

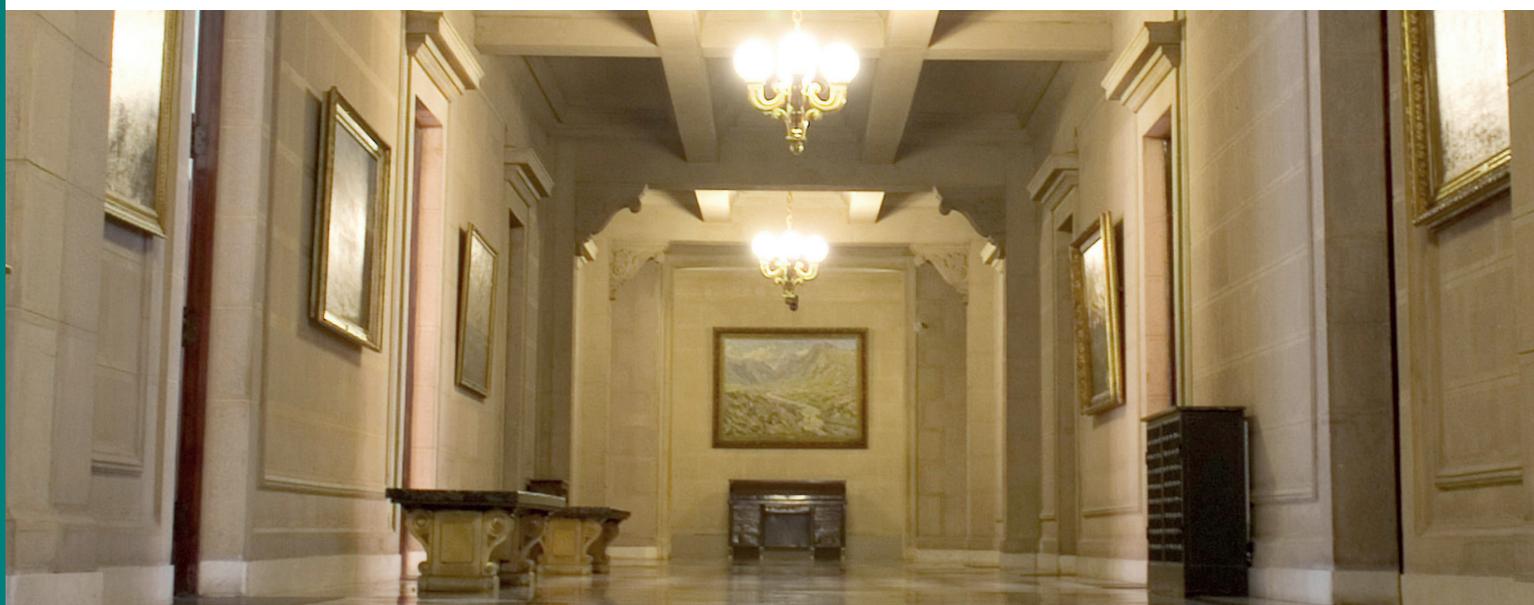
DOCUMENTOS DE POLÍTICA ECONÓMICA

Desafíos de la Política Monetaria Sistemática

Camila Figueroa
Pablo García

N.º 64 Diciembre 2017

BANCO CENTRAL DE CHILE





BANCO CENTRAL DE CHILE
CENTRAL BANK OF CHILE

La Serie de Documentos de Política Económica, del Banco Central de Chile, divulga el pensamiento de las autoridades de la institución sobre la economía chilena y la conducción de la política monetaria. Esta Serie es una instancia de difusión y discusión de tópicos relevantes para los objetivos y el accionar del Banco Central, dirigida a un público más amplio que el de los especialistas.

The Series of Economic Policy Papers of the Central Bank of Chile presents views and analyses of the Chilean economy and the conduct of monetary policy prepared by Bank authorities. This series, aimed at the general public, disseminates and discusses topics that are relevant to the goals and operations of the Central Bank.

Documentos de Política Económica del Banco Central de Chile
Economic Policy Papers of the Central Bank of Chile
ISSN 0717-7151

Agustinas 1180, Santiago, Chile
Teléfono: +56 2 26702475 – Fax: +56 2 26702331

Desafíos de la Política Monetaria Sistemática*

Camila Figueroa
Gerencia de Investigación Económica
Banco Central de Chile

Pablo García
Miembro del Consejo
Banco Central de Chile

Resumen

Luego de una breve revisión de la racionalidad de conducir la política monetaria de manera sistemática, este trabajo detalla algunos de los desafíos que resultan de ella. La primera es la dificultad en conceptualizar los rezagos en la transmisión de las acciones de política monetaria, pues como por definición ellos corresponden a desviaciones de un patrón de conducta sistemático, debiesen ser en general poco comunes o persistentes en marcos de política que funcionan adecuadamente. La segunda es la dificultad en desentrañar empíricamente, mediante la estimación de reglas de política, el comportamiento sistemático de la política monetaria. En particular, para el caso de Chile destacamos las diferencias de medir la brecha de producto en tiempo real o en tiempo corriente, y también el rol de las acciones extraordinarias de política monetaria durante el año 2009. Finalmente, concluimos con una discusión sobre cómo se debe interpretar, incluso con un mandato estrecho de estabilidad de precios, que la política monetaria se comporte de manera contracíclica.

Summary

After a brief review of the rationality of the systematic conduct of monetary policy, this paper details some of the challenges that it poses. First, there is the difficulty to conceptualize the lags in the transmission of monetary policy actions, because since by definition they are deviations from a pattern of systematic behavior, they should generally be not very common or persistent under well-functioning policy regimes. Second is the difficulty to empirically estimate, through policy rules, the systematic behavior of monetary policy. In the particular case of Chile, we highlight the differences between measuring the output gap in real time or in current time, and also the role of extraordinary monetary policy actions during 2009. We conclude with a discussion on how we must interpret, even under a narrow mandate of price stability, whether monetary policy is truly being countercyclical.

* Agradecemos la ayuda de Jorge Fornero con las simulaciones del modelo X-MAS y la provisión de medidas en tiempo real y corriente de brecha de producto. Las opiniones vertidas son las de los autores y no reflejan necesariamente la visión oficial del Banco Central de Chile.

Introducción

Un esquema de política monetaria basado en metas de inflación tiene en su corazón los conceptos de transparencia en la toma de decisiones y de comunicación fluida con los agentes económicos. Esto trae beneficios evidentes cuando el instrumento de política monetaria es la tasa de interés interbancaria de más corto plazo. En efecto, para que dicho instrumento tenga incidencia en la macroeconomía, es necesario que las expectativas sobre sus movimientos futuros reaccionen de manera acorde con la visión que el banco central tiene sobre qué tan expansiva o contractiva debe ser la política monetaria para que la inflación esperada se ubique en la meta en los plazos deseados. Como típicamente ello involucra horizontes de varios años en el futuro, las expectativas sobre la trayectoria de la tasa de interés tienen una incidencia de primer orden.

Es natural que dichas expectativas sean más fáciles de formular si la manera en que el banco central determina su tasa de interés periódicamente es entendida por los agentes de mercado, quienes fijan precios y el público en general. Una política monetaria que sea totalmente *discrecional* e impredecible haría imposible construir expectativas confiables de cómo se comportará el banco central en el futuro. Nótese que esta idea de tener expectativas confiables no se refiere a trayectorias determinísticas de la política monetaria. Por el contrario, un esquema de metas de inflación con flexibilidad cambiaria en una economía abierta hace que la política monetaria reaccione a novedades que inevitablemente incidirán en la trayectoria inflacionaria.¹ Luego, la formación de expectativas para la política monetaria tiene que ver con una forma de conducir ésta frente a distintas noticias. Esto ha permitido percibir la política monetaria como que sigue reglas o patrones de comportamiento.

Las ventajas en términos de eficiencia y efectividad de las reglas de política monetaria por sobre la discrecionalidad fueron inicialmente discutidas por Kydland y Prescott (1977), quienes mostraron que una política discrecional en la que la autoridad monetaria selecciona la mejor acción en cada minuto del tiempo, dada la situación económica del momento, típicamente maximizará la función objetivo social. Barro y Gordon (1983a) profundizaron el punto, argumentando que el compromiso de la autoridad monetaria con una regla es una política más creíble y certera que permite mantener una mayor estabilidad de precios. Por el contrario, la discrecionalidad lleva a un sesgo inflacionario en la política monetaria si trata de bajar los niveles de desempleo por debajo de la tasa natural. Teóricamente, una política no inflacionaria creíble podría reducir la inflación a un menor costo y reducir el desempleo comparado con un escenario discrecional (Barro y Gordon, 1983b).

Un concepto utilizado es que una política monetaria que cumple con generar metas de inflación es “discreción restringida”, lo que se vincula con una amplia literatura de reglas de política monetaria, y con el concepto de “perspectiva atemporal” de Woodford. El concepto de “discreción restringida” fue desarrollado inicialmente por Bernanke y Mishkin (1997), quienes argumentaron que las metas de inflación corresponden a un tipo de estrategia intermedia entre regla y discreción. Dado que los bancos centrales suelen estar interesados en otras variables macroeconómicas además de la inflación (por ejemplo: producto, empleo, tipo de cambio), seguir

¹ Este tipo de argumento es conocido por lo menos desde el modelo de Mundell (1963) y Fleming (1962).

literalmente una regla mecánica podría llevar a resultados indeseados en otros aspectos de la economía. De esta manera, la meta inflacionaria se define como un marco de referencia para la política monetaria, en que existe lugar también para ejercer “discrecionalidad restringida”. Esta forma de ejecutar las metas de inflación promueve la comunicación entre el banco central y el público, y provee de mayor disciplina y responsabilidad a la política monetaria.

A fines de los 90, Woodford (1999) desarrolló el enfoque de “perspectiva atemporal” para solucionar el problema de inconsistencia temporal que caracteriza a las reglas de políticas a raíz de un problema de optimización. Ella corresponde a una estrategia en que la autoridad no escoge la medida óptima para la situación actual de la economía, sino que implementa la política que habría deseado escoger para la situación actual si hubiese tomado la decisión en un pasado lejano, condicional a los eventos ocurridos en este período. Esta perspectiva atemporal e indefinida asegura que la medida adoptada en el período actual sea la continuación del curso de acción que habría adoptado en el pasado, coherente además con el comportamiento futuro esperado del banco. La adopción de este enfoque de largo plazo implica intrínsecamente persistencia en la política monetaria, es decir, el mecanismo de traspaso hacia la inflación y el producto está sujeto a rezagos de la tasa de política (Clark, Laxton y Rose (1995), Svensson (1997), Christiano, Eichenbaum y Evans (2005)).

