa placebo”, la cual se construye con la misma serie de variación diaria de tasas forwards a 30

días plazo, pero alrededor del día 7 luego de la reunión de política monetaria. Esta sorpresa placebo la utilizaremos paralelamente en los procedimientos a estimar para verificar la bondad de la sorpresa de política monetaria construída.

Mayores detalles de la sorpresa de política monetaria y de ejercicios de robustez de esta serie se encuentran en el Apéndice N°4.

Figura 2: Modelo de Svensson, Densidad de Errores



Nota: Densidad de errores obtenidos por la estimación de la estructura de tasas de interés a través del modelo de Svensson.

III. El impacto de las sorpresas de política monetaria

III.1. Estudio de eventos

Lo relevante luego de la identificación de las sorpresas de política monetaria, será evaluar el movimiento de las variables financieras y de expectativa económica con datos de alta frecuencia ante un cambio en el componente no anticipado de política monetaria, de esta manera, la estrategia estudio de eventos sería:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta s_t + \epsilon_t \quad (5)$$

En donde s_t es nuestra sorpresa de política monetaria identificada anteriormente, β el coeficiente de interés y Δy_t denota la variación diaria del retorno accionario, tipo de cambio, tasas de interés spot nominales y reales, tasas forwards nominales e inflación esperada.

Se hace notar la relevancia de utilizar el componente no anticipado de la variación de política monetaria para capturar el efecto en las variables económicas y financieras. Si se usara la variación efectiva de la tasa de política monetaria, estaríamos incluyendo tanto el componente no anticipado como el anticipado por el mercado, y con esto, la reacción de la variable dependiente sería subestimada por el coeficiente de interés β .

Los cuadros 1 y 2 presentan los resultados para la ecuación (5) tanto para la sorpresa construída alrededor de los anuncios de política monetaria, y la sorpresa placebo construída para el séptimo día después de que los anuncios se hayan realizado. La muestra de la estimación corresponde a los 128 días de anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

Dado que la siguiente subsección analiza la trayectoria de los días siguientes al estudio de eventos el día del anuncio de política monetaria, los cuales a la vez, compatibilizan en su interpretación con el efecto estático del anuncio, los resultados de estos cuadros serán analizados e interpretados junto con los hallazgos encontrados de las proyecciones locales en la subsección Resultados más adelante.

Cuadro 1: Estudio de eventos del efecto de las sorpresas de política monetaria

	Sorpresa	Placebo	R^2		Sorpresa	Placebo	R^2
Δ IPSA	-0.605 (0.368)	0.227 (2.084)	0.013 (0.000)	Δ FX (CLP/USD)	0.356 (0.414)	-1.513* (0.798)	0.007 (0.019)
Δ Tasa spot (CLP)				Δ Tasa forward (CLP)			
1 mes	1.038*** (0.00798)	0.573*** (0.122)	0.995 (0.639)	1 mes	- (-)	- (-)	- (-)
2 meses	0.809*** (0.0260)	0.586*** (0.127)	0.978 (0.589)	2 meses	0.566*** (0.0545)	0.592*** (0.133)	0.863 (0.528)
3 meses	0.658*** (0.0402)	0.598*** (0.143)	0.932 (0.516)	3 meses	0.349*** (0.0698)	0.387* (0.222)	0.536 (0.150)
6 meses	0.419*** (0.0505)	0.621*** (0.189)	0.718 (0.374)	6 meses	0.177*** (0.0595)	0.228 (0.303)	0.184 (0.032)
1 año	0.242*** (0.0447)	0.612*** (0.0152)	0.380 (0.280)	1 año	0.0466 (0.0337)	0.375 (0.309)	0.016 (0.065)
2 años	0.130*** (0.0417)	0.510** (0.195)	0.159 (0.217)	2 años	0.00392 (0.0509)	0.386 (0.244)	0.000 (0.092)
5 años	0.0559 (0.0562)	0.253** (0.118)	0.045 (0.075)	5 años	-0.000554 (0.0739)	-0.211 (0.223)	0.000 (0.020)
10 años	0.0287 (0.0704)	0.0868 (0.128)	0.010 (0.007)	10 años	-0.0187 (0.0885)	-0.445** (0.223)	0.000 (0.074)
20 años	0.0146 (0.0787)	-0.0142 (0.160)	0.002 (0.000)	20 años	0.00268 (0.0960)	0.146 (0.328)	0.000 (0.007)
30 años	0.0103 (0.0806)	-0.0545 (0.171)	0.001 (0.002)	30 años	-0.00647 (0.0937)	0.770 (0.734)	0.000 (0.028)

Nota: Respuesta de la variación diaria de las variables tipo de cambio nominal (FX), retorno accionario y tasas de interés spot y forwards nominales, estimadas el día del anuncio de política monetaria para un shock positivo de 100pb en la sorpresa de política monetaria.

*, ** y *** indican significancia estadística al 10 %, 5 %, y 1 % respectivamente.

Errores estándares robustos son detallados en paréntesis. En la columna R^2 el número en paréntesis detalla el R^2 de la sorpresa placebo.

Cuadro 2: Estudio de eventos del efecto de las sorpresas de política monetaria

	Sorpresa	Placebo	R^2		Sorpresa	Placebo	R^2
Δ Tasa spot (UF)				Δ Inflación Esperada			
1 mes	1.122*** (0.241)	-0.0712 (0.937)	0.328 (0.000)	1 mes	-0.00154 (0.216)	0.646 (0.897)	0.000 (0.002)
2 meses	0.920*** (0.249)	1.099 (0.980)	0.189 (0.011)	2 meses	-0.0570 (0.233)	-0.428 (0.900)	0.001 (0.002)
3 meses	0.691*** (0.193)	1.186 (0.759)	0.151 (0.024)	3 meses	-0.0115 (0.202)	-0.528 (0.739)	0.000 (0.005)
6 meses	0.419*** (0.105)	0.723 (0.497)	0.158 (0.028)	6 meses	-0.00103 (0.142)	-0.0875 (0.577)	0.000 (0.000)
1 año	0.309*** (0.0547)	0.280 (0.306)	0.219 (0.018)	1 año	-0.0701 (0.0890)	0.332 (0.401)	0.012 (0.018)
2 años	0.190*** (0.0246)	0.00378 (0.101)	0.205 (0.000)	2 años	-0.0620 (0.0513)	0.499** (0.198)	0.020 (0.094)
5 años	0.112*** (0.0232)	0.0551 (0.0528)	0.167 (0.006)	5 años	-0.0577 (0.0416)	0.193* (0.0998)	0.044 (0.042)
10 años	0.0528** (0.0247)	0.0312 (0.0456)	0.062 (0.002)	10 años	-0.0246 (0.0470)	0.0548 (0.114)	0.010 (0.004)
20 años	0.0314 (0.0235)	-0.0350 (0.0517)	0.032 (0.003)	20 años	-0.0168 (0.0553)	0.0241 (0.121)	0.005 (0.001)
30 años	0.0277 (0.0216)	-0.0704 (0.0622)	0.028 (0.014)	30 años	-0.0172 (0.0599)	0.0206 (0.120)	0.005 (0.000)

Nota: Respuesta de la variación diaria de las variables tasas de interés spot real e inflación esperada, estimadas el día del anuncio de política monetaria para un shock positivo de 100pb en la sorpresa de política monetaria.

*, ** y *** indican significancia estadística al 10 %, 5 %, y 1 % respectivamente.

Errores estándares robustos son detallados en paréntesis. En la columna R^2 el número en paréntesis detalla el R^2 de la sorpresa placebo.

III.2. Proyecciones locales

Para asegurar que la medición del efecto de las sorpresas de política monetaria no sean esencialmente ruido, es decir, que tengan efectos persistentes en el tiempo, se extiende la regresión de estudio de eventos aplicada en la gran mayoría de la literatura de alta frecuencia, por un modelo que capture la dinámica de las variables en el tiempo.

El modelo usado será un método de proyecciones locales (véase Jordá, 2005). Para su implementación a shocks de sorpresas monetarias, esta investigación se basa en Cesa-Bianchi, Thwaites y Vicondoa (2016) y Andrade y Ferroni (2020) en donde estiman funciones de impulso respuesta (IRFs) con esta metodología para el caso del Reino Unido y Estados Unidos respectivamente. En específico, se estima la siguiente ecuación:

$$\Delta y_{t+h} = \alpha + \beta_h s_t + \sum_{j=1}^J \gamma_{j,h} \Delta y_{t-j} + \sum_{k=1}^K \delta_{k,h} x_{t-k} + \epsilon_t \quad (6)$$

en donde $h = 0, \dots, H$ con H igual a 20 días hábiles, el coeficiente β_h representa el impacto promedio de la sorpresa monetaria en la variable de interés Δy , h días después del shock, el vector s_t es un vector con filas correspondientes a los días hábiles entre el 1 de enero de 2008 y el 31 de julio de 2020, con elementos iguales a la variación diaria de la tasa forward a 30 días cuando existe un anuncio de política monetaria limpio, e iguales a cero los días que no.

Se controla por rezagos de la variable dependiente (Δy_{t-j}) y rezagos tanto de la variación de la tasa spot nominal a 1 año, como también de la variación de la inflación esperada a 1 mes, 1 año y 10 años (x_{t-k}). Para esta estimación se usa $J = 12$ y $K = 20$ sugeridos por el criterio de información Akaike estimado para las combinaciones de $J = 1$ a $J = 20$ y de $K = 1$ a $K = 20$.

Estos controles son agregados ya que puede ser que los rezagos de la inflación esperada estén produciendo endogeneidad en las sorpresas al saber que el BCCh usa la tasa de política monetaria para controlar la inflación. De hecho, cuando se agregan estos controles rezagados a la estimación de proyecciones locales, los criterios de información disminuyen significativamente.

Excepcionalmente, para la estimación de proyecciones locales de la variable dependiente inflación esperada, se elimina el control rezagado de la tasa spot nominal a 1 año. Esto, dado que al agregarlo los criterios de información aumentan en gran magnitud en vez de disminuir.

El añadir controles al modelo de proyecciones locales es una práctica bien documentada, es el caso de Cesa-Bianchi, Thwaites y Vicondoa (2016), Cloyne, Ferreira, Surico (2019) Tenreyro y Thwaites (2016) o Andrade y Ferroni (2020), esto, ya que si bien el objetivo es analizar el efecto de la política monetaria sobre la variable de interés, el modelo debe tener una “buena descripción de la misma” para que el análisis sea correcto.

Es importante notar, que si las sorpresas monetarias son exógenas, entonces la inclusión de rezagos no afectará el límite probabilístico al que converge el estimador β_h , en cambio, podrá afectar su varianza, y el valor que toma en muestras finitas y pequeñas.

Se reportan intervalos al 68% y 90% de confianza para el coeficiente β_h usando una metodología de

Wild Bootstrap con 999 replicaciones, siguiendo su implementación para proyecciones locales en Mertens y Ravn (2013) (Véase también Gonçalves y Kilian, 2004).

Este procedimiento es robusto a heterocedasticidad condicional, a la vez, tiene en cuenta la incertidumbre generada por los procesos de identificación y medición de las sorpresas. Por otro lado, el Bootstrap estándar podría ser problemático dado que s_t contiene muchas observaciones iguales a cero, lo que significa que extraer muestras con reemplazo de s_t conduce a resultados de vectores iguales a cero con probabilidad positiva.

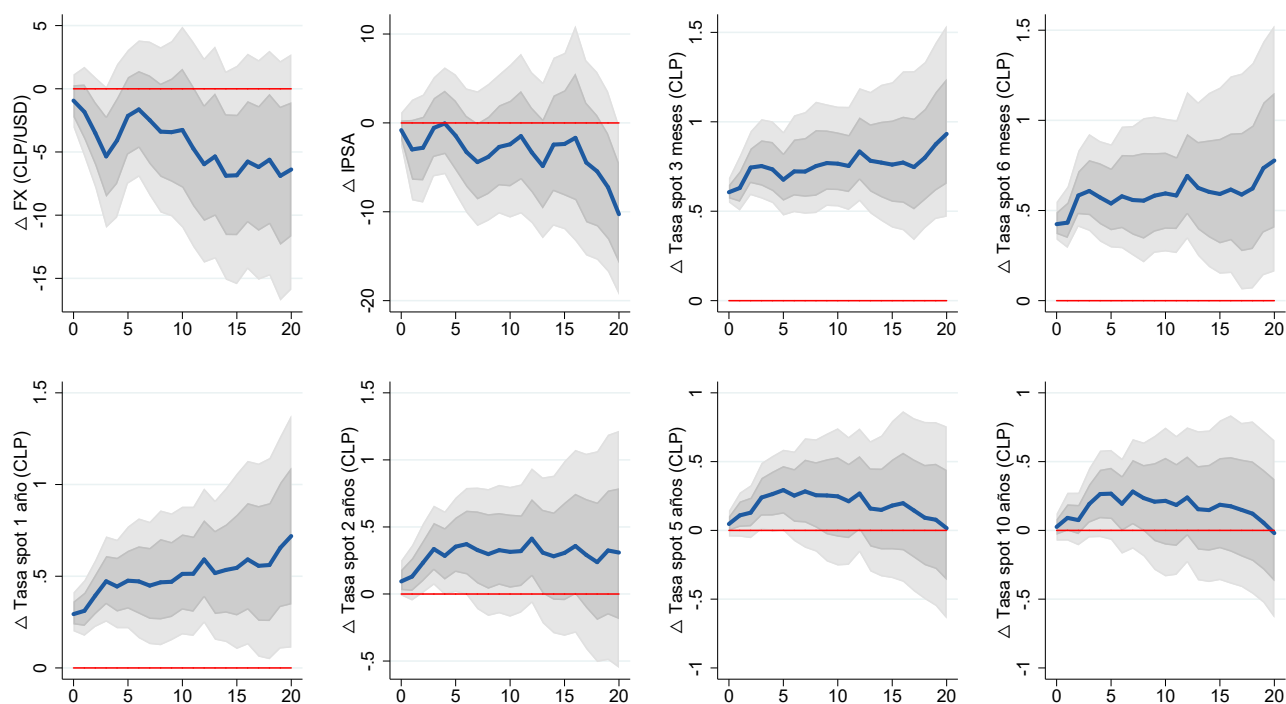
Como se puede apreciar, la regresión contemporánea de estudio de eventos sería una simplificación de modelo de proyecciones locales, restringiendo $h = 0$ y eliminando los términos rezagados de la variable dependiente Δy_{t-j} y controles x_{t-k} .

Por último, es relevante notar, que el uso del modelo de proyecciones locales con frecuencia diaria, nos permite capturar evidencia respecto a la persistencia de estos efectos en el tiempo. Y, a diferencia del modelo clásico (VAR), el modelo de proyecciones locales no impone una estructura en la cual las sorpresas de política monetaria sean afectadas por la persistencia promedio de las perturbaciones en la tasa de interés.

Las figuras 3 y 4 presentan los resultados para la ecuación (6) para distintas variables dependientes, estimando un shock de un aumento en 1%, o 100 puntos base (pb) no anticipado de la política monetaria. Se grafican las IRFs 20 días adelante estimándose para los 128 días de anuncios de política monetaria entre enero de 2008 y julio de 2020, con bandas de 68% y 90% de confianza.

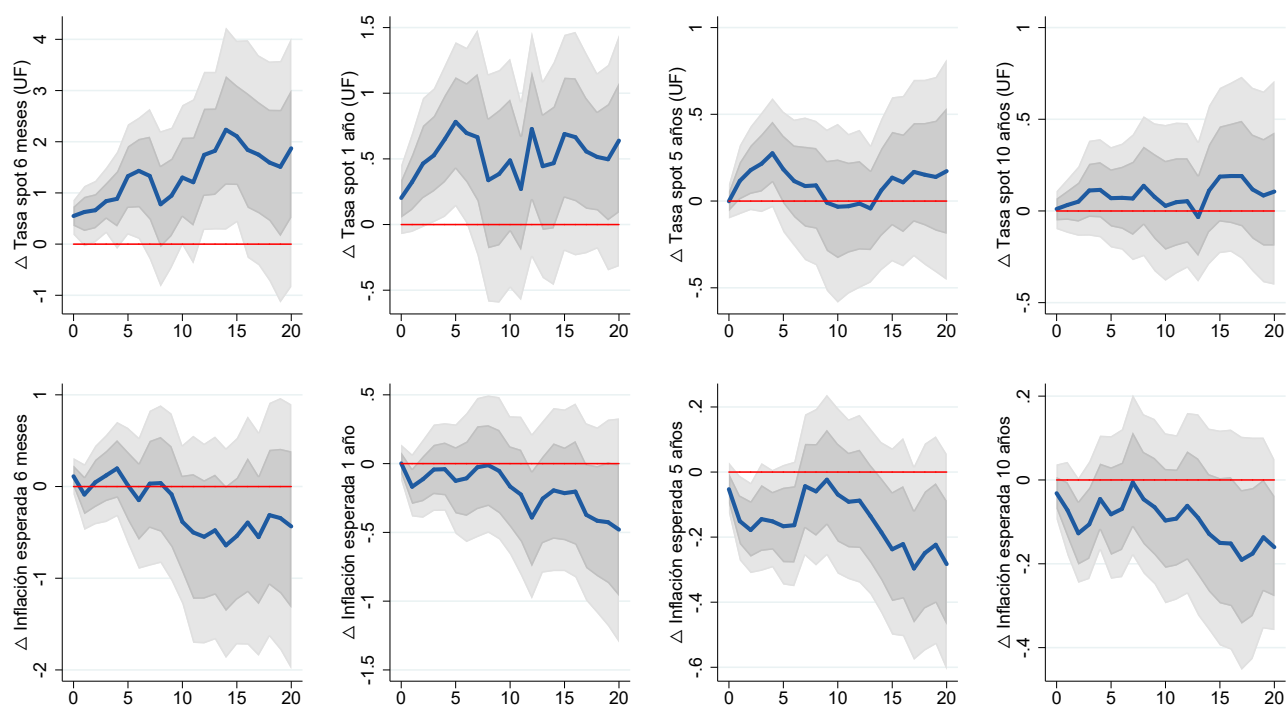
La variable independiente relevante es la sorpresa de política monetaria s_t mientras el cambio en la variable dependiente Δy_{t+h} es medida en una ventana de tiempo de 1 día para los diferentes horizontes de tiempo h . Se acumulan las IRFs calculadas en diferencias para poder obtener los cambios acumulados en niveles para el horizonte h .

