

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD
CATÓLICA DEL PERÚ**

Escuela de Posgrado



Evolución de la política monetaria y el canal del tipo de cambio
en el Perú: Evidencia empírica para una economía pequeña,
abierta y parcialmente dolarizada

Tesis para obtener el grado académico de Maestro en Economía que
presenta:

Jhonatan Josue Portilla Goicochea

Asesor:

Paul Gonzalo Castillo Bardalez

Lima, 2023


Informe de Similitud

Yo, Paul Gonzalo Castillo Bardález, docente de la Escuela de Posgrado de la Pontificia Universidad Católica del Perú, asesor de la tesis de investigación: titulada: Evolución de la política monetaria y el canal de tipo de cambio en el Perú: Evidencia empírica para una economía pequeña, abierto y parcialmente dolarizada del alumno Jhonatan Portilla dejo constancia de lo siguiente:

- El mencionado documento tiene un índice de puntuación de similitud de 26%. Así lo consigna el reporte de similitud emitido por el software *Turnitin* el 17/10/2022.
- He revisado con detalle dicho reporte y la Tesis o Trabajo de Suficiencia Profesional, y no se advierte indicios de plagio.
- Las citas a otros autores y sus respectivas referencias cumplen con las pautas académicas.

Lugar y fecha:

Lima 12 de setiembre de 2023

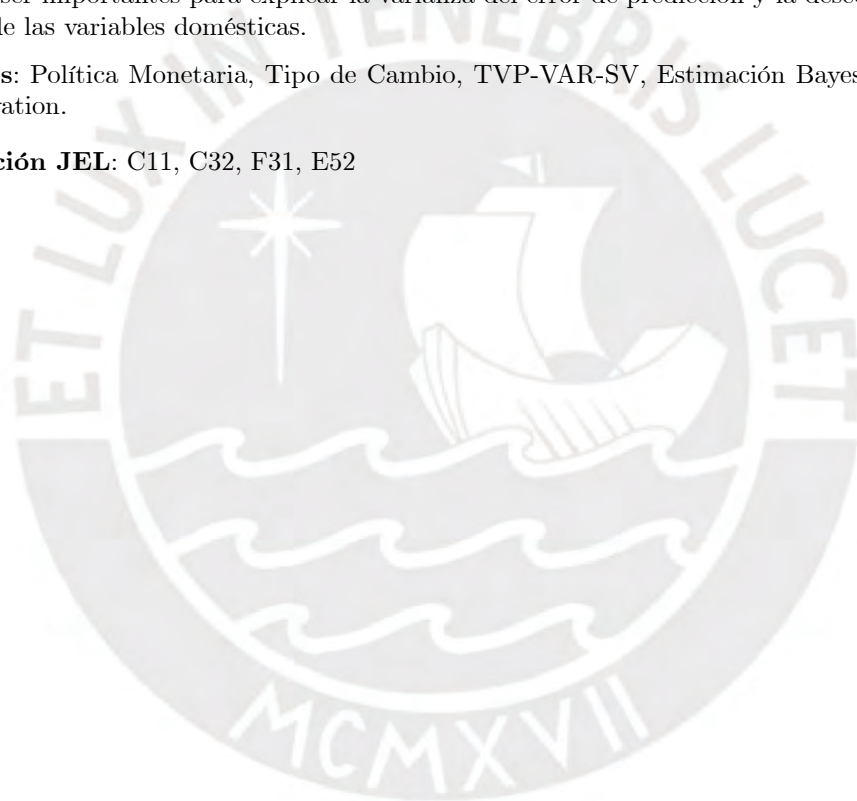
Apellidos y nombres del asesor / de la asesora: Castillo Bardález Paul Gonzalo	
DNI: 09995165	Firma 
ORCID: 0000-0003-3769-8660	

Resumen

Esta investigación analiza la evolución del canal del tipo de cambio de la política monetaria en el Perú durante el período 1996T1-2019T4, empleando un modelo TVP-VAR-SV con mezcla de innovación propuesto por Koop et al. (2009). Los resultados muestran que: (i) a partir de un choque cambiario positivo que eleva la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, la tasa de crecimiento de la inversión privada cae en el corto plazo lo que sugiere la existencia del efecto hoja de balance; (ii) ante un choque de política monetaria contractivo, la tasa de crecimiento del PBI real se contrae, la tasa de crecimiento del tipo de cambio real disminuye en el corto plazo, la balanza comercial y la tasa de crecimiento de la inversión privada caen, lo que indicaría que el impacto en la balanza comercial domina al efecto hoja de balance; (iii) el efecto de la respuesta negativa de la balanza comercial ante un choque de política monetaria contractivo ha ido aumentando en el tiempo (iv) ante un choque de política monetaria contractivo, se aprecia evidencia a favor de la "sobrerreacción del tipo de cambio" de Dornbusch (1976) con un mayor efecto en la última década; (v) ante un choque cambiario positivo, la respuesta de la tasa de interés es positiva y dicho efecto ha ido aumentando con el transcurso de los años. (vi) desde la adopción del régimen de Metas Explícitas de Inflación, los choques de política monetaria han dejado de ser importantes para explicar la varianza del error de predicción y la descomposición histórica de las variables domésticas.

Keywords: Política Monetaria, Tipo de Cambio, TVP-VAR-SV, Estimación Bayesiana, Mixture Innovation.