Dados los avances conceptuales asociados a la conveniencia de conducir una política monetaria sistemática, surge la pregunta natural sobre su implementación. Esta plantea varios desafíos, algunos de los cuales serán descritos en este trabajo, y que, en nuestra opinión, son particularmente difíciles de comunicar al público. Estos son: 1. los rezagos de la política monetaria y su reacción a distintos *shocks* en un marco sistemático de toma de decisiones, 2. los efectos de la incertidumbre sobre el estado efectivo del ciclo económico, y 3. la dificultad e importancia de distinguir entre preferencias y acciones de política.

1. Los rezagos y la transmisión de la política monetaria

Una pregunta habitual para los bancos centrales es cuál es la magnitud y cuáles los rezagos de medidas de política monetaria específicas. Aunque a priori dicha pregunta puede tener sentido, bajo el prisma de una política monetaria que se conduce de manera sistemática la pregunta y su respuesta no son tan fáciles de formular. Esto se puede ver describiendo un modelo macroeconómico sencillo de series de tiempo para Chile, en formulación de VAR²:

$$\begin{bmatrix} y_t^{nm} \\ \pi_t \\ e_t \\ TPM_t \end{bmatrix} = \beta_0 + \sum_{i=1}^L \beta_i \begin{bmatrix} y_{t-i}^{nm} \\ \pi_{t-i} \\ e_{t-i} \\ TPM_{t-i} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^D \delta_i D_{it} + \theta T_t + \varepsilon_t$$

² Los modelos aquí estimados consideran variables definidas en variaciones anuales. Sin embargo, los resultados de las estimaciones utilizando variables en nivel son coherentes con las conclusiones presentadas. En el modelo en niveles controlamos además por estacionalidad mensual con variables dicotómicas por mes (s_{it}). Ver resultados en tablas A1 y A2 en el anexo.

En este modelo, y_t es la variación anual del Imacec no minero, π_t es la inflación anual distinta de alimentos y energía, e_t es la variación anual del tipo de cambio real y TPM_t es la tasa de política monetaria nominal. Todos los datos son públicos y extraídos de la página web del Banco Central de Chile. Este modelo entonces describe de manera conjunta la dinámica de la macroeconomía, en sus dimensiones tanto de demanda agregada (tasa de interés y tipo de cambio afectando el producto), como de oferta agregada (actividad y tipo de cambio afectando inflación), y política monetaria (actividad e inflación afectando la tasa de interés). Este modelo considera controles por tendencia (T_t) y variables dictómicas para tomar en cuenta circunstancias especiales (D_{it})³.

También, con el objetivo de controlar por el rol que cumplen las expectativas de inflación en el traspaso de la política monetaria, estimamos un segundo modelo VAR que incluye las expectativas de inflación a 12 meses ($E_t(\pi_{t+12})$) de la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE) entre las variables endógenas. Además incluimos como regresores exógenos la variación anual del precio del cobre y del petróleo⁴:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ e_t \\ TPM_t \\ E_t(\pi_{t+12}) \end{bmatrix} = \beta_0 + \sum_{i=1}^L \beta_i \begin{bmatrix} y_{t-i} \\ \pi_{t-i} \\ e_{t-i} \\ TPM_{t-i} \\ E_t(\pi_{t+12}) \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^D \delta_i D_{it} + \theta T_t + \rho_1 CUP_t + \rho_2 WTI_t + \varepsilon_t$$

La elección del número de rezagos para cada modelo (L) es elegido utilizando criterios de información. Para todos los modelos aquí especificados, los criterios de Hannan-Quinn y Schwarz coinciden en que el número óptimo de rezagos es dos, resultado coherente con literatura previa (Pedersen, 2017)⁵.

Para estimar el efecto de un *shock* de la TPM sobre el Imacec no minero y los precios, calculamos la función impulso respuesta (FIR) de un *shock* de la TPM sobre ambas variables. Adicionalmente, estimamos el modelo incluyendo expectativas de inflación. En la figura 1.a observamos que un *shock* de la TPM (25 pb) implica un aumento inicial y breve en el Imacec no minero y una posterior reducción persistente por debajo del nivel inicial. En la figura 1.b se observa que la significancia estadística del aumento inicial del Imacec no minero se pierde al incluir en el modelo las expectativas de inflación.

Con respecto al efecto de un *shock* de la TPM sobre el nivel de precios y la inflación, notamos en la figura 1.c que existe un efecto positivo y estadísticamente significativo. Una vez que se incluyen en el modelo las expectativas de inflación, el efecto sobre la inflación es ligeramente menor. Se podría inferir que un aumento

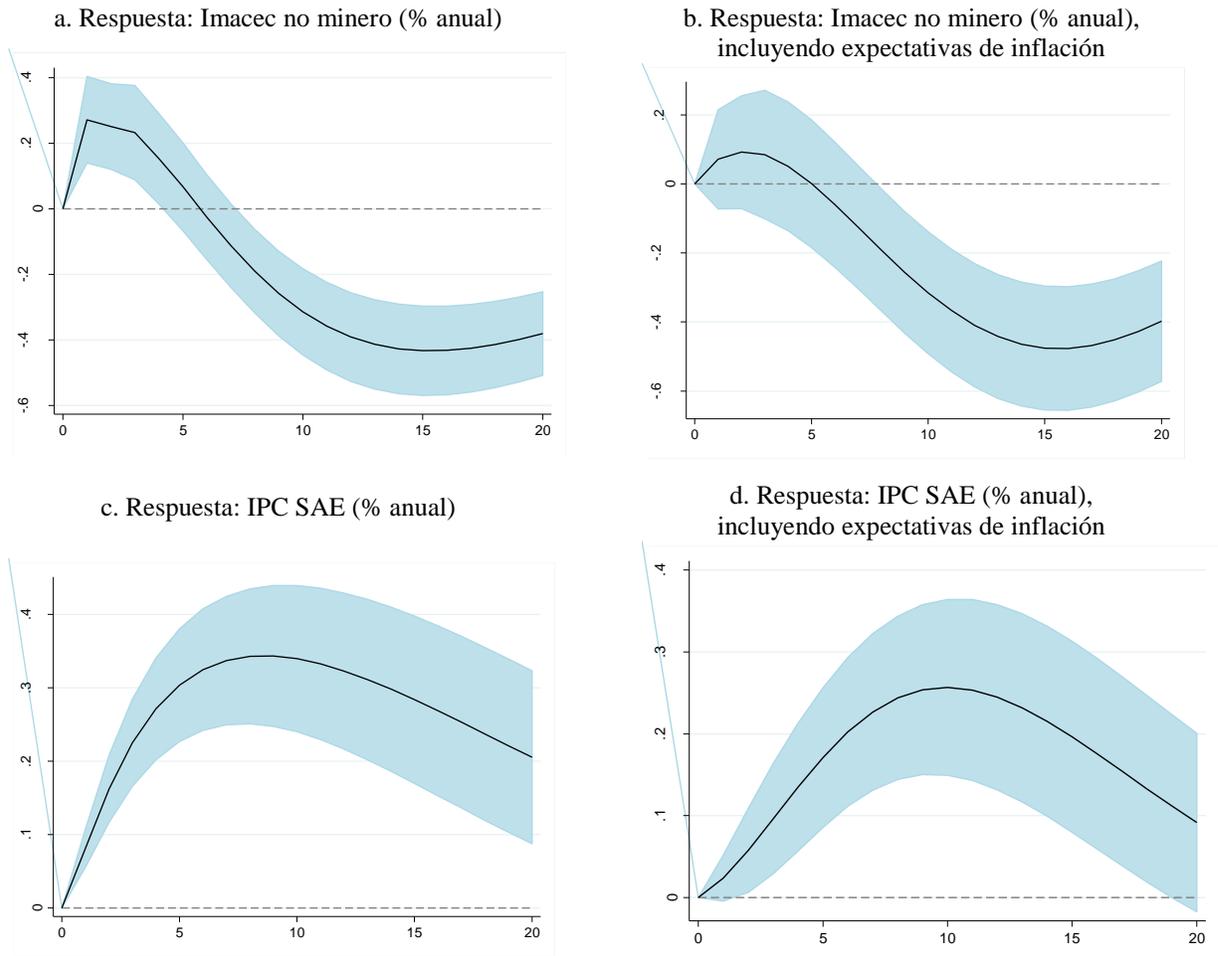
³ Variables dicotómicas incluidas asociadas a la Crisis Financiera: 2009m1 y 2009m2 para controlar por la reducción de 775 pb en la primera mitad del año 2009, y DFLAP (1 si 2009m3-2010m2) para controlar por la medida no convencional FLAP (mayor descripción de la medida en la sección 2). Además se agregan las variables dicotómicas 2010m3 y 2011m3 para controlar por el efecto año a año del terremoto de febrero de 2010.

⁴ Los datos de la EEE y los precios de los productos básicos provienen de la base de datos pública del Banco Central. Para el precio del petróleo se utiliza la serie Petróleo WTI (USD/barril) y para el cobre la serie Cobre refinado BML (USD/libra).

⁵ Para los resultados de las estimaciones VAR, ver en el anexo las tablas A3 (formulación original) y A4 (que incluye expectativas de inflación y precios de productos básicos).

de las expectativas de inflación –asociado a un *shock* de la TPM– podría estar explicando parte del efecto positivo sobre la inflación y la tasa de crecimiento.

Figura 1. FIR modelo VAR. Impulso: Aumento de 25 pb en la TPM.



Nota: área sombreada +/- una desviación estándar.

Fuente: elaboración propia.

