Banco de México

Working Papers

N° 2024-14

Efectos de Información de los Anuncios de Política Monetaria de EUA sobre las Economías Emergentes: Evidencia de México

Carlos Alba
Banco de México

Julio A. Carrillo
Banco de México

Raúl Ibarra
Banco de México

Septiembre de 2024

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Documento de Investigación
2024-14

Working Paper
2024-14

Efectos de Información de los Anuncios de Política Monetaria de EUA sobre las Economías Emergentes: Evidencia de México*

Carlos Alba†
Banco de México

Julio A. Carrillo‡
Banco de México

Raúl Ibarra§
Banco de México

Resumen: Este artículo analiza, mediante un modelo VAR, los efectos de los anuncios de política monetaria del banco central de EUA y los choques de información de esta autoridad acerca de sus perspectivas económicas sobre variables financieras y macroeconómicas de México. Los choques se identifican combinando una estrategia de alta frecuencia con restricciones de signo, que aprovecha el comovimiento entre la tasa de política y el mercado accionario en EUA alrededor de los anuncios del FOMC. Un choque restrictivo de política monetaria en EUA se identifica por un aumento en la tasa de interés y una caída en los precios de las acciones, mientras que un choque de información positivo se identifica cuando ambas variables aumentan simultáneamente. Los resultados muestran que choques positivos de información por parte del banco central de EUA mejoran las condiciones financieras en México, aprecian el tipo de cambio peso/dólar, reducen la prima de riesgo soberano y la volatilidad cambiaria y aumentan los precios de las acciones, la actividad real y los precios en México. En contraste, los choques restrictivos de política monetaria en EUA aprietan las condiciones financieras y reducen la actividad real y los precios en México.

Palabras Clave: Política monetaria, transmisión internacional de política, identificación de alta frecuencia, información del banco central, modelo VAR

JEL Classification: E43, E52, E58, F42

Abstract: This paper analyzes, using a VAR model, the effects of US central bank monetary policy announcements, and information shocks from this authority regarding its economic outlook on Mexican financial and macroeconomic variables. Shocks are identified by combining a high-frequency strategy with sign restrictions, which exploits the co-movement between the policy rate and the stock market in the US around FOMC announcements. A restrictive monetary policy shock in the US is identified by an increase in the interest rate and a drop in stock prices, while a positive information shock is identified when both variables rise simultaneously. The results show that positive information shocks from the US central bank improve financial conditions in Mexico, appreciate the peso/dollar exchange rate, lower the sovereign risk premium and forex volatility, and increase stock prices, real activity and prices in Mexico. In contrast, restrictive US monetary policy shocks tighten financial conditions, and reduce real activity and prices in Mexico.

Keywords: Monetary policy, international policy transmission, high-frequency identification, central bank information, VAR model

*We thank the anonymous referees, the participants of the 2024 Canadian Economics Association Conference, and Alejandrina Salcedo for their constructive comments. The views expressed in this paper correspond to the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

† Dirección General de Investigación Económica. Correo: calbaf@banxico.org.mx
‡ Dirección General de Investigación Económica. Correo: jcarrillo@banxico.org.mx
§ Dirección General de Investigación Económica. Correo: ribarra@banxico.org.mx

1. Introducción

Las decisiones de política monetaria no sólo revelan información sobre la tasa de interés de referencia, sino también sobre la evaluación del banco central acerca de las perspectivas económicas. La literatura previa ha demostrado que el anuncio de un aumento en la tasa de política monetaria suele incrementar las tasas de interés a corto y largo plazo y, en general, puede dar lugar a condiciones financieras más restrictivas ((Gürkaynak et al., 2005; Gertler y Karadi, 2015). Además, tasas de interés más elevadas también podrían observarse en respuesta a una mejora de las perspectivas económicas, según la evaluación del banco central. En este escenario, el banco central adopta una política monetaria más restrictiva para evitar presiones de demanda sobre la inflación y mitigar así las primas de riesgo inflacionario. En este caso, el aumento de las tasas de interés puede incluso traducirse en una mejora de las condiciones financieras. En general, los anuncios de los bancos centrales incluyen información sobre las perspectivas económicas, que puede influir en las expectativas sobre la economía y la trayectoria futura de las tasas de interés. Como se ha reconocido ampliamente, esta información puede sesgar los efectos estimados de la política monetaria. En este sentido, buena parte de la literatura se ha centrado en desentrañar estos dos componentes de los anuncios de los bancos centrales, los choques de política monetaria convencionales y los choques de información, con el fin de evaluar sus efectos en la economía (Jarociński y Karadi, 2020). A medida que la economía mundial se vuelve cada vez más interconectada, una cuestión central para los investigadores y los responsables de formular políticas en las economías de mercados emergentes (EME) es determinar cómo los choques de información de un banco central externo, como los que se derivan por parte de la Reserva Federal de los Estados Unidos, pueden afectar a la transmisión de la política monetaria a través de las fronteras internacionales.[1]

Este estudio analiza la transmisión de los choques de política monetaria y de información del banco central de EE.UU. sobre la economía mexicana, una importante EME que tiene fuertes vínculos económicos con ese país.[2] Para ello, se estima un modelo bayesiano de vec-

[1] En todo el documento, se hará referencia a los cambios en los precios de los activos financieros que acompañan a los anuncios de política monetaria como «Sorpresas».

[2] Alrededor del 80 % de las exportaciones mexicanas se dirigen a EE.UU. y casi la mitad de la inversión extranjera

tores autorregresivos (VAR). Este modelo nos permite complementar las variables económicas mensuales con variables de alta frecuencia que reflejan las sorpresas de los mercados financieros asociadas a los anuncios de política monetaria en Estados Unidos. En particular, se utiliza un modelo VAR de dos países con exogeneidad de bloque, que supone que la economía estadounidense no depende de la economía mexicana. Este supuesto se ha utilizado ampliamente en la literatura para analizar la propagación de choques externos en las EME [véase, por ejemplo, Canova (2005), Fink y Schüler (2015) y Carrillo et al. (2020)]. El modelo combina dos enfoques para la identificación de los choques: restricciones de signo e identificación de alta frecuencia (HFI, por sus siglas en inglés).[3] Al igual que en Jarociński y Karadi (2020), se hace una distinción entre los choques estándar de la política monetaria estadounidense y los choques de información contemporáneos del banco central imponiendo restricciones de signo a los datos de alta frecuencia de las tasas de interés a corto plazo y los precios de las acciones en una ventana estrecha alrededor de los anuncios del Comité Federal de Mercado Abierto (FOMC, por sus siglas en inglés) de EE.UU.[4] A continuación, se obtienen las respuestas dinámicas de las variables financieras y macroeconómicas mexicanas a estos choques, incluyendo el riesgo soberano, las tasas de interés, los precios de las acciones,

directa que recibe México procede de dicho país (Carrillo et al., 2020). De hecho, para un grupo de EME importantes que incluye a Brasil, Chile, Malasia y Sudáfrica, entre otros, México se caracteriza por tener las relaciones comerciales más sólidas con Estados Unidos (Fink y Schüler, 2015). Además, en 2023, México se convirtió en el principal socio comercial de EE.UU., superando a China y Canadá. Según nuestros cálculos basados en datos de la Oficina del Censo de Estados Unidos, el comercio entre México y Estados Unidos en 2023 representó el 15.6 % de todos los bienes exportados e importados por EE.UU., seguido por Canadá, con el 15.2 %, y China, con el 11.3 %. Además, existe una importante integración financiera entre la economía mexicana y la estadounidense. Por ejemplo, las medidas del costo de financiamiento externo y la prima por plazo muestran una correlación de aproximadamente 75 % y 67 %, respectivamente. Las tasas de interés nominales a corto plazo en México y EE.UU. también muestran un considerable comovimiento, exhibiendo una correlación incondicional de 68 %.

[3] Algunos de los primeros estudios empíricos que evaluaron el impacto de las sorpresas de alta frecuencia de los mercados financieros en torno a los anuncios de política monetaria sobre los precios de los activos incluyen los de Kuttner (2001), Gürkaynak et al. (2005) y Bernanke y Kuttner (2005), entre otros. Estudios posteriores se han centrado en evaluar también los efectos de estas sorpresas sobre la macroeconomía [véase, por ejemplo, Campbell et al. (2012), Gertler y Karadi (2015), Paul (2020), Nakamura y Steinsson (2018), y Miranda-Agrippino y Ricco (2023)].

[4] Véase por ejemplo, Kerssenfischer (2022), Breitenlechner et al. (2021), y Andrade and Ferroni (2021), quienes también emplean un enfoque similar para identificar choques de información y monetarios. La metodología está estrechamente relacionada con los proxy VAR que emplean instrumentos externos para identificar los choques de interés [véase Stock y Watson (2012), Mertens y Ravn (2013) y Gertler y Karadi (2015), entre otros]. Esta estrategia también coincide con estudios recientes que destacan un canal de señalización de política monetaria (Cesa-Bianchi y Sokol, 2022; Melosi, 2017).

el tipo de cambio, la actividad económica y los precios.

En cuanto a los choques convencionales de política monetaria, una amplia gama de modelos predice que cuando las autoridades monetarias aumentan inesperadamente la tasa de interés de referencia, el valor esperado de los dividendos futuros disminuye, y la tasa a la que se descuentan dichos dividendos se incrementa. Esto, a su vez, provoca una caída de los precios de las acciones. Así pues, se identifica un choque de política monetaria a través de un comovimiento negativo entre tasas de interés y variaciones de las cotizaciones bursátiles dentro de una ventana estrecha en torno a los anuncios del FOMC. En particular, se utilizan los futuros de los fondos federales a un mes para medir las variaciones de las expectativas sobre las tasas de interés a corto plazo, y el índice S&P 500 para medir las variaciones en la valoración de las acciones dentro de una ventana de media hora alrededor de los anuncios de política monetaria. Por el contrario, si las tasas de interés y los precios de las acciones se mueven en la misma dirección después de la publicación de una decisión de política monetaria, es probable que esta decisión haya ido acompañada de información sobre las perspectivas económicas. Esta reacción corresponde a un choque de información del banco central. Si el comovimiento entre la tasa de política monetaria y los precios de las acciones es positivo, esto podría indicar que el banco central ha adoptado una política monetaria más restrictiva para contrarrestar en parte el efecto de las noticias positivas y evitar las presiones de la demanda sobre la inflación (Jarociński y Karadi, 2020). Como lo subraya Kerssenfischer (2022), en este caso, el efecto negativo de la tasa de descuento sobre los precios de las acciones se ve compensado por el efecto positivo del flujo de efectivo.

Diversos estudios han analizado la propagación de los choques convencionales de política monetaria estadounidense en las EME. Existe evidencia sustancial que indica que un incremento inesperado de las tasas de interés en EE.UU., es decir, un choque contractivo de política monetaria, puede resultar en un endurecimiento de las condiciones financieras en estas economías [véase Uribe y Yue (2006), Mackowiak (2007), Vicondoa (2019), and Carrillo et al. (2020), entre otros].[5] Según Dahlhaus et al. (2018), en presencia de la integración glo-

[5] Por ejemplo, Uribe y Yue (2006) y Vicondoa (2019), encuentran que los choques de tasas de interés de Estados Unidos inducen un aumento en el riesgo de incumplimiento de pago de la deuda soberana (riesgo país), así como una contracción de la producción y la inversión en las EME. De acuerdo con Uribe y Yue (2006), los aumentos

bal de los mercados financieros, los cambios en los precios de los activos estadounidenses y los rendimientos derivados de las decisiones de política monetaria pueden reflejarse en las correspondientes variables del mercado financiero nacional. Esto, a su vez, pueden afectar al consumo, la inversión y otras variables a través del mecanismo de transmisión de política monetaria. La importancia de este canal financiero para la propagación de los choques de política monetaria en México se pone de relieve en estudios como los de Canova (2005) y Carrillo et al. (2020).[6] En particular, estos últimos autores encuentran que un choque restrictivo de política monetaria estadounidense lleva a un alza de la prima de riesgo soberano, a un incremento de la prima por plazo y a una depreciación del tipo de cambio peso mexicano/dólar estadounidense. Además, la actividad real mexicana podría experimentar una desaceleración persistente tras un cambio inesperado hacia una postura más restrictiva en EE.UU. (Carrillo et al., 2020).

Algunos estudios también han analizado cómo los choques de información del banco central con respecto a las perspectivas económicas pueden afectar a los resultados macroeconómicos [véase Kerssenfischer (2022), Jarociński y Karadi (2020) y las referencias en ellos]. En general, estos estudios sugieren que los choques de información del banco central tienen efectos opuestos a los de los choques de política monetaria sobre la economía. Por lo tanto, estos choques de información pueden atenuar las respuestas estimadas de diversas variables a los choques de política monetaria.[7] De hecho, los anuncios de política

en las tasas de interés de EE.UU. afectan a las variables internas de las EME principalmente a través de sus efectos sobre el costo de los préstamos que estos países enfrentan en los mercados financieros internacionales. Por su parte, Canova (2005) y Ilzetzki y Jin (2013) concluyen que un choque contractivo de política monetaria en Estados Unidos induce una depreciación del tipo de cambio en las EME. A su vez, Mackowiak (2007) encuentra que los choques de política monetaria de EE.UU. afectan rápida y fuertemente a las tasas de interés y al tipo de cambio en las EME.

[6] Otros canales que pueden desempeñar un papel en la transmisión internacional de la política monetaria son los canales cambiario y comercial. Canova (2005), Blanchard et al. (2010), y más recientemente Iacoviello y Navarro (2019) presentan un análisis detallado de estos canales. En concreto, el canal cambiario implica que una contracción monetaria en Estados Unidos lleva a una apreciación del dólar, a través de la condición de paridad de interés descubierta, que genera una sustitución de la demanda entre bienes producidos en el país y en el extranjero. Así, la producción real de las EME podría aumentar, impulsada por unas exportaciones más baratas. El canal comercial, por su parte, implica que una política monetaria contractiva reduce los ingresos y el gasto en Estados Unidos, provocando así una menor demanda de bienes importados y reduciendo la actividad en el exterior. En general, la fuerza de este canal debería depender de la exposición comercial con Estados Unidos.

[7] En particular, Kerssenfischer (2022) encuentra que los choques de política monetaria que desatienden cualquier canal potencial de información tienen efectos desconcertantemente insignificantes sobre los precios de las ac-

monetaria suelen ir acompañados de comunicaciones del banco central sobre las perspectivas económicas.[8] En consecuencia, si esta información desencadena cambios en las expectativas del sector privado respecto a las tasas de interés y la macroeconomía, puede potencialmente conducir a un sesgo en los efectos estimados de la política monetaria, como se destaca en Jarociński y Karadi (2020).

La principal contribución de este trabajo es analizar la manera en que los choques de información del banco central provenientes de los anuncios de política monetaria de Estados Unidos afectan a la economía mexicana. Hasta donde se sabe, este es uno de los primeros trabajos que lleva a cabo este análisis para una economía emergente mediante la identificación de choques monetarios y de información utilizando restricciones de signo y HFI en un modelo VAR bayesiano. Al igual que en Jarociński y Karadi (2020), Breitenlechner et al. (2021), y Andrade y Ferroni (2021), entre otros, esta estrategia empírica se basa en la información inherente al comovimiento de alta frecuencia de las tasas de interés y los precios de las acciones en torno a los anuncios del FOMC.[9] El hecho de que la evidencia empírica

ciones y las expectativas económicas en la zona del euro. Según este autor, esto es resultado de dos fuerzas que se compensan mutuamente. Mientras que una política monetaria contractiva reduce los precios de las acciones y la inflación esperada, una mejora en las perspectivas económicas los incrementa. En este sentido, Jarociński y Karadi (2020) encuentran que no tener en cuenta el contenido informativo de los anuncios de política monetaria del banco central provoca una situación desconcertante en la que las condiciones financieras en la zona del euro mejoran significativamente tras el cambio hacia una política monetaria restrictiva, lo que contradice la teoría convencional. Además, estos autores encuentran que, en el caso de EE.UU., las respuestas de algunas variables macroeconómicas y financieras se atenúan porque los choques de información del banco central moderan las respuestas estimadas de estas variables a un choque de política monetaria. Según Jarociński y Karadi (2020), un sesgo adicional es que las respuestas de las tasas de interés a un choque monetario son mayores y más persistentes debido a la presencia de choques de información, que tienen efectos mayores y más persistentes sobre las tasas de interés.

[8] Este estudio complementa la literatura que tiene por objeto cuantificar el impacto de revelar información del banco central sobre la economía [véanse, por ejemplo, Hansen y McMahon (2016), Campbell et al. (2017), y Lakdawala y Schaffer (2019), entre otros]. Sin embargo, en lugar de utilizar proxies de información privada creados mediante el análisis del tono de los anuncios u obtenidos a partir de las diferencias entre las perspectivas del personal del Banco de la Reserva Federal (FRB, por sus siglas en ingles) y las del sector privado, el enfoque utilizado en este trabajo se basa en la capacidad de procesamiento de información de los mercados e identifica los choques de información al analizar los comovimientos de alta frecuencia de la tasa de interés y las sorpresas del mercado de valores en torno a los anuncios del FOMC (Jarociński y Karadi, 2020).

[9] Carrillo et al. (2020) también analizan los efectos de los choques de información del banco central estadounidense sobre la economía mexicana. Sin embargo, a diferencia del estudio presente, estos autores no utilizan datos financieros de alta frecuencia para identificar por separado los choques de información y los de política monetaria. Además, se centran en el comovimiento de la prima por plazo y las tasas de interés de EE.UU. para distinguir entre los choques mencionados. Estos autores también aplican un conjunto ligeramente diferente de restricciones de signo sobre las respuestas de algunas variables a los choques monetarios y de información. Para

haya subrayado la importancia de estos choques con respecto a la forma en que afectan a la economía estadounidense motiva el análisis de su transmisión a su vecino del sur, una EME representativa con un fuerte grado de integración financiera y comercial con su vecino del norte. Además, la evidencia empírica sugiere que ignorar los choques de información del banco central puede llevar a mediciones sesgadas de los efectos estimados de los choques de política monetaria. En este sentido, este estudio también obtiene impulso respuestas de los choques de política monetaria en las que se han eliminado los efectos de los choques de información del banco central. Al analizar los efectos de estos choques sobre la economía mexicana, también contribuimos al debate sobre la propagación internacional de los choques de política monetaria de Estados Unidos a las EME.