Clasificación JEL: C11, C32, F31, E52



Índice

1. Introducción	1
2. Revisión de Literatura	2
3. Metodología	5
3.1. Computación Posterior	7
3.2. Valores para las priors	7
4. Evidencia Empírica	8
4.1. Datos	8
4.2. Resultados empíricos	8
4.3. Evolución de los parámetros	8
4.4. Volatilidad de choques exógenos	9
4.5. Funciones impulsos respuestas (FIRs)	10
4.6. Descomposición de varianza del error de predicción (DVEP)	12
4.7. Descomposición histórica	14
4.8. Análisis de robustez	15
5. Conclusiones	15
6. Referencias	16
7. Figuras	19
7.1. Figura 1	19
7.2. Figura 2	20
7.3. Figura 3	21
7.4. Figura 4	22
7.5. Figura 5	23
7.6. Figura 6	24
7.7. Figura 7	25
7.8. Figura 8	26
7.9. Figura 9	27
8. Apéndice	28
8.1. Figura A-1	28
8.2. Figura A-2	29
8.3. Figura A-3	30
8.4. Figura A-4	31
8.5. Figura A-5	32
8.6. Figura A-6	33
8.7. Figura A-7	34
8.8. Figura A-8	35
8.9. Figura A-9	36

1. Introducción

El canal del tipo de cambio de la política monetaria es relevante para las economías pequeñas y abiertas porque tiene una influencia directa en su balanza comercial a través de choques de política monetaria que afectan el tipo de cambio real. Un choque expansivo de política monetaria, deprecia la moneda, lo que genera un incremento de las exportaciones netas y una contracción de las importaciones, con lo que se genera una expansión del sector exportador, y del sector nacional productor de bienes importados que son los sustitutos de aquellos bienes que se importan. Este canal de transmisión de la política monetaria se debilita, debido al efecto hoja de balance que, ante una depreciación, endurece las condiciones crediticias de las empresas y familias con descalces cambiarios y afecta negativamente la inversión.

El Perú representa un caso interesante de estudio dentro de las economías pequeñas y abiertas para analizar la evolución del canal del tipo de cambio de la política monetaria porque ha tenido reformas estructurales que le han permitido abrir su economía al mercado internacional y disminuir la dolarización de su economía. Estas reformas incluyeron la eliminación de restricciones comerciales cuantitativas, la unificación del tipo de cambio y permitir que flote, la liberalización del mercado financiero, y la mayor apertura comercial. Como resultado de las reformas estructurales, las importaciones más las exportaciones como porcentaje del PBI han tenido una tendencia creciente desde la década de los 90s, dicho indicador comenzó en 30 % en 1990 y aumentó a 52 % en el 2019. Además, el coeficiente de dolarización de los créditos cayó del 80 % a fines de los 90s a menos del 27 % en el 2019, y el coeficiente de dolarización de la liquidez disminuyó del 70 % a fines de los 90s al 30 % en el 2019.

Además, la política monetaria ha sufrido cambios desde la década de los 90s. El marco de política monetaria utilizado en la transición a la inflación de un solo dígito fue el control de los agregados monetarios, con la base monetaria como ancla nominal (1995-2001) y, en 2002, el BCRP adoptó un régimen de Metas Explícitas de Inflación (MEI) con un 1.5 %-3.5 % como banda objetivo. Las cuentas corrientes de los bancos con el BCRP se utilizaron como objetivo operativo, pero fueron reemplazadas por la tasa de interés interbancaria en septiembre de 2003. Luego, en 2007, la banda objetivo se redujo a 1 %-3 %. Además, una característica distintiva de la política monetaria en Perú es el uso de instrumentos de política no convencionales, como los encajes e intervenciones en el mercado cambiario, una característica que puede alterar aún más el mecanismo de transmisión de la política monetaria; ver Castillo et al. (2011).

Esta investigación analiza la evolución del canal del tipo de cambio de la política monetaria durante el período del 1996T1 al 2019T4. En detalle, se examina las funciones impulso-respuesta (FIR) de los choques de política monetaria (PM) y cambiarios (SC). Asimismo, se analiza la descomposición de la varianza del error de predicción (DVEP) de las variables domésticas y la contribución de los choques de PM y SC. Por último, se estudia la contribución de los choques de PM y SC en la descomposición histórica de las variables domésticas. Para ello, se empleará un modelo de vectores autorregresivos con parámetros cambiantes en el tiempo y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV¹, en sus siglas en inglés) con mezcla de innovación² propuesto por Koop et al. (2009) que nos permite analizar cambios en los mecanismos de transmisión y la volatilidad de los choques exógenos.

Otras investigaciones han estudiado diferentes aspectos de la política monetaria en el Perú; ver, entre otros, Bigio y Salas (2006); Castillo et al. (2011); Rossini y Vega (2007); Pérez (2015); Pérez y Vega (2015); Portilla et al., (2022). Sin embargo, no existe ninguna investigación previa que analice la evolución del canal de tipo de cambio de la política monetaria. Este trabajo busca cerrar esta brecha en la literatura, así como, contribuir a la literatura que analiza los efectos de choques de PM en el tipo de cambio en economías pequeñas, abiertas y/o emergentes; ver, entre otros, Fisher

¹Time-varying parameter (TVP) vector autoregression (VAR) with stochastic volatility (SV)

²“Mixture innovation” en inglés.

y Huh (2016); Kim y Kim (2018); Kim y Lim (2021).