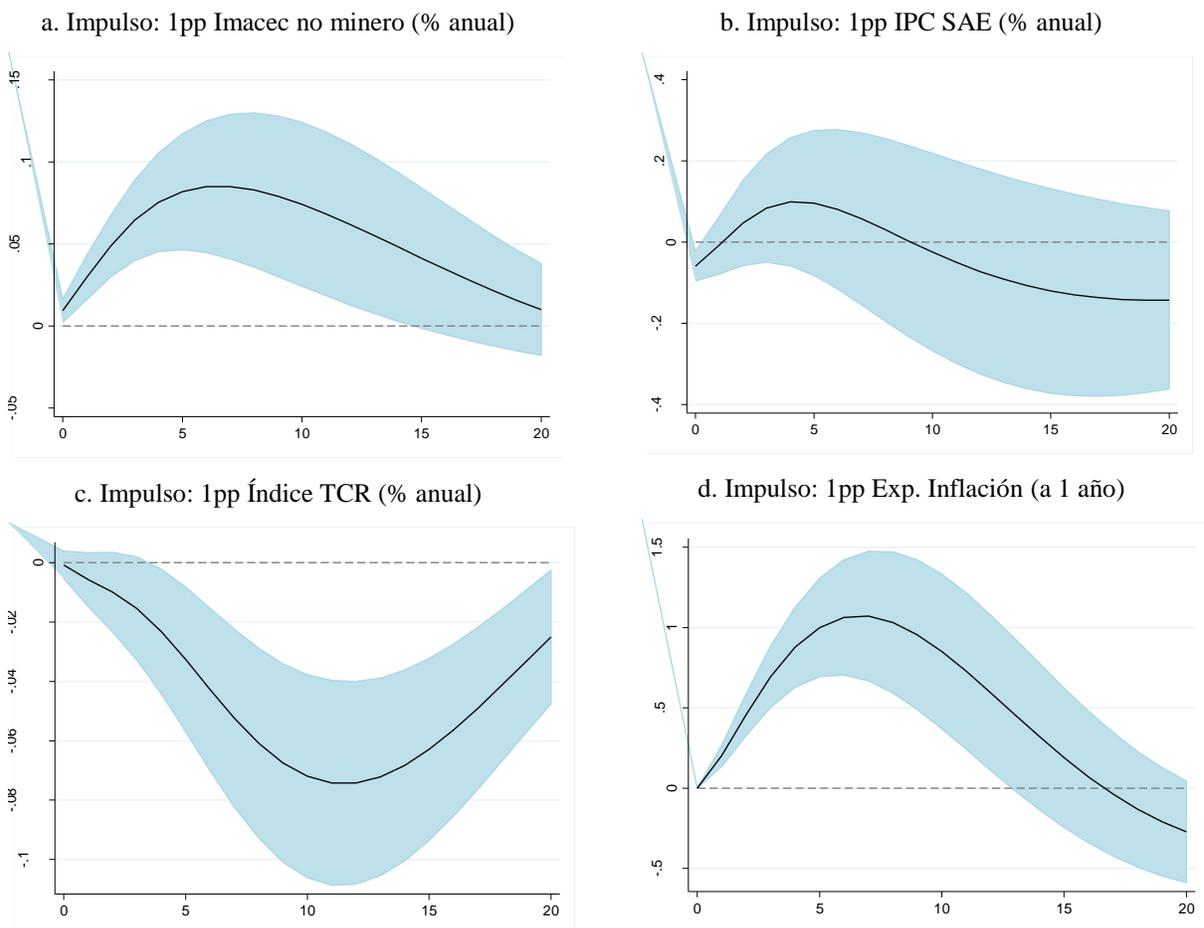
De acuerdo con la teoría económica, una política monetaria contractiva, es decir, un aumento de la tasa de política monetaria, tiene un impacto negativo sobre la inflación. Sin embargo, la literatura ha encontrado con frecuencia que, utilizando modelos VAR del tipo aquí propuesto, la función de impulso-respuesta de un *shock* positivo sobre la tasa de política se traduce en un aumento de la inflación. Este fenómeno ha sido definido como “puzzle de precios” y fue documentado por primera vez por Sims (1992), quien encontró una respuesta inicial positiva de los precios frente a un *shock* de la tasa de interés para cinco países industrializados⁶ en una muestra que abarca de 1965 a 1990. Para el caso de Chile, gran parte de la literatura encuentra evidencia que sustenta el

⁶ Alemania, Estados Unidos de América, Francia, Japón y Reino Unido.

“puzle de precios”, sin embargo los resultados suelen ser estadísticamente no significativos (Valdés (1998), Calvo y Mendoza (1999), Cabrera y Lagos (2002), de Mello y Moccero (2008), Pedersen (2017)).

Las respuestas de la inflación o la actividad a innovaciones en la TPM no reflejan, sin embargo, el impacto de la política monetaria sistemática. En efecto, modelos estadísticos como los presentados capturan tanto el comportamiento de la política monetaria frente a las distintas perturbaciones de la macroeconomía (el componente sistemático), como desviaciones del mismo (componente de innovaciones o *shocks*). La figura 2 presenta la caracterización del componente sistemático de la política monetaria en el modelo VAR en diferencias. Como se aprecia, la dirección de los efectos tiende a ser intuitiva: frente a un incremento de la actividad, o de la inflación efectiva o esperada, la política monetaria se torna más contractiva. También lo hace frente a una depreciación del tipo de cambio real.

Figura 2. FIR modelo VAR. Respuesta: TPM (% anual).



Nota: área sombreada +/- una desviación estándar.
Fuente: elaboración propia.

Una situación similar con respecto a la identificación de *shocks* de política monetaria se da si se usa un modelo macroeconómico que especifique la transmisión conceptual de la tasa de interés a la inflación. El modelo X-

MAS⁷ utilizado en el BCCh corresponde a un modelo de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE) y, a diferencia de un modelo VAR, en este tipo de modelos la estructura de la economía está descrita a partir de fundamentos teóricos que luego buscan ajustarse a los datos⁸.

2. Reglas de política. ¿Cuánto importa la incertidumbre sobre el estado cíclico de la economía?

La sección anterior ilustró que la transmisión de la política monetaria es obviamente observable cuando ella se desvía de su comportamiento sistemático. Una forma habitual de representar este comportamiento es mediante reglas de comportamiento para la política monetaria. El caso más conocido es la regla de Taylor y sus variantes⁹, que relacionan el nivel de la tasa de interés del banco central con medidas de brecha de producto y medidas de desviación de la inflación con respecto a la meta.

Un desafío metodológico importante en la estimación de estas brechas es que las decisiones que toma el banco central en cada momento del tiempo no cuentan con toda la información *ex post* que, en principio, conocemos después. Esto es particularmente agudo en el caso de la brecha de producto, puesto que el PIB potencial tiende a revisarse de forma regular. En efecto, el producto potencial es una variable no observable y que considera numerosos factores en su estimación (Orphanides y van Norden (2002)). Por ello, existen diversos métodos para estimar la brecha de producto, sin consenso en la literatura de cuál es mejor método para describir la economía o realizar proyecciones. Adicionalmente, las constantes revisiones de los datos de actividad pueden llevar a cambios significativos en la estimación de la brecha de producto y las inferencias asociadas (Chumacero y Gallego (2002)).

Lo que se repite en diversas metodologías de estimación es que, con el paso del tiempo, la nueva información debería llevar a revisar el nivel de PIB potencial previamente estimado. Esto no es un defecto de las metodologías, sino que refleja, por ejemplo, el simple hecho de que a medida que se devela el futuro ello debería llevar a revisar nuestra estimación imperfecta de variables, como el PIB potencial, que no conocemos. La estimación en tiempo real de la brecha o producto potencial es aquella que solo utiliza la información disponible a la fecha en que se realizó la estimación. La estimación en tiempo corriente incluye toda la información disponible hasta el día de hoy.

⁷ Una extensión del modelo MAS (*Model for Analysis and Simulation*), basado en Medina y Soto (2007).

⁸ La figura A.1 del anexo muestra que un *shock* de 25 pb de la TPM utilizando este modelo genera una contracción del consumo privado y de la inflación, de alrededor de 15 pp. En este caso no observamos el “puzle de precios” obtenido en el modelo VAR, lo que probablemente se explica por la estructura económica impuesta en el modelo X-MAS. En la figura A.2 del anexo se observa el efecto sobre la TPM de un *shock* de (a.) consumo privado, (b.) productividad transitoria (para medir un *shock* de precios) y (c.) paridad descubierta de tasa de interés (UIP, para estimar un *shock* de tipo de cambio). Los resultados van en la dirección de la intuición económica: un *shock* de 1pp de consumo privado tiene un efecto positivo de 3 pb sobre la TPM. Una reducción de 1pp de productividad transitoria —que busca medir el impacto de un *shock* positivo en el nivel de precios— tiene un efecto expansivo de 35 pb sobre la TPM, mientras que un impulso de 1 pp de la UIP tiene un efecto inicialmente positivo sobre la TPM de alrededor de 8 pb, para luego tener un efecto levemente negativo.

⁹ Taylor (1993). Versiones para el caso de Chile se pueden encontrar en García, Herrera y Valdés (2002).

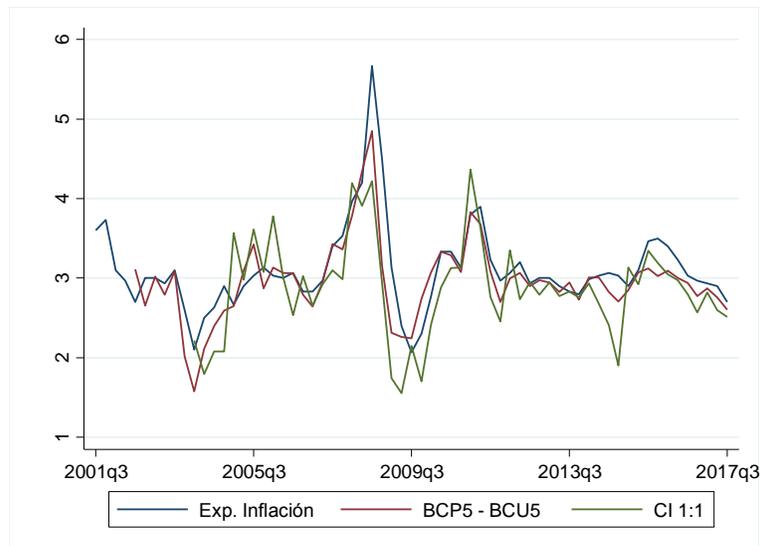
Antes de pasar a ver el rol que juega este problema en la estimación de reglas de política, estimamos la siguiente regresión con la información desde 2001q3 a 2017q2:

$$TPM_t = \beta_0 + \beta_1 TPM_{t-1} + (1 - \beta_1)[\beta_2(\pi_t^e - 3\%) + \beta_3(y_t - \bar{y})] + \beta_4 D09_t + \beta_5 DFLAP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Se incluye la tasa de política monetaria nominal (TPM_t), la inflación esperada a 12 meses contenida en la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile (π_t^e), la brecha de producto ($y_t - \bar{y}$), más dos variables dicotómicas para controlar por las medidas adoptadas por el BCCh en el contexto de la Gran Crisis Financiera: la reducción de 775 pb de la TPM en la primera mitad del 2009 ($D09_t$, 2009Q1 – 2009Q2) y la medida no convencional FLAP¹⁰ ($DFLAP_t$, 2009Q3 – 2010Q2). Todos los datos son públicos y extraídos de la página web www.bcentral.cl. Esta especificación considera que existe una tasa de política monetaria objetivo en cada minuto, la que depende de la brecha de inflación con respecto a la meta y la brecha del producto con respecto al potencial, es decir $\beta_2(\pi_t^e - 3\%) + \beta_3(y_t - \bar{y})$ ¹¹. La TPM efectiva es un promedio lineal entre esta tasa objetivo y la TPM rezagada, lo que implica un grado de ajuste parcial.

Adicionalmente se utilizan dos medidas alternativas para controlar por expectativas de inflación: la diferencia entre la tasa de bonos del Banco Central en pesos (BCP) y en UF (BCU), y la expectativa inflacionaria derivada de la compensación inflacionaria (CI) a 1 año desde 1 año en adelante (CI 1-1). La figura 3 muestra la evolución de las tres medidas, que exhiben un desarrollo similar desde que se tiene información disponible.

Figura 3. Medidas de expectativas de inflación



Fuente: Elaboración propia.