Figura 3: Proyecciones locales del efecto de las sorpresas de política monetaria



Nota: Efecto estimado de las sorpresas de política monetaria sobre las variaciones diarias de las variables tipo de cambio nominal (FX), retorno accionario y tasa de interés spot nominal. La muestra incluye los 128 anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

Figura 4: Proyecciones locales del efecto de las sorpresas de política monetaria



Nota: Efecto estimado de las sorpresas de política monetaria sobre las variaciones diarias de las variables tasa de interés real spot e inflación esperada. La muestra incluye los 128 anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

III.3. Resultados

Los resultados de la metodología de estudio de eventos y proyecciones locales muestran un efecto significativo y persistente a través de los plazos en la tasa spot nominal (CLP). Si bien, este resultado es ampliamente esperado dada la misma construcción de la sorpresa de política monetaria a través de estos datos, es interesante notar que el efecto en magnitud y significancia va decayendo a mayores plazos tanto para el caso del día del anuncio de política monetaria estudiado a través del estudio de eventos y los días posteriores evidenciados por las proyecciones locales.

El efecto en estas tasas de interés nominales el día del anuncio deja de ser significativo para la tasa spot nominal a 2 años en adelante, esto, coincidiendo con lo encontrado por Larraín (2007) y Pescatori (2018). En cuanto a los días posteriores al anuncio, el efecto positivo en la tasa spot nominal se mantiene persistente incluso luego de 20 días para las tasas a 1 año plazo y para las tasas mayores a esta, el shock positivo se desvanece entre los días 8 y 15.

En cuanto a los resultados encontrados en las tasas forwards, estos nos dan, de una manera más precisa, información respecto a la persistencia de este shock; dado que las tasas forwards instantáneas no están contaminadas por la ponderación de las tasas de interés a plazos inferiores al que se evalúa, se puede aseverar que el efecto de la sorpresa monetaria llega a ser significativo hasta plazos de 3 meses.

Si este resultado lo comparamos con los encontrados por Kuttner (2001) o Gurkaynak (2005a) en EE.UU. podemos evidenciar una persistencia mucho menor, también evidenciado por Larraín (2007). Esto se podría deber a que EE.UU. tiene importantes efectos en los mercados financieros internacionales como lo demuestran Albagli, Ceballos, Claro y Romero (2019), por lo que sus tasas de interés reaccionarían no solo a la innovación monetaria local, si no que también indirectamente a los movimientos de las tasas internacionales.

El efecto de un aumento de 100 pb no anticipado de la tasa de política monetaria el día del anuncio de política monetaria no tiene un efecto significativo, pero si observamos los resultados del modelo de proyecciones locales, se evidencia una apreciación significativa del tipo de cambio, dando a lugar a una interpretación en que la paridad de intereses sería el nexo principal entre los stocks de dinero internos y externos del país (Dornbusch, 1978), este resultado estaría de acuerdo con lo encontrado por Pescatori (2018).

Con esto, se evidencia la acción del canal de transmisión del tipo de cambio en Chile, un aumento no anticipado de política monetaria atraería inversiones de capital del extranjero al país doméstico, aumentando la demanda por la moneda doméstica, generando con esto una apreciación del tipo de cambio (Edwards, 1983a).

Se puede observar que las sorpresas de política monetaria en Chile no tienen un efecto significativo en el retorno accionario el día del anuncio, contrario a lo encontrado ampliamente en la literatura de EE.UU. (Kuttner, 2001, Gurkaynak et al. 2005a), pero de acuerdo con estudios anteriores realizados en Chile (Acuña y Pinto, 2005, Pescatori 2018) y UK (Cesa-Bianchi, Thwaites y Vicondoa, 2016).

Si observamos su dinámica los días posteriores al evento en los resultados del modelo de proyecciones locales, vemos que el retorno accionario tiende a bajar significativamente, esto, evidenciando el canal clásico que tiene un aumento no anticipado de política monetaria en las acciones (Kuttner, 2001), esto es, el aumento de la política monetaria genera un aumento en las tasas de referencia con la que se traen a valor presente los dividendos de las acciones disminuyendo su valoración, a la vez, este aumento en la política monetaria aumenta los costos de financiamiento de las empresas, desincentivando la inversión de

ellas y disminuyendo su valor actual.

El efecto en las tasas spot en Unidad de Fomento (UF) que representa la tasa real libre de riesgo, tanto el día del anuncio como los períodos siguientes reaccionan positiva y significativamente. Los días posteriores al anuncio, la tasa spot real aumenta incluso más que la tasa de interés nominal, lo cual nos indica que la inflación esperada los siguientes días del anuncio de política monetaria sería actualizada a la baja.

Podemos apreciar que existe una persistencia positiva para las tasas spot reales a 6 meses y 1 año pero dejando de serla para tasas mayores a 5 años, haciendo referencia a los resultados encontrados por Nakamura y Steinsson (2018) para los Estados Unidos en donde se concluye que el banco central puede afectar las tasas de interés reales a horizontes de tiempo de mediano a largo plazo.

En cuanto a la inflación esperada, esta pareciera no ser significativa en el impacto de la política monetaria, pero si se analiza el efecto en la inflación en los períodos siguientes al anuncio, tal como se mencionó al analizar el efecto en la tasa de interés real, estos resultan ser especialmente informativos respecto al caso de estudio de eventos. El efecto se vuelve negativo significativamente, estando de acuerdo con la teoría clásica, la cual nos dice que un aumento inesperado en la tasa de política monetaria, afectaría negativamente a la inversión y consumo, disminuyendo la demanda del producto interno bruto (PIB), generando una presión inflacionaria a la baja. Estos mismos efectos son encontrados por Nakamura y Steinsson (2018) y Cesa-Bianchi, Thwaites y Vicondoa (2016) para el caso estadounidense y británico respectivamente.

Finalmente, si se observa el efecto de la sorpresa placebo en las diferentes variables económicas y financieras, los resultados son erráticos y no informativos. Si bien los resultados para el tramo corto de la estructura de tasas spot nominal son significativos por construcción, estos no mantienen la misma persistencia decreciente a medida que aumentamos los plazos. A la vez, los efectos para todos los plazos en la estructura de tasas spot real son no significativos y de magnitudes inconsistentes a diferencia de lo que ocurre con la sorpresa monetaria verdadera. Este resultado estaría a favor de una correcta construcción de las sorpresas de política monetaria realizada en la Sección II de esta investigación y sería un buen ejercicio de robustez de estas mismas.

IV. Multidimensionalidad de los anuncios de política monetaria

IV.1. Estimación de los factores latentes

En las secciones anteriores se asumía que los efectos de los anuncios de política monetaria luego de las RPMs en las variables económicas y financieras eran completamente, o al menos adecuadamente, descritos por el componente sorpresivo del cambio en la tasa forward instantánea de 30 días. Si bien, este supuesto es bastante usado en la literatura existente, el hecho de que luego del año 2011 los anuncios de política monetaria contengan una orientación sobre la trayectoria futura probable de la política monetaria (condicionados a los pronósticos actuales), despierta el interés sobre la validez de este supuesto.

En esta sección explotamos este hecho y seguimos de acuerdo a la extensión propuesta por Larraín (2007) para preguntarnos cuántas dimensiones adicionales son requeridas para caracterizar adecuadamente los anuncios de política monetaria en Chile, siguiendo la metodología y terminología usada por Gurkaynak et al. (2005a).

Esta pregunta se puede traducir en, ¿Cuántos factores latentes son necesarios para explicar adecuada-

mente la varianza de la respuesta de los precios de los activos a los anuncios de política monetaria?

Para responder a esta pregunta, definamos X como la matriz de $T \times n$, con las filas correspondientes a los anuncios de política monetaria, las columnas a las diferentes variables económicas y financieras, y cada elemento de X describe el cambio en la correspondiente variable descrita por su columna, en una ventana de tiempo de un día alrededor del anuncio de política monetaria descrito por su fila. Podemos escribir X de la forma:

$$X = F\Lambda + \eta \quad (7)$$

en donde F es una matriz de $T \times k$ factores inobservables (con $k < n$), Λ una matriz de $k \times n$ factor loadings, y η es una matriz de $T \times n$ perturbaciones de ruido blanco.

Con esto hecho, se quiere saber cuántos factores (columnas de F) son necesarias para describir adecuadamente X . El supuesto de que un sólo factor (Por ejemplo, la sorpresa de política monetaria identificada en la Sección II) es suficiente, es una aseveración de que existe un vector F de $T \times 1$ y constantes λ_i , $i = 1, \dots, k$, en donde la matriz X es descrita por $F \times [\lambda_1, \dots, \lambda_k]$ y el correspondiente ruido blanco η .

Para la estimación de la matriz de factores inobservables F , usamos el método de Principal Components Analysis, aplicado a la matriz de datos X . Este procedimiento descompone la matriz X en un set de vectores ortogonales entre sí F_i , $i = 1, \dots, n$, en donde F_1 es el vector que contiene la mayor cantidad de poder explicativo de X , F_2 es entonces, el vector que contiene la mayor cantidad de poder explicativo de los residuos de X luego de proyectar cada columna de F_1 , y así.

De esta manera, definimos X como la matriz con 128 filas correspondientes a los anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020, y se usa como columnas de la matriz las tasas forwards instantáneas con horizontes a 1 mes, 3 meses, 6 meses, 9 meses y 1 año. Esto, dado que caracterizan la trayectoria esperada de la política monetaria durante el próximo año. Además, esto permitirá una clara interpretación estructural de los factores identificados en los siguientes pasos.

Dado que al realizar este procedimiento, sólo se tienen 2 factores con un autovalor mayor a 1⁹, y que el primer factor explica el 72.72 % de la varianza de las 5 series originales, el segundo factor el 23.21 %, lo que en conjunto explicaría el 95.92 %, nos indica que el uso de sólo un factor para explicar las variaciones de las tasas forwards a diferentes horizontes con un máximo de 1 año no sería suficiente, y que la incorporación de más de 2 factores tampoco aportaría gran poder explicativo, lo que apoya la hipótesis de que para explicar adecuadamente las variaciones de los precios de los activos, se deben incorporar 2 factores.

IV.2. Interpretación estructural de los factores

Los 2 factores F_1 y F_2 , explican casi la totalidad de la varianza de X , pero no tienen una interpretación estructural. De hecho, los 2 factores están correlacionados con las sorpresas de política monetaria identificadas en la sección II (variaciones en la tasa forward a 1 mes), con esto, no tendría sentido interpretar un factor como el cambio en la tasa de política monetaria, y el otro factor como alguna otra

⁹El autovalor del primer factor es 3.64, el del segundo factor es 1.16 mientras el del tercer factor decae a 0.18.

dimensión de política monetaria.

Para solucionar esto, y darle una interpretación estructural a los 2 factores, se realiza una rotación de F_1 y F_2 para dar a luz a 2 nuevos factores Z_1 y Z_2 , los cuales siguen siendo ortogonales entre sí y tienen el mismo poder explicativo de la matriz X que los factores F_1 y F_2 , teniendo como restricción, que el segundo factor (Z_2) no tenga efecto en la tasa forward a 1 mes.

Es decir, estos factores inobservables se rotan de manera que el primer factor corresponda a las sorpresas de política monetaria en el mes actual, y el segundo factor corresponda a movimientos en la tasa forward de interés esperada dentro del próximo año que no son afectadas por cambios en la tasa de política monetaria actual. Para esto, definamos la matriz Z de 128×2 como

$$Z = FU \quad (8)$$

en donde

$$U = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \beta_1 \\ \alpha_2 & \beta_2 \end{bmatrix} \quad (9)$$

Con esto, se sigue que la ecuación (7) se puede reescribir como:

$$X = Z\Pi + \eta \quad (10)$$

con $Z = FU$ y $\Pi = U^{-1}\Lambda$. Con esto $F = U^{-1}Z$ y se debe cumplir que:

$$F_1 = \frac{1}{\alpha_1\beta_2 - \alpha_2\beta_1} [\beta_2 Z_1 - \alpha_2 Z_2] \quad (11)$$

$$F_2 = \frac{1}{\alpha_1\beta_2 - \alpha_2\beta_1} [\alpha_1 Z_2 - \beta_1 Z_1] \quad (12)$$

Se normalizan F_1 y F_2 para que tengan media igual a 0 con el fin de simplificar el álgebra de la rotación. Los elementos de la matriz U son identificados por cuatro restricciones. Primero, las columnas de U son normalizadas para que tengan magnitud unitaria, es decir, las primeras dos restricciones son:

$$\alpha_1 + \alpha_2 = 1 \quad (13)$$

$$\beta_1 + \beta_2 = 1 \quad (14)$$

Segundo, Z_1 y Z_2 deben seguir permaneciendo ortogonales entre sí, como debe cumplirse que:

$$(Z_1 Z_2) = F_1^2 \alpha_1 \beta_1 + F_1 F_2 \beta_2 \alpha_1 + F_2 F_1 \alpha_2 \beta_1 + F_2^2 \alpha_2 \beta_2 \quad (15)$$

La condición de ortogonalidad impone que al aplicar esperanza, los términos cruzados entre F_1 y F_2 sean iguales a 0, y dado que F_1 y F_2 están normalizados con media igual a 0, $E(F_1^2) = Var(F_1) = \lambda_1$ y $E(F_2^2) = Var(F_2) = \lambda_2$ con λ_1 y λ_2 los autovalores de F_1 y F_2 respectivamente. De esta manera la tercera restricción queda caracterizada como:

$$E(Z_1 Z_2) = \lambda_1 \alpha_1 \beta_1 + \lambda_2 \alpha_2 \beta_2 = 0 \quad (16)$$

Por último, se impone la restricción de que Z_2 no puede afectar a la tasa de interés forward a 1 mes. Para esto, se define γ_1 y γ_2 como los factor loadings conocidos de la tasa forward a 1 mes en F_1 y F_2 respectivamente, es decir, $\Lambda[1, 1] = \gamma_1$ y $\Lambda[2, 1] = \gamma_2$. Luego, la nueva matriz de factor loadings debe cumplir:

$$\Pi = U^{-1} \Lambda = \begin{bmatrix} \phi_1 & \delta_1 & \theta_1 & \omega_1 & \zeta_1 \\ 0 & \delta_2 & \theta_2 & \omega_2 & \zeta_2 \end{bmatrix} \quad (17)$$

Se sigue entonces que:

$$\gamma_2 \alpha_1 - \gamma_1 \alpha_2 = 0 \quad (18)$$

La cual sería la cuarta y última restricción para realizar la identificación de la matriz U . Como última modificación, se normalizan las escalas de Z_1 y Z_2 para que un cambio de 0.01 en Z_1 corresponda a una sorpresa de política monetaria de 1 pb. De la misma forma, se normaliza la escala del segundo factor Z_2 , de manera que el efecto de Z_2 en la tasa forward con horizonte a 6 meses sea exactamente el mismo efecto que tiene Z_1 en la tasa forward a 6 meses plazo, aproximadamente 34 pb.

Finalmente, es lógico pensar que el factor Z_1 debería ser similar, aunque no exactamente igual, a las sorpresas de política monetaria identificadas en la Sección II¹⁰. A método de probar la estrecha relación entre estas 2 medidas, se realiza una regresión de las sorpresas de política monetaria identificadas en la Sección II en el factor Z_1 y se encuentra que Z_1 es casi idéntica a la sorpresa monetaria identificada anteriormente, con una correlación de 97% y un R^2 de 0.94.

Por otro lado, Z_2 representa todos los otros aspectos del anuncio de política monetaria que mueve las tasas forwards de interés para el próximo año pero que no mueve la tasa forward de interés del mes actual.

¹⁰Estas dos medidas no son exactamente iguales, esto, porque la estimación del factor elimina el ruido blanco de los datos. Z_1 entonces, sería en definitiva, una mejor medida del componente relevante de las sorpresas de política monetaria que la medida clásica basada en la tasa forward instantánea a 1 mes.

Con esto, el factor Z_2 incluye cualquier información, removiendo la decisión de la política monetaria actual, que afecte la trayectoria esperada de la política monetaria para el próximo año. Más información acerca del factor Trayectoria y su relación con los anuncios de política monetaria se encuentra disponible en el Apéndice N°5.

En este sentido, un aumento del factor Z_1 implicaría un aumento de política monetaria actual, mientras un aumento del factor Z_2 implicaría información respecto a un aumento de política monetaria en la trayectoria futura entre un plazo de 1 mes y 1 año. Siguiendo entonces la terminología de Gurkaynak et al. (2005a), Z_1 y Z_2 serían referidos como el factor “Objetivo” y el factor “Trayectoria” respectivamente.

V. El impacto de los factores Objetivo y Trayectoria

V.1. Estudio de eventos

Con los factores identificados y estructurados, en esta sección, se estima el efecto de cada una de estas dimensiones de los anuncios de política monetaria en las diferentes variables económicas y financieras.

Se utiliza la ecuación (5) del modelo de estudio de eventos para las variables dependientes usadas en la Sección III de esta investigación, pero en esta ocasión, los coeficientes relevantes serán dos, el que capture el efecto del factor Objetivo y el que acompañe al factor Trayectoria, de esta manera, se obtiene la siguiente modificación:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta Z_{1,t} + \gamma Z_{2,t} + \varepsilon_t \quad (19)$$

En donde $Z_{1,t}$ es el factor Objetivo identificado anteriormente, β el coeficiente de interés del factor Objetivo, $Z_{2,t}$ el factor Trayectoria y γ su coeficiente de interés a estimar; Δy_t denota la variación diaria del retorno accionario, tipo de cambio, tasas de interés spot nominales y reales, tasas forwards nominales e inflación esperada.

Los cuadros 3 y 4 presentan los resultados para la ecuación (19), tomando como muestra los 128 días de anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

Al igual que para el caso de las sorpresas de política monetaria en la Sección II de este estudio, la siguiente subsección analiza la trayectoria de los días siguientes al estudio de eventos el día del anuncio de política monetaria, los cuales compatibilizan en su interpretación con el efecto estático del anuncio. Por esta razón, los resultados de estos cuadros serán analizados e interpretados junto con los hallazgos encontrados de las proyecciones locales en la subsección Resultados más adelante.