Los resultados principales indican que los choques de información positivos del banco central estadounidense mejoran las condiciones financieras en México, reducen la prima de riesgo soberano, aprecian el tipo de cambio peso mexicano/dólar estadounidense, reducen la volatilidad de las divisas e incrementan el índice de precios de las acciones. Además, los rendimientos de la deuda pública a 3 meses y a 10 años tienden a aumentar unos meses después de estos choques. Los choques de información positivos también aumentan la actividad económica y el nivel de precios en México, lo que ayuda a explicar el comportamiento de las tasas de interés. Aunque este análisis no profundiza en los canales individuales del mecanismo de transmisión, se conjetura que tanto el canal comercial como el financiero probablemente desempeñan un papel crucial en la transmisión de estos choques a la economía mexicana. Específicamente, en respuesta a las buenas noticias inesperadas en las perspectivas económicas de Estados Unidos, se plantea la hipótesis de que las decisiones del sector privado en ambos países pueden influir positivamente en la demanda agregada en México a través de diferentes canales, como la cuenta corriente, la inversión extranjera directa, el consumo interno y la inversión. A su vez, las respuestas de las tasas de interés nacionales parecen coincidir con el escenario en el que el banco central nacional adopta una política monetaria más restrictiva para contrarrestar los efectos indirectos derivados de una economía estadounidense

más detalles sobre la metodología empleada para identificar los choques en esta investigación, véase la sección 2.

más sólida. Estos efectos pueden generar presiones de demanda que podrían contrarrestar el impacto de la apreciación del tipo de cambio sobre la inflación.

A su vez, se observa que un choque de política monetaria restrictiva depurado de efectos de información va seguido de condiciones financieras más restrictivas, así como de una contracción de la actividad real y una menor inflación en México. En línea con Mackowiak (2007), Iacoviello y Navarro (2019), y Carrillo et al. (2020), entre otros, la respuesta de la actividad económica en México se asemeja considerablemente a la de Estados Unidos después de un choque de política monetaria depurado, particularmente en lo que respecta a la dirección, la persistencia y la forma de la función de impulso respuesta de la producción. Además, también se advierte que el rendimiento de la deuda pública a 10 años aumenta tras un choque de política monetaria depurado. A su vez, la tasa de interés a 3 meses presenta una respuesta algo atenuada. Por consiguiente, los resultados de este estudio indican que distinguir entre choques de política monetaria y choques de información del banco central puede ayudar a comprender mejor la transmisión internacional de la política monetaria estadounidense. De hecho, los efectos de ambos choques son considerablemente diferentes. Por consiguiente, no tener en cuenta la presencia de choques de información del banco central puede dar lugar a mediciones sesgadas de la transmisión internacional de la política monetaria. En particular, una diferencia esencial con respecto a los choques estándar de política monetaria identificados con información de alta frecuencia, que no contemplan el contenido informativo de los anuncios, es que el choque de política monetaria depurado conduce a una contracción de la actividad real y a un nivel de precios más bajo, así como a condiciones financieras más restrictivas en México. Esto último se caracteriza por una mayor prima de riesgo soberano, una mayor depreciación del tipo de cambio peso mexicano/dólar estadounidense, una volatilidad de las divisas más elevada y un índice bursátil menor.

El resto de este documento se organiza de la siguiente manera. La sección 2 describe el modelo VAR para una economía abierta pequeña y los datos utilizados en la estimación. La sección 3 presenta y analiza los resultados de la estimación. La última sección concluye y aborda temas para futuras investigaciones.

2. Metodología

Para analizar el impacto de las sorpresas de los anuncios del FOMC sobre las condiciones macroeconómicas y financieras en México, se estima un modelo VAR. En concreto, se emplea un modelo VAR de dos países con exogenicidad de bloque, que ha sido ampliamente utilizado en la literatura para analizar la propagación de choques externos en las EME [véase Canova (2005), Fink y Schüler (2015), y Carrillo et al. (2020), entre otros]. El modelo se estima utilizando técnicas bayesianas, asumiendo que la economía estadounidense es exógena en bloque con respecto a la mexicana. Este supuesto está respaldado por los datos, ya que las variables mexicanas no parecen causar en el sentido de Granger a las variables estadounidenses (Carrillo et al., 2020).[10] El modelo permite combinar dos enfoques para la identificación de los choques: HFI y restricciones de signo. En particular, se separan los choques de política monetaria de los choques contemporáneos de información del banco central utilizando cambios de alta frecuencia de las tasas de interés y sorpresas del mercado de valores en una ventana estrecha alrededor del anuncio de política en los EE.UU. Luego se determinan las respuestas dinámicas de las variables mexicanas a estos choques. El periodo de la muestra abarca un único régimen de política monetaria en México, a saber, el de objetivos de inflación, que ha permitido alcanzar valores más bajos y estables de inflación y otras variables nominales en este país. El modelo VAR se estima utilizando datos mensuales de diciembre de 2001 a junio de 2019.

2.1. Un modelo VAR para una economía pequeña y abierta

La representación abreviada del modelo VAR es la siguiente:

$$\boldsymbol{Y}_t = \boldsymbol{c} + \sum_{p=1}^{P} \boldsymbol{B}^p \boldsymbol{Y}_{t-p} + \boldsymbol{u}_t \tag{1}$$

[10] Canova (2005) también verifica este supuesto corriendo modelos VAR individuales para ocho EME, incluyendo México, y examinando la exogenicidad del bloque estadounidense con respecto al bloque de variables de estas economías emergentes. Los resultados de este ejercicio muestran que la hipótesis nula de que los valores actuales y rezagados de las variables de las EME tienen coeficientes nulos en el bloque de Estados Unidos no se rechaza para ninguno de las ocho economías.

o

$$\begin{pmatrix} \boldsymbol{m}_t \\ \boldsymbol{y}_t^* \\ \boldsymbol{y}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \boldsymbol{c}_{y^*} \\ \boldsymbol{c}_y \end{pmatrix} + \sum_{p=1}^{P} \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ B_{y^*m}^p & B_{y^*y^*}^p & 0 \\ B_{ym}^p & B_{yy^*}^p & B_{yy}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{m}_{t-p} \\ \boldsymbol{y}_{t-p}^* \\ \boldsymbol{y}_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \boldsymbol{u}_t^m \\ \boldsymbol{u}_t^{y^*} \\ \boldsymbol{u}_t^y \end{pmatrix} \tag{2}$$

donde $\boldsymbol{Y}_t$ representa un vector de variables macroeconómicas y financieras, $\boldsymbol{c}$ es un vector de constantes, $\boldsymbol{B}^p$ es la matriz de coeficientes en rezago p, y $\boldsymbol{u}_t \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma})$ es un vector de residuales de ruido blanco normalmente distribuidos. El vector $\boldsymbol{Y}_t$ consta tanto de sorpresas de alta frecuencia, denotadas por $\boldsymbol{m}_t$, y variables mensuales $\boldsymbol{y}_t^*$ y $\boldsymbol{y}_t$. En particular, $\boldsymbol{m}_t$ es un vector de N_m sorpresas en instrumentos financieros estadounidenses, $\boldsymbol{y}_t^*$ es un vector de N_{y^*} variables estadounidenses, y $\boldsymbol{y}_t$ es un vector de N_y variables nacionales (mexicanas). Al igual que Jarociński y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021), $\boldsymbol{m}_t$ se construye sumando las sorpresas intradía que se producen en el mes t los días con anuncios del FOMC (suponiendo un valor de cero para los meses sin anuncios). Además, se asume que las sorpresas de alta frecuencia son exógenas con respecto a las variables mensuales en la Ecuación (2). De este modo, se fijan los coeficientes correspondientes de $\boldsymbol{m}_t$ en las matrices de coeficientes y en el vector de constantes en cero como en Jarociński y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021). Esto implica que $\boldsymbol{m}_t = \boldsymbol{u}_t^m$.[11] De igual manera, de acuerdo con Fink y Schüler (2015) y Carrillo et al. (2020), se da por sentado que $\boldsymbol{y}_t^*$ es exógeno en bloque con respecto a las variables nacionales, es decir, la dinámica de $\boldsymbol{y}_t$ no afecta ninguno de los valores en $\boldsymbol{y}_t^*$.[12] Se incluye un rezago en la especificación de referencia de este estudio, como es habitual en las investigaciones que analizan la transmisión internacional de la política monetaria estadounidense.[13]

Se estima el modelo utilizando un enfoque bayesiano, como es habitual en la literatura sobre restricciones de signo. En particular, se usa como base en la literatura sobre modelos

[11] Mientras las sorpresas del mercado financiero sean impredecibles, las restricciones cero son plausibles tal y como se ha especificado anteriormente (Jarociński y Karadi, 2020).

[12] Este supuesto es común en la literatura sobre modelos VAR estructurales sobre los efectos de los choques de política monetaria de EE.UU. en las EME.

[13] Véase, por ejemplo, Canova (2005), Georgiadis (2016), y Dahlhaus et al. (2018), entre otros. Para comprobar la robustez, también se estima el modelo utilizando dos y tres rezagos. Los resultados reportados en la sección 3 son consistentes, en general, con la especificación de referencia.

VAR bayesianos y se utiliza la probabilidad a priori de Minnesota de Litterman (1979). Los detalles se proporcionan en el Apéndice A. Se usaron técnicas de muestreo de Gibbs, que permiten aproximar las distribuciones marginales posteriores de los parámetros del modelo mediante el muestreo de sus distribuciones condicionales. Al igual que en Jarociński y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021), los resultados se basan en 2,000 extracciones del muestreador de Gibbs. En concreto, la estimación se implementa con 10.000 iteraciones del procedimiento de muestreo de Gibbs, de las cuales las primeras 2,000 se descartan como burn-in y se guarda después una de cada cuatro iteraciones.[14]

2.2. Identificación

Como en Jarociński y Karadi (2020), Breitenlechner et al. (2021), Andrade y Ferroni (2021), y Kerssenfischer (2022), se combinó la HFI con restricciones de signo para identificar choques de política monetaria y de información del banco central. El Cuadro 1 proporciona un resumen de las restricciones de identificación. El enfoque se basa en dos supuestos clave sobre las sorpresas del anuncio $\boldsymbol{m}_t$. En primer lugar, se supone que $\boldsymbol{m}_t$ sólo se ven afectados por los dos tipos de choques del anuncio, es decir, los choques de política monetaria y de información del banco central, y no por ningún otro choque. Este supuesto se justifica dado que los anuncios del FOMC $\boldsymbol{m}_t$ se miden dentro de un estrecho margen de tiempo.[15] Por lo tanto, es poco probable que los choques no relacionados con los anuncios del banco central se produzcan sistemáticamente al mismo tiempo (Jarociński y Karadi, 2020).

En segundo lugar, se imponen restricciones de signo a las respuestas al impacto de las medidas de sorpresa para identificar los choques de política monetaria y los choques de información. En concreto, se asume que un endurecimiento convencional de la política monetaria se asocia con un aumento de la tasa de interés a corto plazo y una caída de los precios de las acciones. Esta relación coincide con la mayoría de los modelos económicos, que sugieren que una política monetaria restrictiva provoca una contracción que reduce el valor futuro espera-

[14] Se diagnostica la convergencia del muestreador de Gibbs inspeccionando la secuencia de extracciones retenidas. Usar una cadena diez veces más larga da esencialmente los mismos resultados.

[15] Esta es una suposición estándar en la literatura sobre la identificación de alta frecuencia [véase, por ejemplo, Kuttner (2001) y Gürkaynak et al. (2005)].

	Choque		
Variable	Política monetaria	Información del BC	Otros
Frecuencia intradía			
Tasa de interes	+	+	0
Índice accionario	-	+	0
Baja frecuencia			
$\boldsymbol{y}_t^*$			
$\boldsymbol{y}_t$			

Tabla 1: Identificación de restricciones en el modelo de referencia VAR

Notas: Restricciones sobre las respuestas contemporáneas de las variables a los choques. +, - y 0 denotan las respectivas restricciones de signo y de cero. Los espacios en blanco indican que no se impone ninguna restricción a la variable.

do de los dividendos. Además, las tasas de interés más altas aumentan la tasa de descuento a la que se descuentan los dividendos futuros. En consecuencia, el precio de las acciones, que es el valor presente descontado de los dividendos futuros en la teoría estándar de fijación de precios de los activos, disminuye. Por el contrario, un choque de información del banco central se asocia con un aumento tanto en la tasa de interés a corto plazo como en los precios de las acciones. Este comovimiento positivo probablemente refleje la información contenida en el anuncio del banco central sobre las perspectivas económicas (Jarociński y Karadi, 2020). Por último, obsérvese que no se imponen restricciones a ninguna de las variables macroeconómicas y financieras contenidas en los vectores $\boldsymbol{y}_t^*$ y $\boldsymbol{y}_t$, como se indica en el Cuadro 1.

Se obtienen las extracciones a posteriori de los choques y las impulsos respuestas impulso asociadas asumiendo un prior uniforme en el espacio de rotaciones condicionalmente a que se satisfagan las restricciones de signo como en Rubio-Ramirez et al. (2010). En este caso, las restricciones implementadas sólo proporcionan la identificación de conjuntos, es decir, condicionalmente en cada extracción de los parámetros del modelo hay múltiples valores de choques e impulso respuestas que son consistentes con las restricciones. Por lo tanto, al calcular las bandas de incertidumbre, se tienen en cuenta todos estos valores y se ponderan de acuerdo con un prior uniforme sobre las rotaciones.[16]

[16]Como Jarociński y Karadi (2020) subrayan, un prior uniforme sobre las rotaciones resulta menos restrictivo que

Por último, para analizar cómo la presencia de choques de información del banco central puede afectar a la HFI estándar de los choques de política monetaria, también se estiman las respuestas de las variables en el modelo VAR a un choque de política monetaria, sin identificar explícitamente el choque de información. Para ese fin, se utilizan todas las sorpresas de las tasas de interés como sustitutos de los choques de política monetaria y se descartan los movimientos de las cotizaciones bursátiles que las acompañan en el VAR identificado con la descomposición de Cholesky. En concreto, primero se ordena la sorpresa del tipo de interés en (2). En este caso, las restricciones de identificación son:

$$COV(m_t, \varepsilon_t^{MP}) > 0 \tag{3}$$

$$COV(m_t, \varepsilon_t^{i}) = 0 \text{ for all } \varepsilon_t^{i} \text{ other than } \varepsilon_t^{MP} \tag{4}$$

donde m_t denota la sorpresa de la tasa de interés y ε_t^{MP} el choque de política monetaria. Las restricciones de identificación (3) y (4) han sido utilizadas por Barakchian y Crowe (2013), Gertler y Karadi (2015), y Jarociński y Karadi (2020), entre otros.

2.3. Descripción de los datos

Esta subsección describe las variables incluidas en el modelo VAR. Este modelo se estima con una frecuencia mensual para el período comprendido entre diciembre de 2001 y junio de 2019. Las variaciones de los precios de los activos en torno a los anuncios del FOMC se obtienen a partir de una versión actualizada de los datos utilizados en Gürkaynak et al. (2005) y disponibles en Gürkaynak et al. (2021), incluidos 147 anuncios dentro de este período.[17] La medida estándar de la sorpresa de política monetaria, conocida como sorpresa del objetivo, se define como la diferencia entre el rango objetivo de la tasa de fondos federales anuncia-

imponer restricciones de signo mediante un enfoque de función de penalización como en Uhlig (2005).

[17] En febrero de 1994, el FOMC comenzó a publicar regularmente un comunicado de prensa después de cada reunión. Estos comunicados proporcionan información detallada sobre las decisiones de política del comité con respecto a los cambios en el rango objetivo para la tasa de fondos federales, incluyendo la justificación de estas decisiones. Además, los comunicados de prensa contienen la valoración del FOMC sobre el estado de los mercados financieros y de la economía. Las fechas y horas de los anuncios corresponden a las de los respectivos comunicados de prensa.

do y las expectativas derivadas de los contratos de futuros de los fondos federales (Kuttner, 2001). En concreto, la sorpresa del objetivo se calcula utilizando el cambio en la tasa de futuros de los fondos federales del mes en curso durante una ventana de 30 minutos alrededor del anuncio del FOMC, desde 10 minutos antes hasta 20 minutos después del anuncio. Esta medida ha sido ampliamente utilizada en la literatura y permite capturar innovaciones exógenas a las tasas de interés de política monetaria actuales (Kuttner, 2001; Gurkaynak et al., 2005; Hausman y Wongswan, 2011; Gurkaynak et al., 2021). Como es habitual en la literatura sobre HFI, se presupone que, dentro de este estrecho margen, sólo los choques de política monetaria y de información influyen sistemáticamente en las sorpresas de los mercados financieros. Dado que el pago de los contratos de futuros sobre fondos federales se basa en la tasa promedio efectiva de los fondos federales vigente durante el mes especificado en el contrato, el cambio en la tasa de los futuros sobre fondos federales se ajusta por un factor que depende del número de días del mes afectados por el cambio en la tasa objetivo de los fondos federales. En concreto, para un anuncio del FOMC en el día d de un mes con D días, la sorpresa del objetivo está dada por $TS_t = (D/(D-d))(ff_{t+20} - ff_{t-10})$, donde ff_{t+20} y ff_{t-10} son las tasas de los futuros sobre fondos federales 20 minutos después y 10 minutos antes del anuncio, respectivamente.[18]

Se adopta la metodología utilizada en estudios como los de Jarociński y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021) y se utiliza la variación del índice S&P 500, que incluye 500 grandes empresas, como medida de referencia de la sorpresa en los precios de las acciones. En concreto, la variación de este índice se calcula entre 10 minutos antes y 20 minutos después del anuncio del FOMC. Como subrayan Jarociński y Karadi (2020), al utilizar esta estrecha ventana, se garantiza que el "desvío previo al anuncio del FOMC" en el S&P 500 documentada por Lucca y Moench (2015) no afecte la medición.[19]

[18] Para mayor solidez, se sustituyen los futuros sobre fondos federales a un mes por los futuros sobre fondos federales a tres meses. Además, siguiendo estudios como Gurkaynak et al. (2005), también se sustituye la medida de referencia por el primer componente principal de las sorpresas en el mes en curso y los futuros de los fondos federales a tres meses, y los futuros del eurodólar a tres meses con dos, tres y cuatro trimestres de antelación. Los resultados presentados en la sección 3 coinciden con la especificación de referencia.