¹⁰ La Facilidad de Liquidez a Plazo (FLAP) para empresas bancarias fue la principal medida no convencional adoptada por el Banco Central de Chile en julio de 2009 para hacer frente a la situación financiera global en el contexto de la Crisis Financiera. La medida otorgaba liquidez a 90 y 180 días a una tasa fija de 0,5%, igual a la TPM vigente. La medida se redujo gradualmente desde noviembre de 2009, concluyendo en mayo de 2010.

¹¹ Debido a que la meta de inflación de 3% es constante en todo el período, la constante de la estimación de la regresión es una medida de la tasa de interés real neutral.

La tabla 1 muestra los resultados de la estimación. Como se puede observar, la regla de política monetaria refleja un grado significativo de persistencia. En la columna (1), el coeficiente de autocorrelación sugiere que cada trimestre se cierra un 35% de la brecha entre la TPM efectiva y la que se busca alcanzar en esta especificación. Por otro lado, la sensibilidad de esta TPM objetivo a la brecha de producto y a desviaciones de la inflación con respecto a la meta es significativa. Cada punto de mayor brecha de producto aumenta la TPM objetivo en 70 puntos base, mientras 0,1% de desviación de la inflación esperada a un año con respecto a la meta sube la TPM objetivo en algo más de 20 puntos base. La constante de la regresión refleja de cierta forma el nivel promedio de la tasa neutral, ubicándola en torno a 4%, de hecho cercana a las estimaciones que el propio Banco Central ha declarado tener a la hora de hacer proyecciones.

Tabla 1. Resultados de estimaciones de la regla de política

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| TPM (-1) | 0,645*** (0,080) | 0,799*** (0,045) | 0,792*** (0,045) | 0,872*** (0,078) | 0,939*** (0,075) |
| $(\pi_t^e - 3\%)$ | 2,143*** (0,521) | 3,256*** (0,712) | 3,195*** (0,690) | | |
| (BCP5 – BCU5) – | | | | 4,582 (2,903) | |
| (CI 1-1) – 3% | | | | | 7,844 (9,997) |
| $(y_t - \bar{y})$ | 0,696*** (0,104) | 0,619*** (0,122) | 0,535*** (0,146) | 0,461 (0,370) | -0,057 (1,310) |
| D09 (2009q1-q2) | | -2,341*** (0,489) | -2,361*** (0,504) | -2,578*** (0,704) | -2,782*** (0,662) |
| DFLAP | | | -0,180 (0,214) | -0,413* (0,231) | -0,277 (0,320) |
| Constante | 1,350*** (0,298) | 0,788*** (0,179) | 0,820*** (0,182) | 0,621** (0,290) | 0,435 (0,284) |
| Nº de observaciones | 62 | 62 | 62 | 59 | 53 |
| R2 ajustado | 0,912 | 0,955 | 0,954 | 0,946 | 0,946 |

Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: elaboración propia.

Las columnas (2) y (3) introducen el comportamiento de la política monetaria en el año 2009. Varios temas son dignos de destacar. Primero, los efectos de la política monetaria no convencional conducida en dicho año son importantes. La reducción de la TPM en el primer semestre se explica en un tercio por una reacción más intensa que lo predicho por la regla, del orden de 225 puntos base. Por otro, la implementación de la FLAP no se vio acompañada por una TPM significativamente distinta de lo explicado por esta regla, lo que es razonable dado que la FLAP operó a plazos mayores que la TPM. Es también interesante notar que la persistencia de la política monetaria es mayor, así como la reacción a desviaciones de la inflación, mientras que la reacción a la brecha

de producto es algo menor. Considerando la significancia de las variables dicotómicas y el mayor poder explicativo de la regresión, parece ser que una especificación como (2) o (3) predomina sobre la (1).

Lo anterior tiene una implicancia importante a la hora de distinguir entre comportamiento sistemático y no sistemático de la política monetaria. El coeficiente D09 tan significativo sugiere que el Banco Central se desvió durante el primer semestre de dicho año de su comportamiento sistemático. Declaraciones de autoridades de la época reafirman lo anterior, específicamente en cuanto a que la reacción habitual de la política monetaria, en particular su persistencia, no permitiría que la inflación convergiera de vuelta a 3% en dos años, dada la magnitud del *shock* experimentado. Por el contrario, convergería por debajo de ello. Estimar la regla sin tomar esto en consideración daría la impresión de que la política monetaria es menos reactiva a desviaciones de la inflación, más al producto, y que es menos persistente. Justamente ellas son las diferencias entre la columna (1) y las columnas (2) y (3).

Las últimas dos columnas de la tabla 1 muestran los resultados de las estimaciones controlando por las medidas alternativas de expectativas de inflación. En ambos casos se observa un aumento en la persistencia de la política monetaria y en la respuesta a la brecha de expectativas de inflación; sin embargo, en el caso de este último coeficiente se registra una pérdida de la significancia estadística, al igual que para la brecha de producto.

La tabla 2 muestra los resultados de la estimación con la siguiente especificación alternativa, que mide el efecto directo de la brecha de expectativas de inflación y la brecha de producto sobre la TPM sin imponer restricciones en los parámetros. Nótese que a diferencia de la tabla 1 en la tabla 2 se muestran los coeficientes de corto plazo:

$$TPM_t = \beta_0 + \beta_1 TPM_{t-1} + \beta_2 (\pi_t^e - 3\%) + \beta_3 (y_t - \bar{y}) + \beta_4 D09_t + \beta_5 Dflap_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Con esta especificación se obtiene un coeficiente estadísticamente significativo para las tres medidas de expectativas de inflación; utilizando la encuesta de expectativas se obtiene que un aumento de 1 punto porcentual de inflación esperada significa un aumento de corto plazo de 66 pb de la TPM. El coeficiente para la brecha de inflación es 7 pb menor utilizando la diferencia entre las tasas de los bonos (BCP5 – BCU5) y 18 pb menor al usar las expectativas derivadas de la CI 1-1. Otro punto a mencionar es la pérdida de significancia estadística de la brecha de producto al utilizar las dos medidas alternativas de expectativas de inflación. Una interpretación de las diferencias estadísticas entre las columnas (2) y (3) de la tabla 2 y de las columnas (4) y (5) de la tabla 1 es que si se usan precios de activos financieros es más difícil, debido a colinealidad, identificar por separado los distintos efectos de cambios en la inflación esperada y en la brecha de producto.

Tabla 2. Resultados de estimaciones de la regla de política, especificación (2)

| | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| TPM (-1) | 0,792*** (0,0448) | 0,872*** (0,0780) | 0,939*** (0,0748) |
| $(\pi_t^e - 3\%)$ | 0,663*** (0,103) | | |
| (BCP5-BCU5) -3% | | 0,587*** (0,117) | |
| (CI 1-1) - 3% | | | 0,479*** (0,116) |
| $(y_t - \bar{y})$ | 0,111*** (0,0363) | 0,0591 (0,0684) | -0,00350 (0,0770) |
| D09 (2009q1-q2) | -2,361*** (0,504) | -2,578*** (0,704) | -2,782*** (0,662) |
| DFLAP | -0,180 (0,215) | -0,413* (0,231) | -0,277 (0,320) |
| Constante | 0,820*** (0,182) | 0,621** (0,291) | 0,435 (0,284) |
| N° de observaciones | 62 | 59 | 53 |
| R2 ajustado | 0,958 | 0,951 | 0,951 |

Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: elaboración propia.

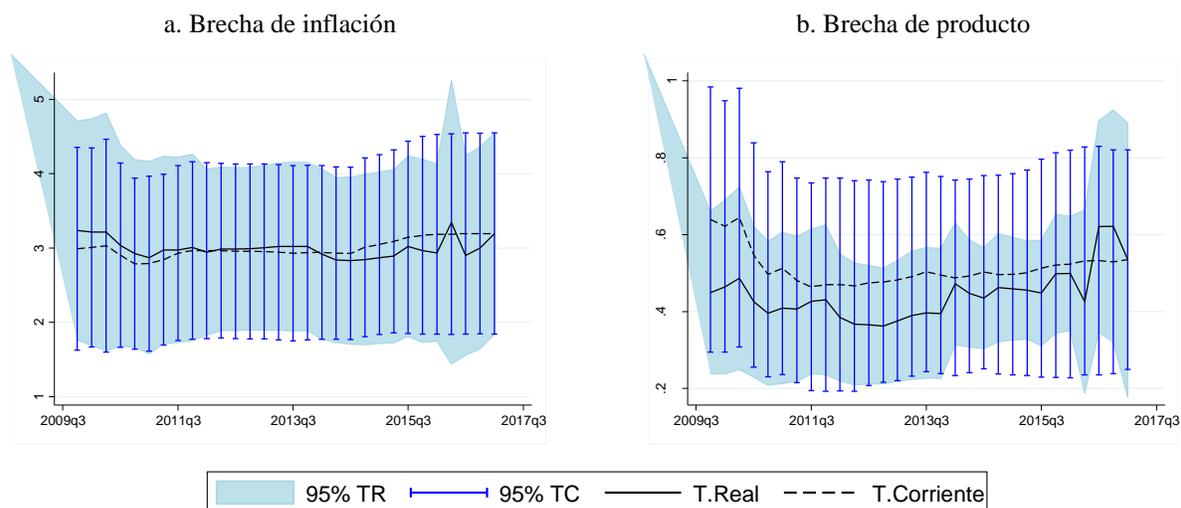
Como se mencionó más arriba, un desafío para extraer el componente sistemático de la política monetaria es el hecho de que el Banco Central no observa la brecha de producto *ex post*, sino la brecha en cada momento del tiempo. Para analizar las potenciales diferencias entre estimar una regla de política utilizando datos en tiempo real o en tiempo corriente, se utiliza una metodología basada en la empleada por Egginton, Pick y Vahey (2002), quienes proyectan fuera de muestra la inflación para el Reino Unido para los años de 1980 estimando recursivamente su modelo con series en tiempo real y series revisadas. En este ejercicio se estima la regla especificada en (1) utilizando la brecha de producto en tiempo real, esto es, aquella disponible para el Banco Central en cada momento del tiempo, y la brecha de producto revisada. El resto de las series se mantiene invariable¹². El ejercicio recursivo puede describirse en los siguientes pasos: para un período inicial (2001q3 a 2009q3), se estima (1) utilizando la estimación de brecha que se tenía hasta el 2009q3 y utilizando la estimación de brecha que tenemos ahora (con datos a 2017q2) para ese mismo período. Luego, agregamos un período más, revisando la estimación de la brecha en tiempo real, y reestimando nuevamente el primer paso. Así sucesivamente, terminamos con un total de 29 estimaciones en tiempo real (tiempo real) y 29 estimaciones *ex post* (tiempo corriente) para cada coeficiente.

¹² A diferencia de la brecha de producto, que es inobservable pues el PIB tendencial o potencial es un concepto asociado a pleno empleo que no se observa, la brecha de inflación es fácilmente observable pues la meta inflacionaria es definida *ex ante* y no se ha modificado.