Nuestros resultados muestran que a partir de un choque positivo de SC que eleva la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, la tasa de crecimiento de la inversión privada cae en el corto plazo lo que sugiere la existencia del efecto hoja de balance. Sin embargo, ante un choque de PM contractivo, la tasa de crecimiento del PBI real se contrae, la tasa de crecimiento del tipo de cambio real disminuye en el corto plazo, la balanza comercial y la tasa de crecimiento de la inversión privada caen, lo que indicaría que el impacto en la balanza comercial domina al efecto hoja de balance. Además, el efecto de la respuesta negativa de la balanza comercial ante un choque de PM contractivo ha ido aumentando en el tiempo. Por otro lado, encontramos evidencia a favor de la "sobrerreacción del tipo de cambio" propuesto por Dornbusch (1976) con un mayor efecto en la última década. Asimismo, ante un choque de SC positivo, la respuesta de la tasa de interés es positiva y dicho efecto ha ido aumentando con el transcurso de los años, evidenciando la creciente preocupación del BCRP sobre el efecto de los choques cambiarios sobre la inflación. Desde la adopción del régimen de MEI, los choques de PM han dejado de ser importantes para explicar la varianza del error de predicción de la tasa de interés y la tasa de crecimiento del PBI real, así como, la descomposición histórica de las variables domésticas en la economía peruana. Por último, se aprecia una reducción de la volatilidad los choques exógenos desde fines de la década de los 90s.

Esta investigación se organiza de la siguiente manera. La sección 2 presenta una revisión de la literatura. La sección 3 describe el modelo TVP-VAR-SV con mezcla de innovación propuesto por Koop et al. (2009). La sección 4 presenta la evidencia empírica. Por último, la sección 5 presenta las conclusiones.

2. Revisión de Literatura

El canal de tipo de cambio de la política monetaria tiene efectos sobre la balanza comercial y la hoja de balance de las empresas. Sobre el efecto en la balanza comercial, un choque expansivo de política monetaria genera una depreciación cambiaria, lo cual conduce un aumento del tipo de cambio real, luego a un aumento de las exportaciones y una disminución de las importaciones, generando un superávit en la balanza comercial y aumentando la demanda agregada y la producción (Saldaña y Velásquez, 2007). Por otro lado, sobre el efecto en la hoja de balance, si tenemos empresas con alto grado de dolarización en su hoja de balance y con una posición de cambio negativa, entonces, un aumento del tipo de cambio real, genera una reducción de los fondos disponibles y deteriora su posición financiera al aumentar la ratio de apalancamiento y reducir su patrimonio, esto lleva a inclusive incumplir sus obligaciones financieras. Por lo tanto, si se generaliza en la economía, se incrementa la morosidad de los bancos y se restringe el crédito. Luego, el consumo y la inversión disminuyen, generando la caída de la demanda agregada y la producción (Saldaña y Velásquez, 2007; Azabache, 2011). Por lo tanto, el efecto final dependerá de cuál de estos dos efectos es mayor en la economía, sin descartar la posibilidad que ambos efectos se anulen o se aprecien en diferentes horizontes del tiempo.

Adicionalmente, para describir la relación entre la política monetaria y el tipo de cambio, es importante mencionar la ecuación de la "paridad descubierta de la tasa de interés"³. Esta ecuación nos describe que, suponiendo movilidad perfecta del capital, la diferencia de la tasa de interés nominal (real) nacional y extranjera debe ser compensada con variaciones esperadas del tipo de cambio nominal (real). Por lo tanto, esta ecuación da lugar también a la "sobrerreacción del tipo

³Para el caso de la tasa de interés real y el tipo de cambio real: $r = r^* + \frac{E[\dot{\varepsilon}(t)]}{\varepsilon(t)}$, donde r es la tasa de interés real nacional, r^* es la tasa de interés real extranjera, $\dot{\varepsilon}(t)$ es la variación esperada del tipo de cambio real y $\varepsilon(t)$ es el tipo de cambio real. Asimismo, para el caso de la tasa de interés nominal y el tipo de cambio nominal: $i = i^* + \frac{E[\dot{e}(t)]}{e(t)}$, donde i es la tasa de interés nominal nacional, i^* es la tasa de interés nominal extranjera, $\dot{e}(t)$ es la variación esperada del tipo de cambio nominal y $e(t)$ es el tipo de cambio nominal (Romer, 2006).

de cambio” (*exchange rate overshooting*) descrito por Dornbusch (1976) que sugiere que, ante un choque de política monetaria, la reacción inicial del tipo de cambio va ser mayor que su respuesta a largo plazo. Por ejemplo, partiendo de la igualdad de la tasa nominal nacional y extranjera, un choque contractivo de la política monetaria que sube la tasa de interés nominal, los inversores únicamente conservarán sus activos nacionales si esperan que la moneda nacional se deprecie. Sin embargo, esto implica que la moneda nacional vale ahora más que en el largo plazo; por lo tanto, podemos inferir que, primero, la moneda nacional sobre reacciona apreciándose en el momento del choque de política monetaria para luego volver a depreciarse y converger en el largo plazo, ver Romer (2006).

A nivel empírico, existen diferentes investigaciones que estudian el canal del tipo de cambio de la política monetaria para diferentes países. Entre los primeros trabajos empíricos, Eichengreen y Evans (1995) encuentran que un choque contractivo de política monetaria conduce a una apreciación significativa y persistente de los tipos de cambio nominal y real con un efecto máximo en el mediano-largo plazo para EE. UU. Este resultado es denominado como *delayed overshooting puzzle* y es inconsistente con la hipótesis de la “sobre-reacción del tipo de cambio” de Dornbusch (1976). Por otro lado, los resultados de Grilli y Roubini (1995) muestran que un choque contractivo de política monetaria tiene como resultado una depreciación del tipo de cambio nominal para Alemania e Italia, denominado como *exchange rate puzzle*. Para Japón y Canadá, encuentran que el tipo de cambio nominal se aprecia, pero con un efecto máximo en el mediano plazo (*delayed overshooting puzzle*). Por último, para el Reino Unido y Francia, no se encuentran efecto significativo sobre el tipo de cambio nominal.