Cuadro 3: Estudio de eventos del efecto de los factores Trayectoria y Objetivo

	Objetivo	Trayectoria	R^2		Objetivo	Trayectoria	R^2
Δ IPSA	-0.951* (0.507)	-0.626 (0.534)	0.031	Δ FX (CLP/USD)	-0.0184 (0.443)	-0.616** (0.301)	0.025
Δ Tasa spot (CLP)				Δ Tasa forward (CLP)			
1 mes	1.041*** (0.0766)	0.00856 (0.0255)	0.936	1 mes	1*** (0.0696)	0 (0.0241)	0.942
2 meses	0.858*** (0.0372)	0.0859*** (0.0129)	0.966	2 meses	0.653*** (0.00970)	0.160*** (0.00600)	0.953
3 meses	0.735*** (0.0167)	0.140*** (0.00673)	0.980	3 meses	0.497*** (0.0316)	0.245*** (0.00992)	0.943
6 meses	0.534*** (0.00526)	0.231*** (0.00451)	0.985	6 meses	0.341*** (0.0197)	0.341*** (0.00883)	0.967
1 año	0.368*** (0.00520)	0.288*** (0.00633)	0.973	1 año	0.170*** (0.0215)	0.349*** (0.00988)	0.951
2 años	0.239*** (0.0181)	0.275*** (0.0116)	0.910	2 años	0.0800** (0.0365)	0.236*** (0.0237)	0.661
5 años	0.114*** (0.0421)	0.166*** (0.0277)	0.455	5 años	0.0225 (0.0465)	0.0698* (0.0416)	0.046
10 años	0.0509 (0.0587)	0.0816** (0.0391)	0.093	10 años	-0.0439 (0.0813)	-0.0165 (0.0599)	0.009
20 años	0.0147 (0.0679)	0.0269 (0.0445)	0.009	20 años	-0.0472 (0.0880)	-0.0988 (0.0610)	0.057
30 años	0.00247 (0.0703)	0.00578 (0.0452)	0.000	30 años	-0.0740 (0.0893)	-0.110* (0.0645)	0.017

Nota: Respuesta de la variación diaria de las variables tipo de cambio nominal (FX), retorno accionario y tasas de interés spot y forwards nominales, estimadas el día del anuncio de política monetaria para un shock positivo de 100pb en los factores Objetivo y Trayectoria.

*, ** y *** indican significancia estadística al 10 %, 5 %, y 1 % respectivamente.

Errores estándares robustos son detallados en paréntesis.

Cuadro 4: Estudio de eventos del efecto de los factores Trayectoria y Objetivo

	Objetivo	Trayectoria	R^2		Objetivo	Trayectoria	R^2
Δ Tasa Spot (UF)				Δ Inflación Esperada			
1 mes	0.961*** (0.315)	-0.301** (0.148)	0.313	1 mes	0.138 (0.246)	0.290** (0.142)	0.034
2 meses	0.844*** (0.292)	-0.149 (0.193)	0.177	2 meses	0.0593 (0.238)	0.233 (0.189)	0.016
3 meses	0.667*** (0.235)	-0.0428 (0.169)	0.139	3 meses	0.0887 (0.210)	0.186 (0.168)	0.014
6 meses	0.426*** (0.145)	0.0626 (0.0977)	0.141	6 meses	0.107 (0.146)	0.172* (0.0998)	0.033
1 año	0.315*** (0.0893)	0.0682 (0.0647)	0.191	1 año	0.0485 (0.0886)	0.218*** (0.0653)	0.129
2 años	0.198*** (0.0467)	0.0489 (0.0427)	0.184	2 años	0.0377 (0.0420)	0.222*** (0.0414)	0.287
5 años	0.129*** (0.0322)	0.0662** (0.0269)	0.196	5 años	-0.0183 (0.0326)	0.0967*** (0.0307)	0.173
10 años	0.0688*** (0.0259)	0.0540** (0.0216)	0.116	10 años	-0.0188 (0.0402)	0.0258 (0.0322)	0.025
20 años	0.0452* (0.0244)	0.0442** (0.0192)	0.093	20 años	-0.0303 (0.0492)	-0.0177 (0.0339)	0.015
30 años	0.0397 (0.0244)	0.0383* (0.0205)	0.077	30 años	-0.0367 (0.0540)	-0.0324 (0.0358)	0.028

Nota: Respuesta de la variación diaria de las variables tasas de interés spot real e inflación esperada, estimadas el día del anuncio de política monetaria para un shock positivo de 100pb en los factores Objetivo y Trayectoria.

*, ** y *** indican significancia estadística al 10 %, 5 %, y 1 % respectivamente.

Errores estándares robustos son detallados en paréntesis.

V.2. Proyecciones locales

Con el fin de verificar la persistencia y dinámica intertemporal de los factores Objetivo y Trayectoria en las diferentes variables económicas y financieras de alta frecuencia, se extiende el método de estudio de eventos a través del modelo de proyecciones locales para cada factor Objetivo y Trayectoria.

Esto es, se modifica la ecuación (6), intercambiando la variable independiente de sorpresa de política monetaria s_t por el factor Objetivo Z_1 y el factor Trayectoria Z_2 separadamente en cada ecuación:

$$\Delta y_{t+h} = \alpha + \beta_h Z_{1,t} + \sum_{j=1}^J \gamma_{j,h} \Delta y_{t-j} + \sum_{k=1}^K \delta_{k,h} x_{t-k} + \epsilon_t \quad (20)$$

$$\Delta y_{t+h} = \alpha + \beta_h Z_{2,t} + \sum_{j=1}^J \gamma_{j,h} \Delta y_{t-j} + \sum_{k=1}^K \delta_{k,h} x_{t-k} + \epsilon_t \quad (21)$$

En donde la variable independiente relevante es el factor Z_1 o Z_2 , $h = 0, \dots, H$ con H igual a 20 días hábiles, el coeficiente β_h representa el impacto promedio del factor respectivo en la variable de interés Δy , h días después del shock.

Al igual que lo usado en la Sección III, se controla por rezagos de la variable dependiente (Δy_{t-j}) y rezagos tanto de la variación de la tasa spot nominal a 1 año, como también de la variación de inflación esperada a 1 mes, 1 año y 10 años (x_{t-k}). Para esta estimación se usa $J = 12$ y $K = 20$ para el caso del factor Objetivo y $J = 5$ y $K = 12$ para el factor Trayectoria, valores sugeridos por el criterio de información Akaike estimado para las combinaciones de $J = 1$ a $J = 20$ y de $K = 1$ a $K = 20$.¹¹

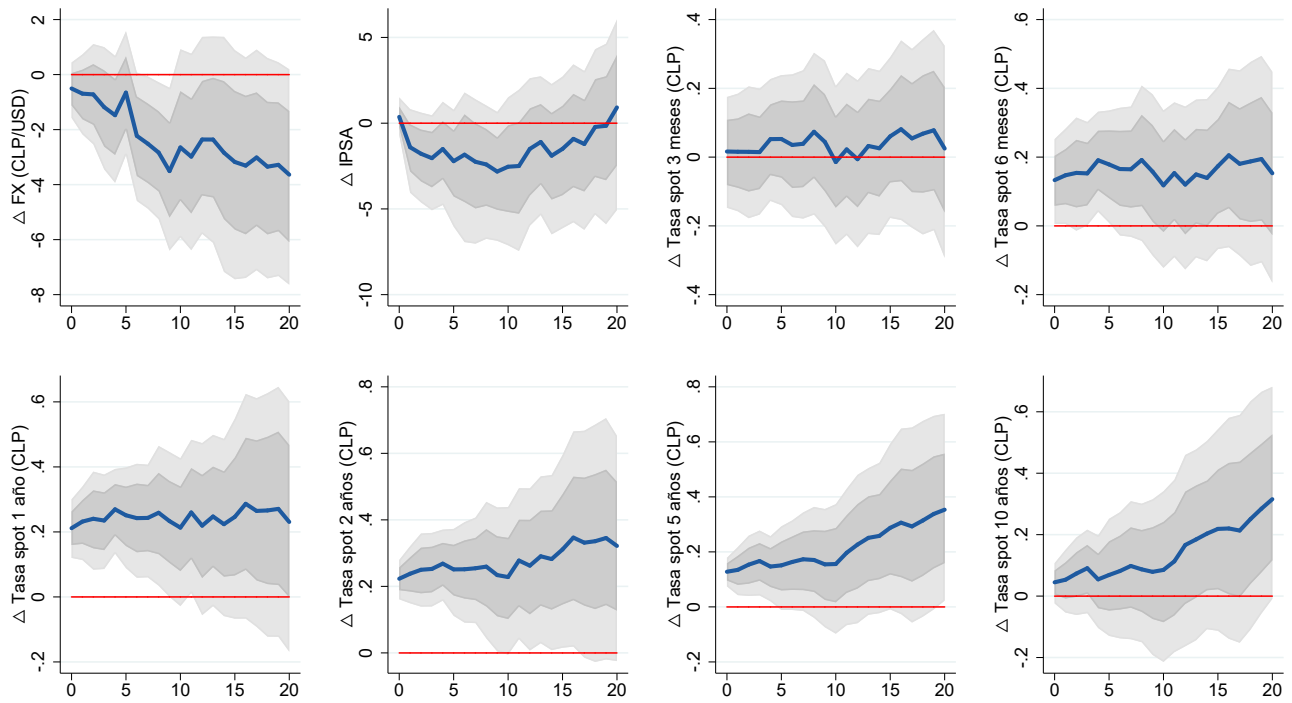
Para la estimación de proyecciones locales de la variable dependiente inflación esperada, se elimina el control rezagado de la tasa spot nominal a 1 año. Esto, dado que al agregarlo los criterios de información aumentan en gran magnitud en vez de disminuir indicando que existe un peor ajuste del modelo al incluir este control.

Se acumulan las IRFs calculadas en diferencias para poder obtener los cambios acumulados en niveles para el horizonte h y se reportan intervalos al 68% y 90% de confianza para el coeficiente β_h usando la metodología de Wild Bootstrap usada en la Sección III en base a la implementación realizada en Mertens y Ravn (2013).

Las figuras 5 y 6 muestran los resultados para la ecuación (21), mientras las figuras 12 y 13, en el Apéndice N°6, presentan los resultados para la ecuación (20). Ambos resultados para las distintas variables dependientes, estimando el shock de un aumento en 100 pb en cada uno de los factores y graficando las IRFs los 20 días siguientes al anuncio con bandas de confianza al 68% y 90%. La muestra relevante ocupada serían los 128 días de anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

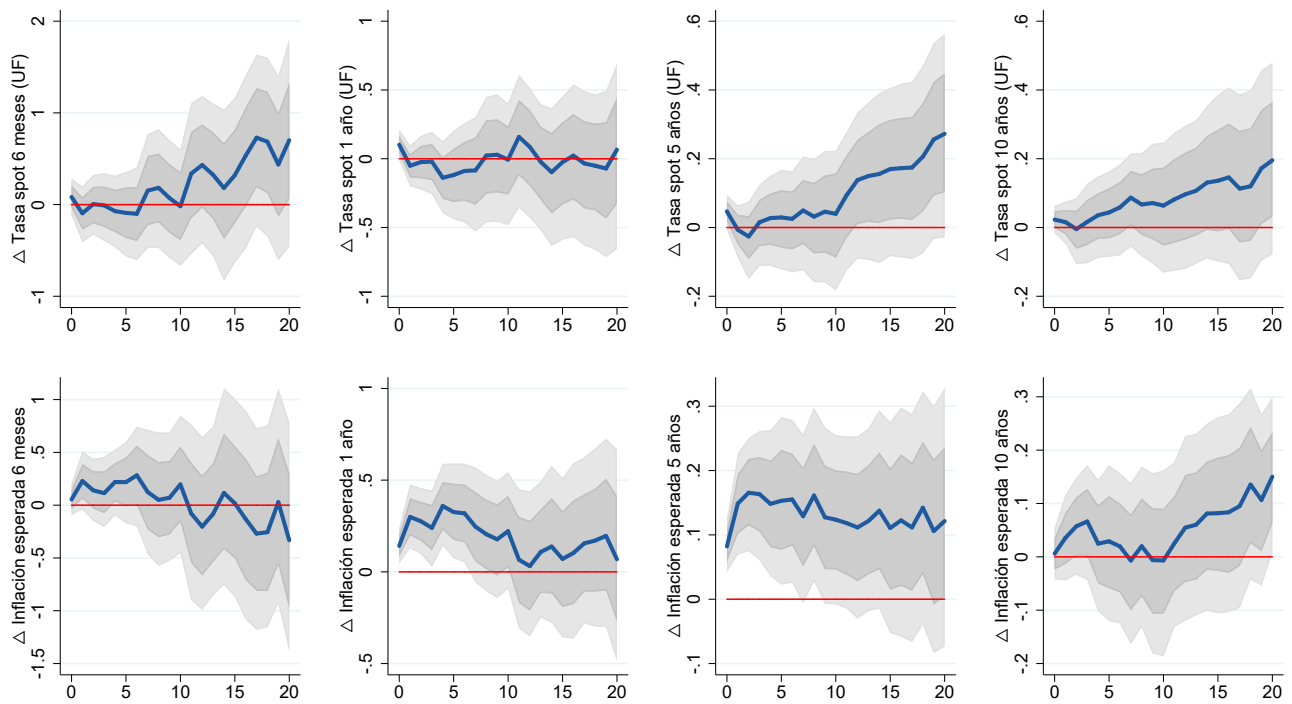
¹¹Como es de esperarse por la similitud entre el factor Objetivo y las sorpresas de política monetaria construídas en la Sección II, los rezagos sugeridos por el método Akaike para los controles del factor Objetivo son los mismos que los sugeridos para las sorpresas de política monetaria

Figura 5: Proyecciones locales del efecto del factor Trayectoria



Nota: Efecto estimado del factor Trayectoria sobre las variaciones diarias de las variables tipo de cambio nominal (FX), retorno accionario y tasa de interés spot nominal. La muestra incluye los 128 anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

Figura 6: Proyecciones locales del efecto del factor Trayectoria



Nota: Efecto estimado del factor Trayectoria sobre las variaciones diarias de las variables tasa de interés real spot e inflación esperada. La muestra incluye los 128 anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

V.3. Resultados

Dado que los resultados del factor Objetivo son muy parecidos a los encontrados en la Sección III a través de las sorpresas de política monetaria, lo cual tiene sentido dada la rotación y estructuración de este factor, esta sección se enfoca en la interpretación del efecto en las variables económicas y financieras de un aumento de 100 pb en el factor con información novedosa y no antes analizada para el caso chileno, el factor Trayectoria, el cual debe ser interpretado como información respecto a un aumento de política monetaria en la trayectoria futura entre un plazo de 1 mes y 1 año.

Los resultados encontrados respecto al factor Trayectoria indican que este conlleva un fuerte componente informacional para los individuos, con el que pueden actualizar sus expectativas futuras y anticiparse al escenario económico probable. En otras palabras, el factor Trayectoria, dado que la política monetaria es utilizada como estabilizador del ciclo económico, sería interpretado como un fuerte predictor de un auge (recesión) en la economía futura de mediano-largo plazo si se observa un aumento del factor Trayectoria (disminución del factor Trayectoria).

Esta interpretación fue primeramente presentada por Romer y Romer (2000) y reafirmada por los hallazgos de Gurkaynak et al. (2005a) y Gurkaynak et al. (2005b) para el caso estadounidense. Nakamura y Steinsson (2018) construye un modelo en el que los anuncios de la Reserva Federal de EE.UU. afectan las creencias no sólo respecto a la política monetaria, si no que también en otras variables económicas fundamentales, explicando gran parte de estos resultados opuestos a lo expuesto por las teorías clásicas usadas para shocks de política monetaria.

Lo primero que se evidencia, es que un aumento en el factor Trayectoria tiene un efecto de mayor persistencia en tasas spots y forwards nominales que el factor Objetivo, llegando a ser significativo incluso para tasas spots de 10 años plazo y tasas forwards de 5 años plazo. En cambio, el mismo aumento en el factor Objetivo tiene un efecto que llega a ser significativo para tasas spots de 5 años plazo y tasas forwards de 2 años plazo.

Es importante notar, que la magnitud del efecto condicionando en el plazo del instrumento también es significativamente diferente para ambos factores. El factor Trayectoria tiene un efecto mucho mayor que el factor Objetivo para tasas spot nominales mayores que 1 año y para tasas forwards nominales mayores a 6 meses. Este resultado sería evidencia de una correcta interpretación en cuanto a que un aumento en el factor Trayectoria, contendría información de aumentos en la trayectoria futura de la tasa de política monetaria.

Estos resultados coinciden con lo encontrado por Gurkaynak et al. (2005a) para el caso estadounidense, aunque el efecto del factor Trayectoria de EE.UU. es de mayor persistencia que el Chile. Esto, como se mencionó anteriormente, puede ser debido por la interrelación entre la política monetaria de EE.UU. y los mercados financieros internacionales (Albagli, Ceballos, Claro, Romero, 2019), de manera que las tasas estadounidenses no sólo estarían reaccionando al factor Trayectoria del mismo país, si no que también indirectamente a los movimientos de tasas internacionales provocados por este factor Trayectoria estadounidense .

Por otro lado, se encuentra que el factor Trayectoria no tiene un poder explicativo significativo en los retornos accionarios a diferencia del factor Objetivo, que tiene un efecto negativo y significativo sobre el retorno del IPSA. Aún así, esto también es informativo respecto a cómo se está interpretando este factor en la economía. Dado que este factor tiene efectos positivos en las tasas de interés de mediano-largo plazo, no tendría sentido que el canal de tasas de interés sea el que explique este efecto.

Ahora, si pensamos al factor Trayectoria como un factor de información futura respecto al probable estado de la economía, entonces un aumento en este factor crearía expectativas de un futuro auge económico, y por ende, podría explicar un efecto positivo en los retornos accionarios, aumentando la expectativa de inversión y dividendos que estas acciones puedan entregar en el futuro. Este efecto se contrapone al canal clásico de tasas de interés que afecta negativamente al retorno accionario, y por ende, haría que el efecto final de un aumento del factor Trayectoria sea ambiguo.

Al analizar el efecto de un aumento en el factor Trayectoria en el tipo de cambio nominal, se encuentra un efecto de apreciación significativa tanto el día del anuncio como en los días posteriores a él. Esto tiene sentido al seguir la interpretación de este factor hecha en los puntos anteriores. Si la información acerca de un futuro aumento de la política monetaria fuera interpretado como un futuro auge económico, la moneda doméstica se fortalecería respecto a las demás, dando a lugar al efecto que se aprecia en los modelos de estudio de eventos y proyecciones locales para el factor Trayectoria.

