

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES



PUCP

Efectos Dinámicos de los Choques de Política Monetaria en la Volatilidad Macroeconómica: Un Estudio Empírico para Perú

**TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA
OBTENER EL GRADO DE BACHILLER EN
CIENCIAS SOCIALES CON MENCIÓN EN
ECONOMÍA**

AUTOR

Goicochea Arqueros, Juan Diego
Navarro Peña, Valeria Alexandra

ASESOR

Castillo Bardalez, Paul Gonzalo

2020

RESUMEN

El presente trabajo busca analizar el impacto de los choques de política monetaria en la volatilidad de las principales variables macroeconómicas del Perú. El enfoque empírico empleado se basa en un modelo de vectores autorregresivos (VAR) extendido en 2 dimensiones. Primero, el modelo permite volatilidad estocástica, con lo que se puede capturar la variación en el tiempo en el tamaño de los choques de política monetaria. Segundo, el modelo admite una interacción dinámica, a través de una ecuación de transición, entre el nivel de las variables en el VAR y la volatilidad cambiante en el tiempo de los choques. Los resultados demuestran que, en el Perú, los choques de política monetaria contribuyen a reducir la volatilidad macroeconómica. Así, se estima que un choque de política monetaria de 100 puntos básicos está asociado a una disminución de la volatilidad del PBI hasta de 9% los primeros 6 meses, y una reducción de la volatilidad de la inflación y el tipo de cambio, de hasta 5% y 15% los 5 primeros meses, respectivamente.

Calificación JEL: C11, C22, C13, C50, E40, E52, E58

Palabras Claves: VAR no lineal, volatilidad estocástica, Gibbs sampling, política monetaria

ABSTRACT

This paper studies the impact of monetary policy shocks on the volatility of the main macroeconomic variables of Peru. The empirical approach used is based vector autoregressive (VAR) model extended along two dimensions. First, the model allows for stochastic volatility, thus capturing the variation over time in the size of monetary policy shocks. Second, the model admits a dynamic interaction, through a transition equation, between the level of the variables in the VAR and the time-varying volatility of the shocks over time. The results suggest that, in Peru, monetary policy shocks contribute to reduce macroeconomic volatility. Thereby, the analysis establishes that a 100 basis points increases in the policy rate causes a decrease in GDP volatility of up to 9% in the first six months, and a reduction in inflation and exchange rate volatility, of up to 5% and 15% the first five months, respectively.

JEL Classification: C11, C22, C13, C50, E40, E52,E58

Keywords: Non linear SVAR, stochastic volatility , Gibbs sampling, monetary policy

ÍNDICE

1. Introducción.....	6
2. Revisión de literatura.....	10
3. Modelo empírico y metodológico.....	15
3.1. Priors y valores iniciales.....	17
3.2. Simulación de la distribución de las posteriors.....	18
3.3. Impulso respuesta y descomposición de varianza.....	19
4. Datos.....	21
5. Resultados.....	22
5.1. Identificación de los choques de política monetaria.....	22
5.2. Los efectos de la política monetaria en la volatilidad del ciclo económico.....	23
5.3. Descomposición de la varianza del error de predicción (FEVD)..	24
6. Conclusiones	26
7. Bibliografía.....	27
8. Anexos.....	32
8.1. Tablas.....	32
Tabla 1 Descripción de datos.....	32
Tabla 2 Pruebas de raíz unitaria.....	32
Tabla 3 Restricciones de signo.....	33
Tabla 4 Descomposición de la varianza.....	33
Tabla 5 Selección de modelo.....	34
8.2. Figuras.....	35
Figura 1 Variables endógenas.....	35
Figura 2 Impulso respuesta ante un choque de política monetaria.....	36
Figura 3.1 Impulso respuesta ante un choque de política monetaria de modelos alternativos. En esta figura se emplean como variables	

de control la tasa de interés de la FED contemporánea y precio de exportaciones con 3 rezagos.....37

Figura 3.2 Impulso respuesta ante un choque de política monetaria de modelos alternativos. En esta figura se emplean como variables de control la tasa de interés de la FED contemporánea y precio de commodities (Dow Jones) contemporánea.....38

Figura 3.3 Impulso respuesta ante un choque de política monetaria de modelos alternativos. En esta figura se emplean como variables de control los precios de exportación con 3 rezagos.....39



1. INTRODUCCIÓN

Las autoridades monetarias desempeñan un papel crucial a la hora de garantizar la estabilidad económica y financiera de los países, y lo hacen a través de una serie de instrumentos que tienen a su disposición. Esto sugiere que sus acciones tienen un efecto de primer orden en el comportamiento económico de los agentes. Por ejemplo, las autoridades monetarias pueden modificar los planes de consumo, inversión y fijación de precios de los hogares y las empresas mediante el ajuste de la tasa de interés de política monetaria (Mumtaz y Theodoridis, 2015).

Para la transmisión de las medidas de política monetaria a la economía y sus efectos de primer orden existe una extensa literatura en macroeconomía. Sin embargo, un nicho poco explorado y menos estudiado es el potencial efecto de la política monetaria en la volatilidad macroeconómica. En las economías desarrolladas, existe evidencia empírica que indica que la política monetaria puede incrementar la volatilidad macroeconómica a través de sus efectos en los precios de los activos financieros (ver Adrian et al., 2019; y Adrian y Liang, 2018). Sin embargo, para el caso de economías emergentes, y en particular para el Perú, no existen trabajos que aborden directamente estos potenciales efectos.

En este trabajo abordamos esta cuestión para el caso de Perú. Para ello, y con el fin de averiguar cómo la política monetaria ha afectado la volatilidad de las principales variables macroeconómicas en el Perú, se emplea un modelo de vectores autorregresivos estructurales con volatilidad estocástica que permite una dinámica de retroalimentación entre las variables macroeconómicas y su volatilidad. Este modelo es estimado con datos mensuales para el periodo entre enero de 1995 y enero 2020. Este periodo es relevante para el estudio debido a que existe evidencia de cambios en la volatilidad macroeconómica (ver por ejemplo Castillo, Humala y Tuesta, 2012). La elección de este marco empírico permite cuantificar endógenamente los efectos de la volatilidad como parte de la propia estimación, además de permitir tratarla como una variable endógena

adicional del modelo VAR. En ese sentido esta investigación contribuye a la literatura al explicar cómo los choques de política monetaria podrían afectar la volatilidad de las variables macroeconómicas en el ciclo económico del Perú.

Uno de los posibles canales de transmisión de la política monetaria a una mayor volatilidad macroeconómica es el canal financiero. En particular, la política monetaria afecta la percepción de riesgo de los mercados y lleva a que se revalúen sus decisiones en función del riesgo en los portafolios, los precios de los activos y el precio del fondeo o financiamiento (Borio y Zhu, 2012). En este sentido, una contracción (expansión) monetaria puede incrementar (reducir) el costo de los fondos externos en más de lo que garantiza el cambio en la calidad crediticia de los prestatarios y la liquidez de los prestamistas. Este resultado de endurecimiento (pérdida) de las condiciones amplifica el choque de política monetaria y tiene efectos significativos en la actividad económica (Segev, 2020). A su vez, existe una parte de la literatura que documenta una relación no lineal entre las condiciones financieras y la distribución no condicional del crecimiento económico, en la cual las condiciones financieras en deterioro se asocian con un aumento en la volatilidad condicional del PBI (Adrian et al., 2019). En esta literatura, por ejemplo, una política monetaria muy expansiva, por mucho tiempo, puede, a futuro generar vulnerabilidades financieras que luego incrementen no solo la volatilidad en los mercados de crédito, sino también de variables como el PBI y la inflación.

Por otro lado, otro canal importante de transmisión de política monetaria es el esquema de política y la efectividad en su comunicación. Cuestiones relevantes como la calidad de la información, credibilidad y transparencia son de vital importancia al tomar decisiones de política y poder medir sus consecuencias. En específico, el Perú se ha caracterizado por ser un país que en los inicios de su incursión de política monetaria presentó considerables falencias en dichos aspectos. Por ejemplo, Mishkin y Savastano (2001) hacen énfasis en los problemas de control de crecimiento monetario que enfrentó el país en el régimen previo a los años 90 como consecuencia de la manipulación de la base monetaria para reducir las cifras hiperinflacionarias. En los años 80s

e inicios de los 90s, la política monetaria, juntamente con la política fiscal, constituyeron una fuente importante de volatilidad macroeconómica, y no mecanismos efectivos para mitigarla.