Luego, a partir de un modelo VAR no-recursivo, Kim y Roubini (2000) resuelven varios “puzzles” de la política monetaria y encuentran que el tipo de cambio se aprecia luego de un choque contractivo de política monetaria para 6 países de los países de G-7 (Reino Unido, Francia, Italia, Canadá, Alemania y Japón), en línea con la “sobre-reacción del tipo de cambio”, y no se aprecia evidencia de *delayed overshooting puzzle*. Por otro lado, utilizando los datos de Australia, Canadá y Nueva Zelanda durante la década de los 90s, Zettelmeyer (2004) encuentra que un choque contractivo de política monetaria de 1% apreciará el tipo de cambio entre un 2% y un 3%. Para Japón, Hong Kong y China durante la década de los 90s y la primera década de los 2000, los resultados de Mehrotra (2007) muestran que un choque contractivo de política monetaria, deprecia el tipo de cambio nominal en Hong Kong en el largo plazo y aprecia el tipo de cambio nominal en China. Por otro lado, un choque cambiario positivo sube la tasa de interés en Hong Kong; asimismo, un choque cambiario tiene un impacto negativo en los precios tanto en Japón como en Hong Kong.

Nagayasu (2007) encuentra que la expansión monetaria resultó en una depreciación del yen a largo y corto plazo para Japón. Scholl y Uhlig (2008) emplea un modelo VAR con restricciones de signo con datos de E.E. U.U. y sus resultados muestran que los tipos de cambio nominal y real se aprecian ante un choque de política monetaria contractivo y evidencia de *delayed overshooting puzzle*. Bjørnland (2009) encuentra que un choque de política monetaria contractivo tiene un efecto de apreciación del tipo de cambio real para Australia, Canadá, Nueva Zelanda y Suecia durante la década de los 80s hasta los 2000s, en línea con la hipótesis de la “sobre-reacción del tipo de cambio”.

Fisher y Huh (2016) utiliza estiman modelos SVAR con restricciones de signos para cuatro economías abierta (Australia, Canadá, Nueva Zelanda y el Reino Unido) y para tres grandes economías (la región del Euro, Japón y Estados Unidos). Los autores encuentran que el valor máximo de apreciación que sigue a un choque de política monetaria contractiva se produce en un trimestre como máximo para el primer grupo; en el caso de Estados Unidos, la apreciación máxima se da inmediatamente, lo cual está a favor de la hipótesis de la “sobre-reacción del tipo de cambio”; y, para la región del Euro y Japón, la apreciación máxima se da a largo plazo.

Kim et al. (2017) buscan explicar el *delayed overshooting puzzle* de EE. UU. reportado en investigaciones pasadas. A partir de un modelo VAR con restricciones de signo, sus resultados sugieren que solo se aprecia este *puzzle* en la etapa pre-Volcker y no en la etapa post-Volcker. Kim

y Kim (2018) emplean modelos VAR con restricciones de signos para cuatro economías abiertas (Reino Unido, Canadá, Suecia y Australia) y encuentran que un choque de política monetaria contractiva conduce a una apreciación significativa del tipo de cambio y la sobrerreacción del tipo de cambio es relativamente corta en duración, en el mejor de los casos de seis meses.

Ge (2019) investiga la política monetaria de China en el tiempo, estimando un modelo TVP-VAR-SV durante el período 1997-2018. La autora encuentra que, a partir de la reforma cambiaria del 2010, el canal de tipo de cambio de la política cambiaria se ha vuelto importante, y un choque contractivo de la política monetaria conduce a una apreciación del tipo de cambio. Asimismo, Kim et al. (2020) muestran que, ante un choque contractivo de política monetaria, el tipo de cambio se aprecia significativamente en Malasia, China y Corea del Sur. Sin embargo, en India e Indonesia, se encuentra una depreciación significativa del tipo de cambio y, en Filipinas y Tailandia, no encuentran algún efecto significativo. Por último, Kim y Lim (2021) encuentran que un choque negativo de política monetaria tiene como efecto una depreciación del tipo de cambio en Brasil; una apreciación inmediata del tipo de cambio en Corea; una apreciación del tipo de cambio, pero con *delayed overshooting puzzle* en Filipinas; y no encuentran un efecto significativo en México, Tailandia y Colombia.

Sobre la literatura en el Perú, Loveday et al. (2004) examinan la existencia y relevancia del canal de transmisión de hoja de balance en la economía peruana. A partir de estimación de modelos panel, los resultados sugieren la existencia del canal de hoja de balance para las empresas no financieras y el efecto es más intenso en las empresas que tienen un mayor endeudamiento total. Bigio y Salas (2006) encontraron evidencia que la depreciación del tipo de cambio real contrae el producto en el corto plazo, lo cual podría implicar la existencia del efecto hoja de balance. Además, sus resultados muestran que las respuestas del producto ante choques cambiarios de diferente signo, negativo o positivo, o tamaños no son asimétricas. Por lo tanto, los autores sugieren que el efecto hoja de balance se produce sin importar el tamaño del choque cambiario o su signo.

Rossini y Vega (2007) encuentran que el traspaso del tipo de cambio a la inflación es poco significativo y no encuentran evidencia concluyente sobre el efecto hoja de balance. Los resultados de Castillo et al. (2011) muestran que, ante un choque de política monetario contractivo, el tipo de cambio nominal se aprecia, la demanda agregada se desacelera y la inflación eventualmente cae. Además, antes un choque cambiario, se observa una respuesta positiva de la tasa de interés del mercado interbancario; sin embargo, no se aprecian efectos significativos para la demanda agregada e inflación. Finalmente, sus resultados muestran que el BCRP responde con más fuerza a los choques de demanda de dinero que a los choques cambiarios durante el período posterior a la adopción de MEI.