En cuanto al efecto del factor Trayectoria en la inflación esperada, podemos observar que este factor tiene un efecto positivo en el día del anuncio de política monetaria para plazos de 6 meses a 5 años. Por otro lado, al analizar los días posteriores al anuncio, podemos observar que para el mediano-corto plazo un aumento del factor Trayectoria genera un efecto no significativo en la expectativa de inflación, pero para el mediano-largo plazo este efecto es positivo, significativo y persistente.

Este efecto en la inflación esperada, se explica por el impacto que tiene la información entregada indirectamente a la economía ante un aumento del factor Trayectoria sobre un posible auge económico. El efecto de disminución de la inflación esperada, provocado por el futuro aumento en la tasa de política monetaria, se contrapone las expectativas sobre un buen ciclo económico, lo cual aumentaría el consumo y la inversión, creando presiones inflacionarias positivas en el mediano-largo plazo.

Finalmente, si observamos el efecto en las tasas spot reales, podemos observar que un aumento en el factor Trayectoria genera un aumento significativo para horizontes de largo plazo tanto el día del anuncio de política monetaria como para los días posteriores a él. Este efecto positivo en la tasa spot real persiste los días posteriores al anuncio de política monetaria para plazos de 5 años o más e incluso se intensifica, mientras este mismo resultado para el factor Objetivo se desvanece.

Estos resultados significarían que, la inflación esperada en horizontes de largo plazo ya no sería la encargada de aumentar la tasa spot nominal si no que será un resultado principalmente impulsado por la tasa real. Esto podría sugerir que el esquema de metas de inflación está logrando anclar las expectativas de inflación de largo plazo a la meta estipulada por el BCCh, tal y como lo menciona Larraín (2007).

VI. Efecto estado-dependiente de las sorpresas de política monetaria

VI.1. Mecanismo de transición entre estados de la economía

En esta última sección, se realiza una separación suave entre los estados de la economía respecto a su nivel de incertidumbre. De esta manera, se utiliza esta separación para analizar el efecto de las sorpresas de política monetaria identificadas en la Sección II de este estudio condicionado en el estado de la economía, siguiendo de cerca investigaciones como Auerbach y Gorodnichenko (2011), Ramey y Zubairy (2014), Tenreiro y Thwaites (2016) y Falck, Hoffmann, y Hürtgen (2019) y aplicándolo de manera novedosa para el caso chileno.

Se utiliza para este propósito, el Índice de Incertidumbre Económica (IEC) provisto por la institución Clapes UC para Chile en frecuencia mensual. Dado que los anuncios de política monetaria tienen una frecuencia mensual antes del año 2018 y luego de enero de este año la frecuencia se hace menor aún, este hecho no representa un problema para las estimaciones que se pretenden realizar.

La metodología de construcción del IEC se basa en la búsqueda de palabras claves en artículos de prensa, metodología propuesta por Baker, Bloom, y Davis (2016) y considera la incertidumbre desde una perspectiva amplia, considerando la incertidumbre en la mente de consumidores, expertos del sistema financiero, emprendedores, legisladores, y líderes de opinión sobre el futuro de diferentes variables económicas. En concreto, el índice selecciona y cuenta artículos de los periódicos La Tercera, Diario Financiero y El Mercurio que contengan la palabra “incertidumbre” y la palabra “economía” o “económico”.

El índice, tal como lo han demostrado Cerda, Silva y Valente (2016), correlaciona de forma negativa respecto a la inversión y el PIB chileno, específicamente, tres trimestres después de ocurrido un shock en el IEC de una desviación estándar provoca una disminución de 3.4% en la inversión y de 0.9% en el PIB, siendo este efecto persistente en el tiempo.

De esta manera, cuando el IEC está en un nivel alto, se puede usar como un buen indicador tanto de un estado de alta incertidumbre en la economía, así como también de un mal ciclo económico del país. Mayor detalle de este índice respecto a su interpretación y sus implicancias económicas se encuentran disponibles en el Apéndice N°7.

Siguiendo a Granger y Teräsvirta (1993), se emplea una función logística para caracterizar la probabilidad del estado de incertidumbre de la economía:

$$F(z_{t-1}) = \frac{\exp\left(\theta \frac{z_{t-1}-c}{\sigma_z}\right)}{1 + \exp\left(\theta \frac{z_{t-1}-c}{\sigma_z}\right)} \quad (22)$$

En donde z_{t-1} corresponde al nivel del IEC el día anterior al anuncio de política monetaria, c a la media y σ_z a la desviación estándar de z_{t-1} . Esta función de probabilidad permite una transición suave entre estados de alta y baja incertidumbre en la economía, en vez de asumir estados estrictamente distintos entre ellos. De esta manera, este procedimiento toma en cuenta que algunos períodos no pueden ser catalogados claramente en un sólo estado.

Naturalmente, la función $F(z_{t-1})$ es creciente en z_{t-1} . El parámetro θ determina la curvatura de $F(z_{t-1})$, es decir, qué tanto reacciona la función de probabilidad a un cambio en el IEC. Algunos estudios previos parametrizan en vez de estimar el grado de reacción de la función de probabilidad (Auerbach y Gorodnichenko, 2013, Tenreyro y Thwaites, 2016 y Falck, Hoffmann, y Hürtgen, 2019¹²).

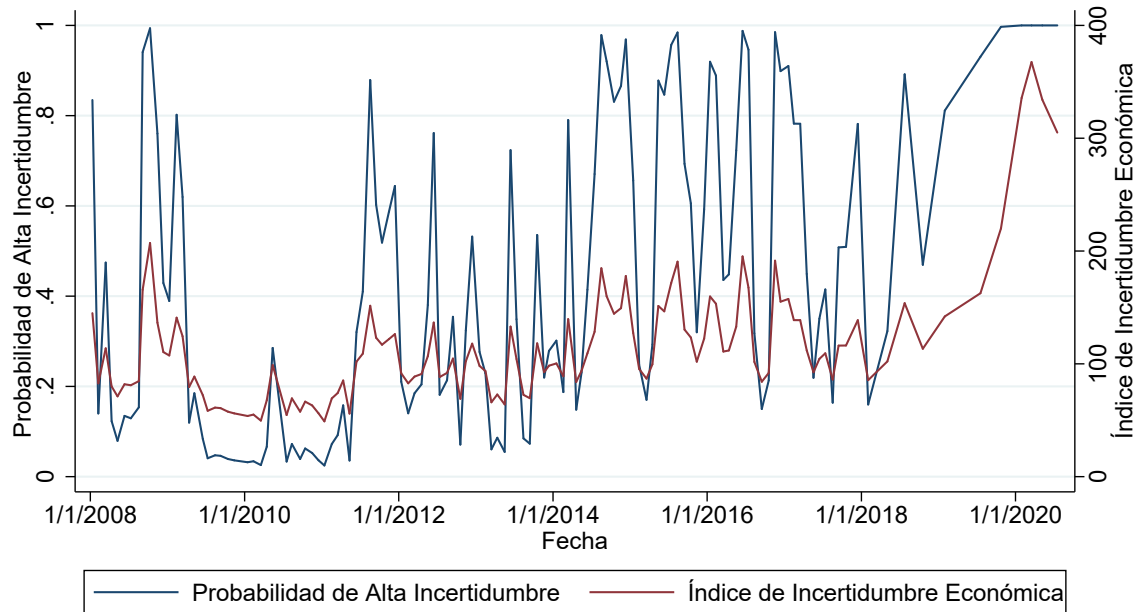
Altos valores de θ significan que z_{t-1} pasa más períodos cerca de los bordes 0, 1 generando que el proceso sea cercano a un modelo de transición discreta entre estados. Bajos valores de θ significa que una mayor cantidad de observaciones contienen información pertinente de ambos estados de la economía a la vez. En este estudio, se utiliza un $\theta = 3$ para dar un grado intermedio de intensidad en la reacción entre

¹²Estos autores señalan que es difícil identificar la forma y ubicación de la función de transición, esto, dada la estructura no lineal de $F(z_{t-1})$. Además, la estimación sería sensible a varios supuestos, como lo sería la distribución de los términos de error al estimarse por máxima verosimilitud.

un estado y otro, aún así, los resultados presentados son robustos para una amplia variedad de valores de θ .

La Figura 7 presenta tanto el IEC (z_{t-1}) como la función de probabilidad de estar en un estado de alta incertidumbre $F(z_{t-1})$.

Figura 7: Probabilidad de estado de alta incertidumbre vs Índice de Incertidumbre Económica (IEC)



Nota: La línea en rojo presenta el Índice de Incertidumbre Económica (z_{t-1}) y la línea en azul la función de probabilidad de estar en un estado de alta incertidumbre económica $F(z_{t-1})$.

VI.2. Estudio de eventos con transición suave

Una vez clarificado el mecanismo de transición entre los estados de alta y baja incertidumbre, usamos la función de probabilidad $F(z_{t-1})$ en nuestro modelo de estudio de eventos para obtener el efecto de la sorpresa de política monetaria condicionado en el estado de la economía. Modificamos la ecuación (5) para añadir el mecanismo de transición de estado, quedando una ecuación de estudio de eventos con transición suave entre estados de la economía:

$$\Delta y_t = \alpha + (\beta_h^A s_t)F(z_{t-1}) + (\beta_h^B s_t)(1 - F(z_{t-1})) + \epsilon_t \quad (23)$$

En donde s_t es la sorpresa de política monetaria identificada en la Sección II, β_h^A el coeficiente de interés que captura el efecto de la sorpresa de política monetaria en la variable dependiente condicionando en el estado de la economía con alta incertidumbre, β_h^B el coeficiente de interés que captura el efecto de la sorpresa de política monetaria en la variable dependiente condicionando en el estado de la economía con baja incertidumbre y Δy_t denota la variación diaria del retorno accionario, tipo de cambio, tasas de interés spot nominales y reales, tasas forwards nominales e inflación esperada.

Los efectos más importantes y significativos capturados por la ecuación (23) los días de anuncios de política monetaria con 128 observaciones limpias entre enero de 2008 y julio de 2020 se encuentran en el Cuadro 5, el cual muestra el impacto de la sorpresa monetaria en la inflación esperada y la tasa de interés spot real. Estos efectos opuestos, como se verá más adelante, nos permitirán identificar el tipo de shock que interpreta la economía condicionando en el estado de incertidumbre que presenta.

La siguiente subsección analiza la trayectoria de los días siguientes al estudio de eventos el día del anuncio de política monetaria, los cuales compatibilizan en su interpretación con el efecto estático del anuncio. De esta manera, los resultados del Cuadro 5 serán analizados e interpretados junto con los hallazgos encontrados en el modelo de proyecciones locales con transición suave entre estados de la economía en la subsección Resultados más adelante.

Cuadro 5: Estudio de eventos del efecto de las sorpresas de política monetaria condicionado en el estado de incertidumbre económica

	Incertidumbre				Incertidumbre		
	Alta	Baja	R^2		Alta	Baja	R^2
Δ Tasa Spot (UF)				Δ Inflación Esperada			
1 mes	2.056*** (0.261)	-0.197 (0.635)	0.421	1 mes	-0.819*** (0.280)	1.153* (0.673)	0.103
2 meses	1.620*** (0.312)	-0.0697 (0.482)	0.233	2 meses	-0.733** (0.283)	0.898* (0.496)	0.052
3 meses	1.249*** (0.238)	-0.0956 (0.396)	0.191	3 meses	-0.627*** (0.232)	0.857** (0.410)	0.056
6 meses	0.763*** (0.122)	-0.0678 (0.243)	0.202	6 meses	-0.475*** (0.145)	0.668** (0.274)	0.090
1 año	0.530*** (0.0686)	-0.00471 (0.142)	0.265	1 año	-0.403*** (0.0996)	0.400** (0.178)	0.123
2 años	0.311*** (0.0479)	0.0193 (0.0792)	0.239	2 años	-0.247*** (0.0917)	0.200* (0.115)	0.092
5 años	0.158*** (0.0368)	0.0466 (0.0447)	0.179	5 años	-0.114 (0.0701)	0.0218 (0.0621)	0.061
10 años	0.0806** (0.0403)	0.0136 (0.0354)	0.069	10 años	-0.0344 (0.0772)	-0.0108 (0.0583)	0.011
20 años	0.0600* (0.0359)	-0.00906 (0.0428)	0.043	20 años	-0.00987 (0.0903)	-0.0266 (0.0690)	0.005
30 años	0.0581* (0.0330)	-0.0151 (0.0517)	0.041	30 años	-0.00374 (0.0975)	-0.0362 (0.0770)	0.006

Nota: Respuesta de la variación diaria de las variables tasas de interés spot reales e inflación esperada, estimadas el día del anuncio de política monetaria para un shock positivo de 100pb en la sorpresa de política monetaria condicionado al estado de incertidumbre económica.

*, ** y *** indican significancia estadística al 10 %, 5 %, y 1 % respectivamente.

Errores estándares robustos son detallados en paréntesis.

VI.3. Proyecciones locales con transición suave

Dado que nos interesa saber no solo el efecto que tiene las sorpresas de política monetaria condicionando en el estado de la economía el día de anuncio de política monetaria, si no que también su efecto dinámico los días posteriores al anuncio, se utiliza un modelo de proyecciones locales con transiciones suaves entre estados de incertidumbre económica.

Esta investigación basa la aplicación de este modelo a través de su implementación en la literatura previa para el análisis de política fiscal (Auerbach y Gorodnichenko, 2011, Ramey y Zubairy, 2014) y política monetaria (Tenreyro y Thwaites, 2016 y Falck, Hoffmann, y Hürtgen, 2019). Ocupando la notación de las secciones anteriores, el modelo de proyecciones locales modificado para capturar el efecto estado-dependiente de la política monetaria será:

$$\Delta y_{t+h} = \alpha + (\beta_h^A s_t)F(z_{t-1}) + (\beta_h^B s_t)(1 - F(z_{t-1})) + \sum_{j=1}^J \gamma_{j,h} \Delta y_{t-j} + \sum_{k=1}^K \delta_{k,h} x_{t-k} + \epsilon_t \quad (24)$$

En donde la variable independiente relevante es la sorpresa de política monetaria s_t , $h = 0, \dots, H$ con H igual a 20 días hábiles, el coeficiente β_h^A representa el impacto promedio de la sorpresa de política monetaria en la variable de interés Δy , h días después del shock, condicionando en el estado de la economía con alta incertidumbre. El coeficiente β_h^B representa el impacto promedio de la sorpresa de política monetaria en la variable de interés Δy , h días después del shock, condicionando en el estado de la economía con baja incertidumbre.

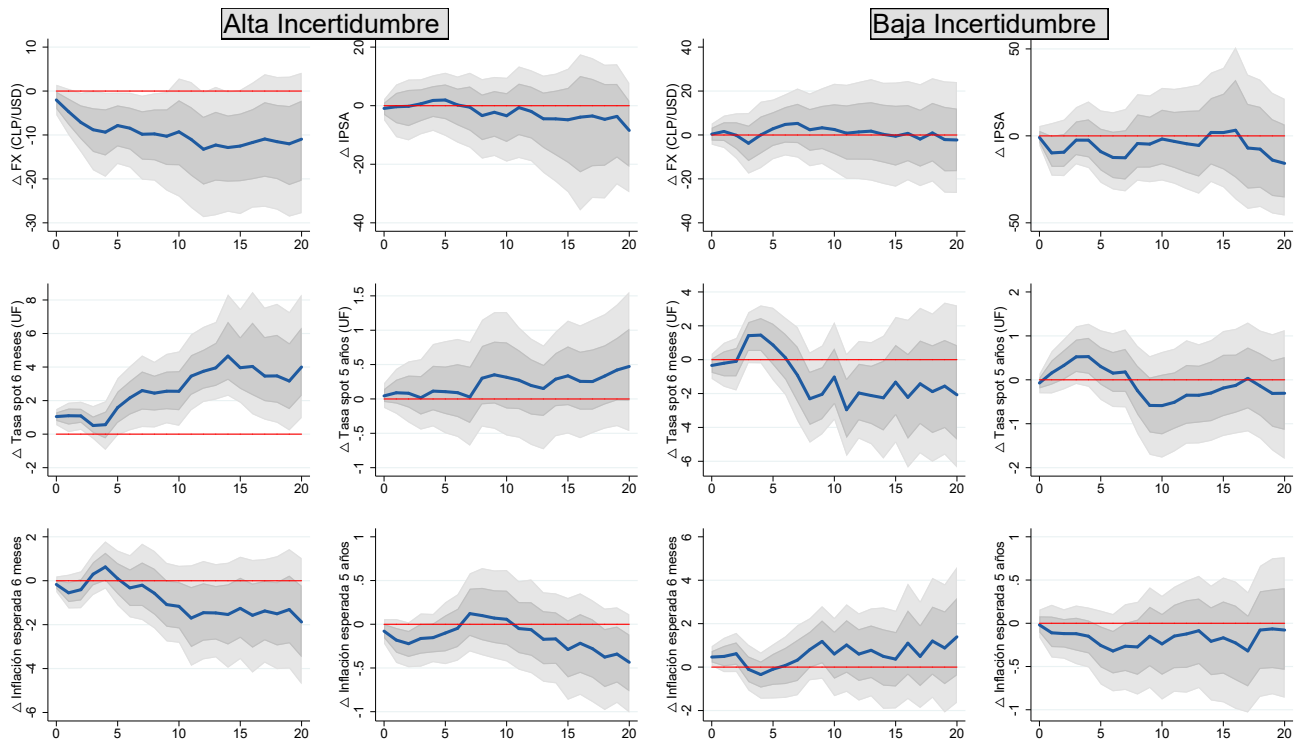
Al igual que lo usado en la Sección III, se controla por rezagos de la variable dependiente (Δy_{t-j}) y rezagos tanto de la variación de la tasa spot nominal a 1 año, como también de la variación de inflación esperada a 1 mes, 1 año y 10 años (x_{t-k}). Para esta estimación se usa $J = 12$ y $K = 20$ al igual que lo usado para el modelo de proyecciones locales de la Sección III, esto, dado que los resultados usando los mismos controles y rezagos serían más representativos y comparables respecto a los obtenidos sin el condicionamiento entre estados de incertidumbre económica.