Sin embargo, en las últimas décadas, la orientación de la política monetaria en el Perú ha cambiado notoriamente. La autoridad monetaria modificó tantos sus objetivos como formas de operación, poniendo mayor énfasis en lograr y mantener la estabilidad de precios a mediano y largo plazo. Gracias a ello, la política monetaria ha podido influir en la actividad económica agregada y, en consecuencia, ha podido desempeñar un rol estabilizador. Esto se ha reflejado en niveles de inflación promedio, desde 2002 alrededor de 2,5 por ciento, y una reducción significativa en la volatilidad del PBI (ver Castillo et al., 2016). En efecto, la evidencia disponible sugiere que, al asegurar la estabilidad de precios, la política monetaria ha fomentado el crecimiento sostenible de distintos indicadores macroeconómico y también ha ayudado a reducir la volatilidad del producto¹.

Este trabajo contribuye a esta discusión. Nuestros resultados muestran que los choques de política monetaria en el Perú reducen la volatilidad de la inflación, el tipo de cambio, el producto y la tasa de interés. Al respecto, ante un choque de política monetaria de 1%, la volatilidad del producto y tasa de interés disminuiría hasta -9% en el sexto mes, mientras la volatilidad de la inflación y el tipo de cambio llegarían a reducirse hasta -5% y -15% en los 5 primeros meses, respectivamente. Ello podría ser explicado, por el rol estabilizador que ha jugado la política monetaria. Así, a finales de los años 90s, la política monetaria utilizó la tasa de interés para estabilizar el tipo de cambio durante episodios de salidas de repentinas de capital, con lo que se redujo el impacto en la inflación, el tipo de cambio, y el PBI. En los años posteriores, luego de la adopción del esquema de metas de inflación. La credibilidad de política monetaria para mantener la inflación baja, y el uso de instrumentos no convencionales, le permitió implementar políticas monetarias contracíclicas, que pueden haber contribuido a

¹ De acuerdo con esto, Clarida, Gali y Gertler (2000) señalan que una menor volatilidad estaría asociada al énfasis de la política monetaria y su éxito en la estabilidad de precios.

reducir la volatilidad macroeconómica en el Perú. Adicionalmente, dado que Perú tiene un mercado de capitales poco desarrollados, los precios de los activos financieros y su volatilidad tienen un rol menos importante en la economía que los flujos de crédito o el tipo de cambio, variables que reciben una influencia más directa de las acciones de política monetaria en el Perú. Por otra parte, se brinda mayor evidencia en relación con la participación de los choques de política monetaria en la variabilidad tanto de las variables en niveles como en su volatilidad a través de la descomposición de la varianza. Al respecto, la política monetaria no parece ser una fuente de volatilidad tan importante en el periodo de análisis, lo cual puede atribuirse al contexto económico del periodo tratado.

El resto del documento está ordenado de la siguiente manera: en la sección 2 se realiza una breve revisión de literatura pertinente para el estudio. Luego, en la sección 3, se presenta el modelo econométrico empleado, así como la metodología para la estimación de parámetros, la descripción de los datos y el esquema de identificación. En la sección 4, se discuten los principales resultados encontrados. En la sección 5, se analiza la solidez de los resultados por medio de ejercicios de robustez y se expone las limitaciones del modelo. Finalmente, en la sección 6 se proporcionan las conclusiones.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

El presente documento está relacionado con dos ramas de la literatura. La primera estudia como la política monetaria puede generar incertidumbre en otras variables macroeconómicas, y la segunda, estudia los efectos de la política monetaria en variables macroeconómicas. Este trabajo sigue más de cerca la primera rama de la literatura.

Uno de los estudios tempranos que busca relacionar la volatilidad y el sector macroeconómico es el realizado por Bloom (2007). En su trabajo, Bloom (2007) estudia los efectos de choques de incertidumbre en las variables macroeconómicas de Estados Unidos. El autor busca demostrar que dichos choques de incertidumbre son los que conducen a fuertes recesiones y recuperaciones en la economía. Su metodología consiste en la proposición de un modelo teórico con momentos de segundo orden variantes en el tiempo que incorpora una combinación de costos de reajuste tanto de capital como de trabajo. Los resultados de las estimaciones y de las simulaciones de un choque en el segundo momento de lo que denomina el “crecimiento de las condiciones comerciales” (productividad y demanda) muestran que el sector real se ve considerablemente afectado, pues este choque per sé ocasiona una caída con efecto rebote de 1% en el empleo y la producción durante los 6 meses próximos de producido el choque, con un “overshoot” de largo plazo más suave. Este resultado es asociado al hecho de que la incertidumbre pausa las contrataciones y las inversiones de las firmas. Asimismo, el autor concluye que los efectos de dicho choque de incertidumbre son la causa de que la reducción de la tasa de interés, los salarios y los precios tengan efectos muy limitados en el corto plazo o lo que también se denomina insensibilidad a los estímulos económicos. Razón por la cual, las políticas económicas, tanto fiscales como monetarias, serían inefectivas.

Uno de los trabajos más en línea con la relación causal entre un choque de política monetaria y el incremento en la volatilidad de las variables

macroeconómicas es el realizado por Ludvigson y Ng (2015), quienes buscan demostrar si la incertidumbre que se genera en una economía a nivel macroeconómico es un impulso que ocasiona fluctuaciones en el ciclo económico o si, en realidad, son una respuesta endógena a las fluctuaciones económicas. Para ello, emplean un modelo SVAR, que se basa en una identificación de conjunto². Dicha identificación hace uso de matrices ortogonales provenientes de 1.5 millones de matrices aleatorias descompuestas mediante el método QR. Posteriormente, sobre dicho conjunto solución de identificación, se proponen restricciones “de evento” y “de variable externa” que reducen el conjunto solución y sobre este se hace el análisis estructural. Entre los resultados de su investigación encuentran que la incertidumbre macroeconómica surge endógenamente como respuesta a los choques en la actividad del sector real, contribuyendo fuertemente en su comportamiento contracíclico. Asimismo, muestran que los choques de incertidumbre financieros son los que conducen las fluctuaciones del ciclo económico, y que la incertidumbre a nivel macroeconómico amplifica los efectos adversos causados por otros choques, lo cual podría eventualmente magnificar los efectos recesivos que estos inducen.

Para economías en desarrollo, una de las primeras investigaciones empíricas que estudian los efectos de la política monetaria en la volatilidad de las variables macroeconómicas en el ciclo económico, es la desarrollada por Galvis et al. (2017), quienes analizan los efectos de los anuncios de política monetaria sobre la volatilidad del tipo de cambio para Colombia entre los años 2008 y 2015. Los autores utilizan un modelo EGARCH (1,1), en el cual estiman un conjunto de regresiones cuya variable dependiente son los cambios diarios en la volatilidad de la tasa de cambio en los días en que se toman las decisiones de política monetaria. Los resultados concluyen que las declaraciones oficiales del Banco Central de Colombia tienen efectos negativos y significativos al 1% sobre la volatilidad del tipo de cambio.

² Hace referencia a un conjunto de soluciones al problema de identificación $\hat{B} = \{B = \hat{P}Q: Q \in O_n, \text{diag}(B) \geq 0, g_2(B) = 0\}$, ver detalles en Ludvigson y Ng(2015).

Por otra parte, el trabajo que fundamenta la metodología empírica en la cual el presente estudio se basa es el recientemente realizado por Mumtaz y Theodoridis (2019), quienes estudian los efectos de los choques de política monetaria en la volatilidad de las variables más relevantes de la economía estadounidense, a través de un modelo VAR con volatilidad estocástica haciendo uso de un método de identificación parcial únicamente sobre los choques de política monetaria, basado en restricciones de signo contemporáneas, el cual contrastan con un modelo dinámico estocástico de equilibrio general (DSGE) con fricciones laborales de emparejamiento y preferencias de Epstein-Zin. En general, sus resultados indican que un incremento de 100 puntos base de la tasa de política monetaria produce un incremento del 10% en la volatilidad de la inflación y el desempleo. Asimismo, concluyen que la coexistencia del temor de los agentes por permanecer desempleados prolongadamente y el deseo de la autoridad monetaria por realizar los ajustes de política de manera gradual incrementan la volatilidad de las variables.