Pérez y Vega (2015) encuentran una notable asimetría de los choques cambiarios en la respuesta de los precios al consumidor y los precios de bienes de importación al por mayor, tanto en el impacto como en la propagación. Además, sus resultados muestran que las respuestas de los precios son mayores y más persistentes con las depreciaciones que con las apreciaciones. Pérez (2015) estima un modelo VAR de panel jerárquico para los países latinoamericanos con metas de inflación (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), y sus resultados muestran que, ante un choque contractivo de política monetaria, la demanda agregada cae en el corto plazo, el nivel de precios cae en mediano plazo, y la respuesta del tipo de cambio nominal es negativa con un efecto mayor en el corto plazo, y no encontrando evidencia clara de *delayed overshooting puzzle* para estos países. A partir de la estimación de un modelo TVP-VAR-SV, Portilla et al. (2022) concluyen que la política monetaria ha contribuido en reducir la volatilidad macroeconómica a través de la reducción de la inflación del largo plazo promedio, aumentando la respuesta de la tasa del PBI real ante un choque de PM a través de los años y volviéndose más predecible.

Nuestra investigación se diferencia de la literatura revisada en que analizamos los cambios en el canal del tipo de cambio de la política monetaria en una economía pequeña, emergente y parcialmente dolarizada como es el Perú a partir de una metodología, diferente a las aplicadas anteriormente, que nos permite observar cambios a lo largo del tiempo en la respuesta de la economía

peruana ante choques monetarios y cambiarios.

3. Metodología

El modelo econométrico es el modelo TVP-VAR-SV con mezcla de innovación que es propuesto por Koop et al. (2009), donde los coeficientes VAR y la matrix de varianza-covarianza de los errores pueden cambiar en el tiempo. Los tres bloques de parámetros (coeficientes VAR, las varianzas del error y los coeficientes contemporáneos) pueden cambiar en formas completamente diferentes. Para la estimación de los quiebres en el modelo de Koop et al. (2009), se reconcilia los dos casos extremos (los modelos con muy pocos quiebres pero usualmente grandes, y con varios quiebres pero usualmente pequeños) para estimar la frecuencia de cambios en los parámetros y establecer si el cambio es constante y gradual. Asimismo, se obtienen los draws a partir de un enfoque de mezcla de innovación de Gerlach et al. (2000) y Giordani y Kohn (2008) para mantener el modelo lo más parsimonioso posible respecto a los parámetros a estimar. La ventaja del modelo de Koop et al. (2009) es que permite estimar si los parámetros cambian, y cuándo, dónde y cómo cambian. De esta manera, se evita asumir una forma particular de modelar el cambio de los parámetros como en Primiceri (2005).

La forma reducida del modelo TVP-VAR-SV en la forma espacio-estado es:

$$y_t = X_t B_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

$$B_{t+1} = B_t + v_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (2)$$

donde y_t es un vector $n \times 1$ de observaciones de las variables dependientes; B_t es un vector $m \times 1$ de estados (los coeficientes VAR); X_t es una matriz $n \times m$ de los datos de las variables independientes (cada fila de X_t contiene los lags para todas las variables dependientes, el intercepto, y las otras variables determinísticas); u_t son vectores aleatorios independientes con la distribución $\mathcal{N}(0, H_t)$; y v_t son vectores aleatorios independientes con la distribución $\mathcal{N}(0, Q_t)$. Los errores en las dos ecuaciones, u_t and v_s , son independientes uno de la otro para todo t y s . El algoritmo de Carter and Kohn (1994) es usado para estimar los draws de los estados $B_t = (B_1, \dots, B_T)'$.

La matriz de varianza-covarianza de los errores en la ecuación de medida (H_t) varia en el tiempo para reflejar varios aspectos de los mecanismos de transmisión. Una reducción triangular es usada $H_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1})'$, donde Σ_t es la matriz diagonal con elementos $\sigma_{j,t}$ for $j = 1, \dots, n$ y A_t es la matriz triangular por lo bajo que contiene los coeficientes contemporáneos del modelo:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & \cdot & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \sigma_{n-1,t} & 0 \\ 0 & \cdot & \dots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix}, \quad A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & \cdot & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & 1 & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \cdot & \dots & \alpha_{n(n-1),t} & 1 \end{bmatrix}.$$

El marco de volatilidad estocástica es empleada para estimar Σ_t . Comenzando desde $\sigma_t = (\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{n,t})'$, luego, $h_{i,t} = \ln(\sigma_{i,t})$ y finalmente $h_t = (h_{1,t}, \dots, h_{n,t})'$, el cuál cambia de acuerdo a $h_{t+1} = h_t + \eta_t$, donde η_t tiene una distribución $\mathcal{N}(0, W)$ y es independiente de u_t y v_t para todo t . Koop et al. (2009) adapta el algoritmo de Kim et al. (1998) y transforma la ecuación de medida (1) como:

$$y_t^* = A_t(y_t - X_t' B_t) = A_t u_t = A_t (A_t^{-1} \Sigma_t \epsilon_t) = \Sigma_t \epsilon_t, \quad (3)$$

