

BORRADORES DE ECONOMÍA



Incertidumbre y potencia de la
política monetaria en Colombia

Por: Daniel Osorio-Rodríguez

Núm. 1350
Mayo 2026



Incertidumbre y potencia de la política monetaria en Colombia*

Daniel Osorio-Rodríguez

Subgerencia de Estudios Económicos

Banco de la República

Las opiniones aquí contenidas son exclusivamente mi responsabilidad y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva

Resumen

¿Qué efectos tiene la incertidumbre de política económica sobre la transmisión de las decisiones de política monetaria a la economía real? Este trabajo responde esta pregunta a través de una metodología de dos fases: primero, se recopilan diversas medidas de choques de política monetaria en Colombia, tanto de fuentes externas como de estimaciones a través de técnicas de vectores autorregresivos siguiendo a Bernanke and Blinder (1992) y Christiano et al. (1999) incluyendo en el sistema alguna medida de incertidumbre de política económica; segundo, se utiliza el método de proyecciones locales de Jordà (2005) para estudiar tanto la transmisión de los choques a la actividad económica como el efecto de varias medidas de incertidumbre sobre aquella transmisión. Los resultados indican una pérdida considerable de poder de la política monetaria para influenciar la demanda agregada bajo incertidumbre, lo cual es consistente con una amplia literatura teórica.

Palabras clave: Potencia de la política monetaria, choques monetarios, proyecciones locales, incertidumbre de política económica.

Códigos JEL: E52, E58.

*Agradezco la amable colaboración de Sara María Ramírez en lo referente a la comprensión del Índice de Incertidumbre sobre Política Económica de Fedesarrollo y sus componentes, de Wilmar Cabrera por su colaboración con los índices de volatilidad condicional de los títulos de deuda pública, y de José Vicente Romero y José David Pulido por su generosidad al haber compartido conmigo sus series preliminares de choques de política monetaria además de útiles reflexiones sobre la estimación de choques de política monetaria en una etapa temprana de este trabajo. Agradezco también los comentarios de Juan Esteban Carranza, Julián Parra y Andrea Ríos Serna, y de los asistentes al seminario de investigadores del Banco de la República, al seminario semanal de Fedesarrollo y al seminario de la Escuela de Finanzas, Economía y Gobierno de EAFIT.

Uncertainty and the Power of Monetary Policy in Colombia*

Daniel Osorio-Rodríguez

Economic Research Division

Banco de la República

The views expressed herein are my sole responsibility and do not necessarily represent those of the Banco de la República or its Board of Directors

Abstract

What are the effects of economic policy uncertainty on the transmission of monetary policy decisions to the real economy? To answer this question, this paper employs a two-step strategy: firstly, the paper compiles a wide set of monetary policy shocks, both from external sources and from internal VAR-based estimations following Bernanke and Blinder (1992) and Christiano et al. (1999) including measures of uncertainty within the system; secondly, the paper uses local projections (Jordà (2005)) to estimate impulse-response functions from monetary policy shocks to the real activity and to estimate the effect of uncertainty on those functions. The evidence is consistent with a considerable loss of power for monetary policy under uncertainty, which is consistent with an ample theoretical literature.

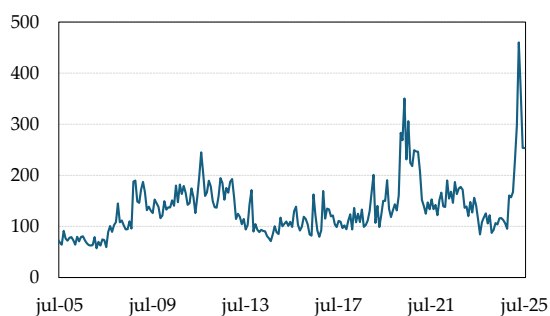
Keywords: Power of Monetary Policy, Monetary Policy Shocks, Local Projections, Economic Policy Uncertainty.

JEL Codes: E52, E58.

*I am grateful to Sara María Ramírez Arias for helping me understand the methodology behind Fedesarrollo's Índice de Incertidumbre sobre Política Económica, to Wilmar Cabrera for his help with calculating Colombian sovereign debt conditional volatilities, and to José Vicente Romero and José David Pulido for generously providing me with their own sets of monetary policy shocks and useful thoughts at an early stage of this work. For helpful comments, I am grateful to Juan Esteban Carranza, Julián Parra, Andrea Ríos Serna, and seminar participants at the Banco de la República, Fedesarrollo and EAFIT.

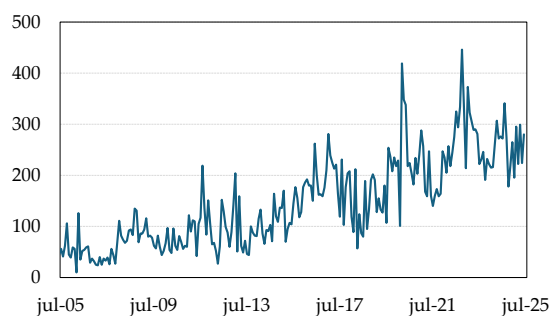
En tiempos recientes se ha afianzado en la discusión pública un interés sobre los posibles efectos de la incertidumbre de política económica en el entorno económico. Ello está relacionado con eventos locales y globales que han conducido a una mayor percepción de incertidumbre. El Gráfico 1 presenta, por ejemplo, el comportamiento del índice de incertidumbre de política económica de Estados Unidos calculado por policyuncertainty.com siguiendo la metodología de Baker et al. (2016): allí se evidencian aumentos en la percepción de incertidumbre alrededor de eventos como la crisis financiera global, la pandemia del Covid-19, y más recientemente la ruptura abrupta de la política comercial del gobierno. Por su parte, el Gráfico 2 presenta el índice de incertidumbre de política económica de Colombia calculado por Fedesarrollo (2024) usando una metodología similar: además de exhibir una tendencia creciente, la percepción de incertidumbre en Colombia también refleja eventos específicos como la desaceleración de 2016-17, la pandemia, o la volatilidad de los mercados financieros en octubre de 2022.

Gráfico 1: Índice de incertidumbre de política económica en EE.UU.



Fuente: policyuncertainty.com.

Gráfico 2: Índice de incertidumbre de política económica en Colombia



Fuente: Fedesarrollo.

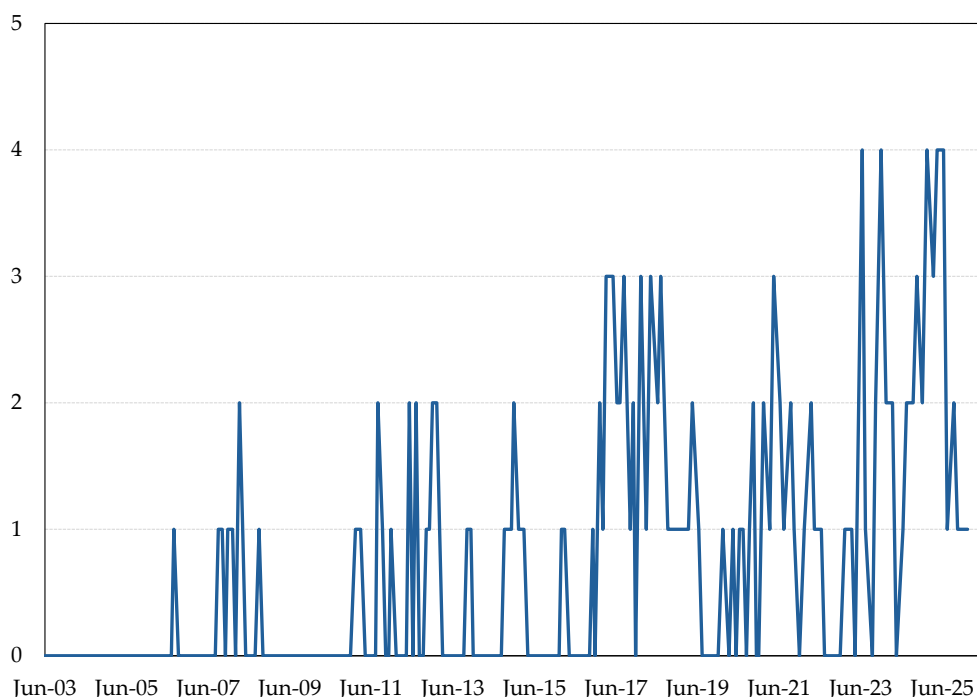
El interés por la incertidumbre se refleja también en las comunicaciones públicas de los hacedores de política. Para el caso de Colombia, el Gráfico 3 presenta el conteo simple de apariciones de la palabra “incertidumbre” en las minutas o comunicados publicados por la Junta Directiva del Banco de la República (JDBR) con posterioridad a las reuniones en las que se han tomado decisiones sobre tasa de interés de política. De acuerdo con el gráfico, las referencias a la incertidumbre hechas por la autoridad monetaria han venido haciéndose más recurrentes con el paso del tiempo, y en el pasado reciente fueron más frecuentes en promedio incluso que en el período de la pandemia global.

El interés de la autoridad monetaria por la incertidumbre puede estar justificado por múltiples razones: por una parte, una mayor incertidumbre podría llevar a la autoridad a reaccionar de un modo distinto a las condiciones económicas observadas (Brainard (1967)); por otra parte, la incertidumbre puede servir como una señal del estado futuro de la demanda agregada, especialmente teniendo en cuenta el vínculo que existe entre ella y variables relevantes como la inversión (Vásquez-Escobar et al. (2024); Fernandes and Rigato (2025)); finalmente,

la autoridad puede estar interesada en el efecto de la incertidumbre sobre la transmisión de sus decisiones hacia la economía real.

Este documento se enfoca en este último argumento, al preguntarse qué efectos tiene la incertidumbre de política económica sobre la transmisión de las decisiones de política monetaria a la economía real en Colombia. En específico, el documento se pregunta si una mayor incertidumbre de política económica, medida a través de los índices expuestos en los gráficos anteriores o mediante otras metodologías, tiene algún efecto sobre la potencia de la política monetaria, es decir, sobre su capacidad de influenciar la actividad económica agregada.

Gráfico 3: Menciones de “incertidumbre” en minutas o comunicados de la JDBR



Fuente: Banco de la República, cálculos propios.

Para responder a esta pregunta, el documento sigue una metodología de dos fases: primero, se recopilan diversas medidas de choques de política monetaria en Colombia, tanto de fuentes externas como de estimaciones a través de técnicas de vectores autorregresivos (VAR) siguiendo a Bernanke and Blinder (1992) y Christiano et al. (1999) incluyendo en el sistema alguna medida de incertidumbre de política económica. Los choques recopilados de fuentes externas corresponden a estimaciones para el caso colombiano empleando la metodología de Romer and Romer (2004) y a cálculos de la diferencia entre la tasa de política monetaria observada y esperada con información de alta frecuencia capturada en los mercados finan-

cieros. Segundo, se utiliza el método de proyecciones locales de Jordà (2005) para estimar funciones de impulso-respuesta de los choques de política monetaria recopilados hacia la actividad económica medida principalmente a través del Índice de Seguimiento a la Economía (ISE) del DANE. Estas estimaciones incluyen términos de interacción entre los choques de política monetaria y las medidas de incertidumbre de política económica, cuyos coeficientes capturan el efecto de esta última sobre la potencia de la política monetaria.