La segunda rama de la literatura a la que está relacionada este trabajo tiene origen en los trabajos seminales de Sims (1992), Bernanke y Blinder (1992), Gordon y Leeper (1992), Eichenbaum y Evans (1995), Grilli y Roubini (1995), Strongin (1995), Christiano, Eichenbaum y Evan (1999), entre otros, quienes realizaron estudios para Estados Unidos sobre la transmisión de choques de política monetaria utilizando modelos de vectores autorregresivos estructurales. Los estudios de dichos autores, aunque varían en la extensión de los modelos y las transformaciones sobre las variables, coinciden en la implementación de restricciones de exclusión en sus diferentes variantes: restricciones contemporáneas mediante identificación recursiva e identificación contemporánea no recursiva. Pese a que dichas variaciones sobre los esquemas de identificación podrían conllevar a discrepancias en los resultados de las investigaciones en términos cuantitativos, los registros cualitativos de estos estudios muestran coherencia con los efectos de la política monetaria desarrollados en los libros de texto: un choque expansivo de política monetaria

aumenta tanto el producto como la inflación con cierto rezago, y caso contrario para un choque contractivo.

Todos estos resultados se han obtenido utilizando modelos de vectores autorregresivos con parámetros constantes. Sin embargo, es evidente la rigidez econométrica que presentan en comparación a extensiones que permiten incorporar la posibilidad de cambios en los parámetros y la posibilidad de volatilidad estocástica. Asimismo, existen estrategias alternativas para la identificación de los choques de la política monetaria y sus efectos en la economía. Los trabajos empíricos en esta línea son los realizados por Congley y Sargent (2005), Primiceri (2005), Koop et al. (2009), entre otros.

Respecto a la literatura para economías en vía de desarrollo como las de América Latina, y en particular Perú destaca el estudio realizado por Pérez-Forero (2016), quien realiza un panel VAR jerárquico bayesiano para comparar la transmisión de choques de política monetaria en los países de la región que utilizan el esquema de metas de inflación (Brasil, México, Colombia, Chile y Perú). Asimismo, se encuentran trabajos como el de Bigio y Salas (2006) quienes investigaron los efectos no lineales generados por los choques de política monetaria y tipo de cambio real en el Perú, a través de la estimación de un modelo VAR de transición suave logística (LSTVAR) y el de Castillo, Pérez y Tuesta (2011) quienes realizan un estudio sobre los choques de política en la economía peruana haciendo uso de un modelo extendido propuesto por Bernanke y Mihov (1998) considerando características particulares de una economía parcialmente dolarizada.

Por otra parte, Castillo, Montoya y Queniche (2016), y Portilla y Rodríguez (2020), en sus estudios sobre política monetaria para Perú, utilizaron modelos TVP-VARs para medir los choques de política monetaria y la dinámica que estos inducen en el nivel de las variables económicas. Los resultados de Castillo et al. (2016) respecto a la política monetaria apuntan a que la regla de política monetaria peruana ha logrado reducir la volatilidad macroeconómica al reducir el tamaño de los choques de política monetaria; por su parte Portilla y Rodríguez

(2020) indican que, a partir del primer trimestre del año 2002, los choques de política monetaria han dejado de ser una fuente importante de volatilidad macroeconómica.



3. MODELO EMPÍRICO Y METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN

Se utiliza el modelo propuesto por Mumtaz y Theodoridis (2019) para estimar el impacto de la política monetaria en el segundo momento de las principales variables macroeconómicas para el caso de las cinco economías de la muestra.

El modelo propuesto por estos autores utiliza la especificación de un VAR estructural con volatilidad estocástica. Las ecuaciones del modelo están determinadas por:

$$Y_t = c + \sum_{p=1}^k A_p Y_{t-p} + \sum_{i=1}^K b_i \tilde{h}_{t-1} + \Omega_t^{1/2} \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(\mathbf{0}, I) \quad (1)$$

$$\tilde{h}_t = a + \theta \tilde{h}_{t-1} + \sum_{j=1}^k d_j Y_{t-j} + \eta_t, \eta_t \sim N(\mathbf{0}, Q) \quad (2)$$

$$\Omega_t = B^{-1} H_t B^{-1'} \quad (3)$$

donde

Y_t : Conjunto de variables endógenas

\tilde{h}_t : Vector del logaritmo de las volatilidades estocásticas

ϵ_t : Vector de perturbación estructural

Q : Matriz diagonal de varianzas y covarianzas de la ecuación de transición

Ω_t : Matriz de varianzas y covarianzas de los choques reducidos

H_t : Matriz diagonal con las volatilidades estocásticas ($diag[exp(\tilde{h}_t)]$)

B : Matriz triangular inferior asociada a la relación contemporánea entre los errores de forma reducida.

En la ecuación (1), Y_t es un conjunto de variables endógenas agrupadas en un vector $N \times 1$, \tilde{h}_{t-k} es un vector $N \times 1$ el cual denota el logaritmo de las volatilidades estocásticas. A_j es una matriz $N \times N$ que tiene parámetros que miden los efectos de las variables rezagadas, mientras b_k es la matriz de coeficientes

que mide los efectos de las volatilidades estocásticas. ϵ_t es un vector Nx1 de perturbaciones estructurales, donde $E[\Omega_t^{1/2}\epsilon_t] = 0$ y $E[(\Omega_t^{1/2}\epsilon_t)(\Omega_t^{1/2}\epsilon_t)'] = \Omega_t$

La matriz de covarianzas Ω_t es una matriz variante en el tiempo y está factorizada como $\Omega_t = B^{-1}H_tB^{-1}$, donde B es una matriz triangular inferior NxN que esta asociada a la relación contemporánea entre los errores de forma reducida. Mientras, H_t es una matriz diagonal NxN que captura la volatilidad estocástica de los errores ortogonales de la diagonal principal, que puede ser representada de la siguiente manera:

$$H_t = \text{diag}(\exp(\tilde{h}_t)) \quad (4)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} \exp(\tilde{h}_{1,t}) & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \exp(\tilde{h}_{N,t}) \end{bmatrix} \quad (5)$$

La ecuación de transición para las volatilidades estocásticas está dada por la ecuación (2). donde, siguiendo la literatura clásica de volatilidad, \tilde{h}_t depende de su primer rezago. La matriz de coeficientes d_j de orden NxN permite que los rezagos de las variables endógenas afecten el logaritmo de las varianzas. Si estos coeficientes son diferentes de cero, significa que los choques que afecten a la ecuación (1) tendrán un impacto en \tilde{h}_t y consecuentemente en la matriz de covarianzas y, por ende, en la varianza incondicional de las variables endógenas.

El modelo descrito admite una dinámica de retroalimentación entre las variables macroeconómicas y su volatilidad, determinada por los parámetros b_i en la ecuación (1). Ello quiere decir que los impactos estructurales sobre las variables endógenas tendrán un efecto sobre la volatilidad de los choques estructurales, y las fluctuaciones en la volatilidad de los choques estructurales afectarán nuevamente a las variables macroeconómicas y, finalmente a su volatilidad. Una forma de ver esta relación dinámica es ver las ecuaciones como un sistema VAR extendido.

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ \tilde{h}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c \\ a \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A(L) & b(L) \\ d(L) & \theta L \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_t \\ \tilde{h}_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \quad (6)$$

$$\text{var} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} B^{-1}H_tB^{-1} & 0 \\ 0 & Q \end{pmatrix} \quad (7)$$

donde $A(L), d(L), b(L)$ denotan los polinomios de rezagos de las variables. Dado que nuestro interés radica en investigar la posibilidad del impacto de los choques de política monetaria en los segundos momentos de las variables. Esta especificación permite calcular el impulso respuesta de \tilde{h}_t , y por lo tanto $\text{var}(Y_t)$ ante un choque de política monetaria vía una correcta especificación de la matriz B .

Respecto a la elección del orden de rezagos, se establece para el modelo VAR 3 rezagos, 2 rezagos para las variables endógenas en la ecuación de transición y 2 rezagos para las volatilidades estocásticas en la ecuación (1). La elección del orden de los rezagos fue aproximada a través de una estimación de un VAR estándar con las mismas variables utilizadas para cada país. En general, los criterios de selección HQ y SIC seleccionaron 2 rezagos, por lo que se decidió usar este número para las volatilidades y la ecuación de transición. Se opta por un orden mayor de rezagos en las variables endógenas del VAR, para mantener la parsimonia del modelo.

3.1. PRIORS Y VALORES INICIALES

El modelo es estimado mediante métodos bayesianos. Se usan priors conjugadas, lo que permite conocer la forma explícita de las posteriors. Para establecer las priors, se utiliza una muestra de entrenamiento con información de 100 observaciones. Las distribuciones priors se definen por bloques independientes: el bloque de los coeficientes VAR, $\Gamma = \text{vec}([c, \{A_p\}_{p=1}^k, \{b_i\}_{i=1}^K, \alpha])$, los coeficientes que se encuentran fuera de la

diagonal de la matriz de identificación $B_0 = vech(B)$, las volatilidades cambiantes en el tiempo H_t y los parámetros propios de la ecuación de transición Θ .