Para la estimación de proyecciones locales de la variable dependiente inflación esperada, se elimina el control rezagado de la tasa spot nominal a 1 año para seguir fielmente la metodología usada anteriormente sin el mecanismo de transición.

Se acumulan las IRFs calculadas en diferencias para poder obtener los cambios acumulados en niveles para el horizonte h y se reportan intervalos al 68% y 90% de confianza para los coeficientes β_h^A y β_h^B usando la metodología de Wild Bootstrap usada en la Sección III en base a la implementación realizada en Mertens y Ravn (2013).

La Figura 8 muestra los resultados más relevantes obtenidos por la ecuación (24). Estimando el shock de un aumento en 100 pb en la sorpresa de política monetaria condicionada en cada estado de incertidumbre económica y graficando las IRFs los 20 días siguientes al anuncio con bandas de confianza al 68% y 90%. La muestra relevante ocupada serían los 128 días de anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

Figura 8: Proyecciones locales del efecto de las sorpresas de política monetaria condicionado en el estado de incertidumbre económica



Nota: Efecto estimado de las sorpresas de política monetaria sobre las variaciones diarias de las variables tipo de cambio nominal (FX), retorno accionario, tasa de interés real spot e inflación esperada condicionado en el nivel de incertidumbre económica. De izquierda a derecha, las dos primeras columnas presentan el efecto para el estado de alta incertidumbre y las últimas dos columnas presentan el efecto para el estado de baja incertidumbre. La muestra incluye los 128 anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

VI.4. Resultados

A través de las metodologías de estudio de eventos y proyecciones locales con transiciones suaves entre estados de incertidumbre económica, se encuentran resultados a favor de un efecto completamente diferente al condicionar por el estado de la economía. Esta subdivisión ha sido documentada previamente en Tenreyro y Thwaites (2016), Inoue y Rossi (2018) o Falck, Hoffmann, y Hürtgen (2019) por nombrar algunos, teniendo resultados heterogéneos en cuanto al efecto de la sorpresa de política monetaria en estados de alta y baja incertidumbre.

El efecto de la sorpresa de política monetaria en un estado de alta incertidumbre económica en Chile se puede resumir en los siguientes resultados: (i) el tipo de cambio nominal se aprecia significativa y persistentemente, (ii) la tasa de interés real aumenta significativa y persistentemente con un efecto que decae a medida que aumentamos el plazo de madurez del instrumento, (iii) la inflación esperada disminuye significativa y persistentemente decayendo este efecto a medida que aumentamos el plazo de horizonte de la expectativa.

En cuanto al efecto de la sorpresa de política monetaria en un estado de baja incertidumbre económica en Chile, los resultados son los siguientes: (i) el tipo de cambio nominal no reacciona significativamente, (ii) la tasa de interés real no reacciona significativamente, (iii) la inflación esperada aumenta significativamente y pero con poca persistencia, decayendo este efecto a medida que aumentamos el plazo de horizonte de la expectativa.

El hallazgo encontrado para el caso de alta incertidumbre económica está en desacuerdo con los modelos macroeconómicos estándar basados en precios nominales rígidos, los que implican que la política monetaria no puede mover las tasas reales en horizontes más largos que aquel sobre el cual los precios de la economía pueden reajustarse. Al respecto, Hanson y Stein (2015) encuentran el mismo resultado sin condicionar por estados de incertidumbre económica. Muestran que la capacidad de respuesta de las tasas reales de largo plazo a los shocks monetarios reflejan cambios en la prima por plazo.

A la vez, los resultados de baja incertidumbre económica dan a lugar a una interpretación de un ajuste de expectativas de inflación de los agentes del mercado frente a un aumento de la tasa de política monetaria no anticipado. Es decir, el mercado interpreta esta subida no anticipada de tasa de política monetaria como un intento del BCCh por controlar la inflación a la baja ajustando sus expectativas de inflación hacia arriba, apoyando la idea de la existencia de información asimétrica por parte del banco central, liberando parte de esta información al mercado a través de sus decisiones de política monetaria. (Larraín, 2007 y Pescatori, 2018)

Si comparamos esta respuesta con lo obtenido por Falck, Hoffmann, y Hürtgen (2019) para el caso estadounidense respecto a la inflación esperada, ellos encuentran el mismo resultado para el día del anuncio de política monetaria. Su análisis, sin embargo, al ser de frecuencia trimestral, evidencia que en los trimestres posteriores el efecto se contrapone.

Falck, Hoffmann, y Hürtgen muestran que una contracción de 100 pb de la política monetaria de EE. UU. conduce a un aumento estadísticamente significativo en la inflación y las expectativas de inflación de hasta 0.7 puntos porcentuales en épocas de alto desacuerdo, 7 trimestres luego del shock. Por otro lado, muestran que en épocas de escaso desacuerdo, este mismo shock conduce a una disminución significativa de la inflación y las expectativas de inflación en alrededor de 0.8 puntos porcentuales, 9 trimestres posteriores al shock. No obstante, este efecto es analizado en frecuencias mucho menores que la descrita en este paper, y por ende, el hallazgo de que el efecto de la inflación esperada los días posteriores al anuncio de política monetaria no se revierte, son completamente válidos y no estudiados anteriormente en la literatura previa.

Para entender el mecanismo subyacente para el caso de alta y baja incertidumbre económica, utilizamos un modelo de determinación del tipo de cambio construido por Edwards (1983a) detallado en el Apéndice N°8.

En este artículo se plantea un modelo de determinación del tipo de cambio que permite correlaciones positivas y negativas del tipo de cambio respecto a la tasa de interés nominal. El resultado final sería dependiente de la interpretación de la economía a esta subida de la tasa de interés nominal, si esta se interpreta como debido a una mayor inflación esperada (Efecto Fisher), el tipo de cambio y la tasa de interés se moverían en la misma dirección. Sin embargo, si la tasa de interés nominal aumenta debido a una mayor tasa de interés real, o a un efecto negativo de liquidez, entonces ambas variables se moverán en direcciones opuestas.

Como se puede observar en la Figura 8 y el Cuadro 5, esto es justo lo que parece estar sucediendo para casos de alta y baja incertidumbre. En el caso en que existe alta incertidumbre económica, el aumento de la tasa de interés es interpretada por el mercado como un shock negativo de liquidez o mayores tasas reales de interés, esto, provocaría la apreciación de la moneda, existiendo un comovimiento negativo entre la tasa de interés nominal y el tipo de cambio (Dornbusch, 1978).

Este caso sólo tiene sentido cuando lo analizamos de forma contraria, es decir, cuando al haber alta incertidumbre económica disminuimos la tasa de interés, esto sería interpretado como un shock positivo de liquidez o menores tasas reales de interés, depreciando la moneda nacional. Esto, porque los episodios de alta incertidumbre económica están correlacionados con pobres ciclos económicos del país, tal y como lo muestra Cerda, Silva y Valente (2016) para el caso chileno.

Por otro lado, cuando existe baja incertidumbre económica, el aumento de la tasa de interés es interpretada por la economía como un aumento en la inflación esperada en vez de un aumento en la tasa real, lo que provocaría que el tipo de cambio no reaccione de la manera clásica al haber paridad de tasas de interés entre países, si no que la apreciación de la moneda se vería disminuída e incluso sobrepasada por estas mayores expectativas de inflación, creando entonces un comovimiento entre tasa de interés nominal y tipo de cambio nulo o positivo (Frenkel, 1981).

Si bien es cierto que falta explicar el mecanismo por el cual las expectativas de los agentes reaccionan de forma diferente para episodios de alta y baja incertidumbre económica, esta explicación bien podría ser una extensión de la misma investigación, y para este punto, se puede decir que existe una gran contribución a la literatura nacional previa, aportando evidencia de que para cada estado de incertidumbre económica, existe un efecto diferente en las expectativas de los agentes, y de hecho, entendemos el mecanismo por el cual las diferentes variables se correlacionan entre ellas dado este shock.

Una posible explicación a este puzzle, es que, ante episodios de alta incertidumbre, los agentes aversos al riesgo y a la incertidumbre (knightiana), ajustan rápidamente sus expectativas al peor escenario posible, y por ende, cuando el BCCh disminuye la tasa de interés, se toma como un shock que podrá estimular a la economía dado que sus expectativas ya estaban actualizadas hacia abajo, aumentando las expectativas de inflación y producto el día del anuncio y los posteriores a él. En cambio, ante episodios de baja incertidumbre, los agentes serían lentos en actualizar sus expectativas positivamente, de manera que cuando el BCCh aumenta la tasa de interés, esta señal los haría ajustar sus expectativas abruptamente al alza respecto al estado de la economía.

VII. Conclusión

¿Cuál es el impacto de la información contenida en los anuncios de política monetaria en variables financieras y de expectativa macroeconómica? Este trabajo intenta responder a esta pregunta crucial, utilizando una amplia variedad de procedimientos de alta frecuencia para Chile.

Primero, se construye una serie de sorpresas de política monetaria para Chile a través de la variación diaria del tramo corto de la estructura de tasas forwards de interés en torno a los anuncios de política monetaria. Con ellas, se realiza un análisis de estudio de eventos el día del anuncio y se utiliza un modelo de proyecciones locales para los días posteriores al evento.

Se encuentra que las sorpresas de política monetaria tienen un efecto persistente y significativo en las expectativas macroeconómicas y variables financieras del país. En resumen, un aumento en la sorpresa de política monetaria provoca una apreciación del tipo de cambio, una disminución en el retorno accionario, un aumento de las tasas nominales y reales de interés y una disminución en las expectativas de inflación, resultados que van en línea con la teoría clásica de transmisión de política monetaria y con la literatura previa presentada por Kuttner (2001) o Gurkaynak (2005a) en EE.UU y Larraín (2007) y Pescatori (2018) para el caso de Chile.

Segundo, se realiza una descomposición de dos factores que puedan explicar con mayor holgura la información contenida en los anuncios de política monetaria. Estos dos factores tienen una interpretación estructural como “tasa de política monetaria actual” (Objetivo) y “trayectoria futura de la política monetaria” (Trayectoria). Se usa, en cada factor identificado, las mismas metodologías utilizadas en las sorpresas monetarias para estudiar el efecto en las variables económicas y financieras.

Al respecto, se encuentra que, tanto el factor Objetivo como el Trayectoria en los anuncios de política monetaria, tienen importantes pero diferentes efectos en las variables económicas y financieras, esto es, un aumento del factor novedoso, el factor Trayectoria, provoca una apreciación del tipo de cambio, un efecto no significativo en los retornos accionarios, un aumento de las tasas nominales y reales de interés de largo plazo y un aumento de las expectativas de inflación de mediano-largo plazo.

Estos resultados reafirmarían el fuerte componente informacional que implícitamente acompaña al factor Trayectoria. En otras palabras, el factor Trayectoria sería interpretado como un fuerte predictor de un auge (recesión) en la economía futura de mediano-largo plazo si se observa un aumento del factor Trayectoria (disminución del factor Trayectoria), esto, en línea con la interpretación presentada por Romer y Romer (2000) y reafirmada por los hallazgos de Gurkaynak et al. (2005a) y Gurkaynak et al. (2005b).

Finalmente, se estudia el efecto estático y dinámico de las sorpresas de política monetaria en las variables económicas y financieras, condicionando en el estado de incertidumbre económica con un mecanismo suave de transición entre estados, siguiendo la metodología usada en Tenreiro y Thwaites (2016), Inoue y Rossi (2018) o Falck, Hoffmann, y Hürtgen (2019).

Se muestra que, existe un efecto diferenciado de las sorpresas de política monetaria al condicionar por el estado de incertidumbre en la economía. Los resultados sugieren, que el mismo aumento en la sorpresa monetaria sería interpretado como un shock de liquidez o aumentos de tasas reales de interés para episodios de alta incertidumbre económica y un aumento en las expectativas de inflación o efecto Fisher para casos de baja incertidumbre. Una extensión natural de esta investigación, sería entonces, encontrar el mecanismo por el cual las expectativas reaccionan de esta forma diferente al estar en presencia de alta o baja incertidumbre económica.

La evidencia encontrada en esta investigación, sería relevante para aumentar el conocimiento disponible y mejorar el entendimiento de los canales de transmisión de la política monetaria en Chile, el cual ha sido profundamente debatido, y concluye, que la información contenida en los anuncios de política monetaria tienen distintos e importantes efectos sobre las expectativas económicas y financieras.

VIII. Referencias

- Acuña, A. y Pinto, C. (2015). “Efectos de las decisiones de política del Banco Central sobre los retornos de la Bolsa de Comercio en Chile”, *Ecos de Economía: A Latin American Journal of Applied Economics*. 19. 48-65. [10.17230/ecos.2015.40.3](https://doi.org/10.17230/ecos.2015.40.3).
- Aizenman, J. (1983). “Modeling Deviations from Purchasing Power Parity (PPP)”, NBER Working Papers 1066, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Albagli, E., Ceballos, L., Claro, S., y Romero, D. (2019). “Channels of US monetary policy spillovers to international bond markets”, *Journal of Financial Economics*. doi:10.1016/j.jfineco.2019.04.007
- Andrade, P. y Ferroni, F. (2020). “Delphic and Odyssean Monetary Policy Shocks: Evidence from the Euro Area”, FRB of Chicago Working Paper No. WP-2018-12, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3272644> or <http://dx.doi.org/doi.org/10.21033/wp-2018-12>
- Auerbach, A., y Gorodnichenko, Y. (2011). “Fiscal Multipliers in Recession and Expansion”, doi:10.3386/w17447
- (2013). “Output Spillovers from Fiscal Policy”, *American Economic Review*, 103(3), 141–146. doi:10.1257/aer.103.3.141
- Bagliano, F. C. y Favero, C. A. (1999). “Information from financial markets and VAR measures of monetary policy”, *European Economic Review*, 43, 825–837.
- Baker, S. R., Bloom, N., y Davis, S. J. (2016). “Measuring Economic Policy Uncertainty”, *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636. doi:10.1093/qje/qjw024
- Bredin, D., Hyde, S., Nitzsche, D. y Gerard, O. (2009). “European Monetary Policy Surprises: the Aggregate and Sectoral Stock Market Response”, *International Journal of Finance and Economics*, 14, 156–171.
- Cerda, R., Silva, A. y Valente, J. (2016). “Economic Uncertainty Impact on a Small and Open Economy: The Case of Chile”, Working Paper ClapesUC.
- Cesa-Bianchi, A. Thwaites G. y Viccondoa, A. (2016). “Monetary Policy Transmission in an Open Economy: New Data and Evidence from the United Kingdom”, Discussion Papers 1612, Centre for Macroeconomics (CFM), revised Aug 2016.
- Cloyne, J., Ferreira, C., y Surico, P. (2019). “Monetary Policy when Households have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism”, *The Review of Economic Studies*. doi:10.1093/restud/rdy074
- Cochrane, J. y Piazzesi, M. (2002). “The Fed and Interest Rates - A High-Frequency Identification”, *American Economic Review*, 92, 90–95.
- De Gregorio, J. (2008). “Transparencia y Comunicaciones en la Banca Central Moderna”, *Documentos de Política Económica* 25, Banco Central de Chile.
- Dornbusch, R. (1978). “Monetary Policy Under Exchange Rate Flexibility”, D.R. Lessard, *International Financial Management*.

- Edwards, S. (1983a). “La Relación entre las Tasas de Interés y el Tipo de Cambio Bajo un Sistema de Cambio Flotante”, *Latin American Journal of Economics*—formerly Cuadernos de Economía, Instituto de Economía. Pontificia Universidad Católica de Chile., vol. 20(59), pages 65-74.
- Edwards, S.(1983b). “Floating Exchange Rates, Expectations and New Information”, NBER Working Paper No. w1064, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=304795>
- Falck, E., Hoffmann, M., y Hürtgen, P. (2019). “Disagreement about Inflation Expectations and Monetary Policy Transmission”, *Journal of Monetary Economics*. doi:10.1016/j.jmoneco.2019.08.018
- Faust, J., Swanson, E. y Wright, J. (2004). “Identifying VARS Based on High Frequency Futures Data”, *Journal of Monetary Economics*, 51, 1107–1131.
- Faust, J., Rogers, J., Wang, S. y Wright, J. (2007). “The High-Frequency Response of Exchange Rates and Interest Rates to Macroeconomic Announcements”, *Journal of Monetary Economics*, 54, 1051–1068.
- Frenkel, J. A. (1981). “Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of “News”: Lessons from the 1970s”, *Journal of Political Economy*, 89(4), 665–705. doi:10.1086/260998
- García-Herrero, A., Girardin, E y Gonzalez, H. (2017). “Analyzing the impact of monetary policy on financial markets in Chile”, *Revista de Análisis Económico–Economic Analysis Review* 32.1, 3-22.
- Gonçalves, S., y Kilian, L. (2004). “Bootstrapping autoregressions with conditional heteroskedasticity of unknown form”, *Journal of Econometrics*, 123(1), 89–120. doi:10.1016/j.jeconom.2003.10.030
- Granger, C. y Terasvirta, T. (1993). “Modelling Non-Linear Economic Relationships”, OUP Catalogue, Oxford University Press, number 9780198773207.
- Gurkaynak, R., Sack, B. y Swanson, E. (2005a). “Do Actions Speak Louder than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements”, *International Journal of Central Banking*, 1, 55–93.
- (2005b). “The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models”, *American Economic Review*, 95, 425–436.
- (2007). “Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 25, 201–12.
- Hakkio, C. S. (1984). “A re-examination of purchasing power parity”, *Journal of International Economics*, 17(3-4), 265–277. doi:10.1016/0022-1996(84)90023-0
- Hanson, S., y Stein, J. (2015). “Monetary Policy and Long-Term Real Rates”, *Journal of Financial Economics* 115 (3): 429-448.
- Inoue, A., y Rossi, B. (2018). “The Effects of Conventional and Unconventional Monetary Policy on Exchange Rates”, doi:10.3386/w25021
- Jorda, O. (2005): “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections”, *American*

Economic Review, 95, 161–182.

Kuttner, K. (2001). “Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market”, *Journal of Monetary Economics* 47 (3): 523–44.

Larraín, M. (2007). “Sorpresas de Política Monetaria y la Curva de Rendimiento en Chile”, *Economía Chilena* 10(1): 37–50.