[19] Como muestran Lucca y Moench (2015) para el periodo de 1994 a 2011, este índice tendió a aumentar 49 puntos base en promedio en las 24 horas previas a los anuncios programados del FOMC. Sin embargo, este desvío no está correlacionado con las respuestas de los futuros de los fondos federales o del S&P 500 a los anuncios dentro

El resto de variables incluidas en el modelo VAR, junto con sus respectivas fuentes y transformaciones, se presentan en el Cuadro 2. Teniendo en cuenta que las mediciones de la producción y los precios reflejan la evolución a lo largo de todo el mes y no solo de un momento en el tiempo, todas las variables financieras de baja frecuencia descritas en este cuadro se incluyen como cifras meen dias mensuales.[20] Las variables utilizadas en este análisis pertenecen a distintas categorías, como las condiciones financieras externas, la actividad y los precios de la economía exterior, el riesgo país, el mercado monetario, la deuda, las acciones, las divisas y la actividad y los precios de la economía nacional. Se seleccionaron estas variables siguiendo estudios previos sobre la transmisión de la política monetaria y los choques de información, como Gertler y Karadi (2015), Jarociński y Karadi (2020), Breitenlechner et al. (2021), y Andrade y Ferroni (2021), así como estudios sobre las transmisiones internacionales de la política monetaria estadounidense, como Mackowiak (2007), Vicondoa (2019), Iacoviello y Navarro (2019), y Carrillo et al. (2020), entre otros. Para Estados Unidos, se utiliza la tasa de interés sombra de Wu y Xia (2016), i_t^*, que permite tener en cuenta las políticas monetarias no convencionales aplicadas por la Reserva Federal después de la crisis financiera mundial.[21] En particular, la tasa de interés sombra refleja la tasa de fondos federales en tiempos de política monetaria convencional, es decir, cuando esta última está por encima de su límite inferior efectivo. Sin embargo, la tasa de interés sombra no está limitada por debajo de 0 por ciento.[22] Además, se utiliza el promedio mensual del S&P 500 como

de las ventanas de media hora (Lucca y Moench, 2015). Se confirma que la muestra del estudio no contiene ningún desvío discernible, con un rendimiento promedio del S&P 500 en 30 minutos de aproximadamente 0.6 puntos base y una desviación estándar de 43 puntos base.

[20] La excepción es la tasa de interés sombra puesto que los datos solo están disponibles como cifras al cierre de mes.

[21] En particular, el Comité Federal de Mercado Abierto fijó como objetivo la tasa de fondos federales entre 0 y 0.25 % desde el 16 de diciembre de 2008 hasta el 15 de diciembre de 2015. En este entorno de "límite inferior cero", algunos estudios han utilizado modelos de tasas de interés sombra para caracterizar la estructura temporal de las tasas de interés o cuantificar la postura de política monetaria (Kim y Singleton, 2012; Bauer y Rudebusch, 2016; Krippner, 2013 y Wu y Xia, 2016).

[22] Vale la pena mencionar que la inclusión de la tasa sombra en el modelo VAR no pretende capturar la estrategia de guía futura de la Reserva Federal. La razón principal para incorporar esta tasa es evitar la introducción de no linealidad en el modelo, que surgiría si se utiliza la tasa de fondos federales durante los períodos limitados por el límite inferior efectivo. Aunque la tasa sombra es una medida útil de la postura general de la política monetaria durante los periodos no convencionales, no capta los efectos de la guía futura durante los periodos convencionales, ya que sigue de cerca la tasa de los fondos federales en esos periodos.Una variable más adecuada para captar los efectos de la guía futura en toda la muestra podría ser la tasa a un año, como la empleada por Jarociński y

índice bursátil. Las medidas de la producción real y del nivel de precios en EE.UU. son el índice de producción industrial y el índice de precios al consumidor, Y_t^* y P_t^*, respectivamente. Por último, como indicador de las condiciones financieras en ese país, se incluye la prima por exceso de bonos EBP_t introducido por Gilchrist y Zakrajšek (2012). Esta prima es el diferencial promedio de los bonos corporativos que se depura del impacto de la compensación por incumplimiento de pago y, como argumentan Gilchrist y Zakrajšek (2012), proporciona una medida eficaz del sentimiento de los inversionistas o el apetito de riesgo en el mercado de bonos corporativos (Favara et al., 2016).[23]

En cuanto a las variables macroeconómicas y financieras de México, se incluye el rendimiento de la deuda pública a 10 años (i_t^{10y}) y la tasa de interés a 3 meses de los certificados de la Tesorería, CETES, i_t^{3m}.[24] Además, se incluye el swap de incumplimiento crediticio (CDS) a 5 años como indicador del riesgo país/de incumplimiento de pago.[25] Dado que los CDS proporcionan un seguro en caso de impago de un bono, es posible inferir la estimación del mercado sobre la probabilidad de impago directamente a partir del precio de esta variable. El Índice de la Bolsa Mexicana de Valores se incluye para captar el comportamiento del mercado de valores mexicano. Como indicadores del mercado de tipos de cambio, se incluye el tipo de cambio nominal peso-dólar y la volatilidad implícita en las opciones a un mes del peso mexicano. El Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE), Y_t, se utiliza como indicador de la producción nacional. [26] El nivel de precios internos se mide por el índice de precios

Karadi (2020), o la tasa a dos años, basada en los argumentos de Gertler y Karadi (2015), Swanson y Williams (2014) y Hanson y Stein (2015), entre otros, que sugieren que la estrategia de guía futura de la Reserva Federal parece operar con un horizonte aproximado de dos años. Sin embargo, dado que este estudio no se centra en la guía futura, se ha optado por no incluir estas tasas a más largo plazo en el modelo.

[23] Esta variable también agrega información prospectiva de alta calidad sobre la economía (Gilchrist y Zakrajšek, 2012; Favara et al., 2016). Por lo tanto, mejora la fiabilidad y el rendimiento de previsión de los VAR a pequeña escala (Caldara y Herbst, 2019).

[24] Los CETES son deuda emitida por el gobierno federal a través de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público y el Banco de México. Se utilizan tasas de interés cupón cero para ambos vencimientos con el fin de obtener tasas de interés comparables, ya que cada bono paga cupones diferentes para cada vencimiento.

[25] Un CDS es un derivado financiero que proporciona un seguro contra el incumplimiento soberano. Su precio es comparable al pago de una prima de seguro contra tal evento. Un aumento de su precio refleja un aumento de la evaluación realizada por los participantes en el mercado financiero de que el riesgo de incumplimiento de pago se materializa. Para mayor robustez, también se estima el modelo utilizando un indicador alternativo de riesgo país, en concreto el diferencial EMBI+ de México. Los resultados presentados en la sección 3 concuerdan con la especificación de referencia.

[26] Este indicador emplea la metodología y el marco conceptual de las cuentas nacionales, en particular, del PIB.

al consumidor P_t. Las variables Y_t y Y_t^* están desestacionalizadas por sus respectivas oficinas de estadística. Para el caso de los precios nacionales, P_t, esta variable se desestacionaliza con el método X13-ARIMA. Por último, el período de la muestra comienza en 2001-M12, ya que los datos sobre los rendimientos de los bonos para algunos vencimientos están disponibles a partir de esta fecha. Por tanto, el inicio de la muestra coincide con la adopción de un régimen de objetivos de inflación por parte del Banco de México a partir de 2001.[27] A su vez, la muestra finaliza en 2019-M06 ya que los datos sobre política monetaria y las sorpresas en los precios de las acciones de Gürkaynak et al. (2021) están disponibles hasta esta fecha. Esto implica que el periodo del COVID-19 queda excluido del análisis. De este modo se evita la influencia de las observaciones extremas del periodo del COVID-19 en las estimaciones.

3. La transmisión internacional de los choques de política monetaria estadounidense y de información del banco central

3.1. Funciones de impulso respuesta

Esta sección presenta las impulso respuestas de las variables en el modelo VAR tanto a la política monetaria como a los choques de información del banco central, identificados utilizando restricciones de signo en el comovimiento de alta frecuencia de las tasas de interés y los precios de las acciones. Además, presenta las respuestas estimadas a un choque de política monetaria identificado utilizando el esquema estándar de identificación Cholesky, sin

La correlación entre el Indicador Global de la Actividad Económica y el PIB de México, ambas variables medidas en variaciones porcentuales trimestrales, es de 0.99. El IGAE está sujeto a revisiones. Es decir, los datos de los que realmente dispone el banco central en un mes determinado pueden diferir de los valores finales revisados que publica el Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Aunque sería interesante realizar el ejercicio empírico con datos en tiempo real para disponer de más información, no se dispone de este tipo de datos para la producción mexicana. Por lo tanto, se utilizan datos revisados en las estimaciones de este estudio.

[27] Según Chiquiar et al. (2010), la inflación en México pasó de ser un proceso no estacionario a ser un proceso estacionario en torno a finales de 2000 o principios de 2001. Además, Gaytán y González García (2007) encuentran que el mecanismo de transmisión de la política monetaria parece haber presentado un cambio estructural después de este periodo. Una inflación baja y estable ha proporcionado certidumbre a los contratos financieros, reduciendo la prima de riesgo de las tasas de interés y permitiendo contratos a más largo plazo.

Categoria	Series	Definiciones	Transformaciones	Fuente
		Sorpresas estadounidenses contenidas en el vector $\boldsymbol{m}_t$		
Mercado de dinero	m_t^1	Sorpresa de política monetaria	Sin transformación	Gürkaynak et al. (2021)
Mercado de valores	m_t^2	Sorpresa de mercado de valores	Sin transformación	Gürkaynak et al. (2021)
		Variables estadounidenses contenidas en el vector $\boldsymbol{y}_t^*$		
Mercado de dinero	i_t^*	Tasa de interés sombra	Sin transformación	Wu and Xia (2016)
Mercado de valores	$SP500_t$	S&P 500	$\log SP500_t$	Bloomberg
Condiciones financieras	EBP_t^*	Prima por exceso de bonos de EE.UU.	Sin transformación	Favara et al. (2016)
Actividad económica	Y_t^*	Índice de producción industrial de EE.UU., mensual	$\log Y_t^*$	FRED
Precios	P_t^*	Índice de precios al consumidor, mensual	$\log P_t^*$	FRED
		Variables mexicanas contenidas en el vector $\boldsymbol{y}_t$		
Mercado de deuda	i_t^{3m}	Tasa de interés de los Certificados de la Tesorería a 3 meses	Sin transformación	Banco de México
	i_t^{10y}	Rendimiento de los bonos gubernamentales a 10 años	Sin transformación	Banco de México
Riesgo país	CDS_t	Swap de incumplimiento crediticio a 5 años (CDS)	Sin transformación	Bloomberg
Mercado de valores	IPC_t	Índice de la Bolsa Mexicana de Valores	$\log IPC_t$	Grupo BMV
Mercado cambiario (FX)	e_t	Tipo de cambio	$\log e_t$	Banco de México
	σ_t	Volatilidad implícita en las opciones a un mes y en el peso mexicano	Sin transformación	Bloomberg
Actividad económica	Y_t	índice Global de la Actividad Económica, mensual	$\log Y_t$	INEGI
Precios	P_t	Índice de precios al consumidor, mensual	$\log P_t$	INEGI

Tabla 2: Descripción de los datos

identificar explícitamente el choque de información del banco central. En todos los casos, el tamaño del choque es una desviación estándar. Debido a las restricciones de coeficientes en el sistema VAR, las sorpresas del anuncio en m_t son independientes e idénticamente distribuidas [véase Eq. (2)]. Es decir, sólo responden a los choques cuando este impacta, y su función de impulso respuesta es cero en todos los demás períodos. La Tabla 3 presenta sus respuestas al impacto. Por construcción, las respuestas al impacto satisfacen las restricciones de signo. En concreto, el choque de política monetaria puro está asociado a un aumento de entre 1.5 y 5.0 puntos base (pb) de los futuros de los fondos federales al mes corriente y a un aumento de 13.0 a 40.9 pb del índice S&P 500 en la ventana de 30 minutos. A su vez, el choque de información del banco central se asocia con un aumento de 1.3 a 4.9 puntos base en los futuros de los fondos federales a un mes en el índice S&P 500 en la ventana de 30 minutos

Alta frecuencia	Panel A. Restricciones de signo				Panel B. HFI convencional	
	Choques de política monetaria		Choques de información del banco central		Choques de política monetaria	
Variables	Medias	(16^{pct}, 84^{pct})	Media	(16^{pct}, 84^{pct})	Media	(16^{pct}, 84^{pct})
Futuros de los fondos federales a un mes	3.8	(1.5, 5.0)	3.6	(1.3, 4.9)	5.2	(4.9, 5.4)
S&P 500	-31.0	(-40.9, -13.0)	29.2	(10.1, 40.3)		

Tabla 3: Respuestas de impacto de las sorpresas anunciadas a los choques

Notas: Medias a posteriori y percentiles a posteriori 16 y 84. Los choques se miden en puntos base.

y a un aumento de 10.1 a 40.3 puntos base en el índice S&P 500.[28,29] En lo que respecta al choque de política monetaria identificado por la HFI estándar, el Panel B del Cuadro 3 muestra que este choque se asocia con un aumento de aproximadamente 5.2 pb en los futuros de los fondos federales, que es la única sorpresa de alta frecuencia incluida en m_t.[30] Como se menciona en la sección 2, en este caso, se utilizan todas las sorpresas en los futuros de los fondos federales como proxies de los choques de política monetaria y no se tienen en cuenta los movimientos de los precios de las acciones que las acompañan.

[28] La Figura B.1 del Appendix B presenta los choques de política monetaria y de información del banco central a lo largo del tiempo, mostrando que estos se distribuyen a lo largo del período de muestra en lugar de agruparse en intervalos específicos. Esta distribución sugiere que ambos tipos de choques pueden desempeñar un papel importante en la configuración de los resultados económicos. Dos episodios notables son una secuencia de choques negativos de información de los bancos centrales ocurridos tras la burbuja dot-com (2001-2002) y la crisis financiera de 2008. En ambos casos, la Reserva Federal redujo significativamente la tasa de interés de los fondos federales en respuesta al deterioro de las condiciones económicas y al aumento de la incertidumbre. Estas medidas, junto con las perspectivas económicas pesimistas de la Reserva Federal, llevaron a los participantes en el mercado a reducir sus expectativas de crecimiento, lo que dio lugar a comovimientos positivos de las tasas de interés y las variaciones del mercado de valores. Para el periodo de muestra común, los choques muestran una fuerte correlación con los identificados por Jarociński y Karadi (2020), que utilizan futuros de los fondos federales a tres meses en lugar de futuros a mes corriente. En concreto, la correlación es de aproximadamente 0.93 y 0.82 para los choques de política monetaria y de información del banco central, respectivamente. Como se explicó anteriormente, la justificación para utilizar futuros de los fondos federales a un mes se deriva del enfoque principal, que, a diferencia de Jarociński y Karadi (2020) no es estudiar los efectos de la guía futura sino más bien en los choques de política monetaria convencionales asociados con innovaciones exógenas en el nivel actual de la tasa de interés de política monetaria.

[29] Aunque la varianza de la sorpresa de política monetaria experimenta una reducción significativa durante el periodo de límite inferior cero, las sorpresas relacionadas con el S&P 500 contribuyen a explicar una parte importante de la variación de los choques durante este periodo. Además, como se menciona en la sección 2.3, el modelo VAR incluye la tasa de interés sombra de Wu y Xia (2016). Esta tasa permite tener en cuenta de las políticas monetarias no convencionales aplicadas por la Reserva Federal a raíz de la crisis financiera mundial.

[30] Como es común en la literatura de HFI, las sorpresas de la tasa de política son pequeñas en relación con los cambios brutos, lo que indica que la mayoría de las decisiones sobre la tasa de política de la Reserva Federal son anticipadas por los participantes del mercado (Nakamura y Steinsson, 2018). Según Gurkaynak et al. (2005), los cambios no anticipados en la tasa de los fondos federales solo capturan una pequeña fracción de las noticias de política monetaria asociadas a los anuncios del FOMC.

El análisis comienza por presentar las funciones de impulso respuesta de las variables estadounidenses a los choques de política monetaria y de información del banco central utilizando un enfoque de identificación de restricción de signo. El Panel A de la Figura 1 muestra los resultados para un horizonte de 24 meses junto con los intervalos de máxima densidad posterior (HDI, por sus siglas en inglés) del 68 % asociados con los percentiles 16 y 84 de la distribución.[31] Los resultados coinciden con los de estudios recientes como Jarociński y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021), que identifican dos choques distintos con efectos diferentes sobre la economía estadounidense. Los resultados de este estudio muestran que un choque de política monetaria conduce a un aumento inmediato y significativo de alrededor de 4.3 pb en la tasa de interés de política monetaria. Además, los precios de las acciones experimentan una caída persistente, mientras que la EBP aumenta en torno al 1.0 y 0.1 por ciento, respectivamente, lo que sugiere condiciones financieras más restrictivas. Además, la producción real y el nivel de precios experimentan descensos persistentes de aproximadamente 0.2 % y el 0.1 %, respectivamente. Estos resultados están en línea con los canales de transmisión estándar de la política monetaria y coinciden con los estudios empíricos previos que utilizan la HFI de Gertler y Karadi (2015), Ramey (2016), Jarociński y Karadi (2020), y Miranda-Agrippino y Rey (2020), entre otros. De acuerdo con Jarociński y Karadi (2020), los efectos de estos choques sobre los precios de las acciones, la producción real y el nivel de precios muestran persistencia, aunque vuelven a sus niveles de referencia al cabo de unos años.