Los resultados se resumen de la siguiente manera: en primer lugar, la estimación de choques a través de VAR sugiere que la política monetaria no reacciona de forma sistemática a la incertidumbre de política económica. En segundo lugar, las funciones de impulso-respuesta base indican que, para un conjunto amplio de medidas de choques, la política monetaria exhibe un grado significativo de potencia con un rezago de entre 12 y 24 meses, entendido como un estimado negativo y estadísticamente significativo de la respuesta del ISE a un choque de política monetaria. En tercer lugar, al incluir la interacción entre la incertidumbre de política económica y los choques de política monetaria, los estimados del coeficiente respectivo son en general positivos y estadísticamente significativos, lo cual se interpreta como evidencia consistente con una menor potencia de la política monetaria bajo incertidumbre. Finalmente, no se encuentra que este último resultado sea asimétrico (esto es, que sea cuantitativamente diferente ante choques positivos o choques negativos de política monetaria) cuando se incluye la triple interacción entre las medidas de incertidumbre, los choques y el signo de la postura de política monetaria.

Al estudiar empíricamente por primera vez el efecto de la incertidumbre sobre la transmisión de la política monetaria, este trabajo y los resultados reportados contribuyen a dos corrientes de la literatura. La primera corriente estudia los efectos macroeconómicos de choques a la incertidumbre: desde el punto de vista teórico, Bloom (2009) desarrolla un modelo estructural para estudiar los efectos recesivos de choques al segundo momento de la distribución de perturbaciones del modelo; desde el punto de vista empírico, Ramey and Ramey (1995), Bloom et al. (2018) y Baker et al. (2016) utilizan respectivamente distancias a modelos de pronóstico, estimaciones de modelos estructurales y experimentos naturales para cuantificar los efectos negativos de la incertidumbre sobre el consumo y la inversión. La segunda corriente estudia los desafíos del diseño de política económica bajo incertidumbre: esta corriente puede a su vez subdividirse en dos grupos. El primer grupo estudia la solución al problema de política monetaria óptima bajo incertidumbre (por ejemplo, Brainard (1967) y Walsh (2003)), ofreciendo prescripciones diferentes si la incertidumbre es aditiva (por ejemplo, sobre la naturaleza de los choques) o multiplicativa (también llamada “incertidumbre de parámetros”) (Ferrero et al. (2019)). En este último caso, en específico, se prescribe una reacción más *cautelosa* de la política monetaria ante perturbaciones económicas. El segundo grupo estudia las decisiones de consumo de bienes durables e inversión bajo una óptica de “opciones reales” que se ven afectadas (pospuestas o anticipadas) por cambios en el grado de incertidumbre, haciendo menos efectiva la política de estabilización (Bernanke (1983); Bloom (2014); Hurst et al. (2000); Bertola et al. (2005)). De acuerdo con este grupo, los consumidores y las firmas pueden ser menos sensibles a estímulos de política en ambientes de alta incertidumbre que les incentivan a posponer sus decisiones de consumo durable e inversión, lo cual prescribe una reacción más *agresiva* de la política económica ante perturbaciones económicas. Estas ideas ofrecen un lente a través del cual se pueden interpretar los

resultados que se obtienen en este documento.

El remanente de este documento está organizado de la siguiente manera: la sección 1 describe la metodología empírica en dos fases, incluyendo una descripción de la información utilizada; la sección 2 presenta los resultados de las estimaciones para cada una de las dos fases del ejercicio; finalmente, la sección 3 presenta algunas reflexiones a manera de conclusión.

1 Metodología

Este trabajo sigue de cerca la metodología en dos pasos de Brandao-Marques et al. (2020) y Meneses-González (2022). El primer paso consiste en aislar variaciones exógenas (choques) en el instrumento de política relevante que, en este caso, es la tasa de interés nominal de política monetaria¹. De acuerdo con Ramey (2016), entre otros, este paso es necesario para calcular el efecto empírico de la política monetaria sobre cualquier agregado económico sin contaminar el cálculo con la reacción sistemática de la tasa de interés de política a aquellos agregados. Para esto, este trabajo recopila un conjunto de choques estimados de política monetaria con dos fuentes: por un lado, fuentes externas que han estimado los choques empleando la metodología de Romer and Romer (2004) o la diferencia entre tasas de interés observadas y esperadas por el mercado a través de encuestas o reveladas en el sistema de precios; por otro lado, estimaciones propias utilizando una metodología de vectores autorregresivos (VAR) con una estrategia simple de identificación de Cholesky.

El segundo paso utiliza estos choques, interpretados como variaciones puramente exógenas de la política monetaria, para estimar la respuesta dinámica de medidas de la actividad económica a ellos empleando el método de proyecciones locales de Jordà (2005)). Estas funciones de impulso-respuesta (IRF) estimadas capturan la potencia “base” de la política monetaria; esto es, su capacidad de afectar la economía real². Posterior a estimar esta potencia “base”, el documento procede a estimar el impacto que la incertidumbre de política económica tiene sobre la potencia mediante la inclusión de un término de interacción entre medidas de incertidumbre y los choques de política monetaria en la estimación de las IRF. Cuando los coeficientes de estos términos de interacción resulten estadísticamente significativos, se concluye que la potencia se ve afectada por la incertidumbre de política económica.

Finalmente, en este último caso, resulta de interés determinar si este impacto depende de la postura de política monetaria; es decir, de si los choques son positivos o negativos. Para dilucidar esto, se incluyen términos de triple interacción entre la incertidumbre de política económica, los choques y una variable *dummy* que captura el signo o la dirección del movimiento de la tasa de política. En la medida en que el coeficiente de esta triple interacción

¹La literatura no ofrece teorías satisfactorias sobre el significado conceptual de estos choques estimados. Su interpretación como simples innovaciones de una regla de política no permite entender con claridad el origen económico de estos choques. Tradicionalmente, se han interpretado como el resultado de cambios en las preferencias de la autoridad monetaria, por ejemplo, como resultado de cambios en la composición del comité que toma las decisiones sobre la tasa de política (Owyang and Ramey (2004)); o de errores de medición en la información que emplea la autoridad monetaria (Christiano et al. (1999)).

²El documento no se concentra en la naturaleza o características del mecanismo específico de transmisión que subyace a la potencia de la política monetaria.

resulte estadísticamente significativo, se concluye que el impacto de la incertidumbre sobre la potencia es asimétrico.

Antes de entrar en el detalle de las especificaciones a estimar y los coeficientes de interés, la siguiente subsección describe los datos empleados y sus fuentes.

1.1 Datos empleados

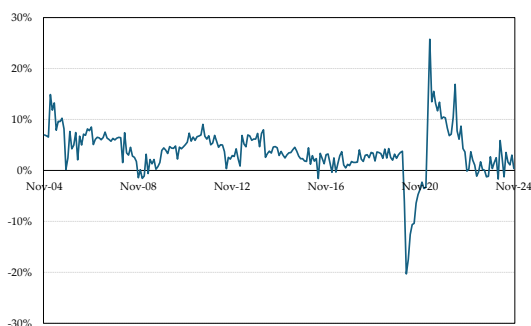
1.1.1 Actividad económica

Al tratar sobre la potencia de la política monetaria, la actividad económica real es el principal resultado macroeconómico que estudia este documento y se captura mediante las siguientes variables observadas:

- Índice de Seguimiento a la Economía (ISE), publicado por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE);
- Volumen de cartera de crédito de consumo, comercial y vivienda, publicado por la Superintendencia Financiera de Colombia (SFC).

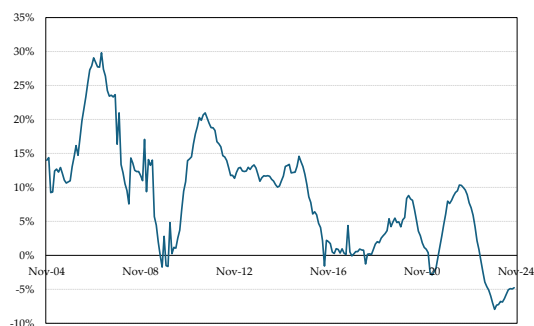
Ambas variables se recogen con frecuencia mensual para el período comprendido entre noviembre de 2003 y diciembre de 2024 y se incluyen en las regresiones en logaritmos, tasas de crecimiento (reales en el caso del volumen de cartera) y componentes cíclicos obtenidos mediante el filtro de Hodrick and Prescott (1997). Los Gráficos 4 y 5 presentan las tasas de crecimiento reales de estas variables en el horizonte de captura.

Gráfico 4: Crecimiento anual del ISE desestacionalizado



Fuente: DANE, cálculos propios.

Gráfico 5: Crecimiento real anual del volumen de crédito



Fuente: SFC, cálculos propios.

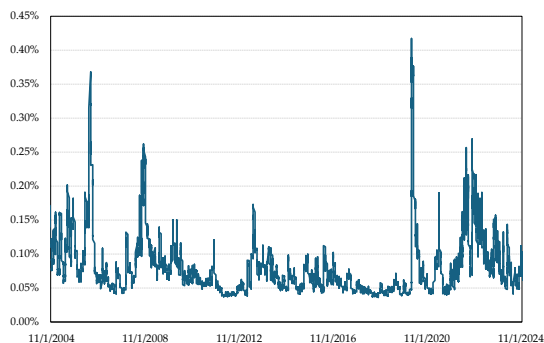
1.1.2 Incertidumbre

Los ejercicios presentados en este documento emplean tres medidas de incertidumbre de política económica:

- Índice de incertidumbre de política económica de Colombia (IPEC), calculado y publicado por Fedesarrollo y presentado en el Gráfico 2. Este índice replica la metodología de Baker et al. (2016) para el caso colombiano y se basa en la proporción normalizada de “*palabras relacionadas con la incertidumbre política o económica en noticias de un periódico nacional*” en el total de noticias publicadas (Fedesarrollo (2024)).
- Índice de incertidumbre de política económica de Estados Unidos (EPU), calculado y publicado por policyuncertainty.com siguiendo la metodología de Baker et al. (2016) para el caso de Estados Unidos y presentado en el Gráfico 1.
- Volatilidad condicional de los títulos de deuda pública del gobierno colombiano a tasa fija con un plazo de diez años (V10). Esta volatilidad es estimada por el Departamento de Operaciones y Análisis de Mercados del Banco de la República, y el documento la emplea para capturar la incertidumbre proveniente principalmente del frente fiscal (a diferencia de los indicadores anteriores, que capturan múltiples fuentes de incertidumbre de manera simultánea). El Gráfico 6 presenta el comportamiento de la serie de volatilidad condicional con frecuencia diaria. En el gráfico se evidencian, similar al caso del IPEC, los efectos de la pandemia y de la volatilidad en los mercados financieros observada en el segundo semestre de 2022.