La definición de las distribuciones prior para los coeficientes del VAR está basada en la literatura que colapsa las ecuaciones de dicho VAR hacia procesos AR independientes en las variables endógenas. Específicamente, siguiendo a Banbura et al. (2007), se implementan priors normales³ vía observaciones dummy. Se usan priors similares en la ecuación de transición y se asume que cada logaritmo de la volatilidad estocástica sigue un proceso AR y que no tienen feedback de los rezagos de las variables endógenas.

Las priors para las volatilidades estocásticas, siguiendo a Cogley y Sargent (2005), se distribuyen como una normal y son definidas en $t=0$ como $\ln \tilde{h}_0 \sim N(\ln(\mu_0), I_{NxN})$. El elemento μ_0 de la distribución de h_0 está dada por los elementos de la diagonal de la descomposición de Cholesky de la matriz v_{ols} , que denota la estimación OLS de la matriz de covarianza del VAR, en base a la muestra de entrenamiento. Por otro lado, la varianza es asumida I_{NxN} .

Por último, la prior del bloque de coeficientes fuera de la diagonal de la matriz de B siguen también una distribución normal $B_0 \sim N(\hat{a}_{ols}, V(\hat{a}_{ols}))$, con \hat{a}_{ols} igual a los elementos fuera de la diagonal de la descomposición de Cholesky de v_{ols} y $V(\hat{a}_{ols})$ asumida como una matriz diagonal con elementos igual a 100.

3.2. SIMULACIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN DE LAS POSTERIORES

Para la derivación de la distribución posterior conjunta de todos los parámetros del modelo, se utiliza un algoritmo de Gibbs iterativo⁴.

El muestro de Gibbs se basa en los siguientes pasos.

³ En este caso, se hace referencia a la distribución prior que inicialmente [Litterman \(1979\)](#) propuso para el estudio de VARs bayesianos, y que posteriormente sería modificada por [Sims y Zha \(1999\)](#): la actualmente conocida como "Minnesota prior".

⁴ Este algoritmo empleado es una extensión de los métodos MCMC usados para estimar VARs Bayesianos con volatilidad estocástica, por ejemplo el presentado por Cogley y Sargent (2005).

1. Dados los *draws* para Γ y \tilde{h}_t , los *draws* para A se basan en una distribución normal, ya que los elementos de la matriz pueden derivarse de una transformación GLS de un sistema lineal de ecuaciones para hacer que los errores sean homocedásticos. Sin embargo, estos parámetros solo se aceptan si los parámetros de A respetan las restricciones de signo. En caso de rechazo, toma nuevos parámetros para A hasta su aceptación.
2. Dado el conjunto de información de Y_t y las volatilidades estocásticas \tilde{h}_t , se utiliza el filtro de Kalman para obtener las distribuciones de las posterior de los coeficientes VAR basado en el algoritmo de Carter y Kohn (2004). Esta aplicación es equivalente a una transformación GLS del modelo.
3. Condicional a los *draws* para las volatilidades, la posterior condicional para parámetros propios de la ecuación de transición θ se basan en una distribución normal. Los parámetros se obtienen usando resultados para las regresiones lineales de la ecuación (2) anexo con las observaciones dummy. La posterior para q se basan en una distribución inversa Wishart.
4. Por último, condicional a los coeficientes del modelo VAR, los parámetros de la ecuación transición y a la no linealidad del modelo en su forma espacio-estado, se emplea un muestreo de Gibbs vía filtro de partícula para obtener la senda de las volatilidades estocásticas (ver Lindsten y Schon, 2013; Chopin y Singh, 2014). Lo cual permite extraer "draws" que resultan de una distribución objetivo invariante Lindsten et al. (2014).

Una vez obtenida la distribución condicional completa del modelo, se procederá a realizar la estimación de las funciones de impulso respuesta para cada *draw* obtenido de ella.

3.3. IMPULSO RESPUESTA Y DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA

Se define, en línea al trabajo de Mumtaz y Theodoridis (2019), la ecuación de las funciones impulso respuesta a través de su representación bajo el operador de esperanza condicionada:

$$IRF_t = E(\ln var(Y_{t+k})|\Phi, Y_{t-1}, \epsilon) - E(\ln var(Y_{t+k})|\Phi, Y_{t-1}) \quad (8)$$

donde, Φ denota los parámetros y las variables de estado del sistema y ϵ denota el choque de política monetaria. Esta presentación de las funciones impulso respuesta está compuesta por dos partes: la primera, en la izquierda, representa el *forecasting* lineal del logaritmo de la volatilidad de las variables macroeconómicas condicionado a que el choque de política monetaria; la segunda parte, en la derecha, representa el *forecasting* base, o séase, cuando el choque estructural en cuestión adquiere el valor de cero.

La conveniencia de esta representación se justifica en Koops *et al.* (1996), donde los autores describen un método de simulación estocástica para aproximar dichas esperanzas matemáticas usando el algoritmo de muestreo de Gibbs. Se usan 100 simulaciones para calcular las IRF repitiendo esto para 500 *Gibbs draws* retenidos⁵.

Además, con el fin de investigar la relevancia del choque de política monetaria en la volatilidad de las variables endógenas, se realizará una descomposición de varianza del error de predicción (FEVD). Para ello, se tomará en cuenta el método descrito por Lanne y Nyberg (2016) para modelos no lineales.

⁵ Específicamente, los draws retenidos se obtienen después de haber realizado un *burn-in* sobre la posterior condicional conjunta.

4. DATOS

El modelo es estimado por medio de 4 variables: el crecimiento anual del PBI, inflación anual, la depreciación anual y la tasa de interés de corto plazo como instrumento de política monetaria. Las definiciones, fuentes y pruebas de raíz unitaria asociadas a cada variable se encuentran en el apéndice. Los datos se encuentran en frecuencia mensual para el periodo 1995M1-2020M1, dando un total de 301 observaciones. En la figura 1 se muestran las tasas de crecimiento para el PBI real y índice de precios del consumidor; así como la depreciación anual del tipo de cambio y la tasa de interés.

Dado que el Perú es una economía pequeña y abierta se encuentra sujeta a la influencia de factores externos. En este sentido, los posibles efectos externos en la economía son controlados por medio de una estimación preliminar. Cada variable endógena es regresionada contra la variable exógena considerada, en este caso la tasa de interés de la FED, para luego capturar los residuos y emplearlos en la estimación preliminar⁶.

⁶ Para la elección de la variable exógena se realizaron distintas estimaciones, escogiendo finalmente la de mejor ajuste. Los resultados de los impulso-respuesta de estos modelos se muestran en la figura 3 y los criterios de información de cada modelo en la tabla 5.

5. RESULTADOS

5.1. IDENTIFICACIÓN DE LOS CHOQUES DE POLÍTICA MONETARIA

La identificación de los choques de política monetaria es estándar. Se utilizan las restricciones de signo contemporáneas, y los choques monetarios son caracterizados por las intervenciones tomadas por el Banco Central a través de la tasa de interés de corto plazo. Un choque de política monetaria positivo genera un incremento en tasa de interés de corto plazo, lo cual reduce el consumo, así como la inversión de las empresas. Por un lado, los agentes, dado el mayor costo de dinero, preferirán ahorrar, mientras que los bancos dada una mayor tasa de interés reducirán su demanda por fondos líquidos. Estas modificaciones de la demanda interna hacen que la actividad económica se desacelere y la inflación caiga. Por otro lado, el tipo de cambio ante un choque de política monetaria positivo tiende a apreciarse.

En el Cuadro 3 se muestran las restricciones de signo utilizadas. Es importante destacar que las restricciones de signo son impuestas solo al momento del impacto, y están asociadas a un solo choque en particular: choques de política monetaria. Como resultado son N-1 los choques no identificados (“otros choques”). Tal como hace mención Pérez-Forero (2016), esto no es un problema, ya que la bibliografía de modelos SVAR con restricciones de signo muestra que, para realizar una inferencia adecuada, basta con identificar el sistema de manera parcial; empero, ello también impone una limitación: no poder realizar un análisis de descomposición histórica, dado que para ello se necesitarían supuestos adicionales para identificar los N-1 choques restantes.