donde ϵ_t es independiente con distribución $\mathcal{N}(0, I_t)$. Este es un sistema de ecuaciones de medida no lineales pero puede ser convertido en una forma lineal a través de elevar al cuadrado y tomar el algoritmo de cada elemeto de (3), esto es, $y_{i,t}^{**} = \log \left[(y_{i,t}^*)^2 + \bar{c} \right]$, donde \bar{c} es una pequeña constante llamado parámetro de compensación para asegurar valores positivos debido a Fuller (1996). Esto permite aproximar la siguiente forma espacio-estado:

$$\begin{aligned} y_t^{**} &= 2h_t + e_t, \\ h_t &= h_{t-1} + \eta_t, \end{aligned} \quad (4)$$

donde $e_t = \ln(\epsilon_t^2)$. Notar que e_t y η_t están correlacionadas y e_t no es normalmente distribuida⁴. Asimismo, $e_t = (e_{1t}, \dots, e_{nt})'$ son independientes porque $y_{i,t}^*$ y $y_{j,t}^*$ son independientes para $i \neq j$.

Adicionalmente, para A_t , se apila los elementos en filas en un vector $\frac{n(n-1)}{2}$ de la siguiente forma $\alpha_t = (\alpha_{21,t}, \alpha_{31,t}, \alpha_{32,t}, \dots, \alpha_{n(n-1),t})'$, que cambia de acuerdo a $\alpha_{t+1} = \alpha_t + \varsigma_t$, donde ς_t tiene una distribución $\mathcal{N}(0, S)$ y es independiente de u_t, v_t y η_t para todo t . Koop et al. (2009) transforma la ecuación de medida (1) y así el algoritmo de Carter y Kohn (1994) puede usarse para estimar las draws de los estados:

$$A_t(y_t - X_t' \hat{B}_t) = A_t(\hat{y}_t) = \Sigma_t \epsilon_t = \xi_t \quad (5)$$

donde ξ_t tiene una distribución $\mathcal{N}(0, \Sigma_t \Sigma_t')$ y es independiente de ς_t . La estructura de A_t es usada para aislar \hat{y}_t en el lado izquierdo y se obtiene la siguiente forma espacio-estado:

$$\hat{y}_t = Z_t \alpha_t + \xi_t, \quad (6)$$

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + \varsigma_t, \quad (7)$$

donde Z_t es detallada en Koop et al. (2009) y $\hat{y}_{i,t}$ es el elemento i th de \hat{y}_t .

Respecto a la parte relacionada a la mezcla de innovación, el modelo permite que algunos o todos los estados y parámetros sean determinados por una secuencia de vectores aleatorios de Markov $K = (K_1, \dots, K_T)'$ que controla los quiebres estructurales en el modelo. Entonces, se tiene $K_t = (K_{1t}, K_{2t}, K_{3t})'$ para $t = 1, \dots, T$, donde $K_{1t} \in \{0, 1\}$ controla los quiebres en B_t , $K_{2t} \in \{0, 1\}$ controla los quiebres en Σ_t , y $K_{3t} \in \{0, 1\}$ controla los quiebres en A_t . Finalmente, las ecuaciones de estado de B_t , h_t and α_t son reformuladas de la siguiente forma:

$$B_{t+1} = B_t + K_{1t} v_t, \quad (8)$$

$$h_{t+1} = h_t + K_{2t} \eta_t, \quad (9)$$

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + K_{3t} \varsigma_t, \quad (10)$$

donde la distribución Bernoulli es usada para la prior jerárquica de K_{jt} ; $p(K_{jt} = 1) = p_j$ para $j = 1, 2, 3$. Asimismo, los quiebren ocurren independiente en B_t , Σ_t , y A_t .

⁴Kim et al. (1998) muestra cómo su distribución puede ser aproximada con un algo grado de precisión por una mixture de siete distribuciones normales. Si $C_{jt} \in \{1, 2, 3, \dots, 7\}$ denota cuál de las siete distribuciones normales e_{jt} se obtiene el draw, es posible construir $C_j = (C_{j1}, \dots, C_{jT})'$ y $C = (C_1, \dots, C_p)'$ como indicadores de componentes para todos los elementos de e_t . Por lo tanto, siguiendo el enfoque sugerido por Kim et al. (1998), es posible obtener el modelo espacio-estado lineal Normal (condicionado en C y otros parámetros); y el algoritmo de Carter y Kohn (1994) puede ser usado para obtener el draw h_t . Así, q_i , m_i y ψ_i^2 para $i = 1, \dots, 7$ son la probabilidad del componente, la media y la varianza de cada uno de los componentes en la mixture Normal, respectivamente. Luego, $\Pr(C_{it} = j | Data, h_t) \propto q_j f_N(y_{i,t}^{**} | 2h_{i,t} + m_j - 1, 2704, \psi_j^2)$ para $j = 1, \dots, 7$, $i = 1, \dots, p$, y $t = 1, \dots, T$. Los valores de q_i , m_i y ψ_i^2 son obtenidos de la Tabla 4 de Kim et al. (1998).