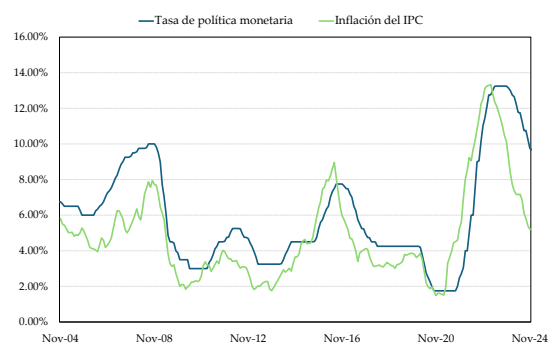
Las tres series de incertidumbre se recogen con frecuencia mensual para el periodo mencionado anteriormente y se incluyen en las regresiones en su forma original, en logaritmos y componentes cíclicos obtenidos mediante el filtro de Hodrick and Prescott (1997).

Gráfico 6: Volatilidad condicional de los TES a 10 años



Fuente: DOAM.

Gráfico 7: Inflación del IPC y tasa de política monetaria



Fuente: Banco de la República y DANE.

1.1.3 Política monetaria

Para las estimaciones de choques de política monetaria se emplea, además de los indicadores referidos en las subsecciones anteriores, información con frecuencia mensual de la tasa de interés de política (reportada por el Banco de la República), la inflación anual total y básica -sin alimentos ni regulados- del Índice de Precios al Consumidor (IPC), calculadas y

publicadas por el DANE y el Banco de la República, respectivamente, y las expectativas de inflación total a doce meses reportadas por el Banco de la República a través de información de encuestas. El Gráfico 7 presenta el comportamiento de la inflación anual total del IPC y de la tasa de política monetaria durante el horizonte de captura.

1.2 Especificaciones econométricas

1.2.1 Choques de política monetaria

Para identificar una serie histórica de choques de política monetaria en Colombia de forma que se aísle el componente de los movimientos de la tasa de política que no corresponde a la respuesta sistemática de la autoridad al estado de la economía, se emplea una estrategia sencilla que sigue a Bernanke and Blinder (1992) y Christiano et al. (1999). Esta estrategia consiste en suponer que la serie de tiempo de choques de política monetaria corresponde a los residuos de la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios (OLS) de la siguiente especificación (ampliamente interpretada como una función de reacción de la política monetaria):

$$\begin{aligned}
 i_t = \Gamma_0 + \sum_{j=1}^p \rho_j i_{t-j} + \sum_{j=0}^p \alpha_j (\pi_{t-j} - \pi_{t-j}^*) + \sum_{j=0}^p \Upsilon_j (\pi_{t-j}^e - \pi_{t-j}^*) \\
 + \sum_{j=0}^p \gamma_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^p \lambda_j e_{t-j} + \sum_{j=0}^p \delta_j U_{t-j} + \nu_t
 \end{aligned} \tag{1}$$

donde i corresponde a la tasa de política monetaria, π a una medida de inflación, π^e a las expectativas de inflación a doce meses, π^* a la inflación objetivo de la autoridad monetaria, Y a una medida de excesos de demanda, e a la tasa de depreciación nominal de la tasa de cambio y U a una medida de incertidumbre. Interpretar los residuos de la estimación de la especificación (1) como choques puros de política monetaria es equivalente a suponer que las variables contenidas en la especificación (inflación, actividad e incertidumbre) no responden de forma contemporánea a los choques de política monetaria (Ramey (2016)). En otras palabras, los residuos de la estimación de la especificación (1) son iguales a los que provendrían de una estimación de un VAR ordenando las variables de forma triangular (Cholesky) con la tasa de interés de política en el último lugar. Ello podría ser el caso si se supone que el estado de la economía responde solamente de forma rezagada a los choques de política monetaria (supuesto de recursividad).

Como se mencionó anteriormente, a estos choques estimados se unen los choques obtenidos de fuentes externas. Estos últimos corresponden a las siguientes metodologías:

- Choques estimados siguiendo la técnica de Romer and Romer (2004): estos choques se obtienen como los “*residuales de regresar el conjunto de información cuantificable que la JDBR tenía en cada una de sus reuniones de política monetaria en los cambios decididos en la tasa de política [que] incluye el nivel vigente de la tasa de política, la inflación y el PIB observados en el trimestre actual y el anterior, los pronósticos a*

dos trimestres de inflación y de PIB que proveía el equipo técnico en la reunión, y los cambios en los pronósticos de dichas variables con respecto a la reunión anterior” (López et al. (2020)). Naturalmente, el desafío principal en el cálculo de estos choques comprende construir las series de tiempo de pronósticos con los que la JDBR contaba en tiempo real.

- Choques estimados como la diferencia entre tasas de interés de política observadas y esperadas (Romero et al. (2021)), donde estas últimas se obtienen a partir del sistema de precios de los mercados financieros (específicamente el index swap a un mes del IBR overnight, OIS) o con información de encuestas (específicamente la realizada por Bloomberg a los participantes en los mercados financieros).

El valor de todos los choques, estimados y recopilados de fuentes externas, se fija en cero para aquellos meses en los que, de forma programada, la JDBR no toma decisiones sobre la tasa de interés de política monetaria (febrero, mayo, agosto y noviembre después de 2018).

1.2.2 Potencia de la política monetaria

Empleando los choques estimados y recopilados, el documento utiliza la metodología de proyecciones locales de Jordà (2005) para estimar el efecto dinámico de aquellos choques (correctamente identificados) sobre los indicadores de actividad económica. Este método consiste en estimar la siguiente especificación:

$$Y_{t+h} = \Lambda_h + \beta^h \nu_t + \sum_{j=1}^J \theta_j^h \nu_{t-j} + \sum_{j=1}^J \psi_j^h Y_{t-j} + \varepsilon_{t+h} \quad (2)$$

para $h \in \{0, 1, \dots, H\}$ con H como el horizonte máximo de las IRF³ y con ν como el choque de política monetaria utilizado.

En esta estimación, que debido a la correlación serial de los términos de error ε_{t+h} debe incorporar la corrección de Newey and West (1987) respectiva, los coeficientes de interés comprenden el conjunto completo de β^h para $h \in \{0, 1, \dots, H\}$, que configuran una IRF al horizonte H . De acuerdo con un modelo nekeynesiano estándar (Galí (2015)), la potencia de la política monetaria se manifiesta en un estimado $\hat{\beta}^h < 0$ para algún h dentro del horizonte de pronóstico.

Este método de proyecciones locales no requiere especificar completamente el proceso dinámico multivariado de generación de datos.

1.2.3 Potencia e incertidumbre

En el contexto de estas estimaciones, preguntarse si la incertidumbre tiene algún efecto sobre la potencia de la política monetaria equivale a indagar si las IRF estimadas anteriormente cambian de forma sistemática ante la incertidumbre. Para ello, se amplía la especificación (2)

³A lo largo de este paper, $H = 40$.

para incluir un término de interacción entre los choques ν_t y las medidas de incertidumbre U_t :

$$Y_{t+h} = \Lambda_h + \beta^h \nu_t + \phi^h \nu_t U_t + \sum_{j=1}^J \theta_j^h \nu_{t-j} + \sum_{j=1}^J \psi_j^h Y_{t-j} + \varepsilon_{t+h} \quad (3)$$

En esta especificación, los coeficientes de interés comprenden el conjunto completo de ϕ^h para $h \in \{0, 1, \dots, H\}$. De acuerdo con la ecuación (3), el efecto de un choque monetario sobre la actividad económica a un horizonte h está dado por la siguiente expresión (donde, naturalmente, se supone la independencia de los choques monetarios):

$$\frac{dY_{t+h}}{d\nu_t} = \beta^h + \phi^h U_t \quad (4)$$

Al ser $U_t > 0$ por definición, bajo la premisa de que $\beta^h < 0$ para algún h (esto es, que la política monetaria tiene algún grado de potencia) la potencia de la política monetaria es menor con incertidumbre si $\phi^h > 0$ para el mismo h .

1.2.4 Asimetría de los efectos

Finalmente, en caso de que $\beta^h < 0$ y $\phi^h > 0$ para algún h (esto es, que la potencia de la política monetaria se vea reducida bajo incertidumbre), resulta de interés determinar si el efecto de la incertidumbre sobre la política varía dependiendo de si el choque monetario es expansivo ($\nu_t < 0$) o contractivo ($\nu_t > 0$). Para ello, se añade a la especificación (3) un término de triple interacción entre ν_t , U_t y una variable *dummy* que captura el signo del choque, D_t :

$$Y_{t+h} = \Lambda_h + \beta^h \nu_t + \phi^h \nu_t U_t + \kappa^h \nu_t U_t D_t + \sum_{j=1}^J \theta_j^h \nu_{t-j} + \sum_{j=1}^J \psi_j^h Y_{t-j} + \varepsilon_{t+h} \quad (5)$$

donde $D_t = 1$ si $\nu_t > 0$, y $D_t = 0$ en caso contrario. En esta especificación, el efecto de un choque contractivo sobre la actividad económica está dado por la siguiente expresión (donde, naturalmente, se supone la independencia de los choques monetarios):

$$\frac{dY_{t+h}}{d\nu_t} = \beta^h + (\phi^h + \kappa^h) U_t \quad (6)$$

Por lo tanto, en la especificación (5) los coeficientes de interés comprenden el conjunto completo de κ^h para $h \in \{0, 1, \dots, H\}$. Bajo la premisa de una potencia ($\beta^h < 0$) que se debilita bajo incertidumbre ($\phi^h > 0$), el debilitamiento es mayor con choques contractivos si $\kappa^h > 0$ para el mismo h .

2 Resultados

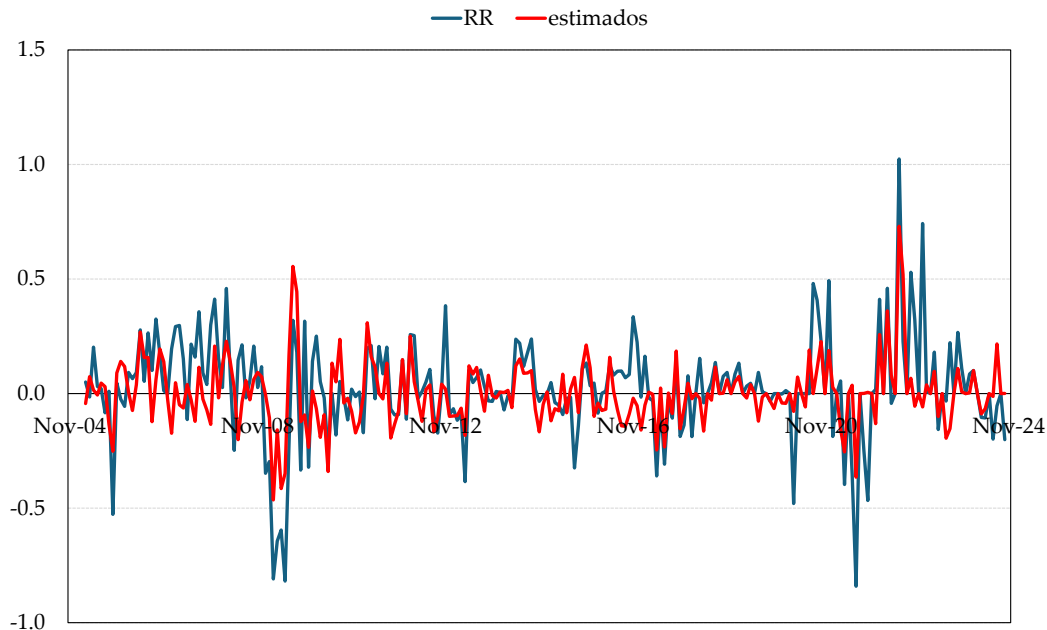
2.1 Choques de política monetaria

Las tablas 1-3 en el anexo al final del documento presentan los resultados de la estimación de la especificación (1) bajo diferentes configuraciones. Estas estimaciones incluyen términos de incertidumbre y del estado de la economía con el objetivo de establecer si la autoridad monetaria reacciona de forma especial ante la incertidumbre.