En cuanto al choque de información del banco central, los resultados de la segunda columna de la Figura 1 indican que este choque tiene un impacto mayor y más persistente sobre la tasa de interés de política monetaria que el de política monetaria. Además, las condiciones financieras parecen mejorar tras el choque de información. En concreto, el choque tiene un efecto positivo persistente sobre los precios de las acciones de alrededor del 1.5 % y un efecto negativo sobre el exceso de prima por exceso de bonos de alrededor del 0.1 por ciento dos meses después del impacto. Además, el choque de información del banco central provoca un

[31] Para conocer los resultados para un horizonte de 72 meses, véase las figuras B.8 y B.9 en el Apéndice B. Figures B.8 y B.9 en el Appendix B. En el texto principal, se optó por presentar los resultados para un horizonte de 24 meses para ilustrar mejor las respuestas a corto plazo de las variables analizadas.

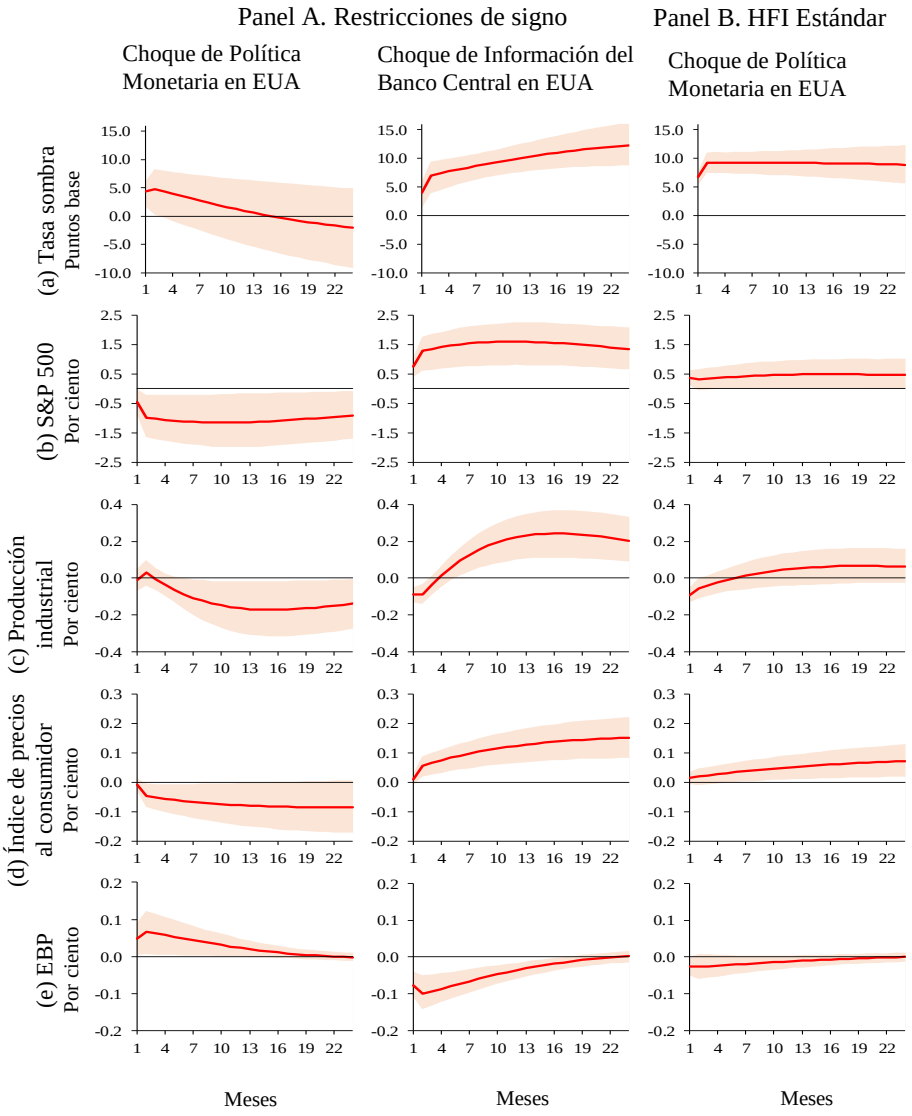


Figura 1: Funciones de impulso respuesta de las variables de EE.UU. a los choques de política monetaria y de información del banco central

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 24 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.

aumento significativo de la producción y del nivel de precios. Estas respuestas coinciden con el escenario en el que el banco central comunica noticias positivas sobre la economía y adopta una política monetaria más restrictiva para compensar en parte los efectos de las noticias y evitar presiones de demanda sobre la inflación, como señalan Jarociński y Karadi (2020). Las noticias positivas pueden hacer que las decisiones privadas influyan positivamente en la

demanda agregada, dando lugar a un aumento de la producción real y del nivel de precios. La mejora de las condiciones económicas puede aumentar el valor esperado de los dividendos futuros y el apetito por el riesgo en el mercado de bonos corporativos, provocando un aumento de los precios de las acciones y una disminución de la EBP.

En cuanto al Panel B de la Figura 1, se presentan ahora las respuestas de las variables de EE.UU. a un choque de política monetaria sin identificar explícitamente el choque de información del banco central. Como puede observarse, existen notables diferencias entre las respuestas presentadas en el Panel B de la Figura 1 y las respuestas "puras" a un choque de política monetaria convencional presentadas en la primera columna de este figura que están libres del impacto de las choques de información del banco central. Los resultados revelan algunas conclusiones desconcertantes. En particular, el índice de precios al consumidor parece aumentar tras el choque de política monetaria. Además, el choque de política monetaria parece provocar un aumento del S&P 500, contradiciendo la teoría convencional, y reducir la prima por exceso de bonos, lo que conduce a una mejora de las condiciones financieras. A pesar del aumento de los precios de las acciones y de la mejora de las condiciones financieras, la producción real disminuye en respuesta a este choque, alcanzando inmediatamente su punto más bajo. Un sesgo adicional del enfoque HFI estándar es que la respuesta de la tasa de interés de política monetaria es mayor y más persistente. En línea con Jarociński y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021), este resultado desconcertante podría deberse a la presencia de choques de información del banco central, que parecen tener efectos mayores y más duraderos sobre las tasas de interés.

Ahora se analizarán las variables mexicanas, que son el objetivo principal de este estudio. El Panel A de la Figura 2 muestra las respuestas de estas variables tanto a choques de política monetaria como a choques información en EE.UU. Como puede observarse en la primera columna de este gráfico, un choque de política monetaria convencional en EE.UU. va seguido de una disminución persistente de la producción real en México, con una caída de los precios internos de aproximadamente 0.1 % 15 meses después del choque. En línea con Mackowiak (2007), Iacoviello y Navarro (2019), y Carrillo et al. (2020), la dinámica de la actividad económica en México tras un choque de política monetaria es similar a la observa-

da en Estados Unidos (véase el Panel A de la Figura 1). Específicamente, la producción real cae tanto como la producción industrial en Estados Unidos, con un efecto máximo medio de aproximadamente 0.2 %, que se alcanza 17 meses después del choque. Esta disminución muestra persistencia, ya que la producción real sigue disminuyendo durante aproximadamente dos años. Por otra parte, en lo que respecta a los efectos del choque de información del banco central, se observa un comovimiento positivo de las tasas de interés y las cotizaciones bursátiles en Estados Unidos provoca un aumento de la producción y del nivel de precios en México. En particular, los precios internos aumentan alrededor de un 0.1 % 12 meses después del choque. Aunque este análisis no profundiza en los canales de transmisión individuales, se conjetura que, en respuesta a las buenas noticias inesperadas en Estados Unidos, las decisiones privadas en ambos países podrían influir positivamente en la demanda agregada en México a través de diversos canales, incluyendo la cuenta corriente, la inversión extranjera directa, el consumo interno y la inversión, entre otros.

A continuación se analizan las respuestas del tipo de cambio y su volatilidad a los choques monetarios y de información. Los resultados coinciden con los de Mackowiak (2007) y Carrillo et al. (2020), quienes señalan que el peso mexicano se deprecia tras un choque de política monetaria en EEUU. En particular, se encontró que el tipo de cambio y su volatilidad aumentan aproximadamente 0.5 % y 0.5 puntos porcentuales, respectivamente, justo dos meses después del choque. Este resultado puede explicarse por el comportamiento de los inversionistas internacionales que buscan activamente rendimientos más altos. En respuesta a un aumento de las tasas de interés en Estados Unidos, estos inversionistas tienden a asignar su capital hacia activos estadounidenses, lo que a su vez provoca una apreciación del dólar. En cambio, tras un choque de información del banco central, se observa que el tipo de cambio y su volatilidad disminuyen aproximadamente un 0.5 % y un 1 %, respectivamente, justo después del choque. Estos resultados podrían sugerir que las noticias favorables sobre la economía estadounidense podrían estimular la inversión en el mercado de divisas local por parte de los agentes económicos. Esto concuerda con Baek (2006), De Vita y Kyaw (2008) y Forbes y Warnock (2012), que sugieren que unas mejores perspectivas económicas externas que también beneficien a la economía nacional pueden, desencadenar flujos de cartera hacia

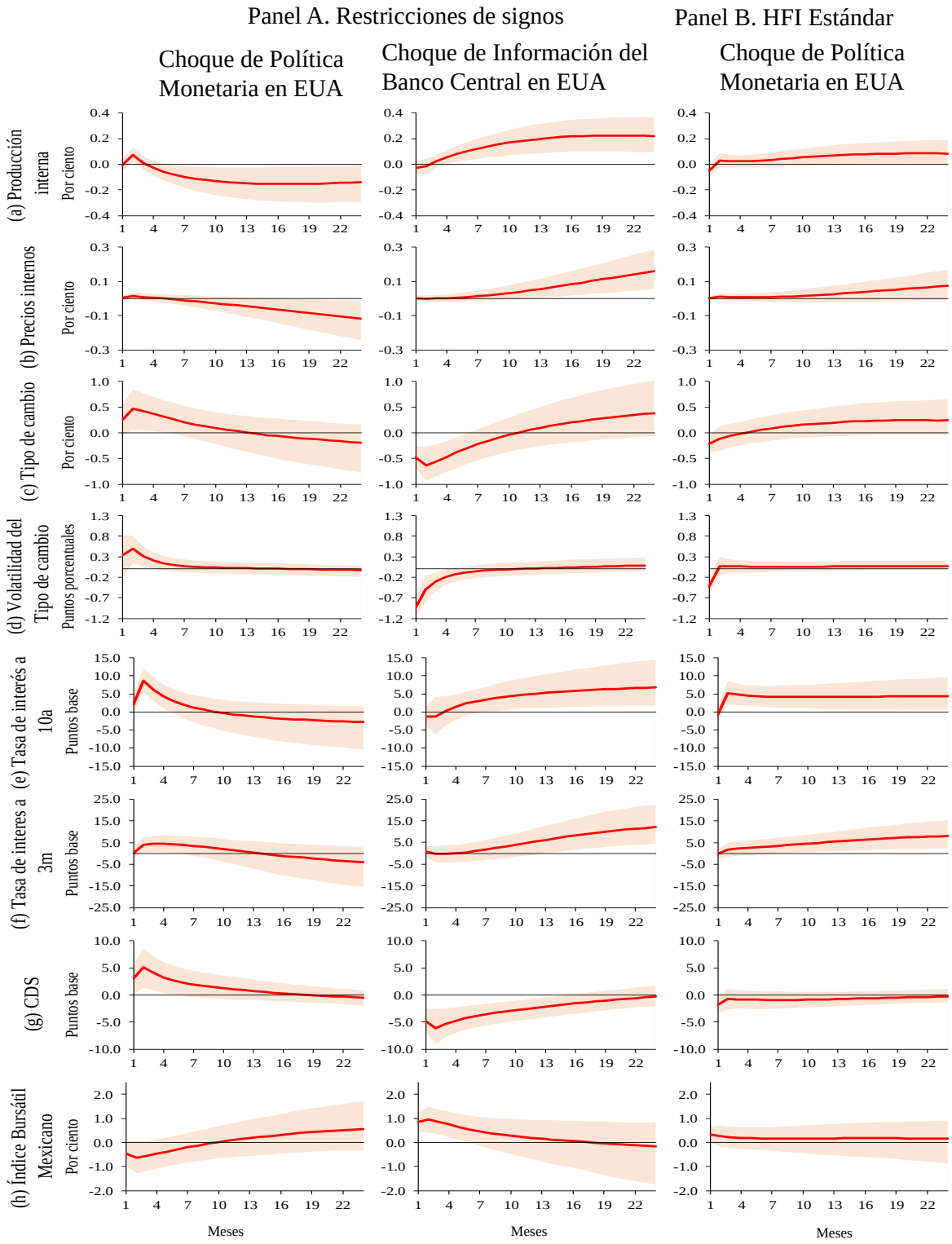


Figura 2: Funciones de impulso respuesta de las variables mexicanas a los choques de política monetaria y de Información del banco central en EE.UU.

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 24 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.

las EME, provocando así una apreciación de su moneda local.

Como ilustra el Panel A de la Figura 2, un choque de política monetaria convencional provoca aumentos tanto en el rendimiento de la deuda pública a 10 años como a 3 meses, de aproximadamente 9 y 4 puntos base respectivamente, un mes después del choque. Así, la respuesta del rendimiento a 3 meses es algo más moderada. Dado el importante grado de integración financiera entre ambos países, es de esperar que las tasas de interés nacionales estén influidas por las tasas de interés de EE.UU. (Banco de México, 2022). Este resultado puede explicarse por un proceso de arbitraje financiero entre los bonos nacionales y extranjeros, en particular para los de vencimientos medios y largos. Así, las diferencias en las magnitudes de las respuestas entre ambas tasas podrían explicarse por diversos factores que afectan a las tasas de interés a largo plazo, como las expectativas de inflación, la trayectoria esperada para las tasas de interés a corto plazo y la prima por plazo.[32] Si la autoridad monetaria sube las tasas de interés a corto plazo y los agentes económicos esperan nuevos aumentos en el futuro, las tasas de interés a largo plazo pueden ajustarse al alza. Además, si la prima por plazo aumenta en este escenario, las tasas de interés a largo plazo pueden subir incluso más que las de corto plazo. En particular, la respuesta de la prima por plazo a los anuncios de política monetaria puede depender de la reacción de la prima por plazo de Estados Unidos a dichos anuncios.[33]

Según Carrillo et al. (2020), la respuesta de la prima por plazo estadounidense parece depender de si los inversionistas perciben la información de los anuncios como negativa o positiva sobre las perspectivas económicas. La prima tiende a aumentar si los inversionistas perciben que la economía se dirige hacia una recesión, como en el caso de un choque de política monetaria convencional. Por el contrario, la prima por plazo tiende a disminuir si perciben que las noticias que acompañan al anuncio de política indican unas perspectivas económicas favorables, como en el caso de un choque de información. Así, si la prima de

[32] La prima por plazo es la compensación adicional que exigen los inversionistas por mantener instrumentos financieros a más largo plazo en lugar de a corto.

[33] Como se discute en Caceres et al. (2016) y Carrillo et al. (2020), los cambios en las tasas de interés estadounidenses pueden transmitirse a las tasas de largo plazo en economías pequeñas y abiertas principalmente a través de cambios inesperados en la prima por plazo de Estados Unidos.

EE.UU. y de México se mueven en la misma dirección, es probable que las tasas de interés a largo plazo aumenten aún más que los de corto plazo tras un choque de política monetaria. Por el contrario, tras un choque de información del banco central, se esperaría que ocurriera lo contrario. De hecho, los resultados indican que los rendimientos del bono a 10 años y de los CETES a 3 meses tienden a aumentar con rezago tras un choque de información del banco central. En este caso, sin embargo, la respuesta promedio de la tasa de interés a corto plazo es mayor que la de largo plazo 24 meses después del choque. La tasa a largo plazo aumenta aproximadamente 7 pb y los efectos son muy persistentes. En cambio, la de corto plazo sube unos 12 puntos base y vuelve al nivel de referencia a un ritmo más lento. Estos resultados coinciden con el escenario en el que, debido a buenas noticias inesperadas sobre la economía estadounidense, la prima por plazo cae y el banco central adopta una política monetaria restrictiva para evitar presiones de la demanda sobre la inflación.

En línea con estudios previos como los de Uribe y Yue (2006), Vicondoa (2019), y Carrillo et al. (2020), los resultados del análisis indican que un choque de política monetaria en Estados Unidos provoca un aumento de la prima de riesgo soberano en México, medida por el precio del CDS a 5 años (véase el Panel A de la Figura 2). En concreto, se observa un aumento de 6 puntos base en el precio de los CDS dos meses después del choque. Este resultado puede estar relacionado con la reducción del apetito por riesgo de los inversionistas debido al alza de las tasas de interés estadounidenses (Kamin y Von Kleist, 1999), que puede llevarlos a exigir primas más elevadas por mantener activos de mayor riesgo en sus carteras. Por el contrario, se observa que la prima de riesgo soberano disminuye aproximadamente 6 pb tras el choque de información del banco central. Cabe señalar que el impacto de este choque sobre el precio de los CDS parece ser más duradero que el del choque de política monetaria, lo que sugiere que la comunicación del banco central estadounidense puede tener una influencia importante sobre la evaluación del mercado sobre la probabilidad de incumplimiento de pago soberano en la economía mexicana. En concreto, las noticias positivas sobre la economía estadounidense pueden reducir la prima de riesgo soberano en México al generar expectativas de mejora de las condiciones financieras y macroeconómicas del país.

Como puede observarse en el Panel A de la Figura 2, un choque de política monetaria

convencional provoca un descenso de los precios de las acciones mexicanas, como indica la respuesta mediana. Este resultado podría estar asociado con los efectos de este choque tanto en las expectativas sobre la actividad económica futura como en las tasas de interés a corto plazo en México. En concreto, el descenso esperado de la actividad económica asociado al choque de política monetaria puede dar lugar a una reducción del valor esperado de los dividendos futuros, mientras que un aumento puede elevar la tasa de descuento aplicada a estos dividendos. En consecuencia, los precios de las acciones disminuyen. Por el contrario, un aumento de las tasas interés acompañado de un aumento de las cotizaciones bursátiles en EE.UU., que indica noticias positivas sobre la economía estadounidense, se traduce en un aumento de las cotizaciones bursátiles en México. En tal caso, el valor elevado esperado de los dividendos futuros, resultante de la mejora de las expectativas sobre la economía mexicana tras el choque de información, puede compensar el aumento de la tasa de descuento a la que se descuentan dichos dividendos. Este resultado reafirma la gran influencia de la comunicación del banco central estadounidense sobre las expectativas relativas a la actividad económica en México e influir posteriormente en los precios de las acciones.