5.2. LOS EFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA EN LA VOLATILIDAD DEL CICLO ECONÓMICO

Según los resultados la estimación, los efectos en las variables en niveles son muy tenues ante un choque de 100 puntos base en la variable de política monetaria. El producto se contrae hasta alcanzar un máximo aproximado de 10 puntos base en el veintavo mes posterior a dicho choque. En lo que respecta a la inflación, habría una leve reducción a partir del décimo octavo mes, alcanzando una disminución máxima de 20 puntos base. En cuanto a la última variable en niveles del modelo, el tipo de cambio, en el periodo inicial, que comprende el momento del choque inicial hasta el 5 mes, hay una reducción que no superaría los 20 puntos base respecto a su valor inicial.

Los resultados de mayor interés en el análisis de impulso respuesta se encuentran inmersos en las IRF de la varianza de las variables macroeconómicas consideradas, los cuales se muestran en las últimas tres filas de la figura 2. De la figura se desprende claramente que la volatilidad de todas las variables endógenas disminuye en respuesta a este choque. Esto es reflejado en la medida de toda la volatilidad capturado por el logaritmo determinante de la matriz de covarianzas de las variables endógenas que muestra una disminución durante el horizonte de dieciséis meses.

La respuesta de la volatilidad de cada una de las variables es persistente y dura un periodo de 1 a 1,5 años con la magnitud de la respuesta del tipo de cambio ligeramente mayor que demás variables macroeconómicas. En particular, las estimaciones muestran que la volatilidad del producto y tasa de interés se contraen hasta -9% en el sexto mes, mientras la volatilidad de la inflación y el tipo de cambio llega a reducirse hasta -5% y -15% en los 5 primeros meses, respectivamente.

Aunque pueda parecer contraintuitivo que una sorpresa de política monetaria no ejerza presiones al alza sobre la volatilidad macroeconómica en general, podemos atribuir dichos efectos a la credibilidad de la autoridad monetaria en el país, ya que la política monetaria puede ser una de las fuentes más importantes

de ciclo económico y tiene, a su vez, la capacidad de minimizar estas fluctuaciones. De hecho, tras la experiencia de una alta y variable inflación, cuyo extremo se observó entre 1985 y 1990, la política monetaria puso mucho más énfasis en lograr y mantener la estabilidad de precios a mediano y largo plazo. Este cambio la orientación y la conducta de la política monetaria, también posible por la mayor independencia del banco central, ayudó no solo a una inflación menos volátil, sino también le ha dado mayor estabilidad al crecimiento del PBI y otros indicadores macroeconómicos.

Asimismo, otra explicación factible surge de las características de los mercados financieros peruanos. Autores como Adrian y Liang (2018) establecen que la política monetaria afecta las condiciones del sistema financiero de un país y la estabilidad de dicho sistema, con una transmisión de un canal de percepción de riesgo que puede llegar al sector real⁷. En este sentido, la política monetaria afectaría la percepción de riesgo de los mercados, llevando a que estos revalúen sus decisiones en función del riesgo. Sin embargo, dado que los mercados financieros en el Perú se caracterizan por ser pequeños, con pocos participantes y poco profundos, hace menos factible que este canal se magnifique hacia la volatilidad macroeconómica agregada.

5.3. DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN (FEVD)

Con el fin de investigar la importancia de los choques de política monetaria se construye la FEVD para el modelo planteado, la cual fue obtenida siguiendo la metodología de Lane y Nyberg (2016) para modelos no lineales. En la tabla N°4 se presentan las contribuciones del choque de la política monetaria en las 4 variables del modelo, junto con sus volatilidades en diferentes horizontes temporales. En la tercera y cuarta columna de la tabla se muestra la contribución

⁷ Específicamente, Adrian y Liang (2018) establecen que la política monetaria se transmite a través de 4 sectores: el sector no financiero, el sector de bienes, el sector bancario y un sector que denominan “sector bancario sombra”.

de todos los choques en niveles sobre la volatilidad de las variables, mientras que en la quinta y sexta columna se reportan la contribución de dichos choques sobre el nivel de las variables. Cabe resaltar que, la descomposición de la varianza del error de predicción que se reporta únicamente contiene los choques de los niveles de las variables. No se reporta la contribución de los choques de volatilidad debido a que el objetivo es la comparación de los choques de nivel de la tasa de interés y sus efectos en la volatilidad de las variables.

Con más detalle, en lo que respecta a la descomposición de la varianza de las variables en niveles, en un horizonte de 12 meses, la mayor contribución de la política monetaria se da sobre la tasa de interés (4.1%) y el tipo de cambio (3.9%). En el caso del horizonte de 24 meses, la mayor contribución se da sobre la inflación (3.7%), manteniéndose también en una cercana proporción la contribución sobre el tipo de cambio (2.8%) y la tasa de interés (2.7%). Por último, en el horizonte temporal de 60 meses, la contribución de los choques de política monetaria en los niveles de las variables, aunque sigue siendo pequeña, es relativamente mayor respecto de los demás horizontes. Para el caso del PBI, un choque de política monetaria contribuye en 7,4% en su variabilidad, mientras en la variabilidad de la inflación esta es de 3,9%, para la tasa de interés de 5,5% y para el tipo de cambio de 6.4%.

Por otro lado, de mucho más interés para fines de la investigación, se puede extraer de la descomposición de las volatilidades de las variables. En este caso, la política monetaria no parece ser una fuente de volatilidad tan importante en el periodo de análisis. Particularmente, a lo largo de todos los horizontes analizados, la contribución de un choque de política monetaria sobre las volatilidades se encuentra entre 2,9% a 8,2%. Si bien hay una contribución relativamente mayor del choque de política monetaria sobre la volatilidad respecto al reportado en las variables en niveles, esta sigue siendo pequeña. Esto en parte, se debería que a partir de los mediados de los 90's, la política monetaria paso a constituir una fuente menor de incertidumbre, su contribución se pierde frente a la influencia de otros choques.

6. CONCLUSIONES

El presente estudio modela la economía peruana basándose en 4 variables fundamentales: tasa de interés, producto, inflación y tipo de cambio. Sobre estas variables se simuló un choque de política monetaria y se analizó las consecuencias de este a lo largo de un horizonte de 60 meses. Los resultados más importantes de las funciones impulso respuesta se centraron en las consecuencias sobre la volatilidad de las variables y la economía agregada. Un choque de política monetaria que eleva la tasa de interés 100 puntos base genera, en términos generales, una disminución sobre la volatilidad de las variables, que dura, por lo menos, alrededor de 10 meses en todas las variables. Esto podría ser explicado apelando a la labor estabilizadora que adoptó el Perú desde los años 90 hasta hoy en día, pues gracias al cambio de orientación y la conducta de la política monetaria ha logrado ser una autoridad capaz de comunicar y dar mejores indicios al público respecto de las consecuencias y objetivos de la política monetaria. Asimismo, es importante señalar que el canal de transmisión financiero, que puede estar fuertemente relacionado con las consecuencias sobre el tipo de cambio y la volatilidad general, no parece ser suficientemente relevante, dado su tamaño e importancia en el país, como para poder transmitir efectos de incertidumbre en la economía, por lo cual puede ser “natural” esperar que la volatilidad no se incremente frente a una sorpresa de política. A modo de conclusión, es recomendable llevar a cabo estudios bajo modelos teóricos (DSGE) que permitan poder dar una conclusión más certera sobre el porqué de las consecuencias de los choques de política monetaria sobre la volatilidad económica en el Perú. Asimismo, sería relevante realizar un estudio más amplio para países con políticas monetarias similares también, de modo que se pueda emitir juicios sobre los tipos de política monetaria que deberían ejecutarse para controlar las fluctuaciones de corto plazo y preservar la estabilidad macroeconómica.

7. BIBLIOGRAFÍA

- Anzoátegui, J., C. De Morales y J. Galvis. (2017), "Efectos de los anuncios de política monetaria sobre la volatilidad de la tasa de cambio: un análisis para Colombia, 2008-2015," Universidad de Antioquia, *Revista Lecturas de Economía* 87, 67-95.
- Adrian, T. y N. Liang. (2018). "Monetary Policy, Financial Conditions, and Financial Stability", *International Journal of Central Banking* 14(1), 72-131.
- Adrian, T., N. Boyarchenko y D.Giannone. (2019), "Vulnerable Growth", *The American Economic Review* 109 (4), 1262-89.
- Banbura, M., D. Giannone, y L. Reichlin (2007), "Bayesian VARs with Large Panel", *CEPR Discussion Paper* 6326.
- Bernanke, B. y A. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and Channels of Monetary Transmission", *The American Economic Review* 82 (4), 901-921.
- Bernanke, B., y I. Mihov. (1998), "Measuring monetary policy", *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869-902.
- Bigio, S. y J. Salas. (2006), "Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2006-008.
- Bittencourt, M., Mwabutwa C., and N. Viegi (2016), "Evolution of Monetary Policy Transmission in Malawi TVP-VAR approach". *Journal of Economic Development* 41(1), 35-55.
- Bloom, N. (2007), "The Impact of Uncertainty Shocks", NBER Working Papers.
- Borio, C., y H. Zhu. (2012). "Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?". *Journal of Financial Stability* 8(4), 236-51.