Los resultados presentados en la tabla sugieren que la autoridad monetaria en Colombia responde principalmente a la inflación contemporánea, en menor grado a la inflación y a la actividad económica rezagadas, y en ningún grado a la incertidumbre de política económica.

Los residuos estimados de la especificación (1) se presentan en el Gráfico 8 junto con los choques monetarios, siguiendo la técnica de Romer and Romer (2004). El gráfico muestra que los choques estimados y los choques provenientes de la metodología de Romer and Romer (2004) son extremadamente cercanos entre sí, y cuentan una historia similar. En específico, ambos choques indican la persistencia de perturbaciones expansivas durante la pandemia y contractivas desde 2021.

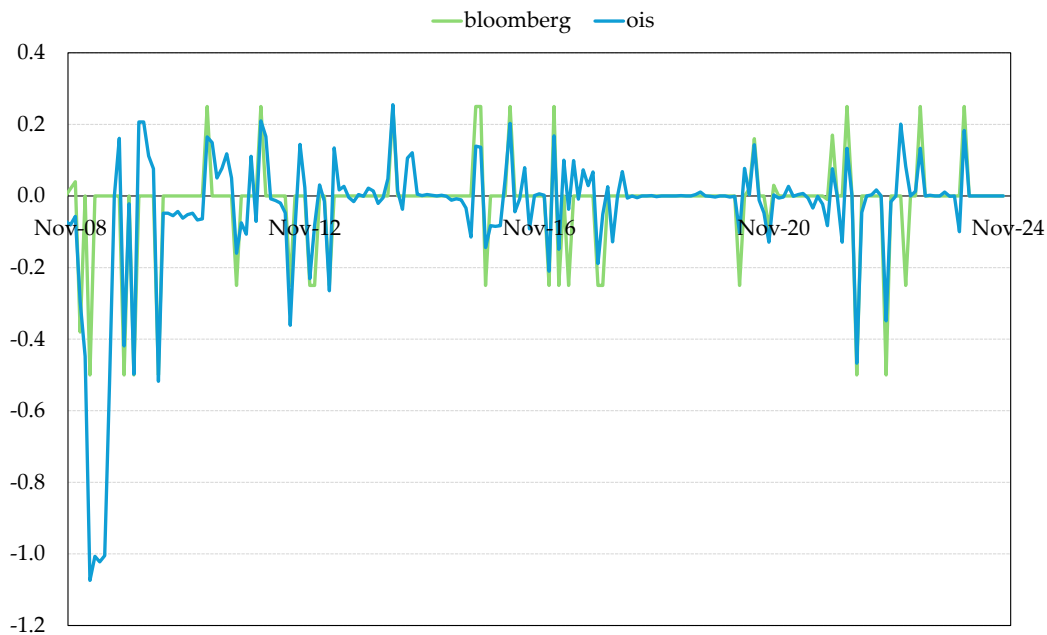
Gráfico 8: Choques monetarios: especificación (1) y Romer y Romer(2004)



Fuente: cálculos propios.

Por su parte, el Gráfico 9 presenta los choques monetarios provenientes de la diferencia entre tasas de interés de política observadas y esperadas (Romero et al. (2021)), estas últimas obtenidas a través del OIS o recopiladas de Bloomberg. Estos choques se asemejan un poco menos a los anteriores, tanto en magnitudes como en narrativas: en específico, los choques OIS y Bloomberg identifican choques monetarios expansivos de mayor tamaño alrededor tanto de la pandemia como de la crisis financiera global, y no identifican choques contractivos persistentes en los últimos dos años. Por lo demás, la recurrencia de choques iguales o muy cercanos a cero es evidente en el caso de estos choques, a diferencia de los anteriores.

Gráfico 9: Choques monetarios: OIS y Bloomberg



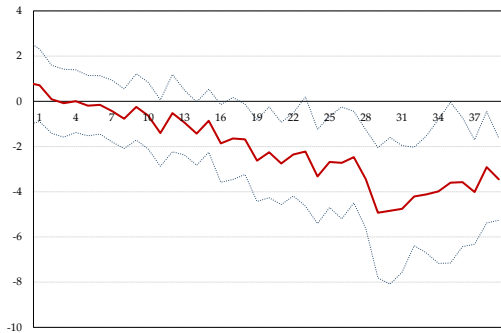
Fuente: cálculos propios.

2.2 Potencia de la política monetaria

Los Gráficos 10 y 11 presentan las estimaciones de las IRF provenientes de la proyección (2); es decir, la serie de $\hat{\beta}^h$ para $h \in \{0, 1, \dots, H\}$ junto con sus intervalos de confianza al 95 % utilizando directamente la tasa de interés de política y los choques estimados siguiendo la técnica de Romer and Romer (2004) y el logaritmo del ISE como variable dependiente. En ambos gráficos se presenta el primer resultado relevante de este trabajo: la política monetaria en Colombia exhibe un grado de potencia significativo, que se manifiesta en una reducción del ISE de entre 2 % y 4 % tras un choque de 1 % en la tasa de política monetaria con un

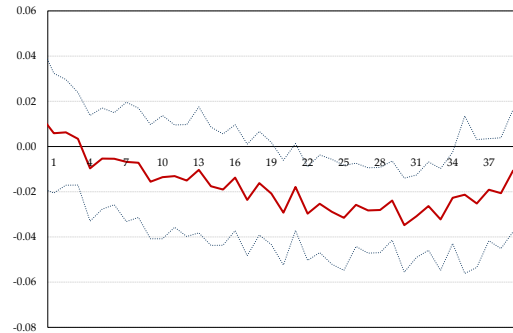
rezago de 18 meses. Estos resultados son consistentes con otros obtenidos en la literatura previamente. Por su parte, los Gráficos 12 y 13 presentan las estimaciones de las IRF con la misma especificación y los mismos choques, pero empleando el logaritmo de la cartera como variable dependiente. En este caso, aunque los estimados puntuales son consistentes entre sí, solamente las perturbaciones de la tasa de interés de política monetaria reflejan una potencia estadísticamente significativa.

Gráfico 10: IRF (especificación (2))
 $i_t \rightarrow \log(ISE_{t+h})$



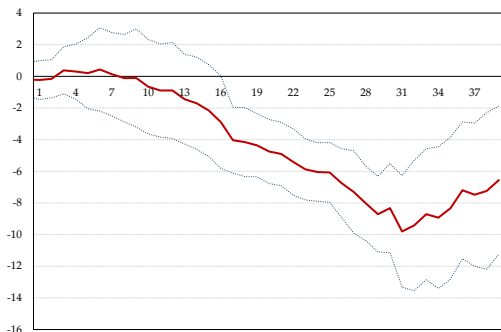
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 11: IRF (especificación (2))
 Romer and Romer (2004) $\rightarrow \log(ISE_{t+h})$



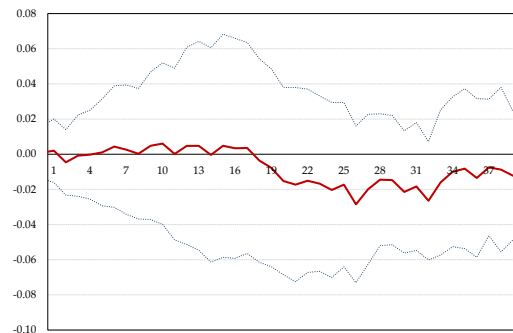
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 12: IRF (especificación (2))
 $i_t \rightarrow \log(Cartera_{t+h})$



Fuente: cálculos propios.

Gráfico 13: IRF (especificación (2))
 Romer and Romer (2004)
 $\rightarrow \log(Cartera_{t+h})$

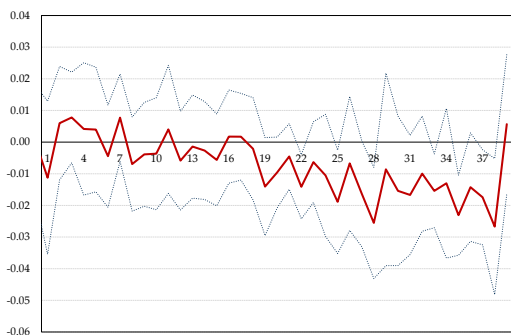


Fuente: cálculos propios.

Finalmente, los choques estimados como la diferencia entre tasas de interés de política observadas y esperadas, estas últimas obtenidas a través del OIS o de Bloomberg, reflejan potencia cuando se emplean los crecimientos reales anuales (no los niveles) tanto del ISE como de la cartera, como variables dependientes. La potencia sobre la cartera (Gráficos 16 y

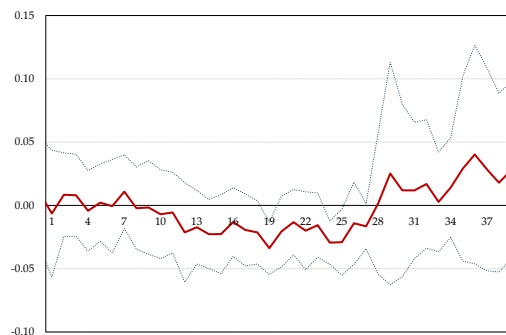
17) es mayormente visible en comparación con la potencia sobre la actividad económica, que aparece solo de forma intermitente (siempre con rezago) en el horizonte de análisis (Gráficos 14 y 15).

Gráfico 14: IRF (especificación (2))
 OIS $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$



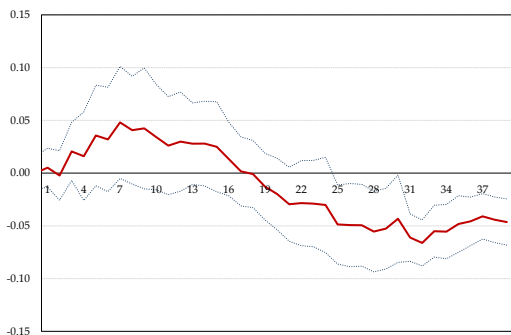
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 15: IRF (especificación (2))
 Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$



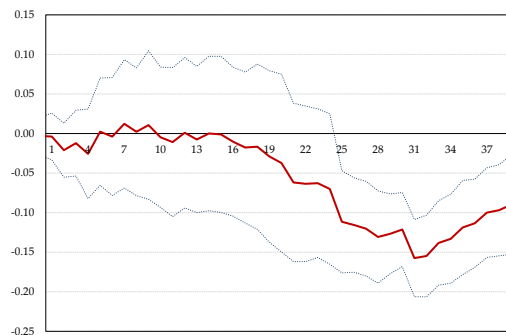
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 16: IRF (especificación (2))
 OIS $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$



Fuente: cálculos propios.