Los resultados presentados anteriormente destacan la importancia de la comunicación del banco central, sugiriendo que descuidar este canal en la estimación podría conducir a estimaciones sesgadas de los choques de política monetaria y complicar nuestra comprensión de la transmisión de la política monetaria estadounidense a una EME como México. Para arrojar más luz sobre este asunto, el Panel B de la Figura 2 muestra las respuestas de las variables mexicanas en el modelo VAR a un choque de política monetaria sin identificar explícitamente el choque de información del banco central. En este caso, los resultados no parecen ser consistentes con una rama de la literatura [Canova (2005), Uribe y Yue (2006), Ilzetzki y Jin (2013) y Vicondoa (2019)], que constatan que los choques de política monetaria estadounidense provocan una contracción de la actividad real en las EME, así como a unas condiciones financieras más restrictivas en dichas economías. Como puede observarse en el Panel B de la Figura 2, el choque de política monetaria produce un efecto positivo rezagado sobre la actividad económica en México. A su vez, se observan descensos en la prima de riesgo soberano, el tipo de cambio y su volatilidad, así como un aumento de los precios de las

acciones tras un choque contractivo de política monetaria. Una diferencia adicional en la HFI estándar es que las respuestas de las tasas de interés son más persistentes. Estos resultados pueden explicarse por la presencia de choques de información del banco central, que parecen tener efectos mayores y más persistentes sobre todas las variables analizadas. Esto, a su vez, podría afectar a la dinámica a largo plazo de las tasas de interés.

En resumen, los resultados ponen de relieve la importancia de la comunicación del banco central en Estados Unidos para influir en los resultados macroeconómicos de la economía mexicana. Las relaciones estrechas en el comercio, la inversión y los sectores financieros podrían ayudar a explicar el comovimiento entre la actividad económica, los precios y las tasas de interés en ambos países. Los resultados también indican que distinguir entre choques de política monetaria y de información del banco central también es importante para entender la transmisión internacional de la política monetaria estadounidense. De hecho, los efectos de ambos tipos de choques son considerablemente diferentes y pasar por alto la presencia de información del banco central puede dar lugar a mediciones sesgadas de los choques monetarios internacionales. Una diferencia clave con respecto a la HFI estándar de la transmisión monetaria que no controla el contenido informativo de los anuncios. es que el choque depurado del aprietamiento de la política monetaria conduce a una contracción de la actividad real y a un nivel de precios más bajo, así como a condiciones financieras más restrictivas en ambos países.

3.2. Información del banco central sobre la oferta agregada

Hasta ahora se han identificado los choques de política monetario y de información utilizando restricciones de signo sobre las sorpresas de alta frecuencia asociadas al comovimiento de las tasas de interés y las cotizaciones bursátiles en torno a los anuncios del FOMC. El análisis sugiere que los choques de información se comportan como choques de demanda agregada, ya que tanto los niveles de producción como los de precios se mueven en la misma dirección después del choque. Sin embargo, como se discute en Jarocinski y Karadi (2020) and Andrade y Ferroni (2021), la comunicación del banco central abarca no sólo los factores

que influyen en la demanda, sino también los que afectan a la oferta, como el nivel tecnológico y la producción potencial. Una característica clave de estos choques es que la producción y los precios se mueven en sentido contrario.

En este ejercicio, se distingue entre los choques de información del banco central relacionados con la demanda y la oferta. Para ello, se añade una nueva medida de sorpresa de inflación de alta frecuencia al vector m_t y se impone un conjunto de restricciones adicionales. Como en Jarocinski y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021), se utiliza el cambio diario en la tasa de inflación implícita a dos años vista el día del anuncio del FOMC. Esta variable refleja los cambios en las expectativas de inflación basadas en el mercado en torno a los anuncios de políticas y se construye tomando la diferencia entre los rendimientos a vencimiento constante a dos años de los bonos del Tesoro nominales y reales (protegidos frente la inflación) (Gürkaynak et al., 2010).[34] La Tabla 4 presenta el nuevo conjunto de restricciones de identificación. Examinando el comovimiento de los precios de las acciones, que están estrechamente relacionados con las perspectivas económicas, y las expectativas de inflación, que miden las presiones percibidas sobre los precios, es posible diferenciar entre los choques de información del banco central relacionados con la demanda agregada y los relacionados con la oferta agregada. Si las cotizaciones bursátiles y las expectativas de inflación se mueven conjuntamente en sentido positivo, se clasifica como un choque de demanda. Por el contrario, si se mueven negativamente, se categoriza como un choque de oferta. Nótese que una política monetaria más restrictiva da lugar a una caída de las expectativas de inflación. Al igual que en Jarocinski y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021), la sorpresa en los futuros de los fondos federales no se restringe tras un choque de información del banco central relacionado con la oferta.

La Figura 3 muestra las respuestas de las variables mexicanas a los tres choques descritos. Como puede observarse, las respuestas a los choques de política monetaria y de información de los bancos centrales sobre la demanda son robustas a la adición de un nuevo factor de alta frecuencia observable y un tercer choque. En general, el nuevo choque de información del banco central sobre la oferta añadido no explica gran parte de la variabilidad de las variables

[34] Los datos están disponibles desde 2004 y se obtienen de Gürkaynak et al. (2010).

Variable	Choques			
	Política monetaria	Información banco central sobre la demanda	Información banco central sobre la oferta	Otros
Alta frecuencia				
Tasa de interés	+	+		0
Índice del mercado de valores	-	+	+	0
Inflación implícita	-	+	-	0
Low Frecuencia				
$\boldsymbol{y}_t^*$				
$\boldsymbol{y}_t$				

Tabla 4: Identificación de restricciones en el modelo VAR con información del banco central sobre la oferta

Notas: Restricciones sobre las respuestas contemporáneas de las variables a los choques. +, - y 0 denotan las respectivas restricciones de signo y de cero. Los espacios en blanco indican que no se impone ninguna restricción a la variable.

macroeconómicas y financieras, como muestran las impulso respuestas cercanas a cero. En concreto, los choques de información del banco central relacionados con la oferta provocan una disminución significativa de la prima de riesgo soberano y de la volatilidad del tipo de cambio. Además, dan lugar a un aumento significativo del índice bursátil, lo que también implica una mejora de las condiciones financieras. En línea con Jarocinski y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021), los resultados sugieren que las sorpresas de las tasas de interés y del mercado de valores parecen ser suficientemente informativas para identificar choques de política monetaria y de información del banco central, que aparentemente están más relacionados con el lado de la demanda. En este sentido, las sorpresas de alta frecuencia en las tasas de inflación añaden información independiente marginal. En general, las conclusiones anteriores siguen siendo sólidas también bajo esta identificación más refinada.

3.3. Ejercicios de robustez

En esta subsección, se presentan varias pruebas de robustez. En particular, se analizan las respuestas de variables adicionales incluidas en el modelo de referencia. También se investiga la sensibilidad de los resultados considerando rezagos adicionales y medidas alternativas de las sorpresas de política monetaria. Por último, se estima el modelo utilizando un indicador alternativo de riesgo-país. Las funciones de impulso respuesta de las variables mexicanas se

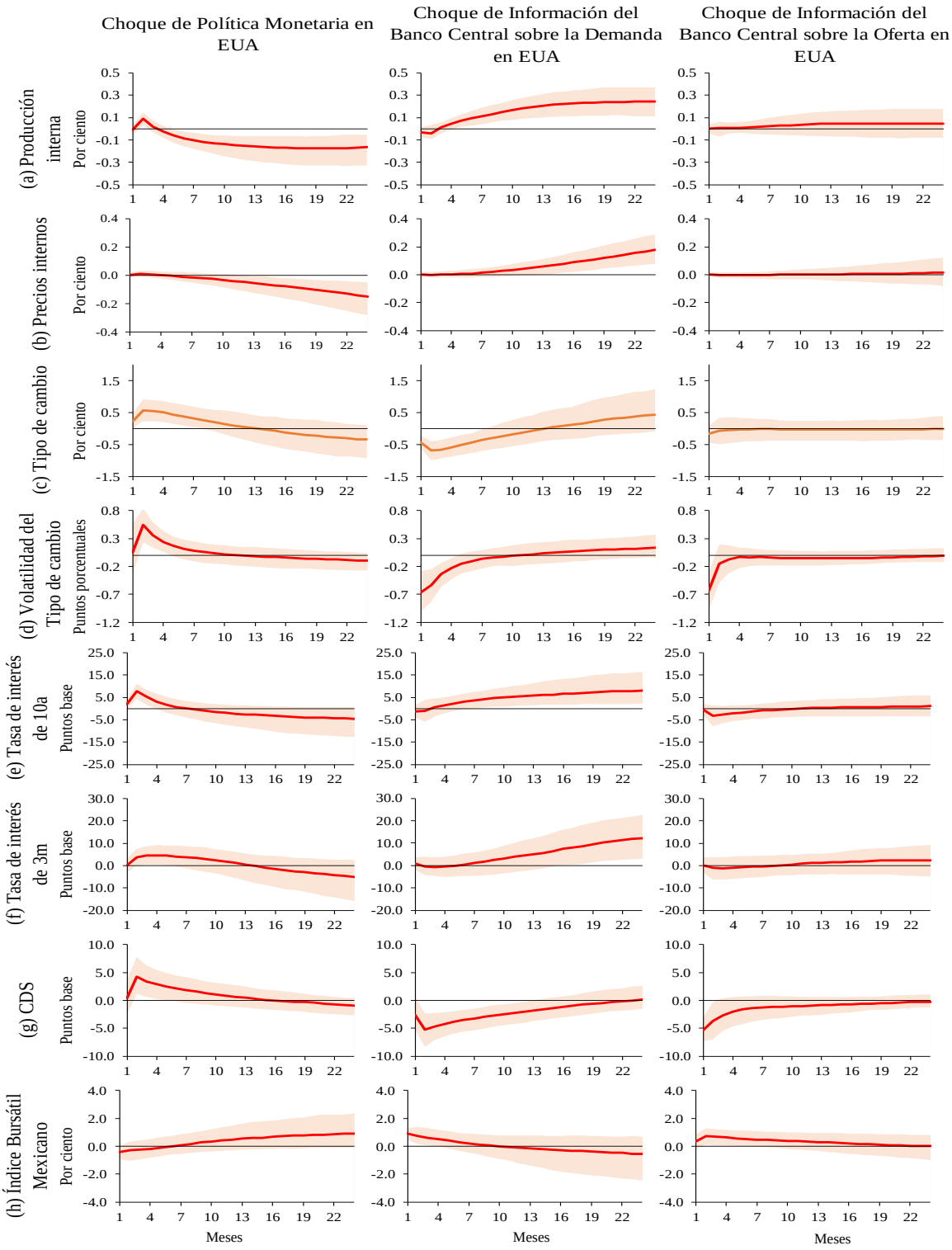


Figura 3: Funciones de impulso respuesta de las variables mexicanas a un choque de política monetaria y de información del banco central relacionados con la demanda y la oferta en EE.UU.

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 24 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.

presentan en esta sección, mientras que las correspondientes a las variables estadounidenses pueden solicitarse a los autores.

3.3.1. Variables adicionales

La Figura B.2 del Apéndice B muestra las respuestas de las variables adicionales que se han añadido al modelo de referencia, una por una. En particular, se incluyen las expectativas de inflación para los próximos 12 meses y cuatro años en México.[35] Se observa que los dos choques identificados por restricciones de signo también tienen efectos opuestos sobre estas variables. En particular, un choque de política monetaria genera una disminución instantánea de la tasa de inflación esperada para los 12 meses siguientes y un efecto negativo rezagado sobre las expectativas de inflación para los 4 años siguientes. A su vez, un choque de información del banco central va seguido de un aumento de ambas tasas. Sin embargo, los efectos de este choque sobre la tasa de inflación esperada para los próximos 12 meses parecen ser más persistentes que aquellos sobre las expectativas de inflación para los próximos 4 años. Por último, las respuestas de estas variables a un choque de política monetaria sin identificar el choque de información del banco central indican que ambas tasas aumentan significativamente después del choque. En línea con los resultados de referencia, esto se debe a la presencia de choques de información del banco central, que parecen tener mayores efectos sobre ambas variables.

3.3.2. Sorpresas de la política monetaria alternativa

En estos ejercicios se sustituye la medida de referencia de la sorpresa de la tasa de interés por medidas alternativas utilizadas en la literatura. En particular, se emplea el cambio en el futuro de los fondos federales a tres meses como en Jarocinski y Karadi (2020). Esta medida combina las sorpresas sobre la fijación de las tasas reales y de la guía futura a corto plazo, por lo que constituye una medida amplia de la postura general de política monetaria

[35] Los datos se obtienen de la encuesta de analistas publicada por Banco de México. Capistran et al. (2010) encuentran que los pronósticos de inflación tomados de la encuesta del Banco de México superan a los pronósticos de referencias tradicionales como los modelos de series de tiempo univariados y multivariados.

(Jarocinski y Karadi, 2020). Además, también se utiliza el factor objetivo de Gurkaynak et al. (2005). En concreto, se trata del componente principal de las sorpresas en los futuros de los fondos federales y eurodólares a un año o menos de vencimiento dentro de una ventana de 30 minutos en torno al anuncio del FOMC.[36] La ventaja de esta medida es que es un indicador más amplio de la guía futura de la inflación (Jarocinski y Karadi, 2020).

Los resultados de estos ejercicios se reportan respectivamente en las Figuras B.3 y B.4 del Apéndice B. En general, el uso de sorpresas de política monetaria alternativas cambia muy poco las funciones de impulso respuesta al choque de política monetaria depurado y al choque de información del banco central. Además, se encontró que la HFI convencional mezcla los choques de política monetaria con los de información del banco central como en la especificación de referencia de este trabajo. Utilizando el cambio en el futuro de los fondos federales a tres meses y el factor objetivo de Gurkaynak et al. (2005), se puede ver que las respuestas de la producción, el nivel de precios, el tipo de cambio, el riesgo país y los precios de las acciones son amortiguados porque los choques de información del banco central, que tienen efectos opuestos a los de política monetaria, atenúan las respuestas estimadas de estas variables a un choque de política monetaria. En consonancia con los resultados anteriores, un sesgo adicional en la HFI convencional es que las respuestas de las tasas el interés son más persistentes.

3.3.3. Especificación alternativa con rezagos adicionales

Con el propósito de llevar a cabo pruebas de robustez, también se estimó el modelo utilizando dos y tres rezagos. Los resultados se presentan en las Figuras B.5 y B.6 del Apéndice B. Aunque las impulso respuestas estimadas muestran cierta pérdida de significancia debido al mayor número de parámetros estimados, los resultados cualitativos coinciden en general con la especificación de referencia. En concreto, indican que los choques de información positivos parecen mejorar las condiciones financieras. Además, los rendimientos de la deu-

[36] En particular, el factor objetivo se construye utilizando los siguientes cinco indicadores: los futuros de los fondos federales del mes en curso, los futuros de la tasa de interés de la Fed a tres meses los futuros de eurodólares en horizontes de dos, tres y cuatro trimestres.

da pública a tres meses y a diez años tienden a aumentar tras este choque. Los choques de información también afectan positivamente a la actividad económica y al nivel de precios en México. Por el contrario, los choques de política monetaria restrictiva en Estados Unidos endurecen las condiciones financieras, contraen la actividad real y reducen los precios en México. Por último, si no se tiene en cuenta la presencia de choques de información de los bancos centrales, las mediciones de la transmisión internacional de la política monetaria pueden estar sesgadas.

3.3.4. Indicador alternativo de riesgo país

Por último, el modelo se estima utilizando un indicador alternativo de riesgo país en lugar de los CDS. En concreto, se considera el diferencial EMBI+ de México obtenido de Bloomberg, que refleja la diferencia entre los rendimientos de los bonos soberanos emitidos por el gobierno local y los bonos emitidos por gobiernos del mundo industrializado con idéntica denominación monetaria y vencimiento. En concreto, el índice EMBI+ incluye bonos Brady denominados en dólares estadounidenses y en otras divisas, eurobonos y préstamos negociados emitidos por entidades soberanas. Los resultados de este ejercicio se recogen en la Figura B.7 del Apéndice B, coinciden con los resultados de referencia.

4. Conclusión

Los anuncios de los bancos centrales revelan simultáneamente información no sólo sobre la política monetaria, sino también sobre la valoración que hace el banco central de las perspectivas económicas. Este trabajo estudia los efectos de las sorpresas de los anuncios del FOMC sobre las condiciones macroeconómicas y financieras en México. El análisis se lleva a cabo mediante la estimación de funciones de impulso respuesta utilizando un modelo VAR bayesiano. Este modelo nos permite combinar dos enfoques para la identificación de choques, a saber, la HFI y las restricciones de signo. En particular, los choques convencionales de política monetaria se separan de los choques concurrentes de información del banco central con base en la alta frecuencia de los comovimientos de las tasas de interés y los pre-

cios accionarios, obteniéndose después las respuestas dinámicas de las variables financieras y macroeconómicas a estos choques.