- Born, B., y J. Pfeifer. (2014). "Policy risk and the business cycle". *Journal of Monetary Economics* 68, 68-85.
- Castillo, P., F. Pérez Forero y V. Tuesta. (2011), "Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos* 21,41-63.
- Castillo, P., A. Humala y V.Tuesta. (2012), "Regime Shifts and Inflation Uncertainty in Peru", *Journal of Applied Economics XIV*, (1),71-87.
- Castillo, P., J. Montoya, y R. Quineche. (2016), "'From the Great Inflation" to the "Great Moderation" in Perú: A time varying structural vector autoregressions análisis", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2016-003.
- Chopin, N. y S. Singh.(2015), "On particle Gibbs sampling". *Bernoulli* 21(3), 1855-1883.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans. (1999), "Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?", *Handbook of Macroeconomics* 1, 65-148.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler. (2000), "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *The Quarterly Journal of Economics* 115(1), 147-180.
- Cogley, T., y T. Sargent (2005), "Drifts and volatilities:monetary policies and outcomes in the post WWII US", *Review of Economics Dynamics* 8(2), 262-302.
- Fernandez-Villaverde, J., P. Guerron-Quintana, J. Rubio-Ramírez, y M. Uribe (2011), "Risk Matters: The Real Effects of Volatility Shocks", *American Economic Review* 101, 2530-61.
- Eichenbaum, M. y C. Evans. (1995), "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates", *The Quarterly Journal of Economics* 100(4), 975-1009.

- Fung, B., y M.Kasumovich. (1998), "Monetary shocks in the G-6 countries: Is there a puzzle?". *Journal of Monetary Economics* 42(3), 575–592.
- Grilli, V. y N. Roubini. (1995), "Liquidity and Exchange Rates: Puzzling Evidence from the G-7 Countries," New York University Working Papers 95-17.
- Guevara, C., y Rodríguez, G. (2020). "The Role of Credit Supply Shocks in Pacific Alliance Countries: A TVP-VAR-SV Approach." *The North American Journal of Economics and Finance* 101140.
- Kasumovich, M. (1996), "Interpreting Money-Supply and Interest-Rate Shocks as Monetary Policy shocks". Bank of Canada Working Paper 96-8.
- Koop, G, Leon-Gonzalez, R. y R.W. Strachan (2009), "On the evolution of the monetary policy transmission mechanism", *Journal of Economic Dynamics and Control* 33, 997-1017.
- Lahura, E. (2012). "Midiendo los efectos de la política monetaria a través de las expectativas de mercado", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos* 23,39-52.
- Larraín B. y F. Parro. (2006), "Chile menos Volátil". *El Trimestre Económico* 75.299(3). 563-596.
- Lanne, M. y H. Nyberg. (2016), "Generalized forecast error variance decomposition for linear and nonlinear multivariate model". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(4), 595-603.
- Leeper, E. y D. Gordon. (1992), "In search of the liquidity effect". *Journal of Monetary Economics* 29(3), 341-369.
- Lindsten, F., y T.B. Schon. (2013), "Backward simulation methods for Monte Carlo statistical inference". *Foundations and Trends in Machine Learning* 6(1), 1-143.
- Lindsten, F., M. I. Jordan, y T.B. Schon. (2014), "Particular Gibbs with Ancestor Sampling". *Journal of Machine Learning Research* 15, 2145-2184.

- Litterman, R. (1979). "Techniques of forecasting using Vector Auto Regression". Working Paper 115, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Liu, P., y H. Mumtaz. (2011), "Evolving Macroeconomic Dynamics in a Small Open Economy: An Estimated Markov-Switching DSGE Model for the United Kingdom". Bank of England Working Paper 397.
- Ludvigson, S., S. Ma. y S. Ng. (2015), "Uncertainty and Business Cycles Exogenous Impulse or Endogenous Response?", NBER Working Papers 21803.
- Mishkin, F. S. y Savastano, M. A. (2001). Monetary Policy Strategies for Latin America. *Journal of Development Economics* 66 (2), 415–444.
- Pérez Forero, F. (2016), "Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico". Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos* 32, 9-33.
- Portilla, J. y Rodríguez, G. (2020), "Evolution on monetary policy in Perú: An empirical application using mixture innovation TVP-VAR-SV model". Departamento de Economía PUCP, Documento de Trabajo 485.
- Primeceri, G. (2005), "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy". *The Review of economics* 72(3), 921-852.
- Mumtaz, H., y K. Theodoridis. (2015), "Dynamic effects of monetary policy shocks on macroeconomic volatility", Working Papers 76, Queen Mary University of London, School of Economics and Finance.
- Mumtaz, H., y K. Theodoridis. (2019), "Dynamic effects of monetary policy shocks on macroeconomic volatility". *Journal of Monetary Economics*.
- Mumtaz, H., y F. Zanetti. (2013), "The Impacto of the Volatility of Monetary Policy Shocks," *Journal of Money, Credit and Banking* 45, 535-558.
- Romer, C., y D. Romer. (2004), "A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications". *American Economic Review* 94 (4), 1055–1084.
- Segev, N. (2020), "Identifying the Risk-Taking channel of monetary transmission and the connection to economic activity". *Journal of Banking & Finance* 116.

Sims, C. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy". Yale University. Cowles Foundation Discussion Papers 1011.

Sims, C., y T. Zha. (1999). "Error bands for impulse responses". *Econometrica* 67(5), 1113-1155.

Strongin, S. (1995), "The Identification of Monetary Policy Disturbance Explaining The Liquidity Puzzle". *Journal of Monetary Economics* 25(3), 463-497.



8. ANEXOS

8.1. TABLAS

Tabla 1 Descripción de datos

Datos	Descripción
PBI real	Producto bruto interno desestacionalizado usando Census x13, base 2007.
IPC	Indice de precios al consumidor de Lima Metropolitana base 2009.
Tipo de cambio nominal	Se utilizó el tipo de cambio interbancario promedio venta y compra (promedio mensual).
Tasa de interés	Se utilizó la tasa de interés interbancaria promedio.

Fuente: BCR. Elaboración propia

Tabla 2: Prueba de raíz unitaria ADF

Variabes	Estadístico	Rezagos
Crecimiento del PBI	-2.74***	2
Inflación anual	-3.50***	12
Depreciación anual	-2.29**	7
Tasa de interés	-2,06**	13

Nota: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, todas las estimaciones fueron realizadas sin intercepto ni tendencia.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3 Restricciones de signo

Restricción de signos	Respuestas			
	PBI	Inflación	Tipo de cambio	Tasa de interés de corto plazo
Choque de política monetaria	-	-	-	+

Fuente: Elaboración propia

Tabla 4 Descomposición de la varianza

Variable	Horizonte	Todos los choques	Choque de política monetaria	Todos los choques	Choque de política monetaria
		Descomposición del FEV de la volatilidad		Descomposición del FEV del nivel	
Tasa de interés	12 meses	44,8	5,4	40,0	4,1
	24 meses	42,2	7,1	33,5	2,7
	60 meses	41,0	8,2	36,8	5,5
PBI	12 meses	10,3	2,9	85,0	1,7
	24 meses	18,9	4,8	74,3	3,7
	60 meses	32,0	7,8	62,2	7,4
Inflación	12 meses	13,9	5,6	75,3	0,9
	24 meses	24,7	6,8	53,5	1,7
	60 meses	33,4	7,1	41,0	3,9
Tipo de cambio	12 meses	9,8	2,9	83,3	1,3
	24 meses	18,4	4,3	68,4	2,8
	60 meses	31,1	7,1	53,3	6,4