3.1. Computación Posterior

Todos las posteriores que se describen a continuación están condicionadas de forma que sean válidas para configurar un algoritmo de Monte Carlo basado en cadenas de Markov (MCMC, en sus siglas en inglés). Para B_t , una prior Wishart es usada para $Q^{-1}: Q^{-1} \sim \mathcal{W}(\underline{v}_Q, \underline{Q}^{-1})$. La posterior para Q^{-1} (condicionada en los estados y K) es también Wishart: $Q^{-1}|Data \sim \mathcal{W}(\bar{v}_Q, \bar{Q}^{-1})$, donde $\bar{v}_Q = \sum_{t=1}^T K_{1t} + \underline{v}_Q$ y $\bar{Q}^{-1} = (\underline{Q} + \sum_{t=1}^T (B_{t+1} - B_t)(B_{t+1} - B_t)')^{-1}$. Para Σ_t , una prior Wishart es empleada para W^{-1} : $W^{-1} \sim \mathcal{W}(\underline{v}_w, \underline{W}^{-1})$. La posterior para W^{-1} (condicionada en los estados y K) es también Wishart: $W^{-1}|Data \sim \mathcal{W}(\bar{v}_w, \bar{W}^{-1})$ donde $\bar{v}_w = \sum_{t=1}^T K_{2t} + \underline{v}_w$ y $\bar{W}^{-1} = (\underline{W} + \sum_{t=1}^T (h_{t+1} - h_t)(h_{t+1} - h_t)')^{-1}$. Para A_t , una prior Wishart es usada para S_j^{-1} : $S_j^{-1} \sim \mathcal{W}(\underline{v}_{S_j}, \underline{S}_j^{-1})$. La posterior para S_j^{-1} (condicionada en los estados y K) es también Wishart: $S_j^{-1}|Data \sim \mathcal{W}(\bar{v}_{S_j}, \bar{S}_j^{-1})$, donde $\bar{v}_{S_j} = \sum_{t=1}^T K_{3t} + \underline{v}_{S_j}$, $\bar{S}_j^{-1} = (\underline{S}_j + \sum_{t=1}^T (\alpha_{t+1}^{(j)} - \alpha_t^{(j)})(\alpha_{t+1}^{(j)} - \alpha_t^{(j)})')^{-1}$ y $\alpha_t^{(j)}$ son elementos de α_t correspondiente a S_j . Por último, respecto la prior jerárquica de K_{jt} , la cuál depende de los parámetros p_j , una prior conjugada Beta: $p_j \sim \mathcal{B}(\underline{\beta}_{1j}, \underline{\beta}_{2j})$ es usada. Así, la posterior condicionada para p_j es $p_j \sim \mathcal{B}(\bar{\beta}_{1j}, \bar{\beta}_{2j})$, donde $\bar{\beta}_{1j} = \underline{\beta}_{1j} + \sum_{t=1}^T K_{jt}$ y $\bar{\beta}_{2j} = \underline{\beta}_{2j} + T - \sum_{t=1}^T K_{jt}$. Respecto a la metodología para obtener los draws de K_t , Gerlach et al. (2000) desarrolla un algoritmo que integra los estados analíticamente y así obtener los draws desde $p(K_t|Data, K_{(-t)})$, donde $K_{(-t)}$ denota todos los elementos de K excepto para K_t y $Data$.

Sobre los modelos espacio-estado, Gerlach et al. (2000) muestra que $p(K_t|Data, K_{(-t)}) \propto p(y^{t+1,T}|y^{1,t}, K)p(y_t|y^{1,t-1}, K^{1,t})p(K_t|K_{(-t)})$, donde $p(K_t|K_{(-t)})$ es la prior jerárquica. Luego, Koop et al. (2009) sigue el enfoque de Giordani y Kohn (2008) para obtener los draws de K_{1t} , K_{2t} , and K_{3t} respectivamente. Entonces, estos autores combinan el algoritmo de Gerlach et al. (2000) con Carter y Kohn (1994) para obtener los draws de K_{1t} y B_t (condicionado en todos los otros parámetros incluyendo K_{2t} y $K_{3,t}$). También, utilizan los algoritmos de Gerlach et al. (2000) con la extensión de Kim et al. (1998) para obtener los draws de K_{2t} y Σ_t (condicionado a todos los otros parámetros incluyendo K_{1t} y $K_{3,t}$). Finalmente, emplean el algoritmo de Gerlach et al. (2000) con Carter y Kohn (1994) para obtener los draws de K_{3t} y A_t (condicionado a todos los otros parámetros incluyendo K_{1t} y $K_{2,t}$).

3.2. Valores para las priors

Se utiliza un training sample que consiste en los primeros 25 primeros trimestres (1992T2-1998T2) para escoger las priors de los hiperparámetros. Usando esta training sample, estimamos un VAR invariante en el tiempo para obtener los coeficientes VAR, \hat{B}_{OLS} ; y la matriz de varianza-covarianza de los errores, que puede ser descompuesta en \hat{A}_{OLS} y $\hat{\sigma}_0$. Adicionalmente, se obtiene $V(\hat{B}_{OLS})$ y $V(\hat{A}_{OLS})$ que son las matrices de varianza-covarianza de \hat{B}_{OLS} y \hat{A}_{OLS} , respectivamente. Utilizando los valores anteriores, se emplean las siguientes priors para las condiciones iniciales de cada ecuación de estado: $B_0 \sim \mathcal{N}(\hat{B}_{OLS}, 4V(\hat{B}_{OLS}))$, $A_0 \sim \mathcal{N}(\hat{A}_{OLS}, 4V(\hat{A}_{OLS}))$, y $\log(\hat{\sigma}_0) \sim \mathcal{N}(\log(\hat{\sigma}_0), 4I_n)$. Luego, las priors para las varianzas de los errores en las ecuaciones

de estado dependen de las priors para el número de quiebres que pueden ocurrir⁵: $\underline{v}_Q = 106^6$, $\underline{Q} = (k_Q)^2 V(\widehat{B}_{OLS})(1/E(p_1))$, $\underline{v}_w = 8$, $\underline{W} = 4(k_W)^2 (I_3)(1/E(p_2))$, $\underline{v}_{S_j} = j + 1$ y $\underline{S}_j = (j + 1)(k_S)^2 V(\widehat{A}_{m,OLS})(1/E(p_3))$ para $j = 1, 2, \dots, n - 1$. Finalmente, es importante mencionar que k_Q, k_W y k_S son valores prior para la variación del tiempo y se emplean los siguientes valores: $k_Q = 0,01, k_W = 0,01$, y $k_S = 0,1$.