Los principales resultados indican que los choques de información del banco central estadounidense conducen a una mejora de las condiciones financieras y a un aumento de las tasas de interés en México al cabo de unos meses. En concreto, estos choques van seguidos de una disminución de la prima de riesgo soberano, una apreciación del tipo de cambio peso mexicano/dólar estadounidense y una caída de su volatilidad, así como un alza del índice bursátil. Además, se observa que los rendimientos de la deuda pública a tres meses y a diez años tienden a aumentar unos meses después del choque. Los choques de información del banco central también parecen tener un efecto positivo persistente sobre la actividad. Estos efectos pueden dar lugar a presiones de demanda que podrían superar los impactos de la apreciación del tipo de cambio sobre los precios. A su vez, estas presiones de demanda pueden ayudar a explicar el comportamiento de las tasas de interés. Aunque el análisis presente no profundiza en los canales individuales del mecanismo de transmisión, se conjetura que tanto el canal comercial como el financiero probablemente desempeñan papeles cruciales en la transmisión de estos choques a la economía mexicana. Específicamente, en respuesta a las buenas noticias inesperadas en las perspectivas económicas de Estados Unidos, se plantea la hipótesis de que las decisiones del sector privado en ambos países pueden influir positivamente en la demanda agregada en México a través de diferentes canales, como la cuenta corriente, la inversión extranjera directa, el consumo interno y la inversión. A su vez, las respuestas de las tasas de interés nacionales parecen coincidir con el escenario en el que el banco central nacional adopta una política monetaria más restrictiva para contrarrestar los efectos indirectos derivados de una economía estadounidense más fuerte, lo que potencialmente podría generar presiones de demanda sobre la inflación.

A su vez, los resultados indican que distinguir entre choques de política monetaria convencional y choques de información del banco central puede ser importante para comprender mejor la transmisión internacional de la política monetaria estadounidense. De hecho, los efectos de ambos choques son considerablemente distintos y no tener en cuenta la presencia de información del banco central puede dar lugar a mediciones sesgadas de la transmisión

internacional de los choques de política monetaria. En concreto, una diferencia importante con respecto a la HFI convencional de la política monetaria estadounidense que no controla el contenido informativo de los anuncios, es que el choque de política monetaria depurado, conduce a un contracción de la actividad real y un menor nivel de precios, así como condiciones financieras más restrictivas en México caracterizadas por una mayor prima de riesgo soberano, una depreciación del tipo de cambio peso mexicano/dólar estadounidense, una mayor volatilidad de las divisas y un menor índice bursátil. En cambio, la HFI convencional de los choques de política monetaria conduce a los resultados opuestos. En línea con Mackowiak (2007), Iacoviello y Navarro (2019), y Carrillo et al. (2020), entre otros, la dinámica de la actividad económica se parece considerablemente a la de EE.UU. tras un choque de política monetaria depurado. Por último, también se observa que los rendimientos de la deuda pública a 10 años y a 3 meses tienden a aumentar tras un choque de política monetaria depurado, aunque en el caso de este último la respuesta es menor y algo atenuada. Dado el grado de integración financiera considerable entre ambos países, es de esperar que las tasas de interés nacionales se vean influidas en cierta medida por las de Estados Unidos.

Este estudio tiene implicaciones significativas desde la perspectiva de la política económica. Los resultados ponen de manifiesto la relevancia de la comunicación del banco central estadounidense para influir en los resultados macroeconómicos de México. Por lo tanto, las lecciones aprendidas a partir de la evidencia para esta economía podrían resultar valiosas para el diseño de la política económica en otros países, ya que sus variables nacionales pueden estar influidas por la política monetaria estadounidense debido al tamaño y la importancia de esa economía. Los resultados sugieren que los responsables de formular políticas deberían considerar la posibilidad de seguir de cerca las fluctuaciones de las tasas de interés y los mercados bursátiles estadounidenses en torno a los anuncios del FOMC para desentrañar el contenido informativo de tales anuncios y responder adecuadamente a los choques externos.

Investigaciones futuras podrían explorar los efectos de la guía futura derivados de los anuncios de política monetaria estadounidenses sobre la economía mexicana. Otro ámbito de investigación sería examinar un conjunto más amplio de variables financieras y macroeconómicas, como la cuenta corriente, la inversión extranjera directa, el consumo interno y

la inversión para determinar sus efectos.

Referencias

[1] Andrade, P., y Ferroni, F. (2021). Delphic and odyssean monetary policy shocks: Evidence from the euro area. *Journal of Monetary Economics* **117**, 816-832.

[2] Baek, I. M. (2006). Portfolio investment flows to Asia and Latin America: pull, push or market sentiment? *Journal of Asian Economics* **17**(2), 363-373.

[3] Banco de México (2022). Quarterly inflation report. April-June.

[4] Bauer, M. D., y Rudebusch, G. D. (2016). Monetary policy expectations at the zero lower bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, **48**(7), 1439-1465.

[5] Baumeister, C., y Hamilton, J. D. (2015). Sign restrictions, structural vector autoregressions, and useful prior information. *Econometrica* **83**(5), 1963-1999.

[6] Bernanke, B. S., y Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? *The Journal of Finance* **60**(3), 1221-1257.

[7] Blanchard, O. J., Faruqee, H., Das, M., Forbes, K. J., y Tesar, L. L. (2010). The initial impact of the crisis on emerging market countries. *Brookings Papers on Economic Activity* (1), 263-323.

[8] Breitenlechner, M., Gründler, D., y Scharler, J. (2021). Unconventional monetary policy announcements and information shocks in the US. *Journal of Macroeconomics* **67**, 1-22.

[9] Caceres, C., Carriere-Swallow, M. Y., Demir, I., y Gruss, B. (2016). *Unconventional monetary policy announcements and information shocks in the US*. International Monetary Fund.

[10] Caldara, D., y Herbst, E. (2019). Monetary policy, real activity, and credit spreads: Evidence from Bayesian proxy SVARs. *American Economic Journal: Macroeconomics* **11**(1), 157-92.

[11] Campbell, J. R., Evans, C. L., Fisher, J. D., Justiniano, A., Calomiris, C. W., y Woodford, M. (2012). Macroeconomic effects of federal reserve forward guidance. *Brookings Papers on Economic Activity* **42**(1), 1-80.

[12] Campbell, J. R., Fisher, J. D., Justiniano, A., y Melosi, L. (2017). Forward guidance and macroeconomic outcomes since the financial crisis. *NBER Macroeconomics Annual* **31**(1), 283-357.

[13] Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Applied Econometrics* **20**(2), 229-251.

[14] Carrillo, J. A., Elizondo, R., y Hernández-Román, L. G. (2020). Inquiry on the transmission of US aggregate shocks to Mexico: a SVAR approach. *Journal of International Money and Finance* **104**, 1-24.

[15] Cesa-Bianchi, A., y Sokol, A. (2022). Financial shocks, credit spreads, and the international credit channel. *Journal of International Economics* **135**, 1-18.

[16] Chiquiar, D., Noriega, A. E., y Ramos-Francia, M. (2010). A time-series approach to test a change in inflation persistence: the Mexican experience. *Applied Economics* **42**(24), 3067-3075.

[17] De Vita, G., y Kyaw, K.S. (2008). Determinants of capital flows to developing countries: a structural VAR analysis. *Journal of Economic Studies* **35**(4), 304-322.

[18] Dahlhaus, T., Hess, K., y Reza, A. (2018). International transmission channels of US quantitative easing: Evidence from Canada. *Journal of Money, Credit and Banking* **50**(2-3), 545-563.

[19] Dedola, L., Rivolta, G., y Stracca, L. (2017). If the Fed sneezes, who catches a cold? *Journal of International Economics* **108**, S23-S41.

[20] Favara, G., Gilchrist, S., Lewis, K. F., y Zakrajsek, E. (2016). Recession risk and the excess bond premium. (No. 2016-04-08). Board of Governors of the Federal Reserve System (US).

[21] Fink, F., y Schüler, Y. S. (2015). The transmission of US systemic financial stress: Evidence for emerging market economies. *Journal of International Money and Finance* **55**, 6-26.

[22] Forbes, K.J., y Warnock, F.E. (2012). Capital flow waves: surges, stops, flight, and retrenchment. *Journal of International Economics* **88**(2), 235–251.

[23] Gaytán, A., y González García, J. R. (2007). Cambios estructurales en el mecanismo de transmisión de la política monetaria en México: un enfoque VAR no lineal. *Monetaria* **30**(4), 367-404.

[24] Gertler, M., y Karadi, P. (2015). Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity. *American Economic Journal: Macroeconomics* **7**(1), 44-76.

[25] Gilchrist, S., y Zakrajšek, E. (2012). Credit spreads and business cycle fluctuations. *American Economic Review* **102**(4), 1692-1720.

[26] Georgiadis, G. (2016). Determinants of global spillovers from US monetary policy. *Journal of International Money and Finance* **67**, 41-61.

[27] Gürkaynak, R. S., Kara, A. H., Kısacıkoğlu, B., y Lee, S. S. (2021). Monetary policy surprises and exchange rate behavior. *Journal of International Economics* **130**, 1-24.

[28] Gürkaynak, R. S., Sack, B., y Swanson, E. T. (2005). Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements. *International Journal of Central Banking* **1**(1), 55-93.

[29] Gürkaynak, R. S., Sack, B., y Wright, J. H. (2010). The TIPS yield curve and inflation compensation. *American Economic Journal: Macroeconomics* **2**(1), 70-92.

[30] Hansen, S., y McMahon, M. (2016). Shocking language: Understanding the macroeconomic effects of central bank communication. *Journal of International Economics* **99**, S114-S133.

[31] Hanson, S. G., y Stein, J. C. (2015). Monetary policy and long-term real rates. *Journal of Financial Economics* **115**(3), 429-448.

[32] Hausman, J., y Wongswan, J. (2011). Global asset prices and FOMC announcements. *Journal of International Money and Finance* **30**(3), 547-571.

[33] Iacoviello, M., y Navarro, G. (2019). Foreign effects of higher US interest rates. *Journal of International Money and Finance* **95**, 232-250.

[34] Ilzetzki, E., y Jin, K. (2013). The puzzling change in the transmission of U.S. macroeconomic policy shocks. lSE Working Papers.

[35] Jarociński, M., y Karadi, P. (2020). Deconstructing monetary policy surprises—the role of information shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics* **12**(2), 1-43.

[36] Kadiyala, K. R., y Karlsson, S. (1997). Numerical methods for estimation and inference in Bayesian VAR-models. *Journal of Applied Econometrics* **12**(2), 99-132.

[37] Kamin, S. B., y Von Kleist, K. (1999). The evolution and determinants of emerging markets credit spreads in the 1990s. BIS Papers, **68**.

[38] Kerssenfischer, M. (2022). Information effects of euro area monetary policy. *Economics Letters* **216**, 1-5.

[39] Kim, D. H., y Singleton, K. J. (2012). Term structure models and the zero bound: an empirical investigation of Japanese yields. *Journal of Econometrics*, **170**(1), 32-49.

[40] Krippner, L. (2013). Measuring the stance of monetary policy in zero lower bound environments. *Economics Letters*, **118**(1), 135-138.

[41] Kuttner, K. N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics* **47**(3), 523-544.

[42] Lakdawala, A., y Schaffer, M. (2019). Federal reserve private information and the stock market. *Journal of Banking & Finance* **106**(3), 34-49.

[43] Litterman, R.B., 1979. Techniques of forecasting using vector autoregressions. Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Paper 115.

[44] Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics* **4**(1), 25-38.

[45] Lucca, D. O., y Moench, E. (2015). The pre-FOMC announcement drift. *The Journal of Finance* **70**(1), 329-371.

[46] Maćkowiak, B. (2007). External shocks, US monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics* **54**(8), 2512-2520.

[47] Melosi, L. (2017). Signalling effects of monetary policy. *The Review of Economic Studies* **84**(2), 853-884.

[48] 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), 1212-47.

[49] Miranda-Agrippino, S., y Rey, H. (2020). US monetary policy and the global financial cycle. *The Review of Economic Studies* **87**(6), 2754-2776.

[50] Miranda-Agrippino y Ricco, G. (2023). Identification with external instruments in structural VARs. *Journal of Monetary Economics* **135**, 1-19.

[51] 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.

[52] Paul, P. (2020). The time-varying effect of monetary policy on asset prices. *Review of Economics and Statistics* **102**(4), 690-704.

[53] Ramey, V. A. (2016). Macroeconomic shocks and their propagation. *Handbook of Macroeconomics* **2**, 71-162.

[54] Rubio-Ramirez, J. F., Waggoner, D. F., y Zha, T. (2010). Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference. *The Review of Economic Studies* **77**(2), 665-696.

[55] Stock, J. H., y Watson, M. W. (2012). Disentangling the channels of the 2007–2009 recession. *Brookings Papers on Economic Activity* **42**(1), 81-135.

[56] Swanson, E. T., y Williams, J. C. (2014). Measuring the effect of the zero lower bound on medium-and longer-term interest rates. *American Economic Review* **104**(10), 3154-3185.

[57] Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics* **52**(2), 381-419.

[58] Uribe, M., y Yue, V. Z. (2006). Country spreads and emerging countries: Who drives whom? *Journal of International Economics* **69**(1), 6-36.

[59] Vicondoa, A. (2019). Monetary news in the United States and business cycles in emerging economies. *Journal of International Economics* **117**, 79-90.

[60] Wu, J. C., y Xia, F. D. (2016). Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound. *Journal of Money, Credit and Banking* **48**(2-3), 253-291.

A. Apéndice: Estimación bayesiana

La forma reducida de representación del modelo VAR es la siguiente:

$$\begin{pmatrix} \boldsymbol{M} & \widetilde{\boldsymbol{Y}} \end{pmatrix} = \boldsymbol{X} \begin{pmatrix} \boldsymbol{0} & \boldsymbol{B} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \boldsymbol{U}^{M} & \boldsymbol{U}^{\widetilde{Y}} \end{pmatrix} \tag{1}$$

or

$$\begin{pmatrix} \boldsymbol{m}_t \\ \boldsymbol{y}_t^* \\ \boldsymbol{y}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \boldsymbol{c}_{y^*} \\ \boldsymbol{c}_y \end{pmatrix} + \sum_{p=1}^{P} \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ B_{y^*m}^p & B_{y^*y^*}^p & 0 \\ B_{ym}^p & B_{yy^*}^p & B_{yy}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{m}_{t-p} \\ \boldsymbol{y}_{t-p}^* \\ \boldsymbol{y}_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \boldsymbol{u}_t^m \\ \boldsymbol{u}_t^{y^*} \\ \boldsymbol{u}_t^y \end{pmatrix} \tag{2}$$

donde $\boldsymbol{M}$ representa un vector de sorpresas de alta frecuencia, denotado por $\boldsymbol{m}_t$, $\widetilde{\boldsymbol{Y}}$ es un vector de variables mensuales, $\boldsymbol{y}_t^*$ y $\boldsymbol{y}_t$, $\boldsymbol{X}$ es una matriz que incluye las variables del lado derecho, $\boldsymbol{B}$ es una matriz que contiene la matriz de coeficientes en el rezago p, $\boldsymbol{B}^p$, y un vector de constantes $\boldsymbol{c}$. A su vez, $\boldsymbol{U}^M$ y $\boldsymbol{U}^{\widetilde{Y}}$ son vectores de residuos de ruido blanco que siguen la distribución normal $N(0, \boldsymbol{\Sigma})$. En particular, $\boldsymbol{m}_t$ es un vector de N_m sorpresas de instrumentos financieros estadounidenses, $\boldsymbol{y}_t^*$ es un vector de N_{y^*} variables estadounidenses, y $\boldsymbol{y}_t$ es un vector de N_y variables nacionales (mexicanas). Se considera que las sorpresas de alta frecuencia son exógenas con respecto a las variables mensuales en Eq. (2). Por lo tanto, se establecen la coeficientes correspondientes de m_t en las matrices de coeficientes y en el vector de constantes a cero como en Jarociński y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021). Con base en Fink y Schüler (2015) y Carrillo et al. (2020), se da por sentado que $\boldsymbol{y}_t^*$ es exógeno en bloque con respecto a las variables nacionales. En otras palabras, que la dinámica de $\boldsymbol{y}_t$ no afecta a cualquiera de los valores en $\boldsymbol{y}_t^*$.

Se estimó el modelo utilizando un enfoque bayesiano, como es habitual en la literatura sobre restricciones de signo. En particular, se sigue la literatura sobre modelos VAR bayesianos y se utiliza el prior de Minnesota de Litterman (1979), que es una distribución normal independiente invertida Wishart, $p(\boldsymbol{B}, \boldsymbol{\Sigma}) = p(\boldsymbol{B})p(\boldsymbol{\Sigma})$, como:

$$p(\boldsymbol{\Sigma} \mid \underline{\boldsymbol{S}}, \underline{\boldsymbol{v}}) = IW(\underline{\boldsymbol{S}}, \underline{\boldsymbol{v}}) \tag{3}$$

donde IW denota la distribución de Wishart invertida. Al igual que en Jarociński y Karadi (2020), el coeficiente del primer rezago propio de cada variable en la matriz $\underline{\boldsymbol{B}}$ se fija en 1, y las entradas restantes son cero, lo que refleja el supuesto previo de que estas variables siguen una distribución aleatoria. [37] A su vez, $\underline{\boldsymbol{Q}}$ es una matriz diagonal, tal que la desviación estándar del rezago p de la variable j en la ecuación i es $\lambda_1^{-1}\sigma_i/\sigma_j p^{-\lambda_2}$. De acuerdo con Litterman (1986), fijamos $\lambda_1 = 5$, $\lambda_2 = 1$. σ_i (σ_j) representa el error estándar en la autoregresión de orden P de la variable i (j). Al igual que en Kadiyala y Karlsson (1997), se fija $\underline{v} = N+2$, que es el valor mínimo que garantiza la existencia de la media a priori de Σ. Por último, $\underline{\boldsymbol{S}}$ es una matriz diagonal con σ_i^2, $i = 1,...,N_m + N_{y^*} + N_y$ en la diagonal principal. Se incluye un rezago en la especificación de referencia, como es habitual en los estudios que analizan la transmisión internacional de la política monetaria estadounidense.