Gráfico 17: IRF (especificación (2))
 Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$



Fuente: cálculos propios.

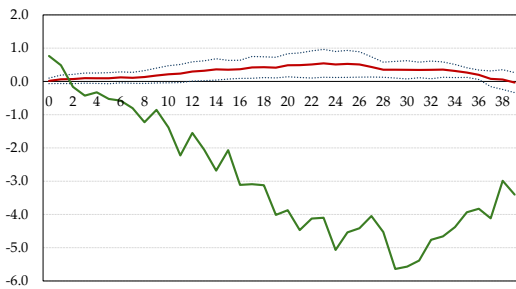
2.3 Potencia e incertidumbre

Partiendo de los resultados obtenidos en la subsección anterior, se estima la especificación (3) para los mismos choques y las mismas variables dependientes que fueron presentadas, con el objetivo de evaluar si la incertidumbre tiene algún efecto sobre la potencia de la política monetaria que ya ha sido documentada. Como se describió anteriormente, estas estimaciones se realizan con tres diferentes medidas de incertidumbre de política económica: IPEC (Colombia), EPU (EE.UU.) y V10 (volatilidad condicional de los títulos de deuda pública tasa fija a 10 años).

Para el caso del IPEC, los Gráficos 18-21 presentan, en el mismo orden de los Gráficos 10-13, los valores estimados de los coeficientes base (β^h), presentado en verde, y de interacción (ϕ^h) de la especificación (3) para todo el horizonte de análisis. Para una visualización más simple, solamente se presentan los intervalos de confianza al 95 % de este último. En esta estimación se emplean las mismas variables dependientes (logaritmos de ISE y volumen de cartera) de los Gráficos 10-13.

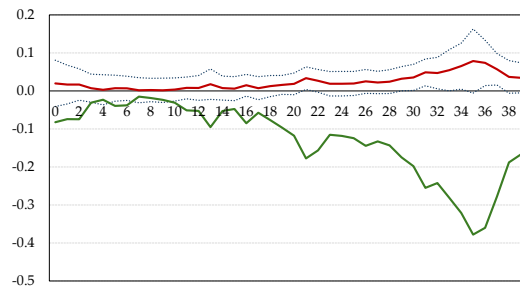
Con excepción del choque estimado con la técnica de Romer and Romer (2004) y el logaritmo de la cartera (Gráfico 21), que no mostraba ninguna potencia en el Gráfico 13, las otras tres especificaciones evidencian una caída estadísticamente significativa de la potencia de la política monetaria ($\hat{\phi}^h > 0$) bajo incertidumbre, que en su punto máximo se estima (para un nivel de incertidumbre base) entre un décimo y un cuarto del efecto marginal originalmente estimado.

Gráfico 18: β^h (verde) y ϕ^h
 $i_t \rightarrow \log(ISE_{t+h})$, IPEC



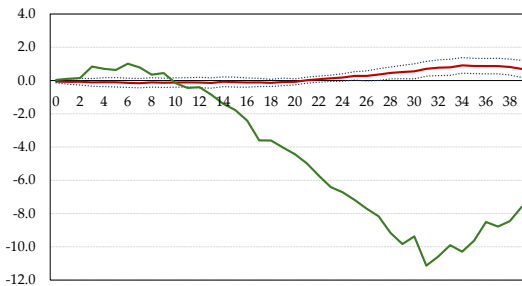
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 19: β^h (verde) y ϕ^h
 R&R (2004) $\rightarrow \log(ISE_{t+h})$, IPEC



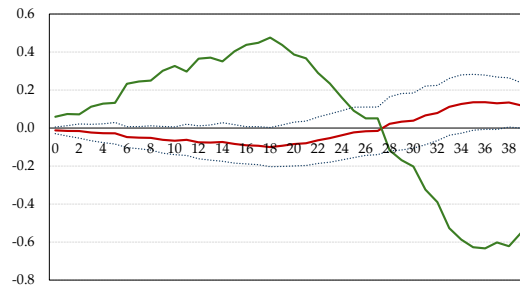
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 20: β^h (verde) y ϕ^h
 $i_t \rightarrow \log(Cartera_{t+h})$, IPEC



Fuente: cálculos propios.

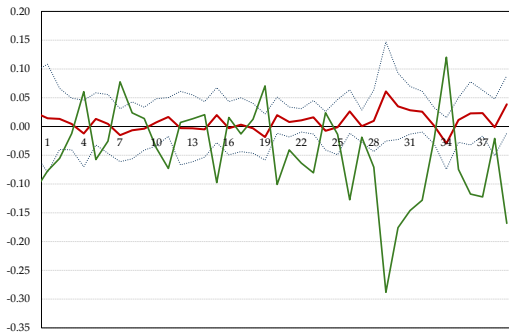
Gráfico 21: β^h (verde) y ϕ^h
 R&R (2004) $\rightarrow \log(Cartera_{t+h})$, IPEC



Fuente: cálculos propios.

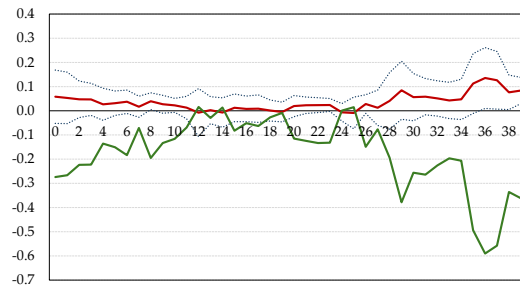
Los resultados para el caso de los choques estimados como la diferencia entre tasas de interés de política observadas y esperadas se presentan, siguiendo la misma estructura de choque y variables dependientes (en este caso, el crecimiento real) de los Gráficos 14-17, en los Gráficos 22-25. En este caso, se evidencia que la incertidumbre no tiene mayor efecto sobre la potencia de los choques sobre el crecimiento del ISE (baja en el estimado original, en cualquier caso), pero sí sobre la potencia sobre el crecimiento de la cartera. En este último caso la magnitud de la pérdida de potencia es similar a la descrita anteriormente para otros choques.

Gráfico 22: β^h (verde) y ϕ^h
OIS $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$, IPEC



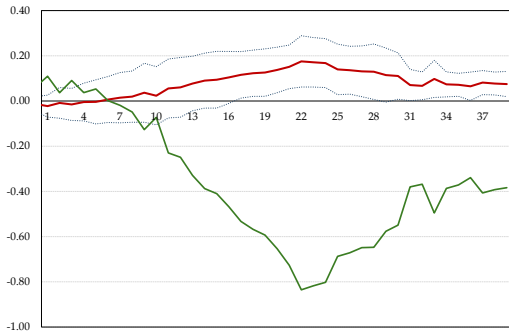
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 23: β^h (verde) y ϕ^h
Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$, IPEC



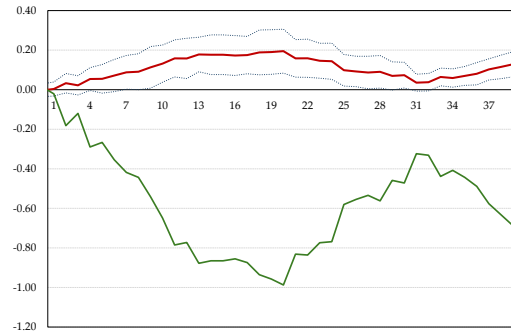
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 24: β^h (verde) y ϕ^h
OIS $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$, IPEC



Fuente: cálculos propios.

Gráfico 25: β^h (verde) y ϕ^h
Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$, IPEC



Fuente: cálculos propios.

Como se mencionó anteriormente, las estimaciones sobre el vínculo entre la potencia de la política monetaria y la incertidumbre también se llevan a cabo para el índice de incertidumbre de política económica de los EE.UU. (EPU) y para la volatilidad condicional de los títulos de deuda pública de Colombia a diez años (V10). Aquellas estimaciones se presentan en el

anexo al final de este documento en los Gráficos 34-49, manteniendo la estructura de los ya presentados.

Para el caso de las perturbaciones de la tasa de política monetaria y de los choques estimados con la técnica de Romer and Romer (2004) se reiteran los resultados ya descritos. La única diferencia notable es que, empleando V10 como medida de incertidumbre, (Gráfico 44), la potencia aumenta ligeramente ante perturbaciones directas a la tasa de interés de política (esto es, $\hat{\phi}^h < 0$). Para el caso de los choques estimados como la diferencia entre la tasa de política monetaria observada y esperada, el uso de medidas alternativas de incertidumbre no evidencia reducciones de potencia como las ya descritas.

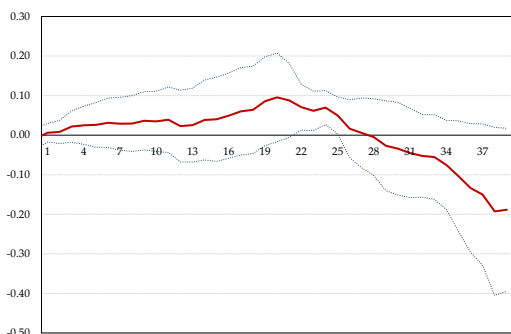
2.4 Asimetría de los efectos

El último conjunto de resultados que se presenta corresponde a la estimación de la especificación (5), en la que se indaga si el efecto de pérdida de potencia es asimétrico; esto es, si depende del cambio en la postura que implica el choque de política monetaria (en otras palabras, de si es positivo o negativo).

Elaborando a partir de los resultados descritos anteriormente, solamente se presentan resultados utilizando el IPEC y el EPU como medidas de incertidumbre, teniendo en cuenta que la pérdida de potencia se observa con claridad en las estimaciones que les incluyen.

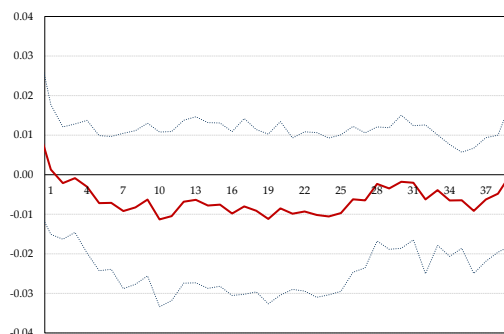
Para el caso del IPEC, los Gráficos 26-29 presentan el valor estimado de κ^h de la especificación 5 para las perturbaciones de la tasa de política monetaria y los choques estimados con la técnica de Romer and Romer (2004).

Gráfico 26: κ^h
 $i_t \rightarrow \log(ISE_{t+h})$, IPEC



Fuente: cálculos propios.

Gráfico 27: κ^h
R&R (2004) $\rightarrow \log(ISE_{t+h})$, IPEC

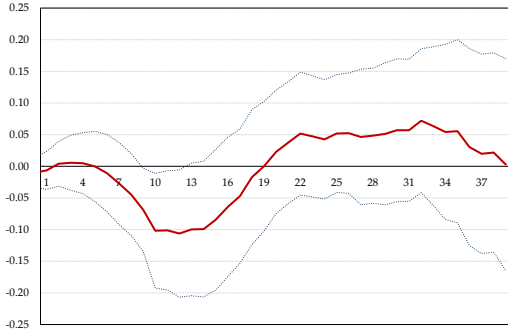


Fuente: cálculos propios.