Esto significa que habrá una serie de brecha en tiempo real para cada estimación en el tiempo, por lo que en este ejercicio habrá 29 series distintas de brecha de producto en tiempo real. Por otro lado, solo existe una serie de brecha revisada, que es la brecha de producto para 2017q2, cuyos datos se considerarán solo hasta la fecha de cada submuestra, pero, debido a que la estimación es recursiva, también resultan 29 estimaciones.

Como se puede observar en la figura 4, el coeficiente de la brecha de inflación de largo plazo (es decir, β_2) estimado utilizando la brecha de producto en tiempo real, parece no tener una diferencia estadísticamente significativa con respecto al coeficiente que utiliza la brecha de producto revisada. Esta inferencia proviene del hecho de que, a pesar de que existen diferencias para períodos específicos debido a revisiones metodológicas o de datos asociadas al PIB potencial, en general el intervalo de confianza del coeficiente que utiliza la brecha de producto en tiempo real es menor que el que utiliza la brecha revisada. Una situación similar se observa con el coeficiente de la brecha de producto (es decir, β_3) en la gran mayoría de los períodos el intervalo de confianza usando la brecha en tiempo real es menor que el que utiliza la brecha revisada, solo se observa una diferencia no significativa para el período 2016q3-2016q4, asociada a una revisión mayor del PIB potencial en 2016q3. Sin embargo, posterior a este trimestre el valor del coeficiente usando la brecha en tiempo real parece volver a converger a la tendencia del coeficiente que utiliza la brecha en tiempo corriente.

Figura 4: Coeficiente brecha de inflación brecha de producto, ejercicio 2009q3-2017q2



Fuente: elaboración propia.

Algunas consideraciones adicionales son interesantes de notar. Al igual que la estimación que muestra la tabla 1, el coeficiente de respuesta de la TPM a la inflación es significativamente mayor que uno, por lo que se cumple holgadamente el principio de Taylor¹³. Económicamente, la estimación es también bastante precisa y constante

¹³ El principio de Taylor implica que, para que la política monetaria establezca la economía frente a un *shock* inflacionario o desinflacionario producido por perturbaciones en el equilibrio entre ahorro e inversión, la tasa de interés debe reaccionar más que uno a uno con los vaivenes de la inflación esperada. Es decir, la tasa de interés real *ex ante* debe ser contracíclica. Ver Woodford (2001).

a través del tiempo, en torno a 3,0. Ello implica que una desviación de la inflación esperada con respecto a la meta de medio punto porcentual a un año requiere de una reacción de política monetaria del orden de 150 pb. Por otro lado, la estimación del coeficiente de la brecha es también bastante estable, en torno a 0,4. Es decir, un punto de (mayor) brecha de producto respecto al potencial se asocia a 40 pb de (mayor) TPM.

Es necesario destacar que, aunque las estimaciones puntuales son similares, resulta evidente de la figura 4.b que (1) el grado de incertidumbre estadística es menor y (2) el tamaño del coeficiente es en general menor en el caso de la regla en tiempo real. El menor tamaño del coeficiente de la brecha de producto en tiempo real puede atribuirse al potencial error de medición en la serie de actividad en tiempo real con respecto a la serie revisada en el tiempo corriente¹⁴. La similitud económica entre los parámetros de las dos estimaciones sugiere que cualquier problema de inconsistencia estadística o sesgo generado por medir imperfectamente la brecha en tiempo real (suponiendo que la brecha revisada es la medida correcta) tiene que ser pequeño.

Para concluir esta sección, la figura 5 muestra el componente no explicado de los modelos analizados. Se observa que el componente del *shock* autónomo del modelo X-MAS para la TPM sigue un comportamiento similar al error de la regla aquí estimada, aunque de mayor magnitud. Agregando el efecto no sistemático de la variable D09 en el error del modelo de regla, es posible identificar el *shock* de alrededor de 200 pb a principios de 2009, *shock* que es capturado aun en mayor medida por el modelo X-MAS.

¹⁴ Si y_t^* denota la brecha de producto medida con error en tiempo real (debido a revisiones en la estimación del PIB potencial y/o correcciones en los datos publicados), podemos definir la brecha de producto en tiempo corriente como:

$$y_t = y_t^* + u_t \quad (i)$$

donde $u_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_u^2)$ es el error asociado a la medición de la brecha de producto en tiempo real. Colapsando el resto de las variables en el vector X_t , podemos definir la regla de política observada en tiempo real como:

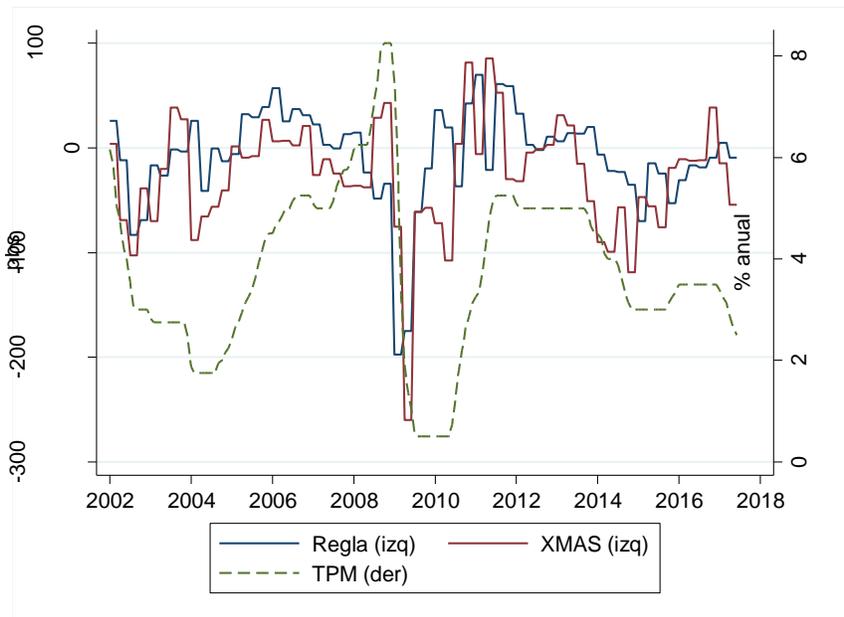
$$TPM_t^{TR} = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 y_t^* + \varepsilon_t. \quad (ii)$$

Reemplazando (i) en (ii), obtenemos:

$$TPM_t^{TR} = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 y_t + (\varepsilon_t - \beta_2 u_t)$$

La covarianza con el término $(\varepsilon_t - \beta_2 u_t)$ puede llevar a un sesgo en el tamaño del coeficiente observado en la figura 3.

Figura 5. Componente no explicado del modelo TPM



Fuente: elaboración propia.

Nota: el error de la Regla incluye el coeficiente de la variable dicotómica $D09$ (2009q1-q2).

El coeficiente de correlación entre el error del modelo X-MAS y de la Regla es de 0,504.

3. ¿Qué implica un comportamiento contracíclico en la regla de política?

Aunque la reacción de la política monetaria a la brecha de capacidad quede bien determinada empíricamente, está pendiente el problema de la interpretación detrás de esta reacción de política. Es decir, cuando la política monetaria reacciona al ciclo económico, es razonable preguntarse por qué el banco central actúa así. Aquí cabe plantearse al menos dos interpretaciones. Primero, es posible que el banco central tenga dentro de su mandato mismo la estabilización del ciclo económico (por ejemplo, vía un mandato legal dual). Segundo, es posible que aun cuando el mandato legal del banco central sea estrecho, en el sentido de vincularse solo a la inflación, es posible que el ciclo económico sea un buen predictor de las presiones inflacionarias. Si la política monetaria puede incidir en el ciclo económico, entonces lo razonable es que reaccione a él justamente para controlar la inflación. Pero para ello es necesario también entender las razones por las cuales se pueden generar las fluctuaciones cíclicas de actividad e inflación.

Un ejemplo muy sencillo permite clarificar estos conceptos. Supongamos que el banco central tiene como objetivo minimizar una función de pérdida \mathcal{L} que depende de la suma de desviaciones cuadráticas de la inflación π con respecto a su meta (que suponemos cero) y del producto y con respecto al potencial (también cero). La ponderación de este segundo factor en el mandato del banco central depende del parámetro $a \geq 0$:

$$\mathcal{L} = \pi^2 + a \cdot y^2$$

Por otro lado, el banco central tiene un instrumento, la tasa de interés real, que fija de acuerdo a las fluctuaciones de la inflación y del producto. Un caso muy simple es el siguiente, donde la reacción de la tasa de interés real a la inflación es uno a uno y la reacción a la brecha depende del parámetro b :

$$r = \pi + b \cdot y$$

La economía la describimos en función de una demanda y oferta agregadas. En la primera, la actividad económica depende negativamente de la tasa de interés real, y en la segunda la inflación depende positivamente de la brecha de capacidad. En ambos casos existen perturbaciones ε_y y ε_π que no son controlables y que se generan con posterioridad a la determinación de la tasa de interés por parte del banco central:

$$y = -r + \varepsilon_y$$

$$\pi = y + \varepsilon_\pi$$

Podemos denominar a ε_y y ε_π perturbaciones de demanda y perturbaciones de oferta. Las primeras pueden tener que ver con la política fiscal y el escenario internacional, y las segundas con cambios en la oferta de trabajo y la productividad, o *shocks* de precios específicos no asociados a la brecha de capacidad. Es indudable que muchos de estos fenómenos pueden afectar al mismo tiempo a la oferta y la demanda agregadas, pero por simplicidad en este caso supondremos que estas perturbaciones no covarían. Por lo tanto:

$$\varepsilon_y \sim \mathcal{N}(0, \sigma_y^2)$$

$$\varepsilon_\pi \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\pi^2)$$

El problema del banco central consiste entonces en escoger el grado de respuesta cíclica de la política monetaria (el parámetro b) de forma de minimizar su función de pérdida, sujeto al funcionamiento de la economía. De esta minimización resulta b^* :

$$b^* = \frac{\sigma_y^2 - \sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2} + a \cdot \frac{\sigma_y^2 + \sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2}$$

Esta sencilla expresión revela dos implicancias importantes. En primer lugar, aun cuando el mandato del banco central sea estrecho, en el sentido de que solo tenga como objetivo minimizar las desviaciones de la inflación con respecto a su meta, ello no implica que la respuesta al ciclo deba de ser negativa. De hecho, esta respuesta puede ser procíclica o contracíclica, dependiendo de la magnitud relativa de la volatilidad de las perturbaciones de oferta versus de demanda. En otras palabras, aun cuando el mandato del banco central sea estrecho, si la volatilidad de las perturbaciones de demanda supera la de las perturbaciones de oferta, entonces la política monetaria óptima tiene que actuar de manera contracíclica. Esta es esencialmente la intuición detrás del principio de Taylor, que dice que, para que la política monetaria pueda estabilizar la inflación, debe reaccionar más que uno a uno y en la misma dirección con tasas nominales a las novedades inflacionarias. Pero esta