Se utilizó un muestreador de Gibbs para calcular las probabilidades a posteriori. En concreto, este algoritmo consiste en extraer $\boldsymbol{\Sigma}$ y $\boldsymbol{B}$ a partir de sus condicionales a posteriori $p(\boldsymbol{\Sigma} \mid \widetilde{\boldsymbol{Y}}, \boldsymbol{B})$ y $p(vec\boldsymbol{B} \mid \widetilde{\boldsymbol{Y}}, \boldsymbol{\Sigma})$, respectivamente, hasta que el muestreador converge. Los condicionales a posteriori de estos parámetros son convencionales.[38] En concreto, la condicional a posteriori condicional de $\boldsymbol{\Sigma}$ es la siguiente:

$$p(\boldsymbol{\Sigma} \mid \widetilde{\boldsymbol{Y}}, \boldsymbol{M}, \boldsymbol{B}) = IW(\overline{\boldsymbol{S}}, \overline{v}) \tag{4}$$

donde

$$\overline{\boldsymbol{S}} = \left(\begin{pmatrix}\boldsymbol{M} & \widetilde{\boldsymbol{Y}}\end{pmatrix} - \boldsymbol{X}\begin{pmatrix}\boldsymbol{0} & \boldsymbol{B}\end{pmatrix}\right)' \left(\begin{pmatrix}\boldsymbol{M} & \widetilde{\boldsymbol{Y}}\end{pmatrix} - X\begin{pmatrix}\boldsymbol{0} & \boldsymbol{B}\end{pmatrix}\right) + \underline{\boldsymbol{S}} \tag{5}$$

$$\overline{v} = T + \underline{v} \tag{6}$$

A su vez, la distribución condicional de $\boldsymbol{B}$ está dada por:

$$p(vec\boldsymbol{B} \mid \widetilde{\boldsymbol{Y}}, \boldsymbol{M}, \boldsymbol{\Sigma}) = N(\overline{\boldsymbol{B}}, \overline{\boldsymbol{Q}}) \tag{7}$$

[37] Vale la pena mencionar que este supuesto no tiene ningún impacto en los resultados finales.
[38] Para más detalles sobre la derivación de los condicionales a posteriori véase Jarociński y Karadi (2020).

donde

$$\overline{\boldsymbol{Q}} = (\underline{\boldsymbol{Q}}^{-1} + \boldsymbol{\Sigma}^{-1}_{\widetilde{Y}\widetilde{Y},1} \otimes \boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1} \tag{8}$$

$$vec\overline{\boldsymbol{B}} = \overline{\boldsymbol{Q}}(\underline{\boldsymbol{Q}}^{-1} vec\underline{\boldsymbol{B}} + (\boldsymbol{\Sigma}^{-1}_{\widetilde{Y}\widetilde{Y},1} \otimes \boldsymbol{X}')vec(\widetilde{\boldsymbol{Y}} + \boldsymbol{M}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}_{MM}\boldsymbol{\Sigma}_{M\widetilde{Y}})) \tag{9}$$

and

$$\boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Sigma}_{MM} & \boldsymbol{\Sigma}_{MY} \\ \boldsymbol{\Sigma}_{\widetilde{Y}M} & \boldsymbol{\Sigma}_{\widetilde{Y}\widetilde{Y}} \end{pmatrix} \tag{10}$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_{YY,1} = \boldsymbol{\Sigma}_{\widetilde{Y}\widetilde{Y}} - \boldsymbol{\Sigma}_{\widetilde{Y}M}\boldsymbol{\Sigma}^{-1}_{MM}\boldsymbol{\Sigma}_{M\widetilde{Y}} \tag{11}$$

De acuerdo con Jarociński y Karadi (2020) y Breitenlechner et al. (2021) la estimación se implementa con 10,000 iteraciones del procedimiento de muestreo de Gibbs, de las cuales las 2,000 primeras se descartan como burn-in y, a partir de ahí, se guarda cada cuarta iteración.

B. Apéndice: Resultados complementarios

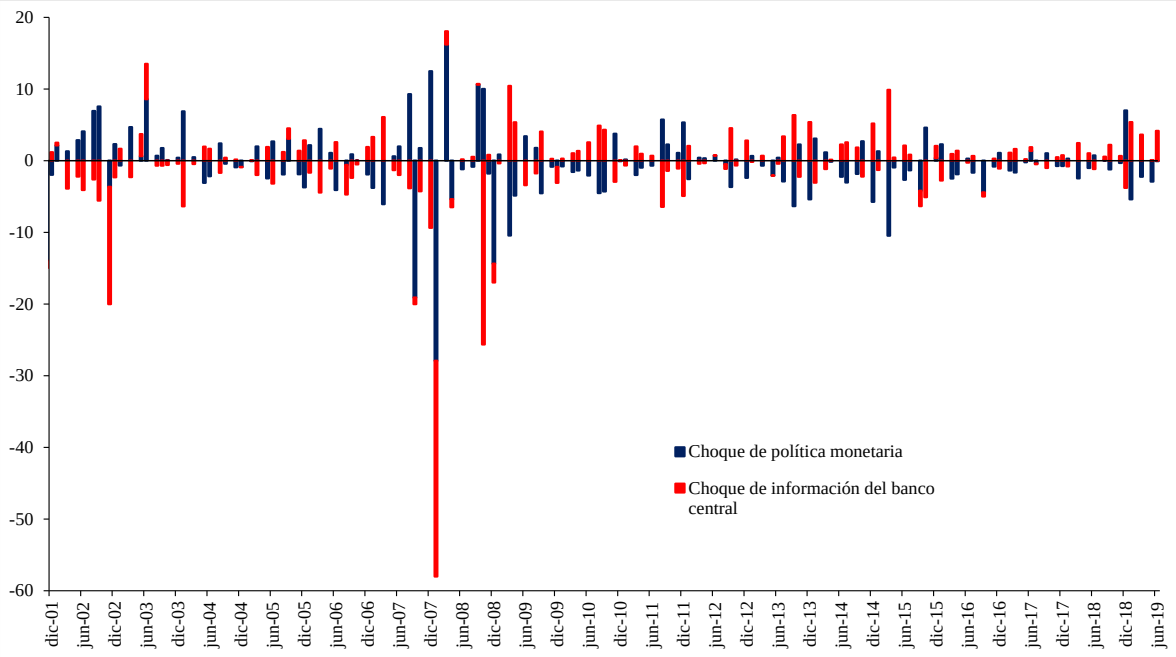


Figura B.1: Contribución de los choques a las sorpresas en los futuros de los fondos federales a un mes

Notas: Agregados a la frecuencia mensual. Los choques se escalan en términos de las sorpresas de los futuros de los fondos federales a un mes, en puntos base, y resumidas por sus medias a posteriori.

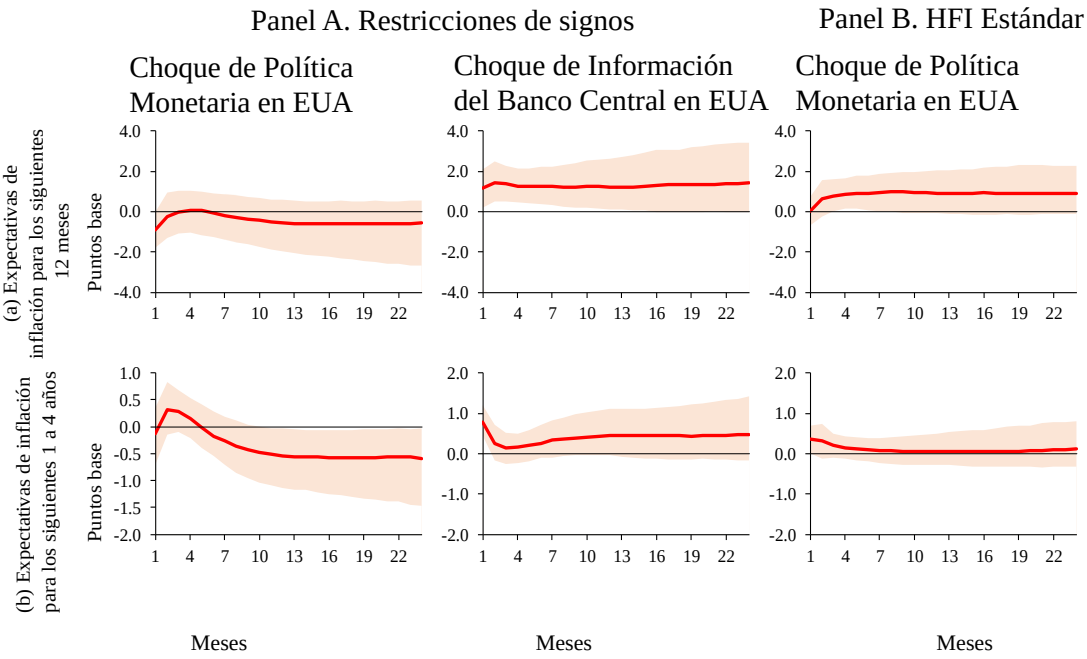


Figura B.2: Funciones de impulso respuesta de variables adicionales

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 24 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.

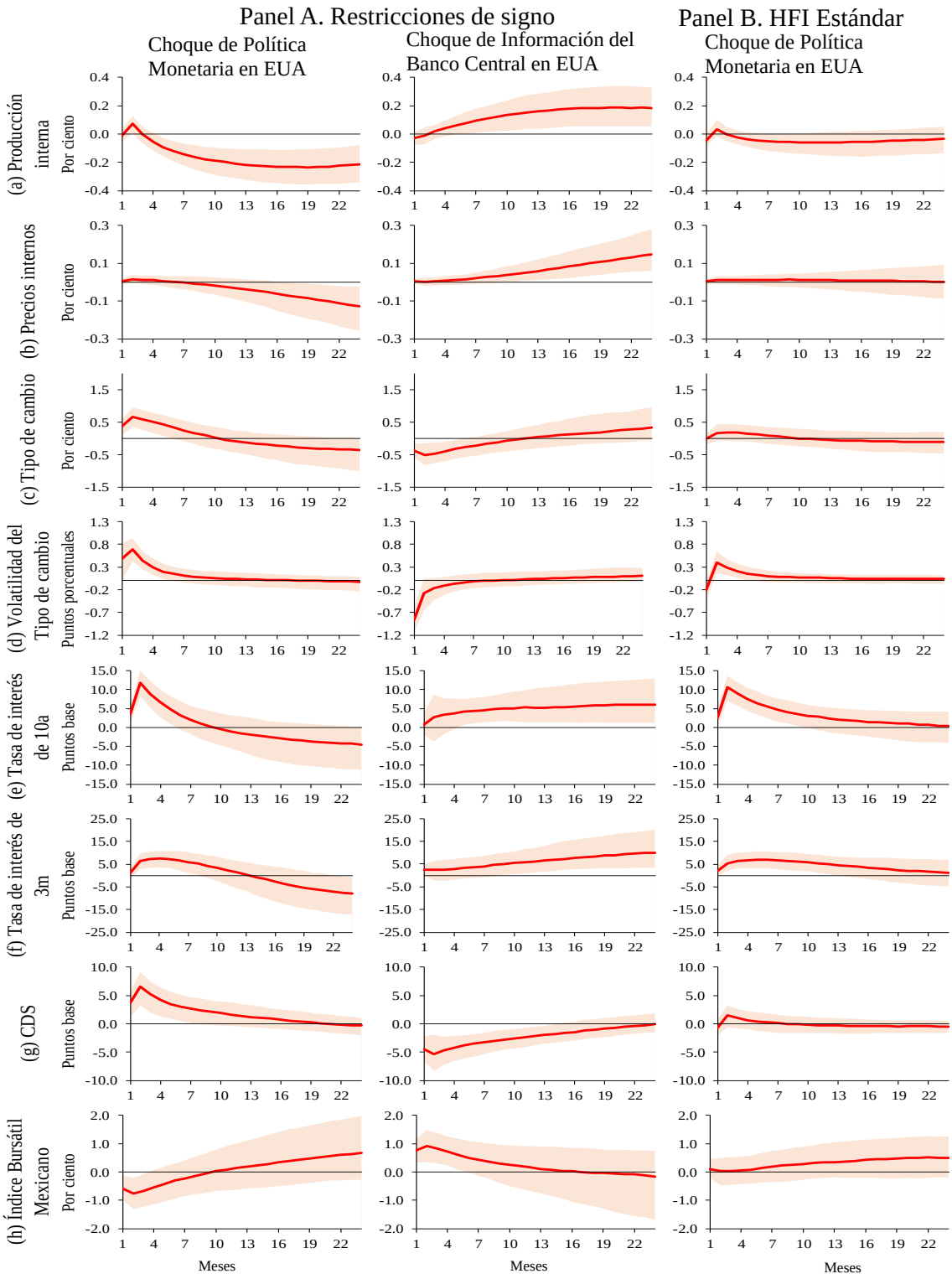


Figura B.3: Funciones de impulso respuesta usando el cambio en el futuro de los fondos federales a tres meses

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 24 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.

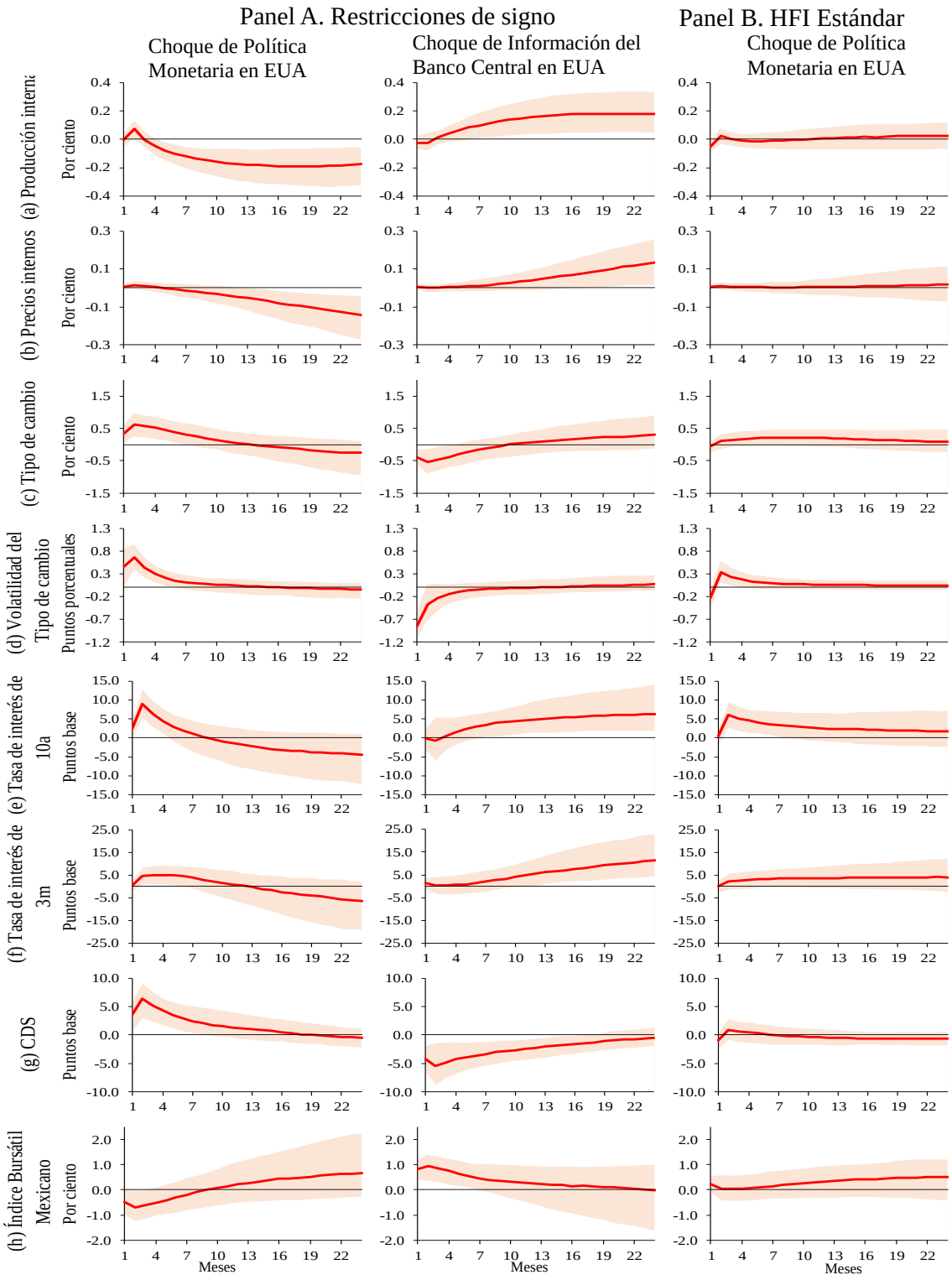


Figura B.4: Funciones de impulso respuesta utilizando el factor objetivo de Gurkaynak et al. (2005)

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 24 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.