Los gráficos sugieren que no se observa un patrón sistemático de asimetría en la reducción de la potencia de la política monetaria bajo incertidumbre: solamente se registra (i) asimetría a un horizonte de dos años para el efecto de las perturbaciones de la tasa de política monetaria sobre el ISE - a ese horizonte, la potencia se pierde mayormente para sorpresas expansivas

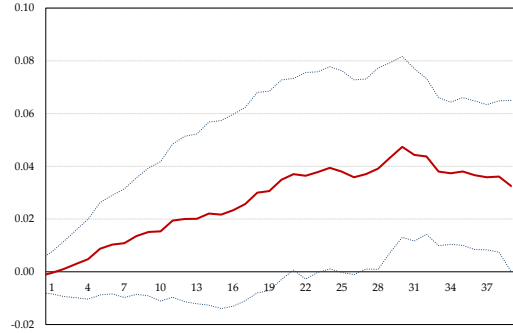
de política; y (ii) algo de asimetría para el efecto de los choques de Romer and Romer (2004) sobre el volumen de cartera a un horizonte muy largo. Sin embargo, como se observó en el Gráfico 13, esta configuración no exhibía ninguna potencia de la política monetaria para empezar.

Gráfico 28: κ^h
 $i_t \rightarrow \log(Cartera_{t+h})$, IPEC



Fuente: cálculos propios.

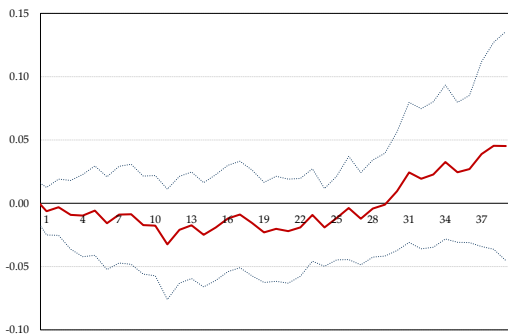
Gráfico 29: κ^h
 R&R (2004) $\rightarrow \log(Cartera_{t+h})$, IPEC



Fuente: cálculos propios.

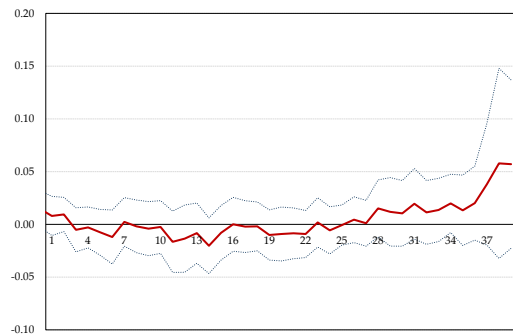
Resultados similares se obtienen cuando se emplean choques estimados como la diferencia entre la tasa de política monetaria observada y esperada (Gráficos 30-33), con excepción de la asimetría del efecto de los choques estimados utilizando la tasa de política monetaria esperada obtenida de Bloomberg sobre el crecimiento real de la cartera. En este caso, nuevamente el punto de partida era ausencia de potencia (Gráfico 17).

Gráfico 30: κ^h
 OIS $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$, IPEC



Fuente: cálculos propios.

Gráfico 31: κ^h
 Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$, IPEC

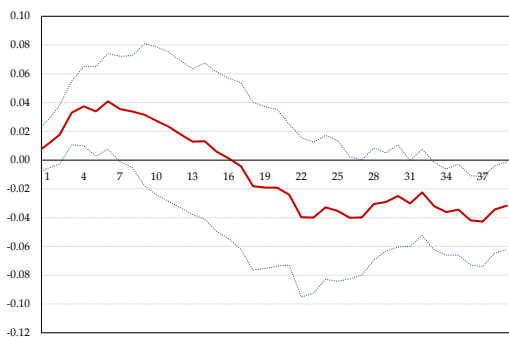


Fuente: cálculos propios.

Finalmente, los Gráficos 50-57 en el anexo al final del documento replican estos ejercicios

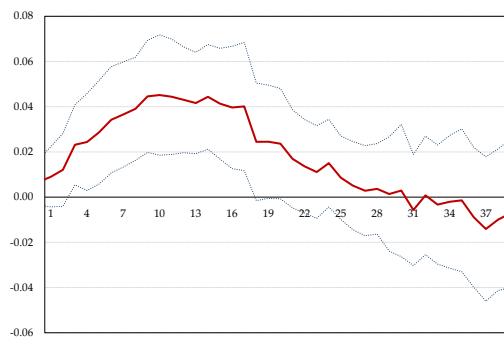
usando el EPU. Los resultados se mantienen muy similares a lo ya descrito para el IPEC.

Gráfico 32: κ^h
OIS $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$, IPEC



Fuente: cálculos propios.

Gráfico 33: κ^h
Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$, IPEC



Fuente: cálculos propios.

3 Discusión

Los resultados presentados en este documento indican (i) que la política monetaria en Colombia mantiene un elevado grado de potencia; es decir, una gran capacidad para influenciar la actividad económica agregada; (ii) que la evidencia es consistente con una reducción significativa de la potencia de la política monetaria en ambientes de elevada incertidumbre (lo que indicaría que el control de la política sobre la actividad económica es más débil cuando la incertidumbre crece); y (iii) que, en general, no existe evidencia sistemática que permita concluir que ese efecto de la incertidumbre sea asimétrico; es decir, que la potencia se pierde cuando la incertidumbre es elevada independientemente si los choques de política monetaria son contractivos o expansivos. Estos resultados son consistentes tanto con la literatura teórica a la que se aludió anteriormente y con evidencia empírica reciente para otros países. (por ejemplo, la pérdida de potencia para el caso de la Unión Monetaria en Europa es documentada por Falconio and Schumacher (2025)).

Naturalmente, estos resultados pueden tener profundas implicaciones para el diseño de la política monetaria. Por lo menos desde Brainard (1967), se ha reconocido que la política monetaria debería comportarse de forma diferente en ambientes de alta incertidumbre (por ejemplo, manteniendo la cautela mediante movimientos del instrumento de política más suaves que aquellos prescritos en ausencia de incertidumbre). Una reflexión que salta inmediatamente a la vista a partir de los resultados descritos es la siguiente: si la política monetaria pierde potencia en ambientes de incertidumbre, la prescripción de política es actuar con mayor agresividad cuando aumenta la incertidumbre. Esta conclusión, en principio, iría en contra del principio de Brainard descrito anteriormente (Brainard (1967)). En todo caso, es necesario considerar la naturaleza de la incertidumbre que enfrenta la autoridad monetaria. Brainard (1967) consideró un ambiente en el cual la autoridad enfrenta incertidumbre

frente a los parámetros de la economía (por ejemplo, aquellos que gobiernan la transmisión de la política monetaria) y comparó la política monetaria óptima frente a un escenario sin incertidumbre.

Para fortalecer las conclusiones de política debe avanzarse paralelamente en dos direcciones: en primer lugar, afinar la robustez de los resultados aquí presentados con variables adicionales de actividad económica y utilizando choques monetarios diferentes, como los estimados en Ricco et al. (2024), y medidas de incertidumbre diferentes (por ejemplo, construyendo choques de incertidumbre siguiendo a Piffer and Podstawski (2018)). En segundo lugar, es necesario desarrollar un modelo teórico para interpretar los resultados aquí obtenidos, de modo que puedan derivarse reglas de política monetaria óptima robustas partiendo de las intuiciones obtenidas con este análisis empírico. Tales caminos describen la agenda de trabajo futura de esta línea de investigación.

Anexo

Resultados de estimación de especificación (1)

Cuadro 1: A. Monetary Policy Shocks (no interactions)

	Dependent variable: policy rate							
i_{t-1}	0.907	**	1.102	**	1.077	**	1.062	**
	(0.010)		(0.067)		(0.068)		(0.061)	
$\pi_t - \pi_t^*$	0.204	**	0.153	**	0.134	*	0.165	**
	(0.045)		(0.052)		(0.054)		(0.048)	
$\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*$	-0.072		-0.007		0.040		-0.101	
	(0.049)		(0.088)		(0.093)		(0.084)	
$\pi_t^e - \pi_t^*$	-0.063		0.020		0.043		0.039	
	(0.103)		(0.107)		(0.106)		(0.097)	
$\pi_{t-1}^e - \pi_{t-1}^*$	0.047		-0.015		-0.047		-0.027	
	(0.102)		(0.155)		(0.158)		(0.142)	
ISE Gap $_t$	0.006		0.006		0.008		0.013	
	(0.008)		(0.008)		(0.008)		(0.007)	
ISE Gap $_{t-1}$	0.013		0.004		0.002		-0.004	
	(0.008)		(0.010)		(0.010)		(0.009)	
Loans Gap $_t$	0.007		0.007		0.010		0.006	
	(0.011)		(0.011)		(0.011)		(0.010)	
Loans Gap $_{t-1}$	0.008		0.016		0.019		0.017	
	(0.011)		(0.013)		(0.013)		(0.012)	
e_t	-0.003		-0.000		-0.002		-0.005	
	(0.003)		(0.003)		(0.003)		(0.003)	
e_{t-1}	-0.004		-0.009		-0.004		-0.001	
	(0.003)		(0.005)		(0.005)		(0.005)	
$CEPU_t$	-0.001	*	-0.001		-0.000		-0.000	
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
$CEPU_{t-1}$	-0.000		-0.000		-0.000		-0.000	
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Number of observations	239		238		237		236	
F statistic	3994.90		2690.99		2055.81		2184.04	
Adjusted R-squared	1.00		1.00		1.00		1.00	

** p<.01, * p<.05

Continues in Table 2.

Cuadro 2: B. Monetary Policy Shocks (no interactions)

Dependent variable: policy rate				
i_{t-2}	-0.175	**	-0.067	-0.160
	(0.061)		(0.101)	(0.090)
$\pi_{t-2} - \pi_{t-2}^*$	-0.042		-0.111	-0.034
	(0.054)		(0.091)	(0.084)
$\pi_{t-2}^e - \pi_{t-2}^*$	-0.018		0.163	0.200
	(0.105)		(0.156)	(0.141)
ISE Gap $_{t-2}$	0.009		0.019	0.023
	(0.008)		(0.010)	(0.009)
Loans Gap $_{t-2}$	-0.013		-0.005	-0.008
	(0.011)		(0.013)	(0.012)
e_{t-2}	0.005		-0.005	-0.004
	(0.003)		(0.005)	(0.005)
$CEPU_{t-2}$	-0.000		0.000	-0.000
	(0.000)		(0.000)	(0.000)
i_{t-3}			-0.074	0.520
			(0.065)	(0.092)
$\pi_{t-3} - \pi_{t-3}^*$			0.032	0.030
			(0.054)	(0.080)
$\pi_{t-3}^e - \pi_{t-3}^*$			-0.175	-0.230
			(0.105)	(0.137)
ISE Gap $_{t-3}$			-0.014	-0.027
			(0.008)	(0.009)
Loans Gap $_{t-3}$			-0.015	-0.001
			(0.011)	(0.012)
e_{t-3}			0.007	0.012
			(0.003)	(0.005)
$CEPU_{t-3}$			-0.000	-0.000
			(0.000)	(0.000)
Number of observations	239	238	237	236
F statistic	3994.90	2690.99	2055.81	2184.04
Adjusted R-squared	1.00	1.00	1.00	1.00

** p<.01, * p<.05

Continues in Table 3.