Mertens, K. y Ravn, M. O. (2013). “The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States”, *American Economic Review*, 103(4), 1212–1247. doi:10.1257/aer.103.4.1212

Meyer, J. (2006). “Impacto de las Sorpresas Económicas en el Rendimiento de los Bonos del Banco Central de Chile”, *Economía Chilena* 9(2): 61–71.

Nakamura, E. y 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. y Siegel, A.F. (1987). “Parsimonious Modeling of Yield Curves”, *Journal of Business* 60: 473–89.

Pescatori, A. (2018). “Central Bank Communication and Monetary Policy Surprises in Chile”, IMF Working Paper No. 18/156, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3221266>

Ramey, V., y Zubairy, S. (2014). “Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from U.S. Historical Data”, doi:10.3386/w20719

Rigobon, R. (2003). “Identification through Heteroskedasticity”, *The Review of Economics and Statistics*, 85, 777–792. <https://www.jstor.org/stable/3211805>

Rigobon, R. y Sack, B. (2004). “The Impact of Monetary Policy on Asset Prices”, *Journal of Monetary Economics*, 51, 1553–1575.

Romer, C. D., y 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

Shvorob, D. (2020). “Evaluate Nelson-Siegel function”, MATLAB Central File Exchange. Retrieved October 10, 2020, (<https://www.mathworks.com/matlabcentral/fileexchange/18160-evaluate-nelson-siegel-function>).

Svensson, L. (1994). “Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994”, NBER Working Papers, 4871. Estocolmo: National Bureau of Economic Research.

Svensson, L.E.O. (1995). “Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson and Siegel Method”, *Sveriges Riksbank Quarterly Review* 3: 13-26.

Tenreiro, S. y Thwaites, G. (2016). “Pushing on a String: US Monetary Policy Is Less Powerful in Recessions”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4), 43–74. doi:10.1257/mac.20150016

IX. Apéndice

IX.1. Datos de expectativa macroeconómica y financiera

Datos Diarios

- Tasas spots nominales, spots reales : Estas estructuras de tasas de interés provienen de RiskAmérica y son computadas a partir de un modelo dinámico estimado con un panel incompleto de datos. Se eligieron plazos de madurez representativos de la estructura de tasas como lo son: 1 mes, 2 meses, 3 meses, 6 meses, 1 año, 2 años, 5 años, 10 años, 20 años y 30 años.
- Inflación esperada: Esta serie está capturada directa pero implícitamente para distintos plazos de madurez, es computada a través de la relación $(1+i) = (1+r)(1+\pi)$ (Ecuación de Fisher) de manera que se puede obtener con los datos de tasas spots nominales y tasas spots reales a los diferentes plazos. Esta serie proviene también de la base de datos de RiskAmérica.
- Tipo de Cambio Nominal: Se utiliza la serie (CLP/USD) rezagada en un día, esto, dado que el dolar observado se fija en la tarde del día anterior, por lo que cualquier efecto que ocurra durante un día se verá reflejado el día siguiente. Estos datos están publicados en la página web del BCCh.
- Retorno accionario Chile: Se usa el retorno porcentual del Índice de Precio Selectivo de Acciones (IPSA). Este es el principal índice bursátil de Chile, elaborado por la Bolsa de Comercio de Santiago. Corresponde a un indicador de rentabilidad de las 30 acciones con mayor presencia bursátil, siendo dicha lista revisada anualmente. Esta serie está disponible públicamente en la Bolsa de Comercio de Santiago y se utiliza el valor porcentual calculado para la diferencia entre los valores de cierre de cada día.

Datos Mensuales

- Índice de Incertidumbre Económica (IEC): La metodología de construcción del índice se basa en la búsqueda de palabras claves en artículos de prensa, metodología propuesta por Baker et al. (2016) y considera la incertidumbre desde una perspectiva amplia, considerando la incertidumbre en la mente de consumidores, expertos del sistema financiero, emprendedores, legisladores, y líderes de opinión sobre el futuro de diferentes variables económicas. En concreto, el índice selecciona y cuenta artículos de los periódicos La Tercera, Diario Financiero y El Mercurio que contengan la palabra “incertidumbre” y la palabra “economía” o “económico”. Esta serie está a libre disposición del público en la página web de Clapes UC.
- Índice VIX: Índice de volatilidad creado por el “Chicago Board Options Exchange” (CBOE). Se calcula utilizando una serie de opciones del S&P 500 y se correlaciona negativamente con este índice de referencia. Estos datos están disponibles con frecuencia diaria y mensual a través en la base de datos “Fred Resembles Emacs Deliberately” (FRED).
- Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC): Este índice es una estimación que resume la actividad de los distintos sectores de la economía en un determinado mes, a precios del año anterior; su variación interanual constituye una aproximación de la evolución del PIB. Datos obtenidos a través de la página del BCCh.

IX.2. Estimación del modelo de Nelson y Siegel

El modelo de Nelson y Siegel (1987) es un modelo de ajuste en tiempo continuo que se caracteriza por ser parsimonioso y flexible a la hora de modelar curvas de tasas de interés. La estructura paramétrica asociada a este modelo permite analizar el comportamiento a corto y largo plazo de las tasas de interés y estimar la curva de tasas forward. La fórmula paramétrica que explica las tasas forwards instantáneas al horizonte τ que se observa en el período t , sigue como:

$$f_t^\tau = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}e^{-\lambda_{1,t}\tau} + \beta_{2,t}\lambda_{1,t}\tau e^{-\lambda_{1,t}\tau} \quad (25)$$

donde $\beta_{0,t}$, $\beta_{1,t}$, $\beta_{2,t}$ y $\lambda_{1,t}$ son los parámetros del modelo a estimar para cada período t .

Sabemos también, que la tasa spot R_t^τ en el período t con madurez en el plazo τ , es el promedio de todas las tasas forwards instantáneas con liquidación entre la fecha de transacción t y la fecha de madurez τ . Debido a que se está en el campo continuo, dicho promedio tiene que ser calculado utilizando la siguiente integral:

$$R_t^\tau = \int_0^\tau f_t(x)dx \quad (26)$$

De esta manera, la curva de tasas spots puede ser obtenida a través del cálculo de la ecuación (26) aplicado en la ecuación (25), obteniéndose la expresión paramétrica que describe la tasa spot al horizonte τ que se observa en el período t :

$$R_t^\tau = \beta_{0,t} + (\beta_{1,t} + \beta_{2,t}) \left[\left(1 - e^{-\lambda_{1,t}\tau}\right) / \lambda_{1,t}\tau \right] + \beta_{2,t} \left[-e^{-\lambda_{1,t}\tau} \right] \quad (27)$$

Para estimar los parámetros del modelo utilizamos su especificación lineal, de esta manera, se fija el valor del parámetro $\lambda_{1,t}$ que minimize la raíz del error cuadrático medio (RECM):

$$RECM_t = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{\tau=1}^n (y_t^\tau - R_t^\tau)^2} \quad (28)$$

en donde y denota las tasas observadas de mercado y R las tasas del modelo de Nelson y Siegel a los diferentes horizontes τ , luego con el $\lambda_{1,t}$ obtenido, se estima el modelo (28) mediante mínimos cuadrados.

IX.3. Estimación del modelo extendido de Svensson

Si bien el modelo de Nelson y Siegel es usado ampliamente en la literatura tanto nacional como internacional para capturar la estructura de tasas de interés, y si bien, como afirma Svensson (1994), el modelo de Nelson y Siegel proporciona ajustes satisfactorios en muchos casos, en otros casos en donde la estructura de tasas de interés es más compleja, el ajuste es poco satisfactorio.

Con esto en mente, también se estima la estructura de tasas de interés a través del modelo extendido de Svensson (1994), donde se incluye un cuarto término con 2 parámetros más a estimar, esto, para aumentar la flexibilidad del modelo, permitiendo la existencia de un segundo monte o valle en la función.

En este caso, la fórmula paramétrica que explica las tasas forwards instantáneas al horizonte τ que se observa en el período t sigue como:

$$f_t^\tau = \beta_{0,t} + \beta_{1,t}e^{-\lambda_{1,t}\tau} + \beta_{2,t}\lambda_{1,t}\tau e^{-\lambda_{1,t}\tau} + \beta_{3,t}\lambda_{2,t}\tau e^{-\lambda_{2,t}\tau} \quad (29)$$

La curva de tasas spots de Svensson puede ser derivada a partir de la curva forward de forma similar a la descrita para el modelo de Nelson-Siegel. Usando la ecuación (26) en la ecuación (29) se obtiene la siguiente expresión:

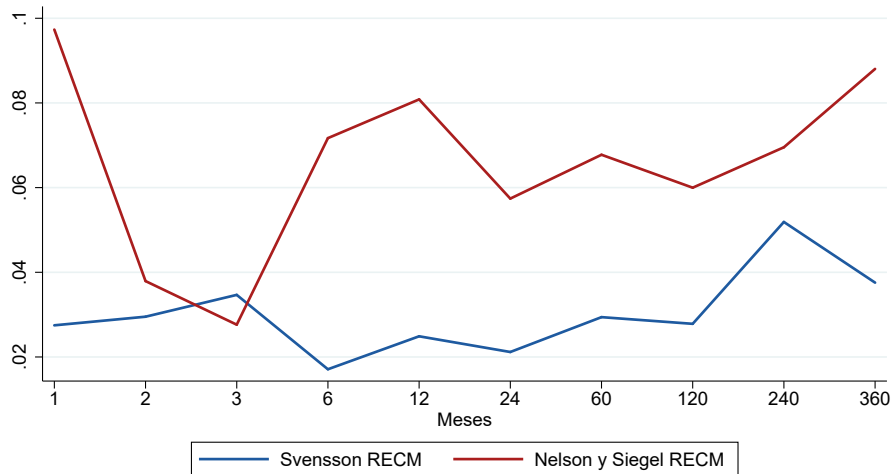
$$R_t^\tau = \beta_{0,t} + (\beta_{1,t} + \beta_{2,t}) \left[\frac{(1 - e^{-\lambda_{1,t}\tau})}{\lambda_{1,t}\tau} \right] + \beta_{2,t} \left[-e^{-\lambda_{1,t}\tau} \right] + \beta_{3,t} \left[\frac{(1 - e^{-\lambda_{2,t}\tau})}{\lambda_{2,t}\tau} - e^{-\lambda_{2,t}\tau} \right] \quad (30)$$

Ahora, con estos dos modelos estimados, se calcula la raíz del error cuadrático medio de todas las estimaciones desde el 1 de enero de 2008 al 31 de julio de 2020, para cada horizonte de tiempo $\tau = 1$ mes, 2 meses, 3 meses, 6 meses, 1 año, 2 años, 5 años, 10 años, 20 años y 30 años, esto, para ambos modelos, de la siguiente forma:

$$RECM^\tau = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t^\tau - R_t^\tau)^2} \quad (31)$$

Como se puede observar en la Figura 9, el modelo de Svensson tiene una raíz de error cuadrático medio menor en casi todos los plazos evaluados, con la excepción del plazo a 3 meses, el modelo de Svensson tiene un ajuste mucho mejor que el de Nelson y Siegel, acentuándose esta mejora en las colas de la estructura de tasas. Dado que para identificar las sorpresas de política monetaria ocuparemos el tramo corto de la estructura de tasas, vale decir la tasa del primer mes, se hace evidente la necesidad de trabajar con los resultados del modelo que mejor ajuste a este horizonte de plazo.

Figura 9: RECM del modelo Nelson y Siegel y la extensión de Svensson



Nota: Raíz del error cuadrático medio (RECM) para las estimaciones de las estructura de tasas de interés. Se muestran los RECM para las tasas a 1, 2, 3 y 6 meses y para 1, 2, 5, 10, 20, 30 años plazo. La línea en rojo presenta los RECM para la estimación del modelo de Nelson y Siegel y la línea en azul los RECM para la estimación del modelo extendido de Svensson.

IX.4. Robustez de las sorpresas de política monetaria

Como se detalló en la Sección II de esta investigación, se construye una serie de sorpresas de política monetaria a partir de la serie de variación diaria de tasas forwards a 30 días plazo. Excluyendo los días en que no existen anuncios de política monetaria o se traslapan con el IPoM. El valor de la sorpresa, en estos casos, es reemplazada por ceros.

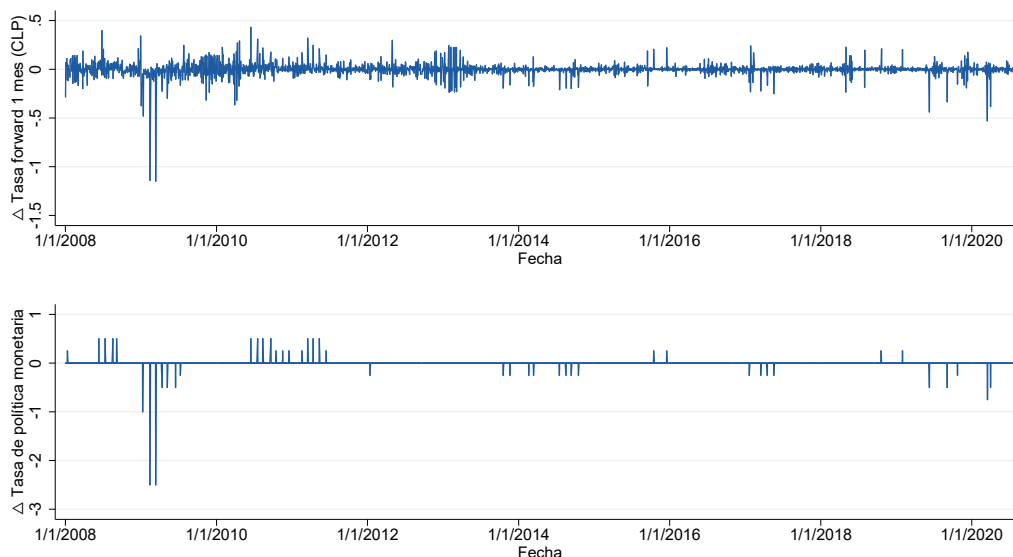
En la Figura 10, se grafica la variación de la tasa forward instantánea a 30 días, la cual es el instrumento para identificar las sorpresas de política monetaria, y la variación de la tasa de política monetaria, estas dos series para el período de enero de 2008 a julio de 2020.

En la Figura 11, se grafica la serie de sorpresas de política monetaria construída en la Sección II junto a la serie de sorpresas monetarias falsas. Ambas series también para el período de enero de 2008 a julio de 2020.

Al analizar las Figuras 10 y 11, podemos verificar que las sorpresas de política monetaria construídas mantienen el mismo patrón que la serie de variación real de la TPM, de hecho tienen una correlación de 0.9. A la vez, se puede apreciar que, para la mayoría de los casos, la magnitud de las sorpresas es menor que la variación real de la TPM. Esto tiene sentido en cuanto a que la sorpresa monetaria captura el componente inesperado mientras la variación real de la TPM está provista tanto del componente esperado como el no esperado. Dado que los agentes en promedio no debieran estar equivocados en sus creencias, el componente esperado sería, para muchos de estos casos, un movimiento en el mismo sentido que la variación real de la TPM.

Se puede observar también, que el instrumento usado para las sorpresas, el cual es, la variación diaria de la tasa forward a 30 días, es altamente sensible a los anuncios de política monetaria, contando estos días con gran parte de la varianza de la muestra completa, de hecho, los días de anuncio de política

Figura 10: Series: Variación tasa forward 30 días y Variación de la TPM



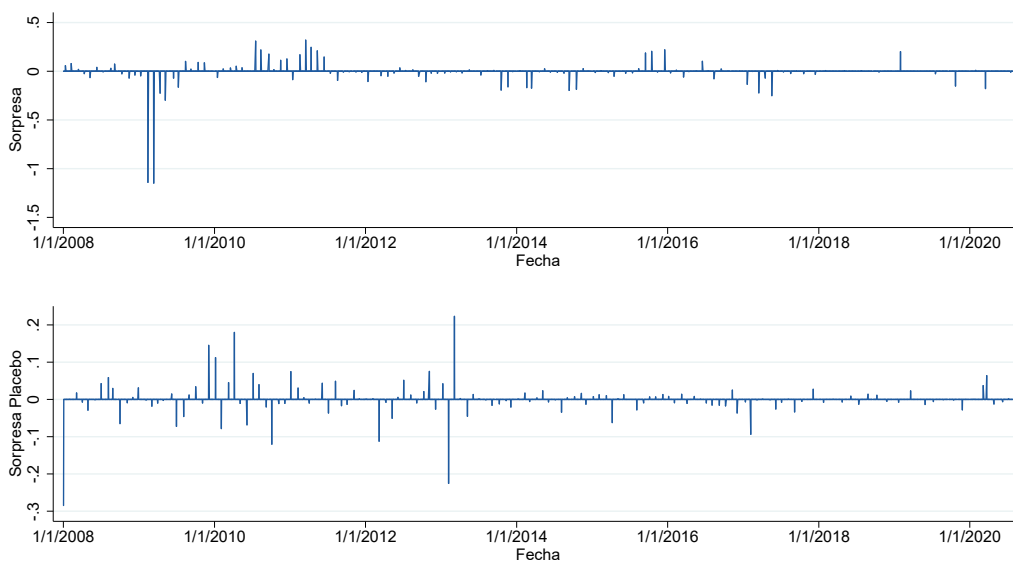
Nota: De arriba a abajo, la primera serie es la variación diaria de tasas forwards a 30 días plazo mientras que la segunda, es la serie de variación efectiva de la tasa de política monetaria. Se usa como muestra los días de anuncio de política monetaria limpios con un total de 128 observaciones entre el 1 de enero de 2008 y el 31 de julio de 2020.

monetaria, siendo sólo 128 observaciones de 3132 días hábiles entre el 1 de enero de 2008 y el 31 de julio de 2020, aumentan en un 41.27 % la varianza de esta serie.

Por el contrario, al analizar lo que pasa con la sorpresa placebo en estos gráficos, se puede apreciar un comovimiento nulo con la variación real de la TPM, siendo la correlación entre estas dos series igual a -0.0001. Por otro lado, tampoco captura parte de la varianza del instrumento utilizado para su construcción, esto, dado que al agregar estas observaciones a la serie instrumental en vez de aumentar la varianza, la disminuye en -1.44 %.