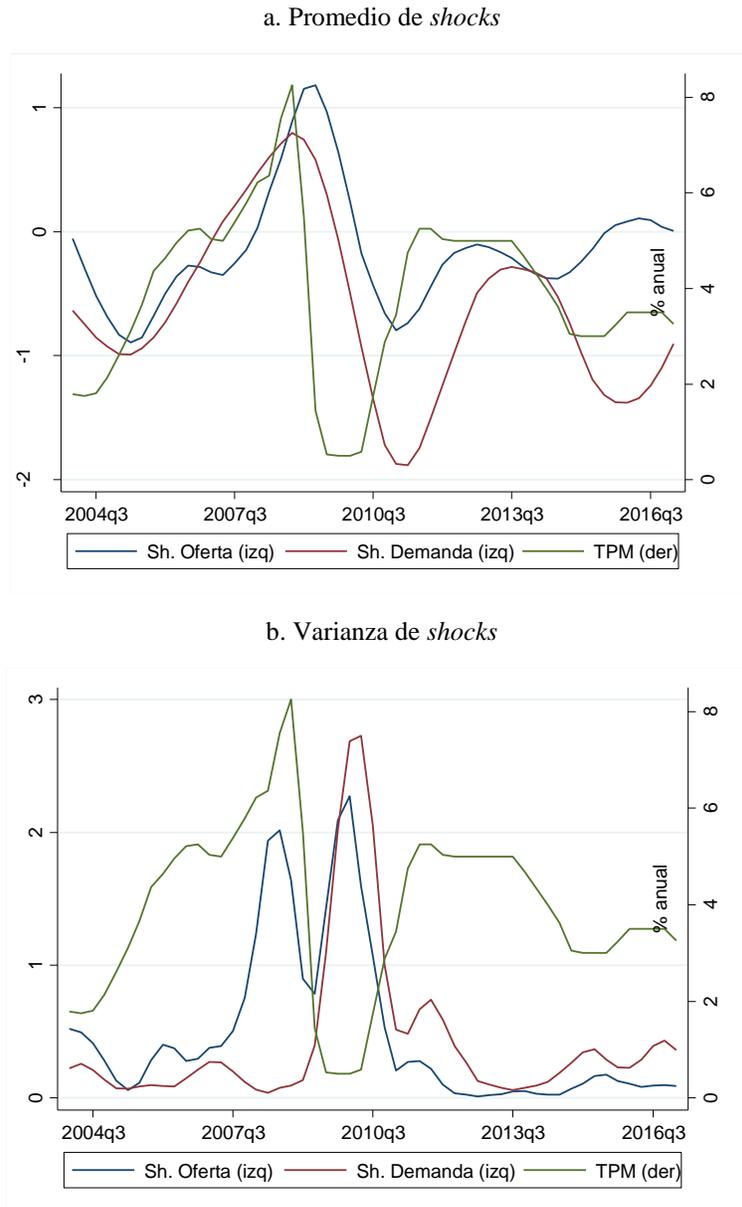
intuición presupone que lo que está ocurriendo y alterando la inflación son principalmente perturbaciones a la demanda agregada.

En segundo lugar, la existencia de un mandato dual generará siempre un mayor comportamiento contracíclico de la política monetaria, en una magnitud que dependerá nuevamente de la volatilidad relativa de las perturbaciones de oferta con respecto a las de demanda.

Las figuras 6, 7 y 8 muestran el promedio y la varianza (en ocho trimestres) de los *shocks* de oferta y demanda sobre la inflación total, la inflación subyacente y el PIB resto, para el modelo X-MAS. La identificación de los distintos *shocks* como de oferta o de demanda requiere cierto criterio. Específicamente, llamamos *shocks* de oferta a *shocks* de productividad (de tendencia y transitoria) y de tecnología (sector agrícola y sector de productos básicos), y *shocks* de demanda a *shocks* de trabajo, de inversión resto, consumo privado, consumo de gobierno, inversión minera (transitorio y persistente), inversión pública, rentas del extranjero, transferencias e impuestos. Varias cosas merecen atención.

En primer lugar, la varianza relativa de los *shocks* de demanda versus los de oferta es bastante grande. Ello implica que, aun con un mandato que no considere la estabilización del producto, la política monetaria de Chile debería tener un rol contracíclico con respecto a las fluctuaciones del producto. En segundo lugar, los movimientos de la TPM tienden a seguir los *shocks* de demanda más que los de oferta, lo que reafirma el punto anterior. Es decir, el detectar en reglas de política monetaria que la TPM reacciona a la brecha de producto no debe interpretarse mecánicamente como que el banco central tiene un mandato dual, sino más bien que los *shocks* de demanda agregada son un factor relevante a la hora de determinar el ciclo económico y las presiones inflacionarias.

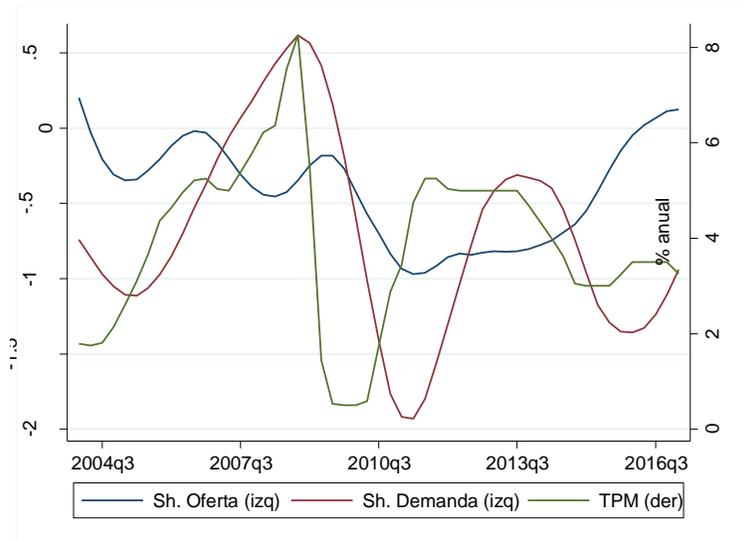
Figura 6. Promedio y varianza (8 trimestres) *shocks* de oferta y demanda sobre inflación total (X-MAS).



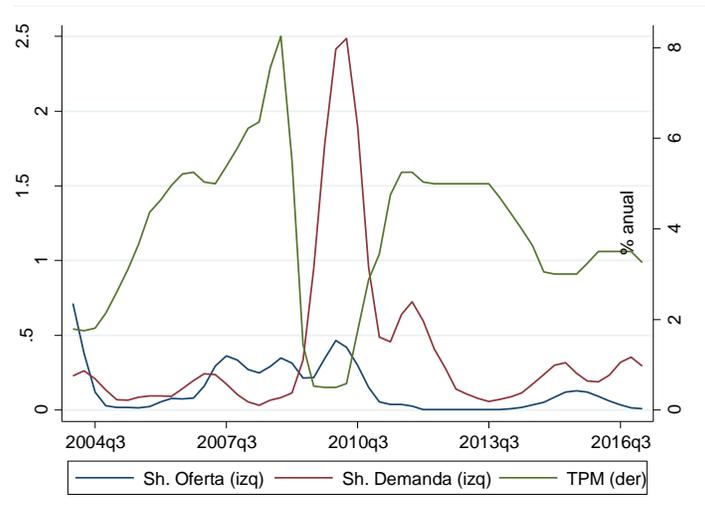
Fuente: elaboración propia.

Figura 7. Promedio y varianza (ocho trimestres) de *shocks* de oferta y de demanda sobre inflación subyacente (X-MAS)

a. Promedio de *shocks*



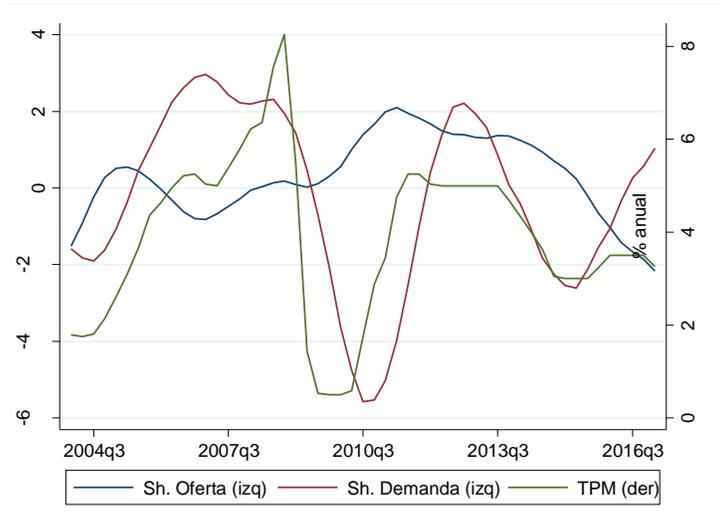
b. Varianza de *shocks*



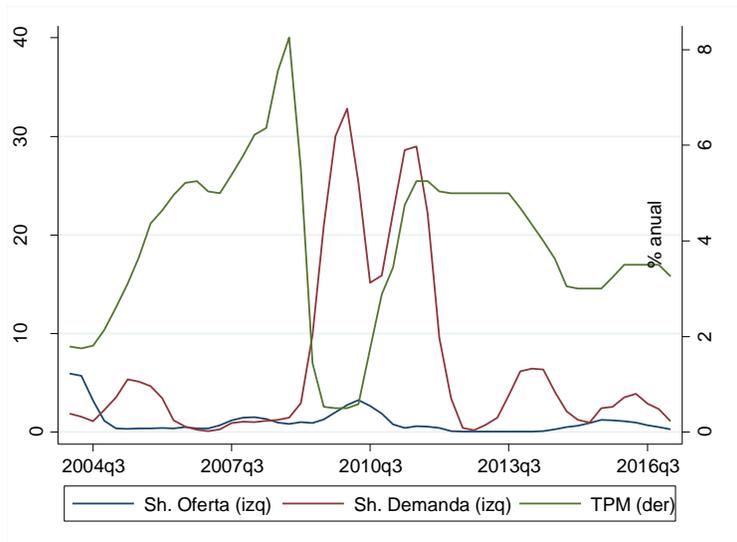
Fuente: elaboración propia.

Figura 8. Promedio y varianza (ocho trimestres) de *shocks* de oferta y demanda sobre PIB resto (X-MAS).

a. Promedio de *shocks*



b. Varianza de *shocks*



Fuente: elaboración propia.

Conclusiones

Existe un consenso amplio en la importancia de conducir la política monetaria de manera sistemática, para, por ejemplo, evitar problemas de inconsistencia dinámica. Sin embargo, ello plantea diversos desafíos, principalmente comunicacionales, algunos de los cuales han sido destacados en este trabajo.