Fuente: Elaboración propia

Tabla 5 Selección de modelo

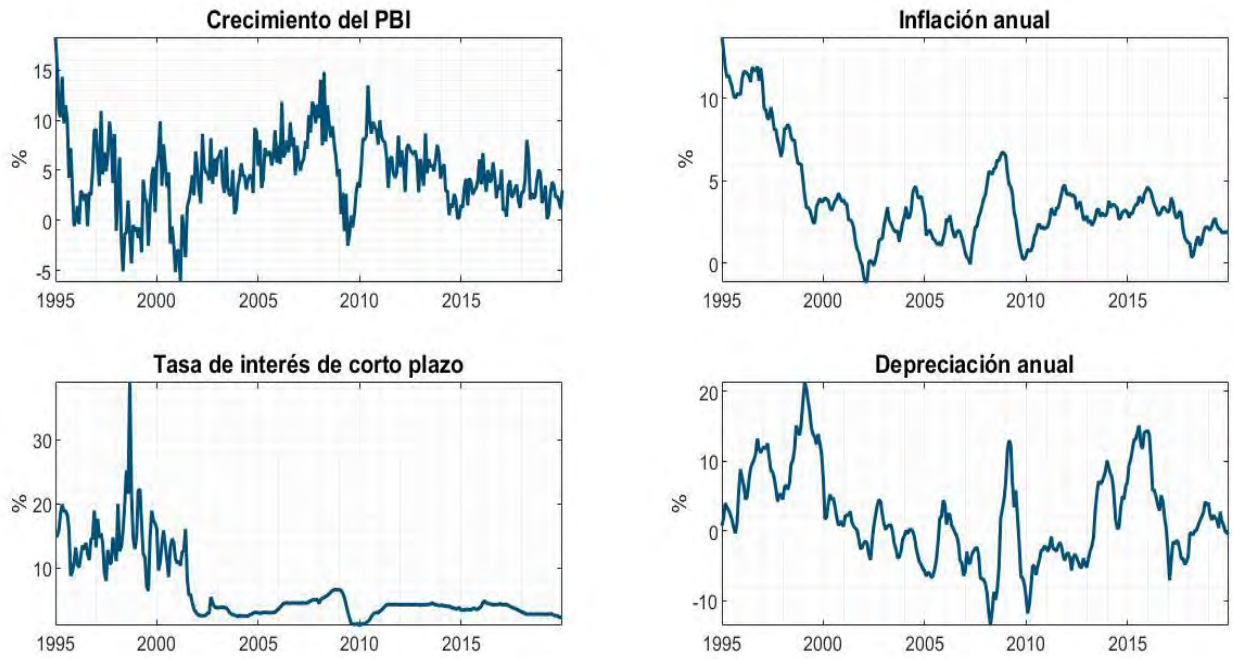
Modelos estimados según variable exógena	DIC
Tasa de interés de la FED	337,6
Tasa de interés de la FED y precio de commodities (Dow Jones) contemporáneos	530,2
Tasa de interés de la FED contemporánea y precio de exportaciones con 3 rezagos	571,5
Precios de exportación con 3 rezagos	615,8

Nota: Sobre la base del criterio de información de desviación (DIC) de Spiegelhalter et al. (2002).
Fuente: Elaboración propia