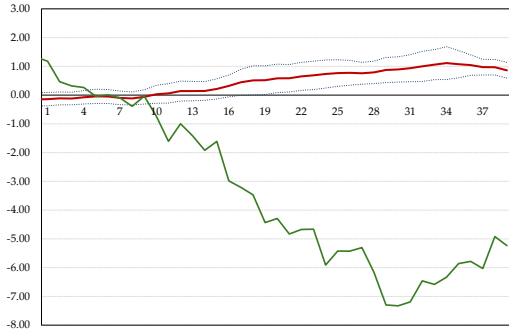
Cuadro 3: C. Monetary Policy Shocks (no interactions)

Dependent variable: policy rate						
i_{t-4}						-0.469 ** (0.058)
$\pi_{t-4} - \pi_{t-4}^*$						-0.004 (0.047)
$\pi_{t-4}^e - \pi_{t-4}^*$						-0.014 (0.092)
ISE Gap $_{t-4}$						0.011 (0.007)
Loans Gap $_{t-4}$						-0.010 (0.009)
e_{t-4}						-0.004 (0.003)
$CEPU_{t-4}$						0.000 (0.000)
Intercept	0.009 ** (0.002)		0.007 ** (0.002)		0.007 * (0.003)	0.003 (0.002)
Number of observations	239		238		237	236
F statistic	3994.90		2690.99		2055.81	2184.04
Adjusted R-squared	1.00		1.00		1.00	1.00

** p<.01, * p<.05

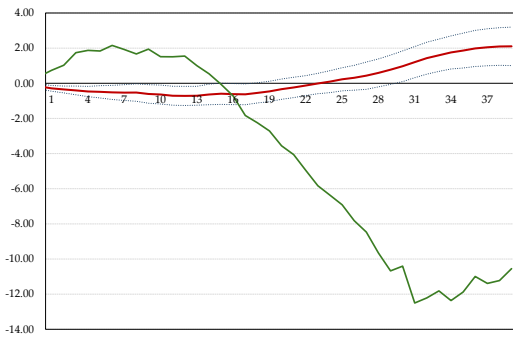
Resultados de estimación de especificación (3) con EPU

Gráfico 34: β^h (verde) y ϕ^h
 $i_t \rightarrow \log(ISE_{t+h})$, EPU



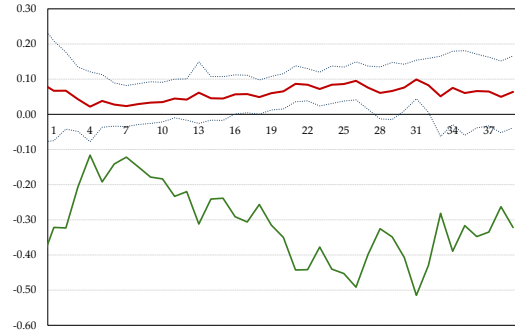
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 36: β^h (verde) y ϕ^h
 $i_t \rightarrow \log(Cartera_{t+h})$, EPU



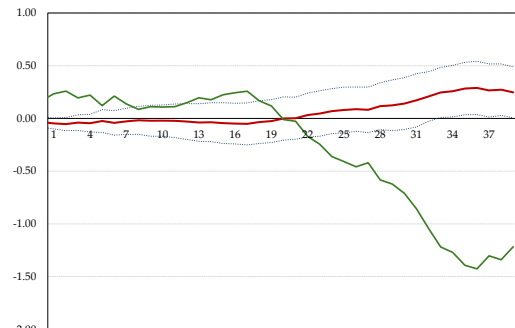
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 35: β^h (verde) y ϕ^h
 R&R (2004) $\rightarrow \log(ISE_{t+h})$, EPU



Fuente: cálculos propios.

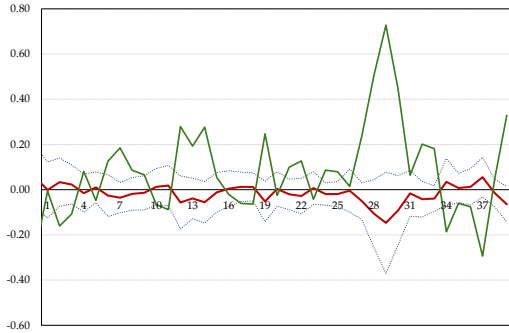
Gráfico 37: β^h (verde) y ϕ^h
 R&R (2004) $\rightarrow \log(Cartera_{t+h})$, EPU



Fuente: cálculos propios.

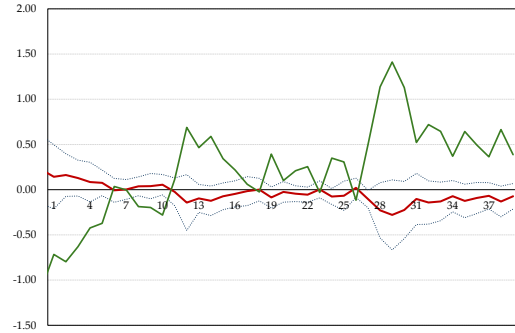
Resultados de estimación de especificación (3) con EPU

Gráfico 38: β^h (verde) y ϕ^h
OIS $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$, EPU



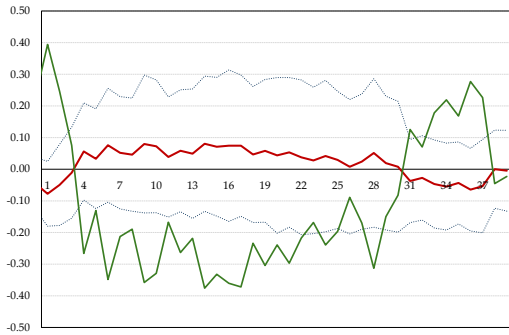
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 39: β^h (verde) y ϕ^h
Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$, EPU



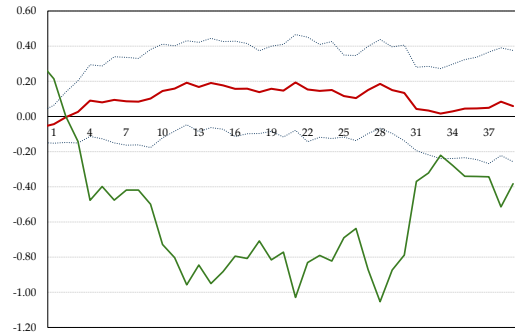
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 40: β^h (verde) y ϕ^h
OIS $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$, EPU



Fuente: cálculos propios.

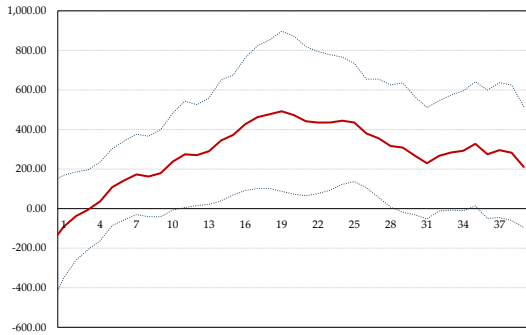
Gráfico 41: β^h (verde) y ϕ^h
Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$, EPU



Fuente: cálculos propios.

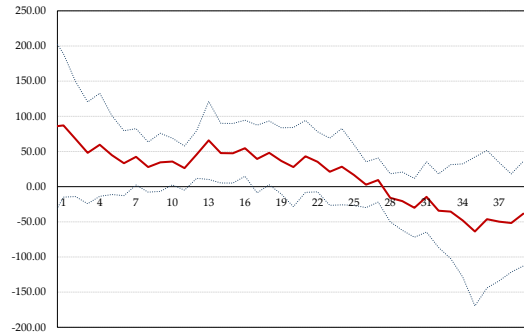
Resultados de estimación de especificación (3) con V10

Gráfico 42: β^h (verde) y ϕ^h
 $i_t \rightarrow \log(ISE_{t+h}), V10$



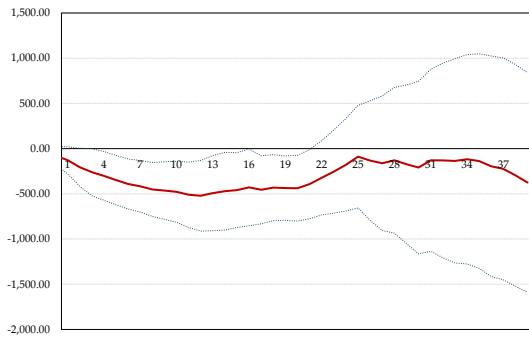
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 43: β^h (verde) y ϕ^h
 R&R (2004) $\rightarrow \log(ISE_{t+h}), V10$



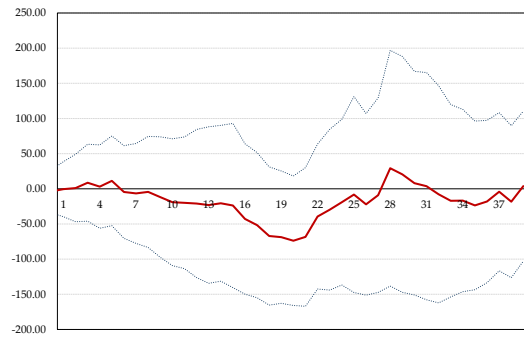
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 44: β^h (verde) y ϕ^h
 $i_t \rightarrow \log(Cartera_{t+h}), V10$



Fuente: cálculos propios.

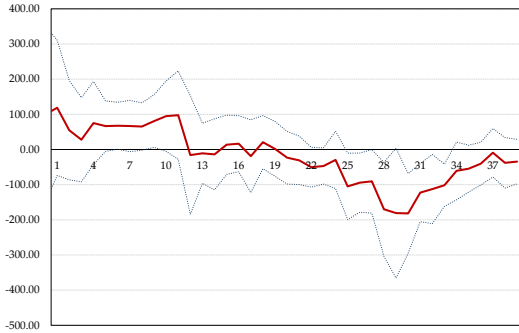
Gráfico 45: β^h (verde) y ϕ^h
 R&R (2004) $\rightarrow \log(Cartera_{t+h}), V10$



Fuente: cálculos propios.