Finalmente, en el Cuadro 6, se analizan las sorpresas de política monetaria identificadas usando la variación diaria de la tasa forward a 30 días de mayor magnitud durante el período en cuestión. Como se puede observar, los eventos más importantes de política monetaria durante el período analizado coinciden con los mayores aumentos de la sorpresa construída.

Figura 11: Series: Sorpresas monetarias y Sorpresas monetarias falsas



Nota: De arriba a abajo, la primera serie es la sorpresa de política monetaria construída a partir de la serie de variación diaria de tasas forwards a 30 días plazo. Mientras que la segunda, es la serie falsa de sorpresas monetarias o “sorpresa placebo”, la cual se construye con la misma serie de variación diaria de tasas forwards a 30 días plazo pero alrededor del día 7 luego de la reunión de política monetaria. Se usa como muestra los días de anuncio de política monetaria limpios con un total de 128 observaciones entre el 1 de enero de 2008 y el 31 de julio de 2020.

Cuadro 6: Listado Sorpresas de Política Monetaria

N°	Fecha RPM	SorPRESa	Δ Esperada	Δ Efectiva	Razón del Banco Central de Chile
1	12-Mar-2009	-1.15	-1.35	-2.5	Perspectiva de un rápido descenso de la inflación y un continuo deterioro en las perspectivas de crecimiento del producto.
2	12-Feb-2009	-1.14	-1.36	-2.5	Perspectiva de un rápido descenso de la inflación y un agudo deterioro en el crecimiento del producto.
3	17-Mar-2011	0.32	0.18	0.50	Actividad, demanda y empleo siguen evolucionando positivamente, se debe reducir el estímulo económico.
4	15-Jul-2010	0.31	0.19	0.50	Se debe reducir el estímulo económico dado un dinamismo significativo en la demanda del producto.
5	07-May-2009	-0.30	-0.20	-0.50	Deterioro persistente en el crecimiento del producto y presiones inflacionarias reducidas.
6	18-May-2017	-0.25	0	-0.25	La inflación anual permaneció en 2.7%, esta disminución de la TPM reafirma el compromiso del BCCh por conducir la inflación proyectada se ubique en 3% en el horizonte de política.
7	12-Abr-2011	0.24	0.26	0.50	Actividad, demanda y empleo siguen evolucionando con dinamismo, se debe reducir el estímulo económico.
8	09-Abr-2009	-0.22	-0.28	-0.50	Perspectiva de un persistente descenso de la inflación, alto nivel de desempleo y resultados negativos del producto trimestral.

Nota: Listado de las sorpresas de política monetaria de mayor magnitud, construídas usando la variación diaria de la tasa forward alrededor de los anuncios de política monetaria durante el período enero de 2008 y julio de 2020. Fuente: Banco Central de Chile.

IX.5. Factor Trayectoria y su relación con los anuncios de política monetaria

El factor Trayectoria corresponde a todos los aspectos de los anuncios de política monetaria que mueven las tasas futuras entre plazos mayores a 1 mes hasta 1 año plazo. De esta manera, este factor es hasta cierto punto, un residuo que está sujeto a diversas interpretaciones. Por esta razón, en esta sección del Apéndice se presentan pruebas que muestran la estrecha correlación entre el factor Trayectoria y los anuncios de política monetaria.

Primero, se realiza una regresión entre el valor absoluto del factor Trayectoria y una variable dummy que toma el valor uno si ese día hubo un anuncio de política monetaria limpio. En definitiva, la variable dummy toma el valor uno los 128 días de RPM limpios tomando como muestra total los 3120 días hábiles limpios, esto es, sin contar en estos días los días de anuncio de política monetaria traslapados con el lanzamiento del IPoM.

Los resultados de esta estimación se encuentran presentados en el Cuadro 7, encontrándose un coeficiente de la variable dummy igual a 0.032, el cual es positivo y estadísticamente significativo al 1%, lo que permite afirmar una fuerte relación entre estas 2 variables. La misma metodología fue utilizada para el factor Objetivo, encontrándose un coeficiente de 0.06 y significancia al 1% (ambos resultados fueron obtenidos con errores robustos a heterocedasticidad.)

Cuadro 7: Efectos estimados de los anuncios de política monetaria sobre los factores Trayectoria y Objetivo

Variable Dependiente	Constante	RPM	N° de Observaciones
Abs(Z_2)	0.116*** (0.002)	0.032*** (0.012)	3,120
Abs(Z_1)	0.033*** (0.001)	0.060*** (0.013)	3,120

Nota: Regresión entre el valor absoluto del factor Trayectoria y Objetivo con una variable dummy que toma el valor uno si ese día hubo un anuncio de política monetaria limpio. Errores estándar robustos a heterocedasticidad reportados entre paréntesis.*** denota significancia al 1%.

A la vez, se reporta en el Cuadro 8, un listado de las observaciones de mayor magnitud del factor Trayectoria los días de anuncio de política monetaria, durante el período enero de 2008 y julio de 2020. La última columna presenta el comentario más relevante del comunicado para el factor Trayectoria y entre paréntesis se encuentra la interpretación efectiva del mercado financiero dado el efecto en el factor Trayectoria luego del comunicado.

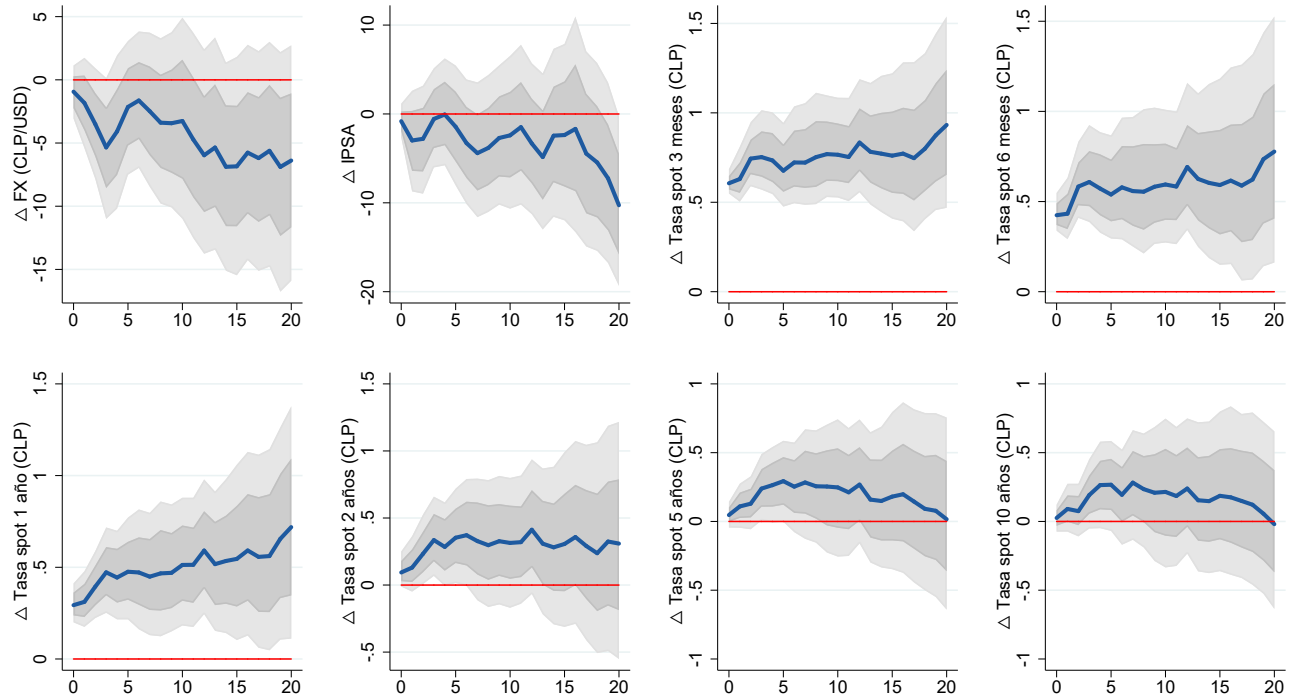
Cuadro 8: Listado Factor Trayectoria

N°	Fecha RPM	Factor Objetivo	Factor Trayectoria	Δ TPM	Comentario Relevante del Comunicado (Interpretación del mercado financiero)
1	12-Mar 2009	-0.94	0.62	-2.5	El Consejo estima que podrían ser necesarias reducciones adicionales de la TPM, aunque de magnitud y frecuencia comparables a patrones históricos. (Es una de las mayores reducciones de TPM en la historia, adelantando futuros aumentos en el mediano-largo plazo.)
2	13-Ene 2011	-0.08	-0.60	0	El Consejo reitera que será necesario continuar reduciendo el estímulo monetario en los meses venideros, en línea con lo anticipado en el último IPoM. El ritmo de dicho proceso dependerá de la evolución de las condiciones macroeconómicas internas y externas. (Se cree que los próximos meses, tal y como el BCCCh lo anuncia, recortarán la TPM).
3	14-Ene 2010	-0.11	-0.53	0	El Consejo considera que el entorno macroeconómico es congruente con una TPM que se mantendrá en el nivel mínimo de 0,50 % hasta al menos el segundo trimestre de este año. (Esta noticia ajusta a la baja las expectativas respecto a la posibilidad de un futuro aumento en la TPM).
4	16-Mar 2020	-0.16	-0.49	-0.75	El Consejo estima que el conjunto de medidas mencionadas, agregadas a la reducción de la TPM facilitará el ajuste de la economía al nuevo escenario que enfrenta. Futuros cambios en la política monetaria dependerán de la evolución del panorama macroeconómico. (Se estima que estas medidas no serán suficientes para estimular la economía y que se tendrá que recurrir a nuevos recortes en la TPM).
5	11-Sep 2014	-0.27	0.46	-0.25	El Consejo evaluará la conveniencia de introducir un mayor estímulo monetario. La inflación de agosto se mantuvo en 4,5 % anual. Las expectativas de inflación de mediano plazo se mantienen en torno a 3 %, aunque aumentaron para fines de este año. (Se estima que el aumento de inflación tendrá un efecto en la decisión futura de la TPM de manera que la introducción de un mayor estímulo es menos probable).
6	17-Jun 2009	0.03	0.43	-0.5	El Consejo estima que, en el escenario más probable, será necesario mantener el estímulo monetario por un tiempo más prolongado. Las perspectivas de crecimiento global para este año se han estabilizado. Los precios de los productos básicos, en particular del cobre y del petróleo, han aumentado. (El próspero escenario internacional y en los precios de los commodities podría generar presiones inflacionarias y con esto, la disminución del estímulo monetario mantenido hasta ahora).
7	09-Jul 2009	-0.16	-0.42	-0.25	El Consejo estima que para que la inflación proyectada se ubique en 3 % es necesario aumentar el estímulo monetario. Por ello, la TPM se mantendrá en este nivel mínimo por un período de tiempo prolongado. (Esta noticia ajusta a la baja las expectativas respecto a la posibilidad de un futuro aumento en la TPM).
8	12-Feb 2009	-0.93	0.40	-2.5	El Consejo estima que, en el escenario más probable, la TPM seguirá una trayectoria por debajo de la considerada en el escenario base del IPoM. (Es una de las mayores reducciones de TPM en la historia, adelantando futuros aumentos en el mediano-largo plazo).

Nota: Listado de las observaciones de mayor magnitud del factor Trayectoria, los días de anuncio de política monetaria, durante el período enero de 2008 y julio de 2020. La última columna presenta el comentario más relevante del comunicado para el factor Trayectoria y entre paréntesis la interpretación efectiva del mercado financiero. Fuente: Banco Central de Chile.

IX.6. Resultados de proyecciones locales del factor Objetivo

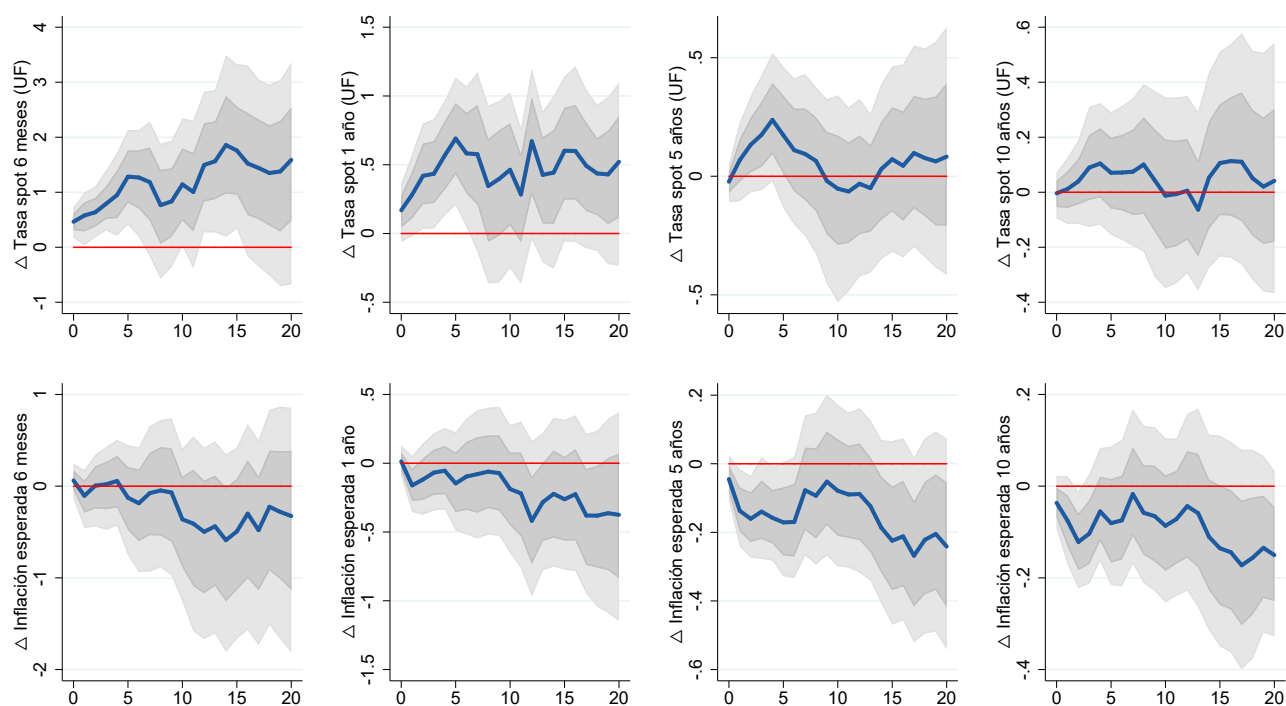
Figura 12: Proyecciones locales del efecto del factor Objetivo



Nota: Efecto estimado del factor Objetivo sobre las variaciones diarias de las variables tipo de cambio nominal (FX), retorno accionario y tasa de interés spot nominal. La muestra incluye los 128 anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

Como se puede observar, los resultados presentados en las figuras 12 y 13, son prácticamente idénticas a los obtenidos en las figuras 3 y 4 analizadas en la Sección III con el modelo de proyecciones locales para las sorpresas de política monetaria, evidenciando la clara relación entre el factor Objetivo y la sorpresa monetaria identificada en la Sección III.

Figura 13: Proyecciones locales del efecto del factor Objetivo



Nota: Efecto estimado del factor Objetivo sobre las variaciones diarias de las variables tasa de interés real spot e inflación esperada. La muestra incluye los 128 anuncios de política monetaria limpios entre enero de 2008 y julio de 2020.

IX.7. Índice de Incertidumbre Económica (IEC) y su relación con el estado económico de Chile

En esta sección del Apéndice, se describe la forma de construcción del Índice de Incertidumbre Económica (IEC) provisto por la institución Clapes UC para Chile en frecuencia mensual, y se evidencia tanto su relación directa con eventos recesivos importantes durante el período analizado como la relación inversa que este índice tiene con la actividad económica nacional.

La metodología de construcción del IEC se basa en la búsqueda de palabras claves en artículos de prensa, metodología propuesta por Baker et al. (2016) y considera la incertidumbre desde una perspectiva amplia, considerando la incertidumbre en la mente de consumidores, expertos del sistema financiero, emprendedores, legisladores, y líderes de opinión sobre el futuro de diferentes variables económicas. En concreto, el índice selecciona y cuenta artículos de los periódicos La Tercera, Diario Financiero y El Mercurio que contengan la palabra “incertidumbre” y la palabra “economía” o “económico”.

Para obtener el IEC se divide, para cada diario, el número de artículos mensuales seleccionados por el total de artículos publicados en el mes. Luego, cada una de las series se divide por su respectiva desviación estándar para el período enero de 2007 a julio de 2020 y las series resultantes se promedian para cada mes, obteniéndose así una única serie de periodicidad mensual. Finalmente, la serie promedio se ajusta multiplicativamente de manera que la media para el período enero de 2007-julio de 2020 sea igual a 100.

El índice, tal como se demuestra en Cerda, Silva y Valente (2016), correlaciona de forma negativa respecto a la inversión y el PIB chileno, específicamente, tres trimestres después de ocurrido un shock en el IEC de una desviación estándar provoca una disminución de 3.4% en la inversión y de 0.9% en el PIB, siendo este efecto persistente en el tiempo.

En la Figura 14 y 15 se presenta la evolución del (IEC) para los últimos 12 años en conjunto con la serie del IMACEC, la Figura 14 para todo el período enero de 2008 a julio de 2020 y la Figura 15 para período enero de 2008 a julio de 2019. Esto, dado que para el período comprendido entre julio de 2019 y julio de 2020, la economía chilena ha sido golpeada tanto por un estallido social y la crisis pandémica del virus COVID-19, con lo que el IEC y el IMACEC se disparan de forma positiva y negativa respectivamente y la comparación de los períodos anteriores se vuelve poco representativa.