En primer lugar, es difícil cuantificar de manera exacta los rezagos y efectos de la política monetaria cuando ella se conduce sistemáticamente. Los ejercicios habituales de identificación mediante ya sean modelos de series de tiempo o modelos estructurales resaltan el impacto del componente no-sistemático, es decir, cuando el Banco Central se desvía del patrón de comportamiento habitual. Evidentemente cabría esperar que dicho tipo de acciones fuesen extraordinarias y no parte regular del actuar de la política monetaria.

En segundo lugar, una forma habitual de identificar el componente sistemático es mediante la estimación de reglas de política monetaria. Presentamos algunos ejemplos para el caso de Chile, resaltando dos dimensiones relevantes. Una es la dificultad de estimar el estado cíclico de la economía, y otra las acciones extraordinarias de política monetaria conducidas durante el año 2009. Los resultados encontrados muestran que no se dan diferencias cuantitativamente muy significativas entre las respuestas de la política monetaria a estimaciones en tiempo real y en tiempo corriente para la brecha de producto, mientras que la reacción de política del 2009, principalmente durante la primera parte de ese año, tuvieron un componente no-sistemático relevante.

Finalmente, presentamos un modelo estilizado simple de política monetaria óptima, que muestra que aun cuando no exista un mandato dual, es posible que la política monetaria deba ser de carácter contracíclico si la varianza de los *shocks* de demanda agregada es relativamente mayor que la de los de oferta agregada. La evidencia para Chile, a partir de modelos estructurales, demuestra que ello es así.

Referencias

- Barro, R. y D. Gordon (1983a). "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model". *Journal of Political Economy* 91: 589-610.
- Barro, R., y D. Gordon (1983b). "Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics* 12: 101-122.
- Bernanke, B. y F. Mishkin (1997). "Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?" *Journal of Economic Perspectives* 11: 97-116.
- Cabrera, Á. y L.F. Lagos (2002). "Monetary Policy in Chile: A Black Box?" En *Monetary Policy: Rules & Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Calvo, G.A., y E.G. Mendoza (1999). "Empirical Puzzles of Chilean Stabilization Policy". En *Chile: Recent Policy Lesson & Emerging Challenges*, editado por G. Perry y D.M. Leipziger. Washington, DC: Banco Mundial.
- Christiano, L.J., M.S. Eichenbaum, y C.L. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy* 113(1): 1-45.
- Chumacero, R. y F.A. Gallego (2002). "Trends and Cycles in Real-Time". *Estudios de Economía*, 29: 211-229.
- Clark, P., D. Laxton, y D. Rose (1995), "Capacity Constraints, Inflation and the Transmission Mechanism: Forward-Looking versus Myopic Policy Rules". Working Paper, Fondo Monetario Internacional.
- De Mello, L. y D. Moccero (2008). "Monetary Policy & Macroeconomic Stability in Latin America: The Cases of Brazil, Chile, Colombia & Mexico". En *Monetary Policy & Inflation Targeting in Emerging Countries*, editado por L. de Mello. París, Francia: OCDE.
- Egginton, D.M., A. Pick, y S. Vahey (2002). "Keep it Real!: A Real-Time UK Macro Data Set". *Economics Letters*, Elsevier, vol. 77(1): 15-20.
- Fleming, J.M. (1962). "Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates". *IMF Staff Papers* 9(3): 369-380.
- García, P., L.O. Herrera, y R.O. Valdés (2002). "New Frontiers for Monetary Policy in Chile". *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series*. Editado por N. Loayza y R. Soto, *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, vol. 5: 627-649, Banco Central de Chile.
- Kydland, F.E. y E.C. Prescott (1977). "Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans". *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press 85(3): 473-491.
- Medina, J. P., y C. Soto (2007). "The Chilean Business Cycles Through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model". Documento de Trabajo N° 457, Banco Central de Chile.

- Mundell, R. (1963). "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates". *Canadian Journal of Economics and Political Science* 29(4): 475-485.
- Orphanides, A., y S. van Norden (2002). "The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time". *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press 84(4): 569-583.
- Pedersen, M. (2017). "Revisiting the Price Puzzle in Chile". *Economía Chilena* 20(1): 72-79.
- Sims, C. (1992). "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy". *European Economic Review* 36(5): 975-1000.
- Svensson, L.E.O. (1997). "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets". *European Economic Review* 41: 1111-1146.
- Taylor, J. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. 39: 195-214.
- Valdés, R.O. (1998). "Efectos de la Política Monetaria en Chile". *Cuadernos de Economía* 35(104): 97-125.
- Woodford, M. (1999). "Commentary: How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability?" *Proceedings, Economic Policy Symposium, Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City*, 277-316.
- Woodford, M. (2001). "The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy". *American Economic Review Papers and Proceedings* 91: 232-237.

Anexo

Tabla A1. Estimaciones VAR, variables en nivel

| VARIABLES | Y_t^{nm} | IPC_t | E_t | TPM_t |
|---------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|---------------------------|
| Y_{t-1}^{nm} | 0,521*** (0,0665) | 0,0285* (0,0166) | 0,0327 (0,140) | -5,61e-05 (0,000109) |
| Y_{t-2}^{nm} | 0,413*** (0,0673) | -0,0151 (0,0168) | -0,00951 (0,142) | 0,000120 (0,000111) |
| IPC_{t-1} | -0,0190 (0,300) | 1,023*** (0,0749) | -0,0715 (0,631) | 0,00211*** (0,000493) |
| IPC_{t-2} | 0,0465 (0,296) | -0,0387 (0,0741) | 0,0110 (0,623) | -0,00222*** (0,000487) |
| E_{t-1} | -0,0239 (0,0369) | 0,0440*** (0,00921) | 1,150*** (0,0775) | 4,13e-05 (6,06e-05) |
| E_{t-2} | -0,000507 (0,0373) | -0,0345*** (0,00933) | -0,323*** (0,0785) | -0,000111* (6,13e-05) |
| $TPMM_{t-1}$ | 2,106 (36,06) | 7,039 (9,008) | -63,39 (75,84) | 1,477*** (0,0592) |
| $TPMM_{t-2}$ | -11,59 (31,81) | -5,170 (7,947) | 48,99 (66,90) | -0,553*** (0,0523) |
| $2010M3_t$ | 0,832** (0,401) | 0,293*** (0,100) | 1,036 (0,843) | 0,000673 (0,000659) |
| $2009M1 - M2_t$ | -0,759** (0,386) | -0,196** (0,0964) | -0,277 (0,811) | 0,000498 (0,000634) |
| $FLAP_t$ | -5,026*** (0,965) | -0,596** (0,241) | -1,853 (2,029) | -0,00176 (0,00158) |
| $Trend_t$ | -1,196 (0,830) | -0,566*** (0,207) | -2,502 (1,745) | -0,00518*** (0,00136) |
| Constante | -0,687 (3,420) | -0,740 (0,855) | 16,55** (7,194) | 0,0136** (0,00562) |
| N° de observaciones | 188 | 188 | 188 | 188 |
| R^2 | 0,9979 | 0,9997 | 0,8858 | 0,9947 |

Errores estándar robustos entre paréntesis, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Se controla por estacionalidad utilizando variables dicotómicas mensuales,
Fuente: elaboración propia,

Tabla A2, Estimaciones VAR incluyendo expectativas de inflación, variables en nivel

| VARIABLES | Y_t^{nm} | IPC_t | E_t | TPM_t | π_t^e |
|------------------|------------------------|--------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|
| Y_{t-1}^{nm} | 0,499*** (0,0690) | 0,0243* (0,0136) | 0,0298 (0,114) | -0,00116 (0,00806) | 0,505 (1,030) |
| Y_{t-2}^{nm} | 0,357*** (0,0698) | -0,00984 (0,0138) | -0,0150 (0,115) | 0,0114 (0,00816) | -0,852 (1,042) |
| IPC_{t-1} | 0,0188 (0,374) | 1,038*** (0,0739) | -0,0318 (0,616) | 0,184*** (0,0437) | 10,62* (5,590) |
| IPC_{t-2} | 0,0309 (0,369) | -0,0550 (0,0729) | -0,0198 (0,607) | -0,197*** (0,0431) | -8,077 (5,511) |
| E_{t-1} | -0,0326 (0,0474) | 0,0467*** (0,00936) | 1,143*** (0,0780) | 0,00348 (0,00554) | 1,848*** (0,708) |
| E_{t-2} | 0,00435 (0,0480) | -0,0381*** (0,00948) | -0,316*** (0,0790) | -0,00974* (0,00561) | -1,495** (0,717) |
| $TPMM_{t-1}$ | 0,364 (0,522) | 0,0744 (0,103) | -0,728 (0,859) | 1,449*** (0,0610) | 15,02* (7,796) |
| $TPMM_{t-2}$ | -0,369 (0,455) | -0,0574 (0,0898) | 0,582 (0,749) | -0,534*** (0,0532) | -15,54** (6,795) |
| π_{t-1}^e | 0,00886* (0,00536) | 0,00298*** (0,00106) | 0,0107 (0,00882) | 0,000721 (0,000626) | 0,989*** (0,0801) |
| π_{t-2}^e | -0,00974* (0,00514) | -0,00198* (0,00102) | -0,00327 (0,00846) | 0,000546 (0,000601) | -0,171** (0,0768) |
| $2010M3_t$ | -0,0629*** (0,0129) | -0,00667*** (0,00256) | -0,0198 (0,0213) | -0,00166 (0,00151) | 0,249 (0,193) |
| $2009M1 - M2_t$ | -0,0202* (0,0109) | -0,00556** (0,00216) | -0,0241 (0,0180) | -0,00461*** (0,00128) | 0,0884 (0,164) |
| $FLAP_t$ | -0,0180** (0,00758) | 0,00417*** (0,00150) | 0,00622 (0,0125) | -0,00391*** (0,000886) | 0,0785 (0,113) |
| $Trend_t$ | 0,0455** (0,0190) | -0,000980 (0,00376) | 0,00773 (0,0313) | -0,00231 (0,00223) | -0,555* (0,284) |
| CUP_t | -0,000845 (0,00248) | -0,000407 (0,000490) | -0,00884** (0,00409) | 0,000395 (0,000290) | 0,0552 (0,0371) |
| WTI_t | 3,93e-05 (8,00e-05) | -2,36e-06 (1,58e-05) | 0,000127 (0,000132) | 1,49e-06 (9,35e-06) | 0,00392*** (0,00120) |
| Constante | 0,334 (0,220) | -0,0218 (0,0434) | 0,918** (0,362) | 0,0515** (0,0257) | -8,730*** (3,282) |
| N° Observaciones | 188 | 188 | 188 | 188 | 188 |
| R^2 | 0,9976 | 0,9996 | 0,8794 | 0,9935 | 0,9142 |

Errores estándar robustos entre paréntesis, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1, Se controla por estacionalidad utilizando variables dicotómicas mensuales