8.2 FIGURAS

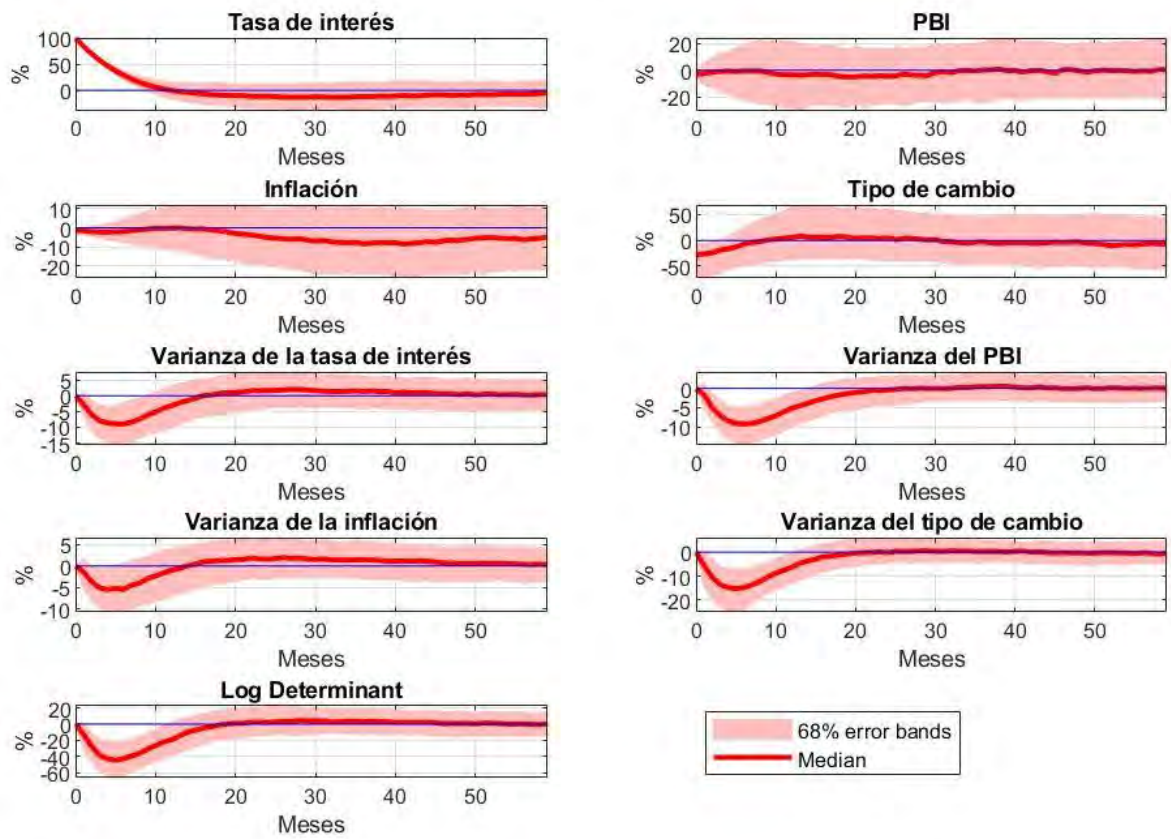
Figura 1: Variables endógenas



Fuente: Elaboración propia

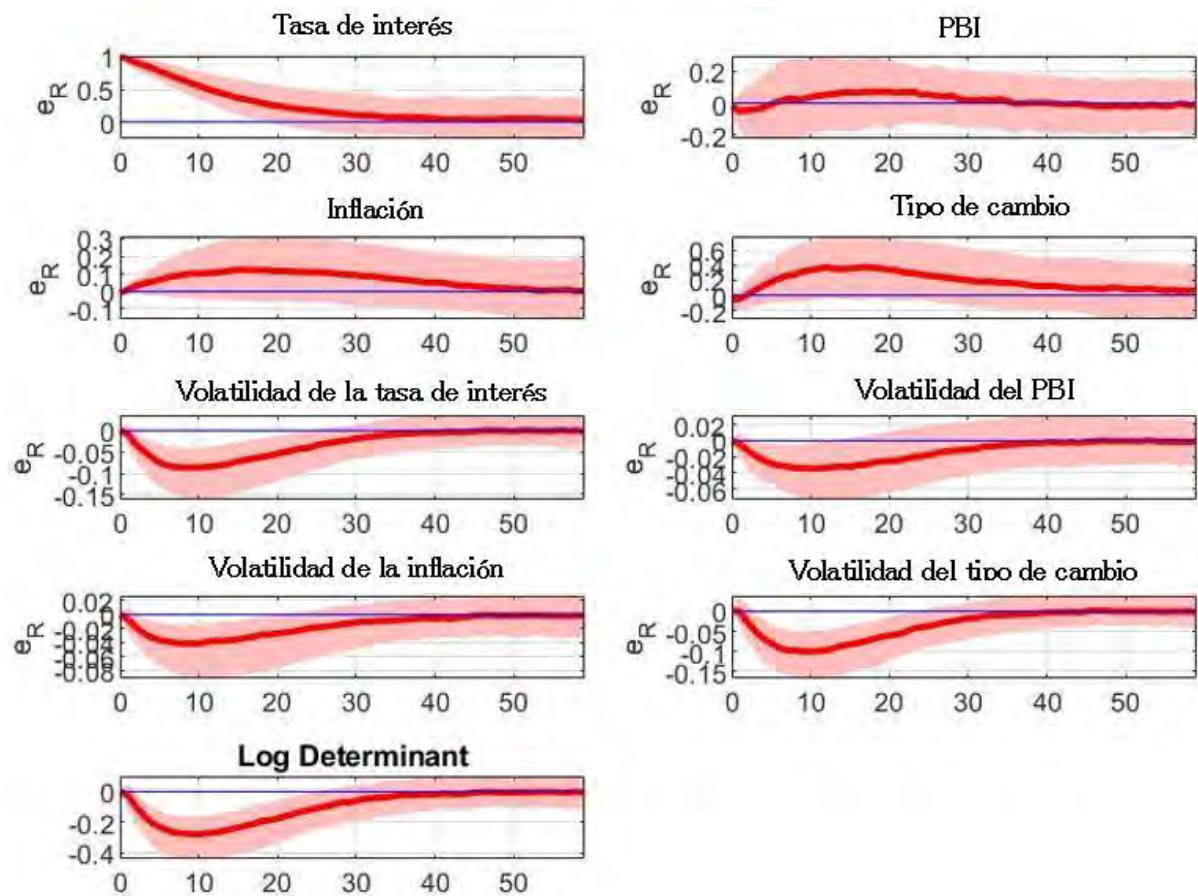


Figura 2 Impulso respuesta ante un choque de política monetaria



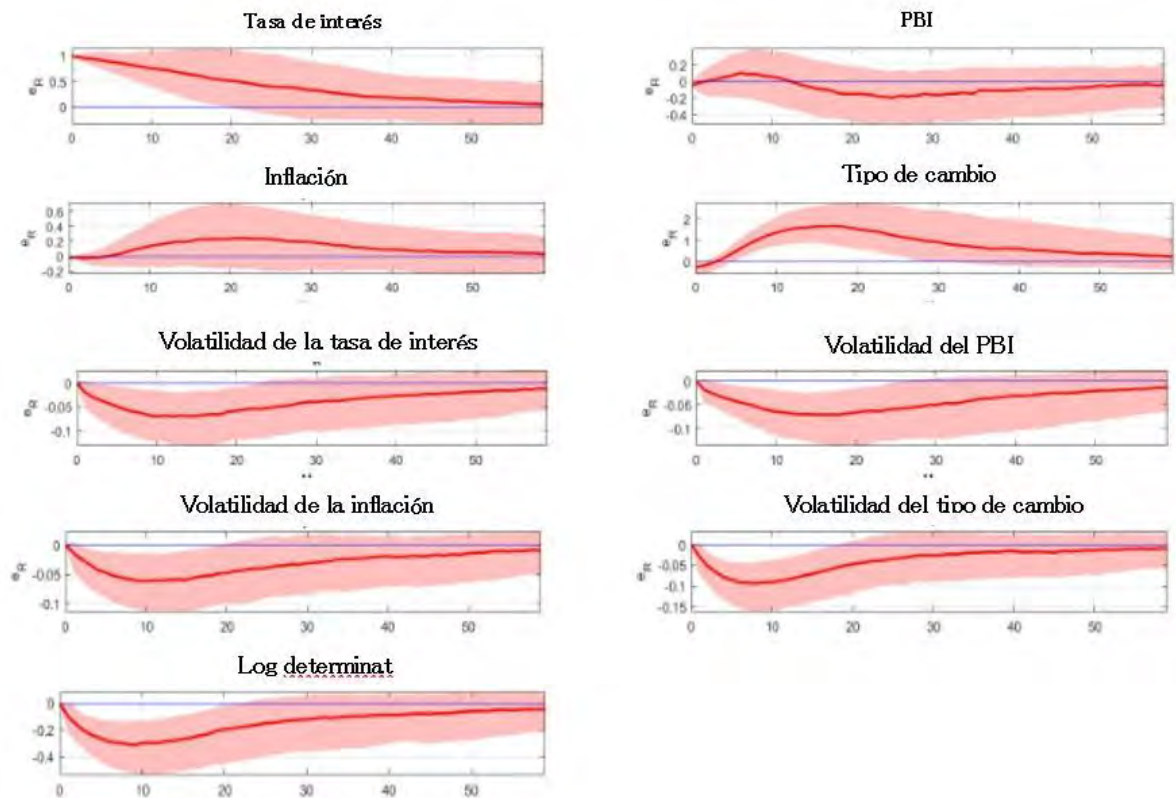
Fuente: Elaboración propia

Figura 3.1 Impulso respuesta ante un choque de política monetaria de modelos alternativos. En esta figura se emplean como variables de control la tasa de interés de la FED contemporánea y precio de exportaciones con 3 rezagos.



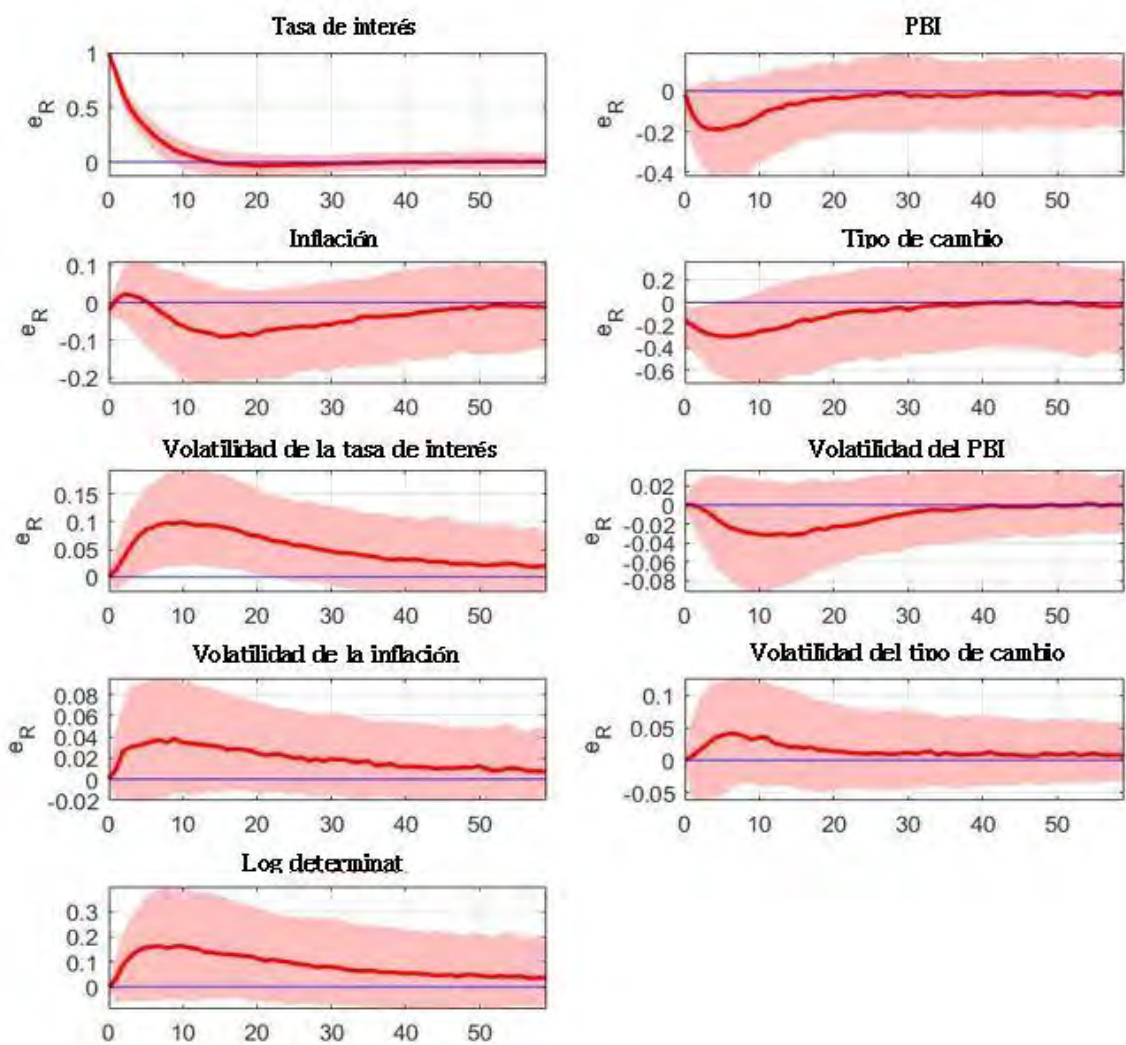
Fuente: Elaboración propia.

Figura 3.2 Impulso respuesta ante un choque de política monetaria de modelos alternativos. En esta figura se emplean como variables de control la tasa de interés de la FED contemporánea y precio de commodities (Dow Jones) contemporánea.



Fuente: Elaboración propia.

Figura 3.3 Impulso respuesta ante un choque de política monetaria de modelos alternativos. En esta figura se emplean como variables de control los precios de exportación con 3 rezagos.



Fuente: Elaboración propia.