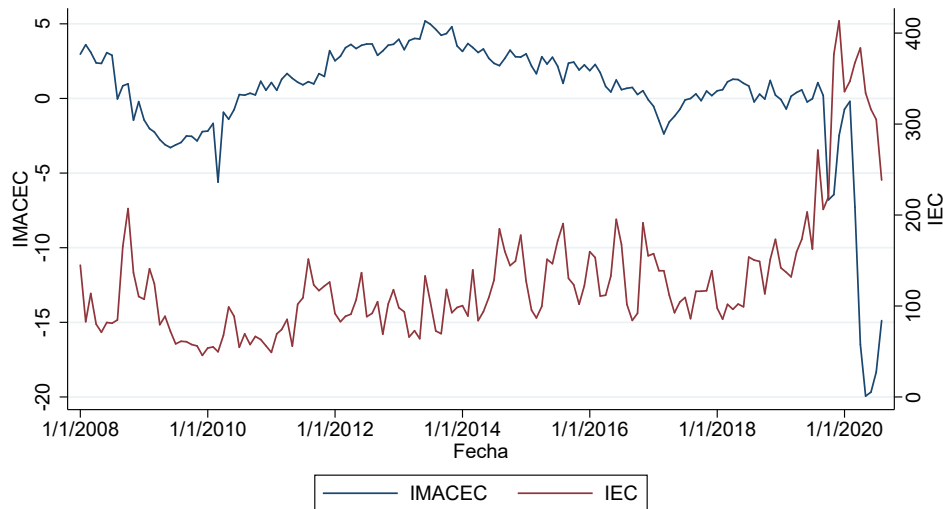
En estas dos figuras (14 y 15), se aprecian shocks de incertidumbre significativos para la crisis financiera, la crisis de la deuda europea y la desaceleración del mercado accionario Chino, el estallido social y la crisis sanitaria producto del virus COVID-19 en conjunto con una disminución del crecimiento de la actividad económica de Chile durante estos episodios, lo que reafirma un comovimiento inverso entre estas dos variables e indica que cuando el IEC está en un nivel alto, se puede usar como un buen indicador tanto de un estado de alta incertidumbre en la economía, así como también de un mal ciclo económico del país.

Finalmente, en la Figura 16, para entender mejor el comportamiento de esta serie y su evolución, se compara el IEC con el índice de incertidumbre económico más usado en el mundo, el VIX. Este índice, se calcula utilizando una serie de opciones del S&P 500. Por tanto, una limitación de esta comparación es que estos dos índices no miden exactamente lo mismo. El VIX respresenta incertidumbre principalmente sobre el mercado financiero estadounidense y el IEC mide, en un sentido amplio, la incertidumbre general de la economía. Con esto, el VIX debiera reaccionar más ante eventos financieros y que tengan cierta repercusión en EE.UU., mientras que el IEC debiera capturar los eventos económicos generales que afecten a la economía chilena.

Si bien existen diferencias en el cálculo entre ambos índices, sus movimientos son bastante similares, posiblemente atribuido a que Chile es una economía pequeña y abierta, lo que la hace especialmente sensible a shocks de incertidumbre internacionales.

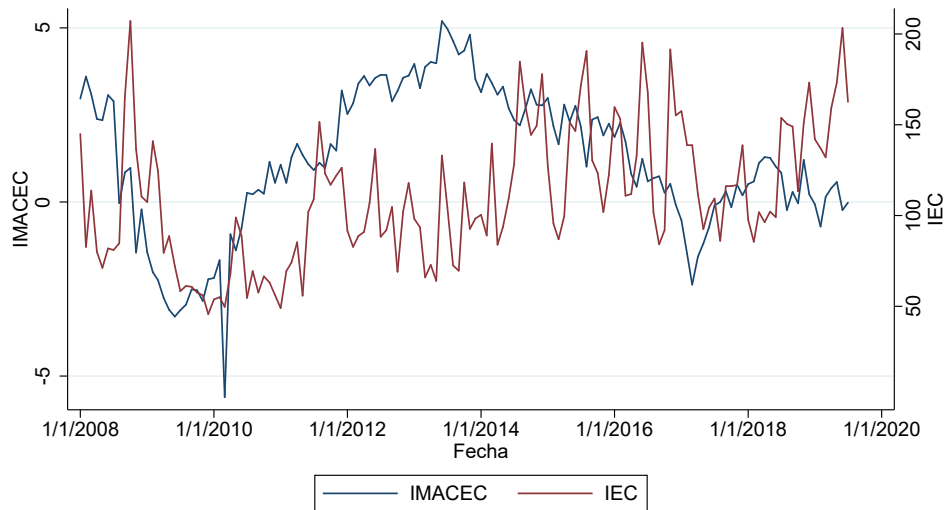
Aún así, la ventaja del IEC sigue siendo de gran importancia, y es que nos permite considerar tanto los shocks internos como los externos para estimar el nivel de incertidumbre económica de Chile. Esta ventaja se puede apreciar en el último período de la Figura 16, en este caso, el IEC reacciona al alza en Octubre de 2019 producto del estallido social en Chile para luego seguir aumentando con la crisis pandémica del COVID-19, mientras que el VIX sólo reacciona a esta última en marzo-abril de 2020.

Figura 14: IEC vs IMACEC



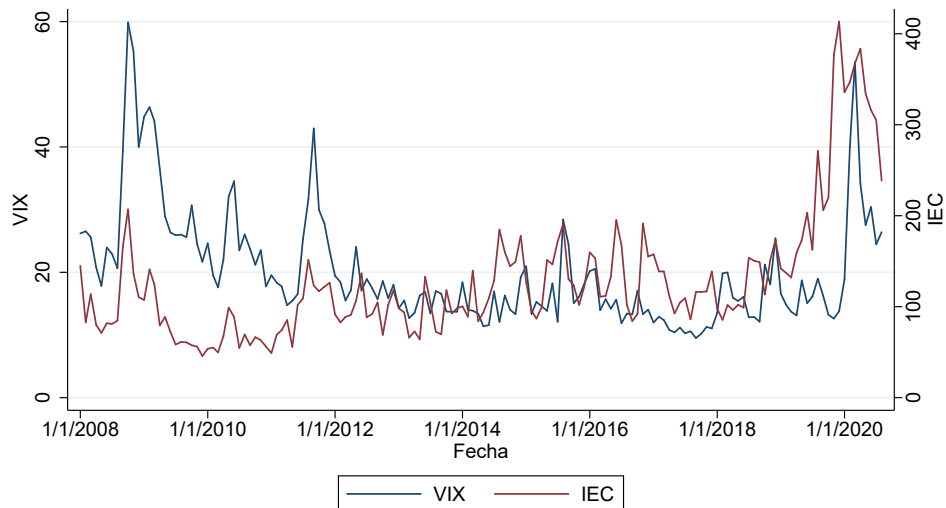
Nota: La línea en rojo presenta el Índice de Incertidumbre Económica (IEC) para Chile y la línea en azul Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC). La muestra incluye los períodos enero de 2008 a julio de 2020.

Figura 15: IEC vs IMACEC exceptuando el período de crisis social y pandémica



Nota: La línea en rojo presenta el Índice de Incertidumbre Económica (IEC) para Chile y la línea en azul Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC). La muestra incluye los períodos enero de 2008 a julio de 2019.

Figura 16: IEC vs VIX



Nota: La línea en rojo presenta el Índice de Incertidumbre Económica (IEC) para Chile y la línea en azul el índice VIX. La muestra incluye los períodos enero de 2008 a julio de 2020.

IX.8. Modelo de determinación del tipo de cambio

Se presenta un extracto de Edwards (1983a) en el que construye un modelo simple de determinación de tipo de cambio bajo un sistema de flotación cambiaria. Se le hacen pequeñas modificaciones e interpretaciones pertinentes para su correcta aplicación en esta investigación.

Este modelo tiene un buen ajuste a las características macroeconómicas de Chile, dado el sistema de cambio flotante adoptado desde 1999, y nos permite entender el mecanismo por el cual el shock de política monetaria afecta al tipo de cambio de la manera en que se evidencia en la Sección VI. Los efectos propuestos calzan con los resultados encontrados en las diferentes variables analizadas para estados de alta y baja incertidumbre y por ende, propone un entendimiento generalizado y consistente para la interpretación de un shock de política monetaria en el caso de alta y baja incertidumbre económica.

Los supuestos del modelo son, que existe una perfecta movilidad del capital y que los bonos tanto en moneda nacional como extranjera son perfectos sustitutos, tal y como lo propone Frenkel (1981). A la vez, los agentes son neutrales al riesgo, de manera que los dueños de activos son indiferentes a mantener cualquiera de los dos bonos si el diferencial en las tasas de interés es igual a la tasa esperada de apreciación.

Se define s_t como el logaritmo natural del tipo de cambio spot en el período t , i_t e i_t^* a las tasas nominales de interés nacionales y extranjeras respectivamente, la condición de arbitraje de los agentes se puede representar como:

$$i_t - i_t^* = E_t(s_{t+1}) - s_t \quad (32)$$

En donde $E_t(s_{t+1})$ sería el valor esperado en el período t del logaritmo del tipo de cambio spot para el período $t + 1$, condicional a la información en t . Con esto, se asume que los agentes forman sus expectativas de una manera racional. Podemos reescribir la ecuación (32) como:

$$s_t = E_t(s_{t+1}) + (i_t^* - i_t) \quad (33)$$

Esta ecuación nos indica que las variaciones en s_t responden tanto a cambios en el diferencial de tasas de interés como también en las variaciones del tipo de cambio esperado para el futuro.

Se supone una demanda por dinero del tipo Cagan:

$$m_t - p_t = ay_t - b_{it} \quad (34)$$

En donde m_t es el logaritmo de la cantidad nominal de dinero demandada en t , p_t es el logaritmo del nivel de precios, y_t es el logaritmo del ingreso, i_t es la tasa nominal de interés, a es la elasticidad-ingreso de la demanda por dinero y b es la semielasticidad de la demanda por dinero respecto a la tasa de interés nominal. Con esta especificación en la demanda de dinero, se reflejan los supuestos de que los dineros no son sustitutos y que la paridad de intereses se mantiene en todo momento.

Por otro lado, la oferta monetaria sigue el siguiente proceso:

$$m_t = m_{t-1} + \lambda + v_t + n_t - n_{t-1} \quad (35)$$

En donde $v_t \sim N(0, \sigma^2)$, $n_t \sim N(0, \Sigma^2)$. Ambas variables se suponen no correlacionadas. Con esto, la ecuación (35) muestra que en cada período la tasa de crecimiento del dinero difiere de su tasa de largo plazo λ por las perturbaciones aleatorias permanente v_t y temporal n_t .

Se asume un ingreso real con un proceso de camino aleatorio con tendencia, con el elemento aleatorio siendo distribuido de forma independiente a las demás perturbaciones mencionadas, tal que:

$$y_t = y_0 + gt + \mu_t \quad (36)$$

En donde $\mu_t \sim N(0, \Omega^2)$ y g es la tendencia de crecimiento del ingreso real.

La tasa de interés nominal se caracteriza por la ecuación de Fisher:

$$i_t = r_t + E_t(p_{t+1} - p_t) \quad (37)$$

En donde $E_t(p_{t+1} - p_t)$ es la tasa de inflación esperada condicional a la información disponible en el período t . A la vez, se supone que la tasa real de interés r_t es igual a una constante ρ más un elemento aleatorio $w_t \sim N(0, \Gamma^2)$:

$$r_t = \rho + w_t \quad (38)$$

También se supone que $E_t(\mu_t v_t) = E_t(\mu_t w_t) = E_t(v_t w_t) = 0$.

Se supone que la Paridad de Poder de Compra (PPP) no es válida en el corto plazo, tal y como lo muestra la evidencia empírica al respecto. A método de simplificación, se supone desviaciones aleatorias de PPP en base a Aizenman (1982), Hakkio (1982) y Frenkel (1981) tal que:

$$s_t - p_t + p_t^* = x_t \quad (39)$$

Con x_t un elemento aleatorio serialmente no correlacionado.

La solución del modelo representado por las ecuaciones (32) a (39) dependerá de la información que los agentes posean en el período t . Este apartado lo resuelve al suponer que los agentes tienen información

completa y actualizada acerca de las variables económicas. Esto dado que si se supone información incompleta, pero el tipo de cambio es observado en la economía, el modelo no tiene una forma cerrada de solución.

Al suponer un equilibrio permanente del mercado de dinero y, al usar la condición de arbitraje de intereses presentada en la ecuación (32) junto a las derivaciones sobre la PPP de la ecuación (39), se puede demostrar que las ecuaciones de equilibrio para el nivel de precios de la economía, la tasa de interés, el tipo de cambio spot y el tipo de cambio forward ($f_t = E_t(s_{t+1})$) se pueden escribir como¹³:

$$p_t = \pi_0 + \pi_1 t + \pi_2 m_t + \pi_3 \mu_t + \pi_4 w_t + \pi_s n_t \quad (40)$$

$$i_t = \gamma_0 + \gamma_1 \mu_t + \gamma_2 w_t + \gamma_3 n_t \quad (41)$$

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 (m_t - m_t^*) + \beta_2 \mu_t + \beta_3 w_t + \beta_4 n_t + \beta_5 \mu_t^* + \beta_6 w_t^* + \beta_7 n_t^* \quad (42)$$

$$E_t(s_{t+1}) = f_t = \beta_0 + \beta_1 (m_{t+1} - m_{t+1}^*) - v_{t+1} - n_{t+1} + v_{t+1}^* + n_{t+1}^* \quad (43)$$

En donde (40) y (41) son aplicables a p_t^* e i_t^* .

El supuesto de racionalidad requiere que:

$$\begin{array}{ll} \pi_0 = [b(p - ag) - ay_0 + b\lambda]; & \pi_1 = -ag \\ \pi_2 = 1; & \pi_3 = -a/(1 + b) \\ \pi_4 = b/(1 + b); & \pi_5 = -b/(1 + b) \\ \gamma_0 = (p - ag + \lambda); & \gamma_1 = a/(1 + b) \\ \gamma_2 = 1/(1 + b); & \gamma_3 = -1/(1 + b) \\ \beta_0 = [b(p - ag + \lambda) - b^*(p^* - a^*g^* + \lambda^*) + a^*y^*0 - ay_0]; & \beta_1 = 1 \\ \beta_2 = -a/(1 + b); & \beta_3 = -1/(1 + b) \\ \beta_4 = -b/(1 + b); & \beta_s = a^*/(1 + b^*) \\ \beta_6 = 1/(1 + b^*); & \beta_7 = b^*/(1 + b^*) \end{array}$$

La ecuación (40) para el nivel de precios es la utilizada por la mayoría de los modelos que suponen expectativas racionales. La ecuación (41) para la tasa nominal de interés, indica que un aumento esperado en la tasa de crecimiento de la oferta monetaria, representado por un mayor λ , tiene un efecto positivo proporcional en la tasa de interés nominal de equilibrio. Esta consecuencia es también llamado efecto Fisher.

También se puede recalcar, que al ser $\gamma_3 \leq 0$, las perturbaciones monetarias transitorias inesperadas ejercen presión hacia abajo en la tasa de interés de equilibrio (efecto liquidez). Por otra parte, γ_2 es positivo pero menor que uno. Esto indicaría que al permitirse el efecto de w_t sobre la inflación esperada, cambios en las perturbaciones de la tasa real de interés generan cambios menos que proporcionales en la

¹³Véase Edwards (1983b) para más detalles sobre el método de solución por coeficientes indeterminados, introducido por Lucas en modelos de expectativas racionales.

tasa de interés nominal. Por último, $\gamma_3 \geq 0$ indica que un aumento en la demanda por dinero debido a cambios inesperados en el ingreso real, se traduce de manera parcial en mayores tasas de interés.

Si bien el modelo supone que en el corto plazo existen desviaciones de PPP y que la condición de arbitraje de tasas de interés se mantiene permanentemente, en el largo plazo se supone que las tasas reales de interés se igualan entre países y que no hay desviaciones de PPP. Es por esta razón, que de acuerdo al modelo, un aumento *ceteris paribus* en el diferencial de tasas de interés genera una apreciación del tipo de cambio spot.

Sin embargo, cuando todas las demás variables, incluyendo a $E_t(s_{t+1})$, se ajustan después de una perturbación, es posible observar movimientos en dirección opuesta, neutrales o en la misma dirección entre las tasas de interés y el tipo de cambio.

Este hecho se puede ver al usar la ecuación (33): $s_t = E_t(s_{t+1}) + (i_t^* - i_t)$ y teniendo en cuenta que las ecuaciones (41) y (42), i_t , i_t^* y $E_t(s_{t+1})$ están determinadas por el mismo conjunto base de variables exógenas. Con esto, un cambio en $(i_t^* - i_t)$ frecuentemente irá acompañado por un cambio en $E_t(s_{t+1})$. De la ecuación (43) se puede escribir:

$$E_t(s_{t+1}) = bp - b^*\rho^* - bag + b^*a^*g^* - ay_0 + a^*y^*o - ag(t+1) + a^*g^*(t+1) + m_t + (1+b)\lambda - n_t - m^*t + (1+b^*)\lambda^* + n^* \quad (44)$$

De la ecuación (10) se puede derivar que la tasa de interés nominal puede escribirse como:

$$i_t = \rho - ag + \lambda + \left(\frac{a}{1+b}\right)\mu_t + \left(\frac{1}{1+b}\right)w_t - \left(\frac{1}{1+b}\right)n_t \quad (45)$$

Al comparar la ecuación (44) y (45), queda claro que los aumentos en la tasa de interés provocados por aumentos en los valores de ρ , λ o μ , también afectan la futura tasa esperada.

Es importante notar que, si i_t aumenta debido a una mayor tasa esperada y permanente del crecimiento del dinero (por ejemplo, un mayor λ), $E_t(s_{t+1})$ aumentaría en una mayor proporción $[(1+b)\lambda]$, generando un comovimiento positivo entre el diferencial de tasas de interés y el tipo de cambio, tal como lo sugiere Frenkel (1981).

En cambio, si i_t aumenta a través de un efecto negativo de liquidez (una caída en μ_t), entonces $E_t(s_{t+1})$ disminuirá, reforzando el efecto hacia abajo sobre s_t . De esta manera, $(i_t^* - i_t)$ y s_t se moverían en direcciones opuestas, tal como lo sugiere Dornbusch (1978). También es importante notar de (44) y (45), que los aumentos en i_t debidos a un mayor w_t o a un menor μ_t , producen movimientos en direcciones opuestas entre i_t y s_t .

De esta manera, este modelo muestra que el tipo de cambio y las variaciones en la tasa de interés nominal pueden moverse en la misma o en opuesta dirección, esto, dependiendo de las causas de los cambios en la tasa de interés. Si la tasa nominal de interés varía debido a una alta inflación esperada (efecto Fisher), el tipo de cambio y la tasa de interés se moverán en la misma dirección. En cambio, si la tasa de interés nominal varía debido a un efecto de liquidez, el tipo de cambio y las tasas de interés se moverán en direcciones opuestas.