Fuente: elaboración propia,

Tabla A3, Estimaciones VAR

| VARIABLES | y_t^{nm} | π_t | e_t | TPM_t |
|--------------------------|----------------------|-------------------------|-----------------------|----------------------------|
| y_{t-1}^{nm} | 0,418*** (0,0641) | 0,0135 (0,0127) | 0,134 (0,102) | 6,84e-05 (6,04e-05) |
| y_{t-2}^{nm} | 0,296*** (0,0628) | -0,0124 (0,0124) | -0,163 (0,100) | -3,66e-06 (5,91e-05) |
| π_{t-1} | 0,0256 (0,344) | 1,132*** (0,0681) | 0,00134 (0,550) | 0,00102*** (0,000325) |
| π_{t-2} | -0,176 (0,350) | -0,185*** (0,0691) | 0,0263 (0,559) | -0,000973*** (0,000330) |
| e_{t-1} | 0,0185 (0,0440) | 0,0304*** (0,00869) | 1,158*** (0,0702) | 9,19e-06 (4,14e-05) |
| e_{t-2} | -0,0191 (0,0445) | -0,0258*** (0,00878) | -0,289*** (0,0710) | -4,33e-05 (4,19e-05) |
| TPM_{t-1} | 108,6** (52,52) | 32,50*** (10,38) | 122,5 (83,86) | 1,588*** (0,0495) |
| TPM_{t-2} | -120,7** (53,19) | -28,72*** (10,51) | -91,10 (84,93) | -0,610*** (0,0501) |
| 2010M3 _t | -4,361** (1,804) | -1,213*** (0,357) | 0,904 (2,880) | -0,00182 (0,00170) |
| 2011M3 _t | 7,918*** (1,753) | 0,558 (0,346) | 4,019 (2,799) | 0,00275* (0,00165) |
| 2009M1 – M2 _t | -4,036*** (1,315) | -0,364 (0,260) | -1,048 (2,100) | -0,00767*** (0,00124) |
| FLAP _t | 0,797 (1,027) | 0,696*** (0,203) | 3,553** (1,640) | -0,00368*** (0,000968) |
| Trend _t | -0,435** (0,219) | 0,0437 (0,0433) | -0,162 (0,349) | -2,93e-05 (0,000206) |
| Constante | 4,211*** (1,223) | -0,234 (0,242) | -0,486 (1,953) | 0,000711 (0,00115) |
| N° Observaciones | 208 | 208 | 208 | 208 |
| R ² | 0,7180 | 0,9521 | 0,8605 | 0,9937 |

Errores estándar robustos entre paréntesis, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1,

Fuente: elaboración propia,

Tabla A4, Estimaciones VAR incluyendo expectativas de inflación y precios de productos básico

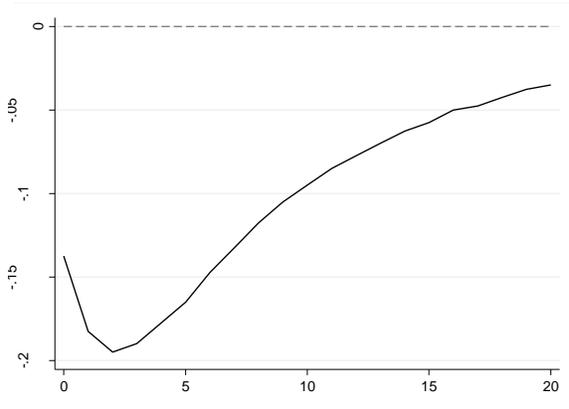
| VARIABLES | y_t^{nm} | π_t | e_t | TPM_t | $\Delta\pi_t^e$ |
|---------------------|----------------------|-------------------------|-----------------------|---------------------------|-------------------------|
| y_{t-1}^{nm} | 0,384*** (0,0679) | 0,0189 (0,0134) | 0,147 (0,111) | 0,000104* (6,24e-05) | 0,00569 (0,00741) |
| y_{t-2}^{nm} | 0,299*** (0,0653) | -0,0177 (0,0129) | -0,178* (0,106) | -1,85e-06 (6,00e-05) | -0,00906 (0,00713) |
| π_{t-1} | -0,00498 (0,366) | 1,106*** (0,0722) | 0,155 (0,596) | 0,000722** (0,000336) | 0,0594 (0,0400) |
| π_{t-2} | -0,242 (0,375) | -0,158** (0,0740) | -0,123 (0,611) | -0,000708** (0,000345) | -0,0137 (0,0409) |
| e_{t-1} | 0,0127 (0,0462) | 0,0346*** (0,00913) | 1,139*** (0,0753) | 4,92e-07 (4,25e-05) | 0,0118** (0,00505) |
| e_{t-2} | 0,00132 (0,0467) | -0,0302*** (0,00923) | -0,295*** (0,0761) | -2,43e-05 (4,30e-05) | -0,0135*** (0,00510) |
| TPM_{t-1} | 31,91 (68,95) | 17,42 (13,61) | 69,03 (112,3) | 1,462*** (0,0634) | 15,78** (7,527) |
| TPM_{t-2} | -42,30 (66,71) | -14,81 (13,17) | -50,27 (108,7) | -0,502*** (0,0613) | -15,28** (7,282) |
| $\Delta\pi_{t-1}^e$ | 0,711 (0,679) | 0,279** (0,134) | 0,101 (1,106) | 0,00142** (0,000624) | 1,028*** (0,0741) |
| $\Delta\pi_{t-2}^e$ | 0,00120 (0,685) | -0,188 (0,135) | 0,206 (1,116) | -0,000540 (0,000630) | -0,239*** (0,0748) |
| $2010M3_t$ | -4,660** (1,814) | -1,289*** (0,358) | 0,636 (2,955) | -0,00223 (0,00167) | 0,402** (0,198) |
| $2011M3_t$ | 7,272*** (1,792) | 0,466 (0,354) | 3,731 (2,920) | 0,00148 (0,00165) | 0,458** (0,196) |
| $2009M1 - M2_t$ | -3,847*** (1,351) | -0,226 (0,267) | -0,496 (2,201) | -0,00669*** (0,00124) | -0,0185 (0,147) |
| $FLAP_t$ | 0,137 (1,077) | 0,600*** (0,213) | 3,096* (1,754) | -0,00437*** (0,000990) | 0,0731 (0,118) |
| $Trend_t$ | -0,552* (0,321) | 0,0458 (0,0634) | -0,187 (0,523) | 0,000498* (0,000295) | 0,0152 (0,0351) |
| CUP_t | 1,253 (0,781) | 0,00153 (0,154) | -1,458 (1,272) | 0,000570 (0,000718) | -0,0750 (0,0852) |
| WTI_t | -0,337 (0,593) | 0,0914 (0,117) | 1,415 (0,966) | 0,000402 (0,000545) | 0,219*** (0,0648) |
| Constante | 2,838 (1,995) | -0,485 (0,394) | -0,790 (3,250) | -0,00405** (0,00183) | 0,456** (0,218) |
| N° Observaciones | 188 | 188 | 188 | 188 | 188 |
| R^2 | 0,7430 | 0,9572 | 0,8533 | 0,9922 | 0,8999 |

Errores estándar robustos entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

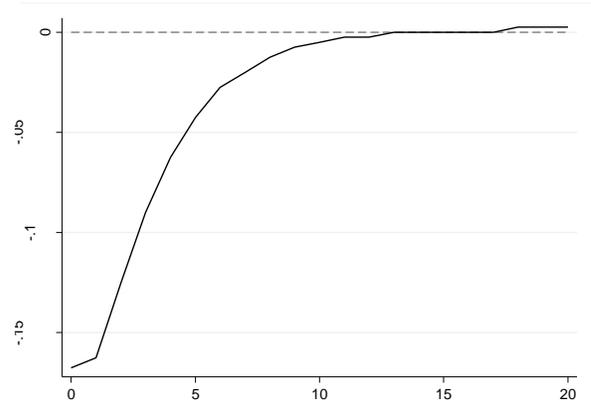
Fuente: elaboración propia.

Figura A.1. FIR modelo X-MAS. Impulso: Aumento de 25 pb TPM

a. Respuesta.: PIB Resto (% anual)



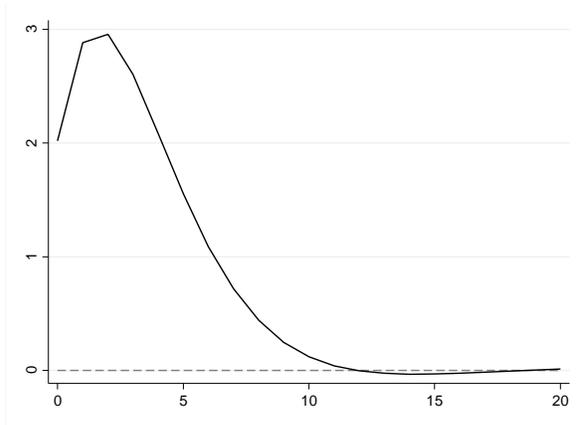
b. Respuesta.: IPC SAE (% anual)



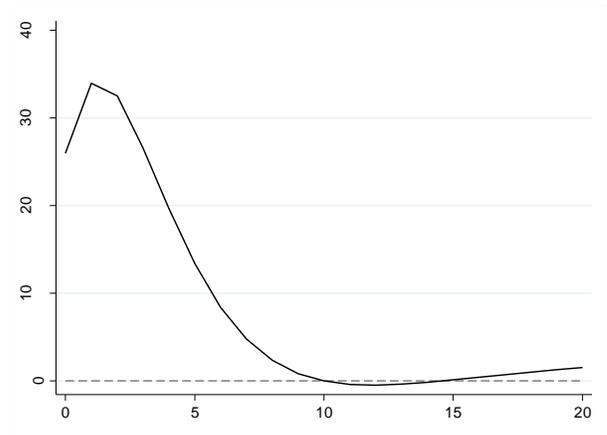
Fuente: elaboración propia.

Figura A.2. FIR modelo X-MAS. Respuesta: TPM (% anual)

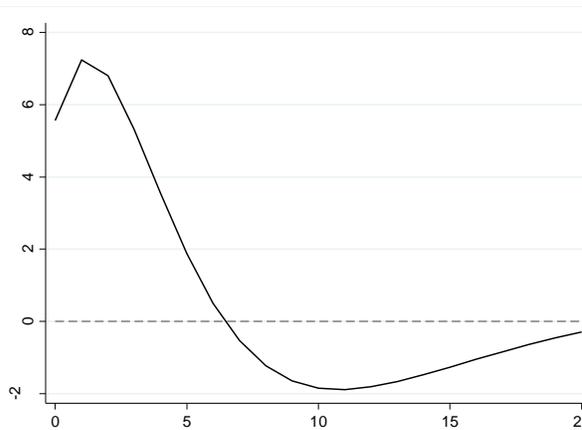
a. Impulso: 1pp consumo privado



b. Impulso: 1pp productividad transitoria



c. Impulso: UIP (observables)



Fuente: elaboración propia.



BANCO CENTRAL
DE CHILE

DOCUMENTOS DE POLÍTICA ECONÓMICA • Diciembre 2017