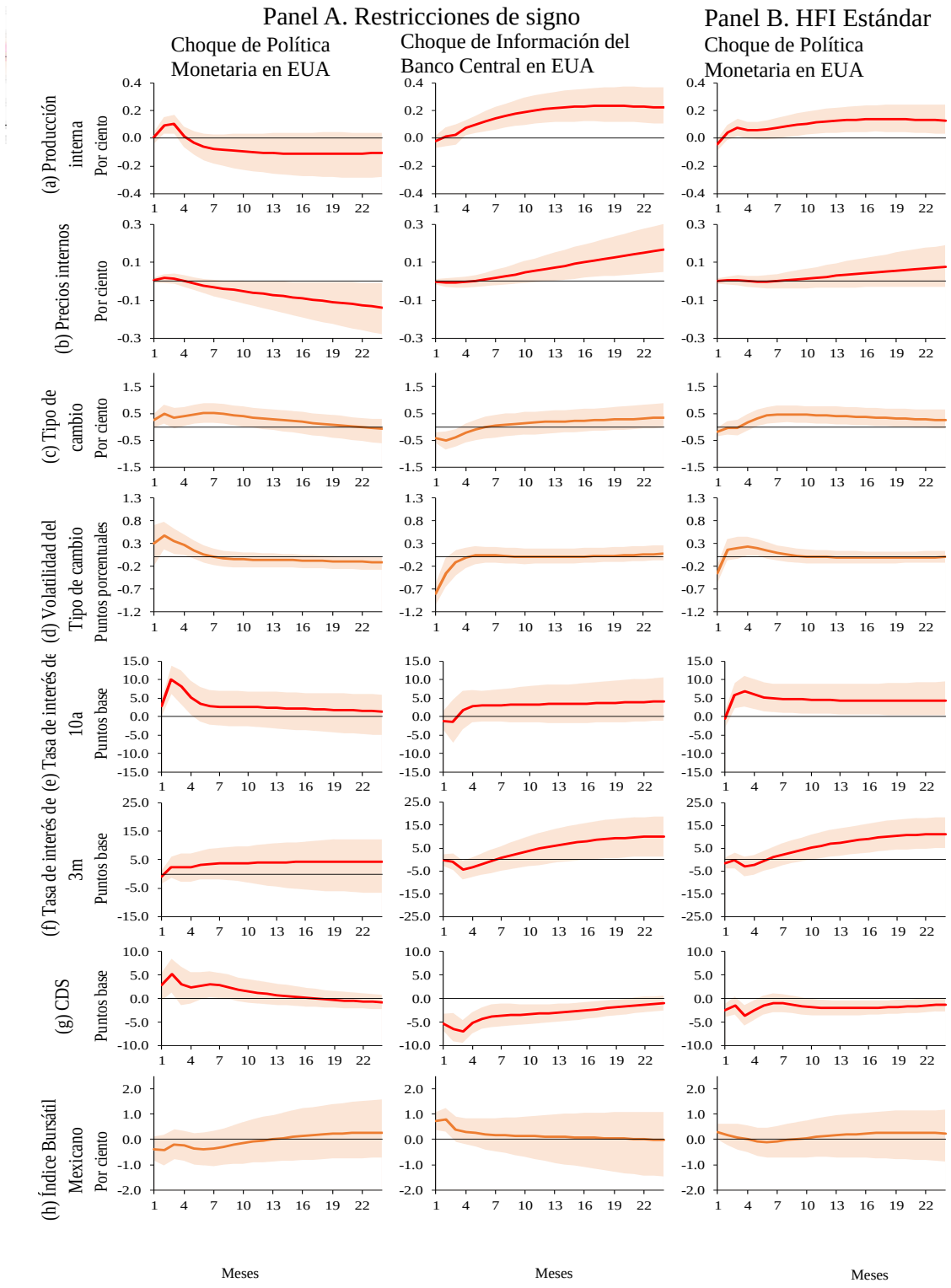


Figura B.5: Funciones de impulso respuesta: modelo VAR con 2 rezagos

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 24 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.

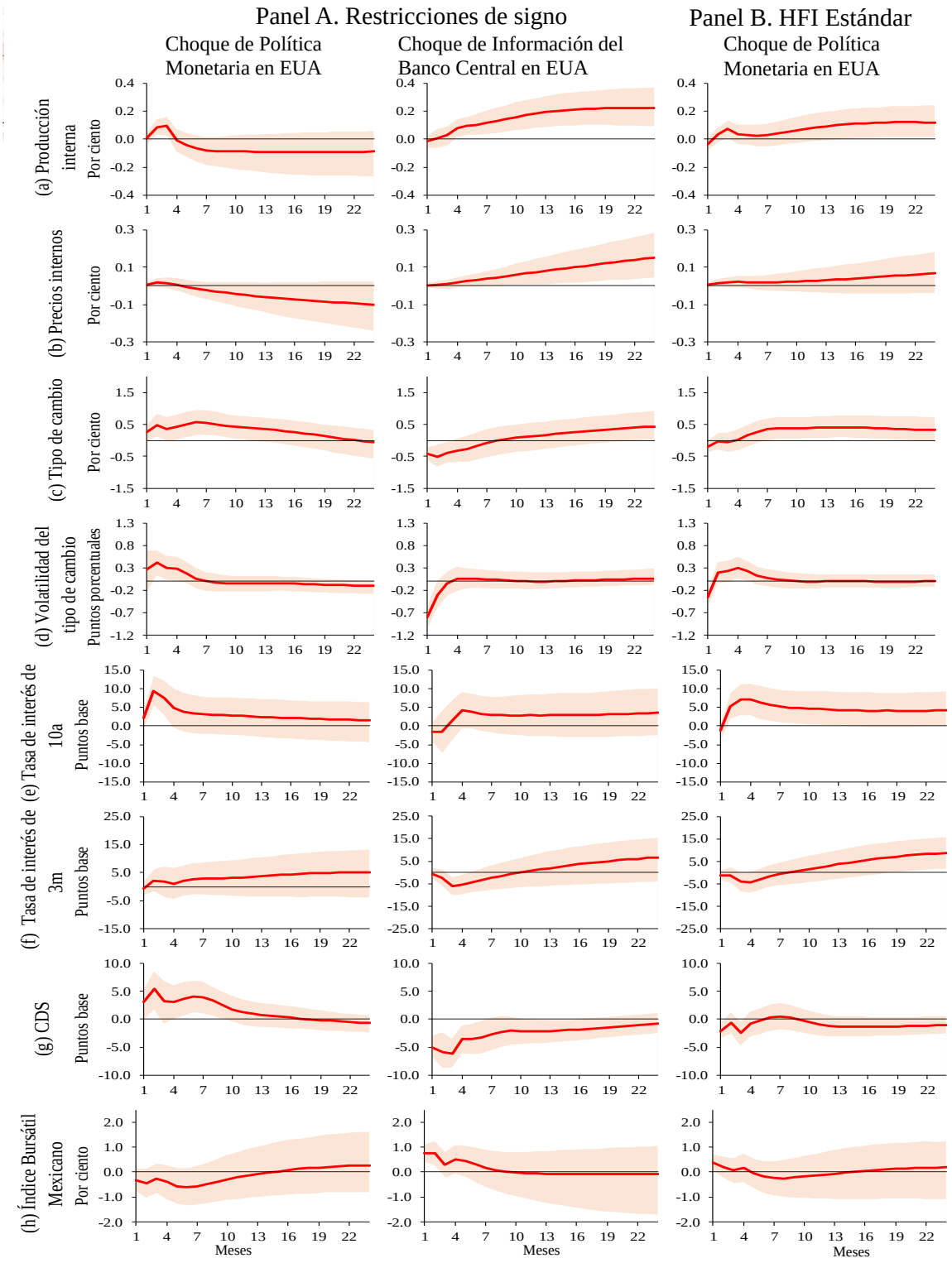


Figura B.6: Funciones de impulso respuesta: modelo VAR con 3 rezagos

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 24 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.

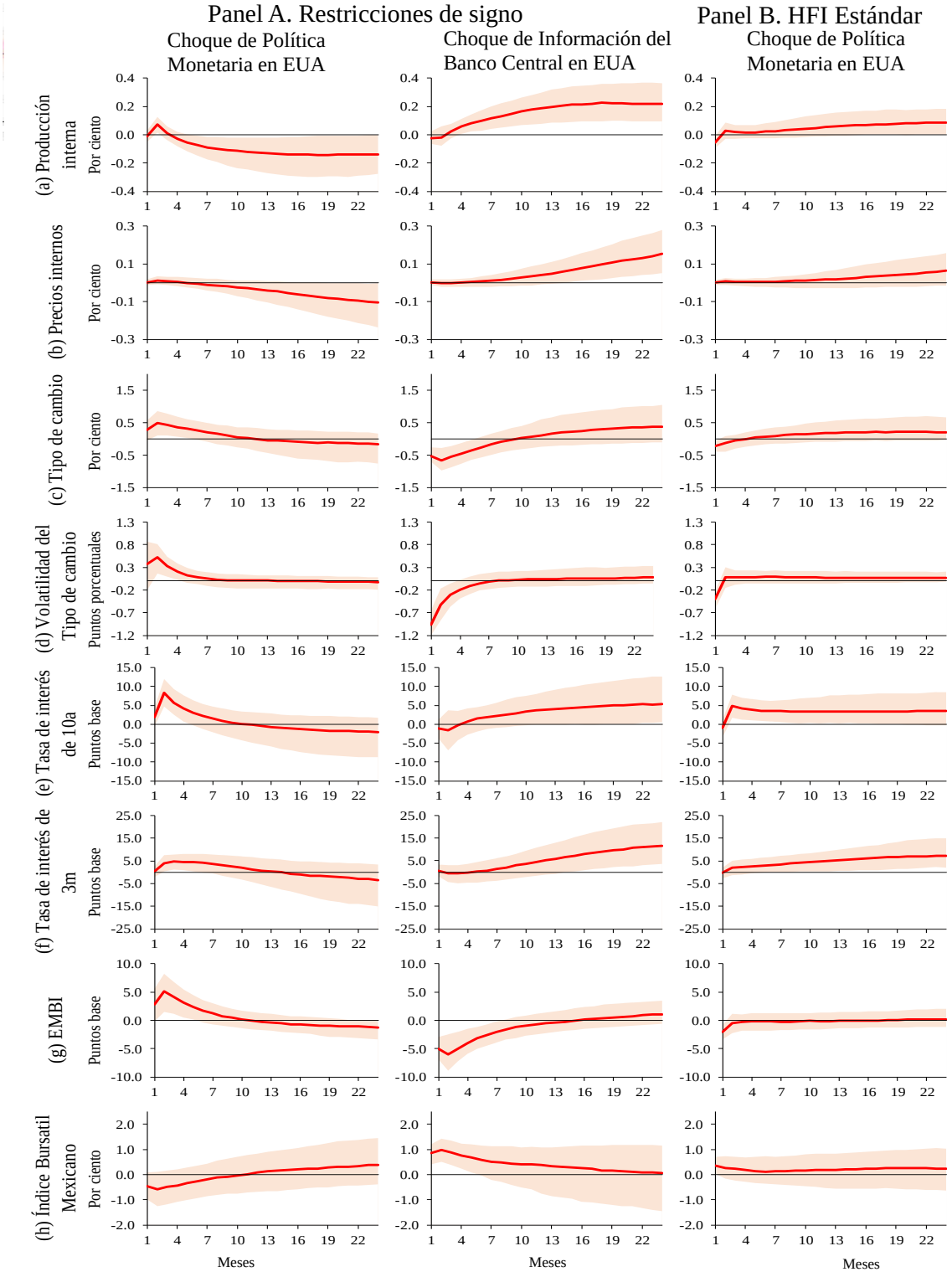


Figura B.7: Funciones de impulso respuesta utilizando el EMBI+

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 24 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.

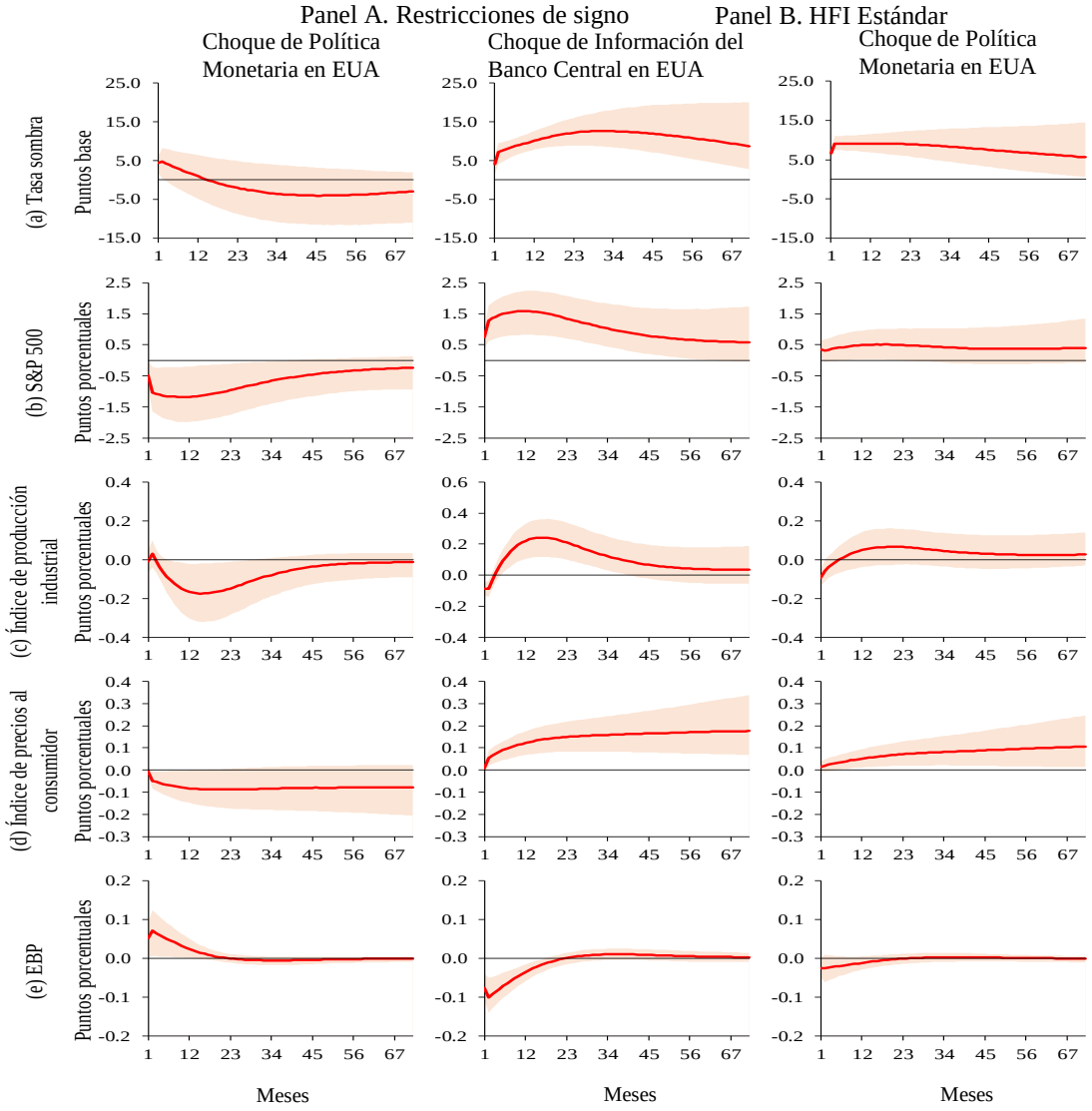


Figura B.8: Funciones de impulso respuesta de las variables de EE.UU. a los choques de política monetaria y de información del banco central en EE.UU. para un horizonte de 72 meses

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 72 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.

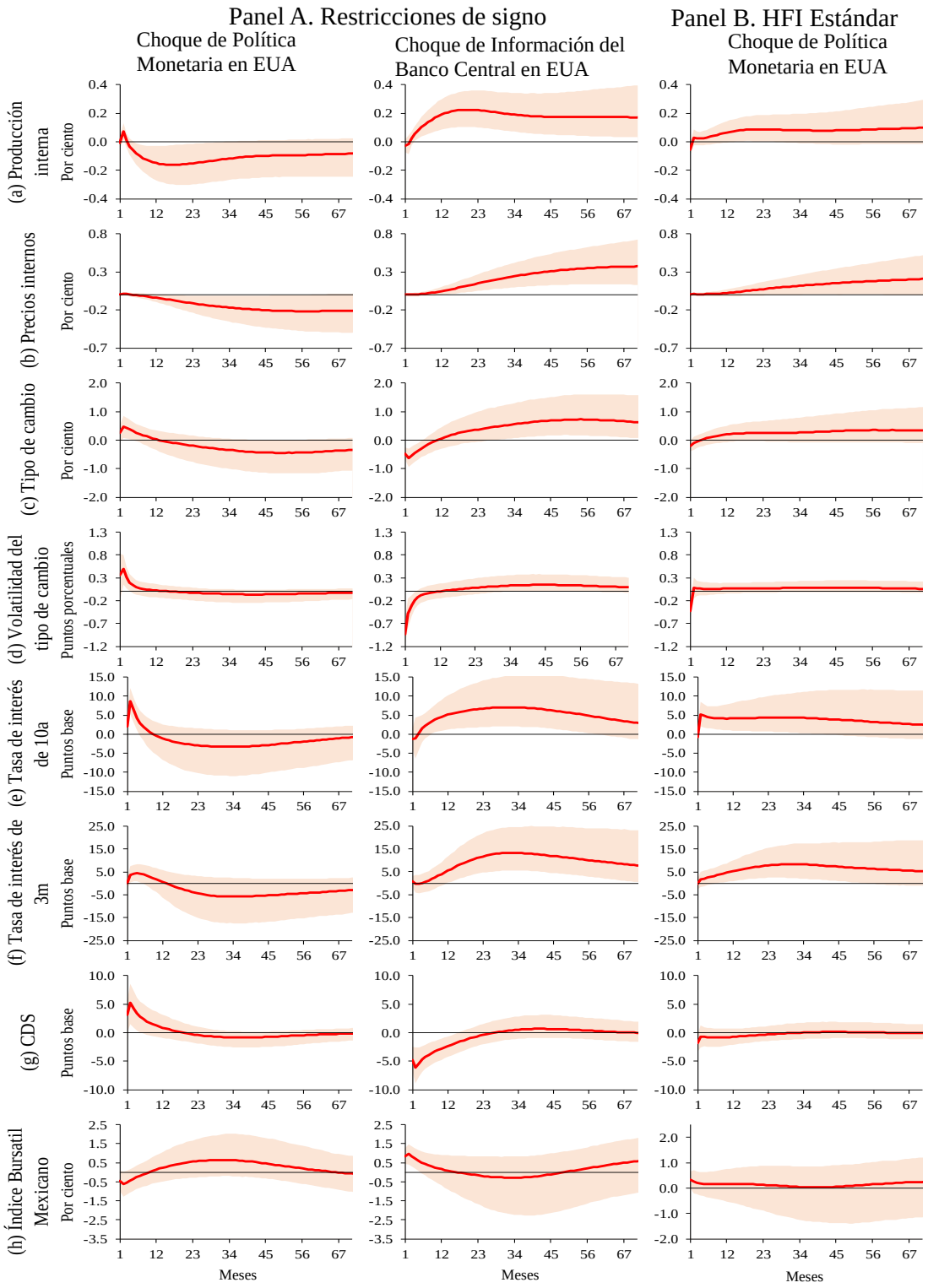


Figura B.9: Funciones de impulso respuesta de las variables de EE.UU. a los choques de política monetaria y de información del banco central en EE.UU. para un horizonte de 72 meses

Notas: Las respuestas se presentan para un horizonte de 72 meses con los intervalos de máxima densidad posterior (HPD) al 68 %.