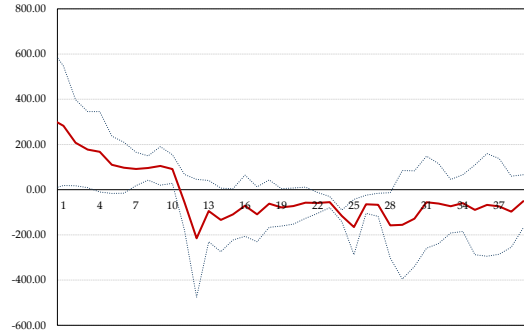
Resultados de estimación de especificación (3) con V10

Gráfico 46: β^h (verde) y ϕ^h
OIS $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$, V10



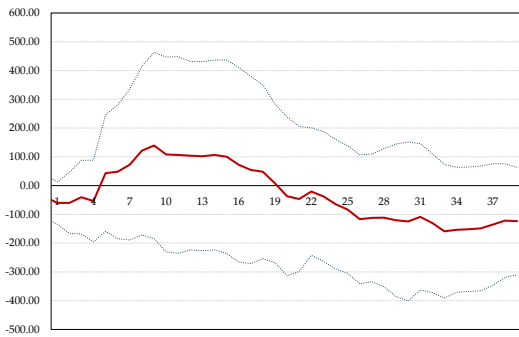
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 47: β^h (verde) y ϕ^h
Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$, V10



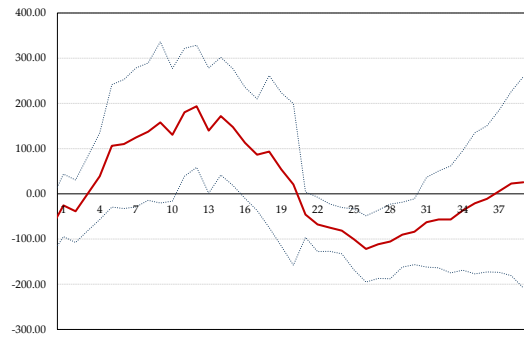
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 48: β^h (verde) y ϕ^h
OIS $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$, V10



Fuente: cálculos propios.

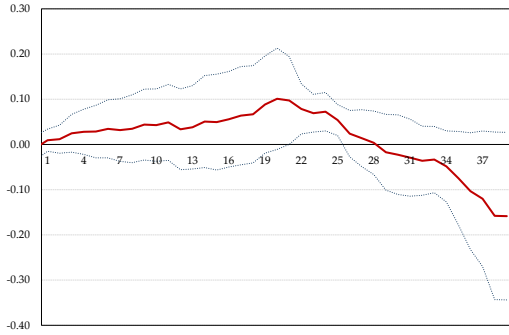
Gráfico 49: β^h (verde) y ϕ^h
Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$, V10



Fuente: cálculos propios.

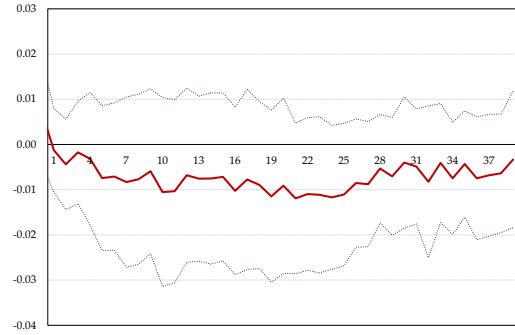
Resultados de estimación de especificación (5) con EPU

Gráfico 50: κ^h
 $i_t \rightarrow \log(ISE_{t+h}), \text{ EPU}$



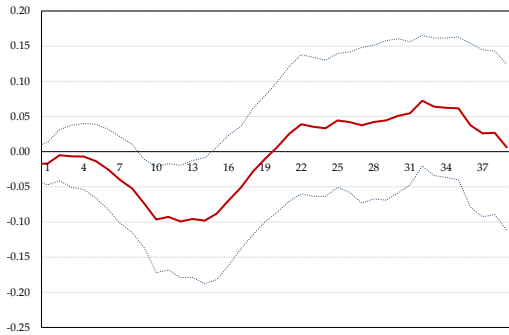
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 51: κ^h
 $\text{R\&R (2004)} \rightarrow \log(ISE_{t+h}), \text{ EPU}$



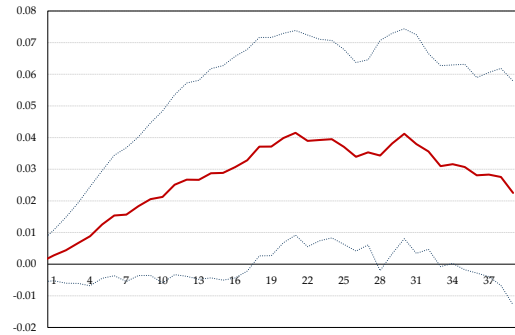
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 52: κ^h
 $i_t \rightarrow \log(Cartera_{t+h}), \text{ EPU}$



Fuente: cálculos propios.

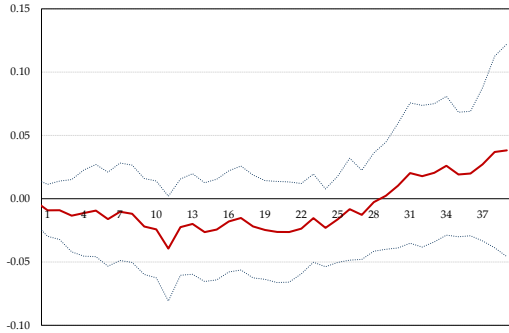
Gráfico 53: κ^h
 $\text{R\&R (2004)} \rightarrow \log(Cartera_{t+h}), \text{ EPU}$



Fuente: cálculos propios.

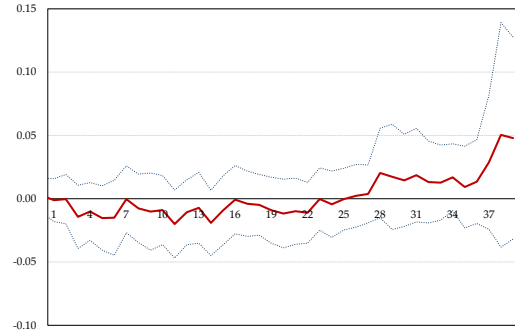
Resultados de estimación de especificación (5) con EPU

Gráfico 54: κ^h
OIS $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$, EPU



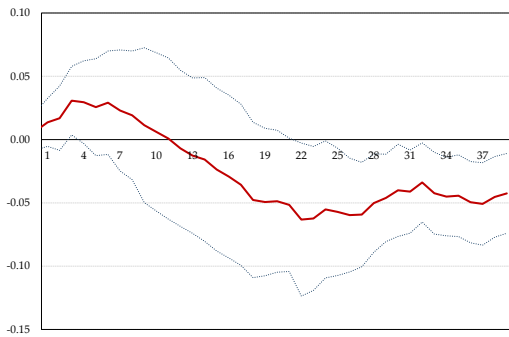
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 55: κ^h
Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(ISE_{t+h})$, EPU



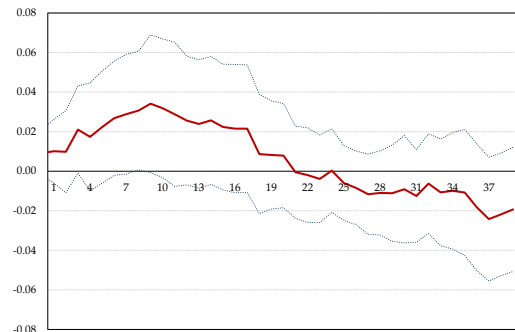
Fuente: cálculos propios.

Gráfico 56: κ^h
OIS $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$, EPU



Fuente: cálculos propios.

Gráfico 57: κ^h
Bloomberg $\rightarrow \Delta \log(Cartera_{t+h})$, EPU



Fuente: cálculos propios.

Referencias

- Baker, S. R., Bloom, N., and Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. The Quarterly Journal of Economics, 131(4):1593–1636.
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. The Quarterly Journal of Economics, 98(1):85–106.
- Bernanke, B. S. and Blinder, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. American Economic Review, 82(4):901–921.
- Bertola, G., Guiso, L., and Pistaferri, L. (2005). Uncertainty and consumer durables adjustment. The Review of Economic Studies, 72(4):973–1007.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. Econometrica, 77(3):623–685.
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. Journal of Economic Perspectives, 28(2):153–76.
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., and Terry, S. J. (2018). Really uncertain business cycles. Econometrica, 86(3):1031–1065.
- Brainard, W. C. (1967). Uncertainty and the effectiveness of policy. The American Economic Review, 57(2):411–425.
- Brandao-Marques, L., Gelos, R., Harjes, T., Sahay, R., and Xue, Y. (2020). Monetary Policy Transmission in Emerging Markets and Developing Economies. IMF Working Papers, 20(35).
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., and Evans, C. L. (1999). Chapter 2 monetary policy shocks: What have we learned and to what end? volume 1 of Handbook of Macroeconomics, pages 65–148. Elsevier.
- Falconio, A. and Schumacher, J. (2025). Economic uncertainty weakens monetary policy transmission. Technical report, European Central Bank Blog, 1/9/2025.
- Fedesarrollo (2024). Metodología del Índice de incertidumbre de la política económica.
- Fernandes, A. and Rigato, R. (2025). K Wasn’t Built in a Day. IMF Working Papers, 2025(078):1.
- Ferrero, G., Pietrunti, M., and Tiseno, A. (2019). Benefits of gradualism or costs of inaction? monetary policy in times of uncertainty. Temi di discussione (Economic working papers) 1205, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.
- Galí, J. (2015). Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications Second edition, volume None of Economics Books. Princeton University Press, 2 edition.

- Hodrick, R. J. and Prescott, E. C. (1997). Postwar u.s. business cycles: An empirical investigation. Journal of Money, Credit and Banking, 29(1):1–16.
- Hurst, E., Foote, C., and Leahy, J. (2000). Testing the (s, s) model. American Economic Review, 90(2):116–119.
- Jordà, (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. American Economic Review, 95(1):161–182.
- López, M., Bohorquez-Penuela, C., Carranza, J. E., Moreno-Burbano, S., Grajales-Olarte, A., Latorre, M. P., and Pulido, J. (2020). Crédito y efectos reales en colombia 2000-2017: evidencia con microdatos. Revista ESPE - Ensayos Sobre Política Económica, None(94):1–55.
- Meneses-González, M. F. (2022). Financial development and monetary policy transmission. Technical report.
- Newey, W. K. and West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica, 55(3):703–708.
- Owyang, M. T. and Ramey, G. (2004). Regime switching and monetary policy measurement. Journal of Monetary Economics, 51(8):1577–1597.
- Piffer, M. and Podstawski, M. (2018). Identifying uncertainty shocks using the price of gold. The Economic Journal, 128(616):3266–3284.
- Ramey, G. and Ramey, V. A. (1995). Cross-country evidence on the link between volatility and growth. The American Economic Review, 85(5):1138–1151.
- Ramey, V. (2016). Macroeconomic shocks and their propagation.
- Ricco, G., Savini, E., and Tuteja, A. (2024). Monetary policy, information and country risk shocks in the euro area. CEPR Discussion Papers, 19679.
- Romer, C. D. and Romer, D. H. (2004). A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. American Economic Review, 94(4):1055–1084.
- Romero, J. V., Vargas, H., Cardozo, P., and Murcia, A. (2021). How foreign participation in the colombian local public debt market has influenced domestic financial conditions. Latin American Journal of Central Banking, 2(4):100043.
- Vásquez-Escobar, D., Granger, C., Rodríguez-Niño, N., Jabba, A. S., Vargas, C. O., Arias-Rodríguez, F., and Lozano-Espitia, I. (2024). Inversión en maquinaria y equipo en colombia y la región: Determinantes de largo plazo y efectos del covid-19 sobre su evolución. Revista Desarrollo y Sociedad, 98(4):77–109.
- Walsh, C. E. (2003). Implications of a changing economic structure for the strategy of monetary policy. Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, None(None):297–348.