4. Evidencia Empírica

4.1. Datos

La Figura 1 presenta las siete variables empleadas en el modelo: tasa de crecimiento de los términos de intercambio, tasa de crecimiento del PBI real, tasa de crecimiento de inversión bruta privada, inflación, la balanza comercial como porcentaje del PBI, tasa de crecimiento del tipo de cambio real bilateral, y la tasa de interés. La muestra utilizada es 1996T1-2019T4. Los datos se obtienen del sitio web del BCRP. La tasa de interés es una combinación de la tasa de interés interbancaria promedio (1996T-2003T3) y la tasa de interés de referencia (2003T4-2019T4)⁷. Para todas las series, rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria según el test de Dickey Fuller aumentado utilizando la selección de lag a través del t-estadístico.

4.2. Resultados empíricos

Empleamos 30,000 iteraciones de Gibbs Sampler, descartando las primeras 15,000 simulaciones para obtener convergencia. Asimismo, empleamos el siguiente orden para las variables en el vector y_t : tasa de crecimiento de los términos de intercambio, tasa de crecimiento del PBI real, tasa de crecimiento de inversión bruta privada, inflación, la balanza comercial como porcentaje del PBI, tasa de crecimiento del tipo de cambio real bilateral, y la tasa de interés. El modelo es estimado usando dos lags y un intercepto. Sobre el supuesto de identificación, la ecuación (1) es re-escrita como $y_t = X_t B_t + \Upsilon_t \epsilon_t$, donde $\Upsilon_t = A_t^{-1} \Sigma_t$ impone las restricciones de identificación y ϵ_t tiene la distribución $\mathcal{N}(0, I_t)$. Entonces, Υ_t se asume como una matriz triangular inferior (identificación recursiva). Esto implica que un choque de PM no tiene un efecto inmediato en las otras variables. Este supuesto estándar es empleado por diferentes trabajos previos como Primiceri (2005) y Koop et al. (2009). Cada choque estructural es identificado de la siguiente forma: un choque SF para la ecuación de la tasa de crecimiento de los términos de intercambio, un choque DA para la ecuación de la tasa de crecimiento del PBI real; un choque SI para la ecuación de la tasa de crecimiento de inversión privada bruta; un choque OA para la ecuación de la inflación; un choque BC para la ecuación de la balanza comercial como porcentaje de PBI; un choque SC para la ecuación de la tasa del tipo de cambio real bilateral y un choque PM para la ecuación de la tasa de interés.

4.3. Evolución de los parámetros

Encontramos evidencia de la existencia de quiebres en los tres bloques de parámetros: coeficientes VAR (B_t), volatilidades (Σ_t) y los coeficientes contemporáneos (A_t). Para evaluar estos quiebres, se analiza las probabilidades de transición p_1, p_2 y p_3 relacionadas a las variables que controlan los quiebres K_1, K_2 y K_3 , respectivamente. Adicionalmente, es importante mencionar que se usa una prior Beta para las probabilidades de transición. Por lo tanto, $\mathcal{B}(\underline{\beta}_{1j} = 1, \underline{\beta}_{2j} = 1)$

⁵Recordar que la prior Beta usada para p_j implica que: $E(p_j) = \frac{\underline{\beta}_{1j}}{\underline{\beta}_{1j} + \underline{\beta}_{2j}}$ donde $\underline{\beta}_{1j} = 1, \underline{\beta}_{2j} = 1$.

⁶Se fija el valor de 106 a partir del número de elementos de B_t más uno.

⁷Antes del 2003, el BCRP usó los agregados monetarios como objetivo operativo. Después del 2003, durante el régimen de MEI, el instrumento operacional es la tasa de interés de corto plazo.

para $j = 1, 2, 3$. A partir de las propiedades de esta distribución, se obtiene $E(p_j) = 0,50$ con una desviación estándar de 0,29. Esta media significa que, *a priori*, existe 50 % de probabilidad que un quiebre ocurrirá en cualquier período de tiempo para los tres bloques de parámetros y la desviación estándar implica que la prior es relativamente no informativa.

Los resultados muestran que el valor esperado de las probabilidades de transición del bloque de coeficientes VAR, $E(p_1|Data^8)$, es 90 %; el valor esperado de las probabilidades de transición del bloque de volatilidades, $E(p_2|Data)$, es 98 % y el valor esperado de las probabilidades de transición del bloque de coeficientes contemporáneos, $E(p_3|Data)$, es 65 %. Estos resultados significan que tanto los coeficientes VAR como las volatilidades tienen una alta probabilidad de cambiar en cada período. Por otro lado, el bloque de coeficientes contemporáneos cambian dos veces cada año en promedio. Por lo tanto, encontramos evidencia que existe una probabilidad importante de cambios en los mecanismos de transmisión, junto con cambios en el tamaño de los choques exógenos.

4.4. Volatilidad de choques exógenos

La Figura 2 presenta la mediana posterior y los percentiles 16th y 84th de la desviación estándar de los choques exógenos en las siete ecuaciones a lo largo del período de análisis. Estos resultados muestran que las volatilidades de los choques exógenos muestran un valor máximo en 1998T2 relacionado a la crisis rusa-asiática⁹ y luego una caída hasta fin de período. Sobre los choques de PM, los resultados resaltan la importancia del componente no-sistemático de la política monetaria¹⁰ como fuente de volatilidad macroeconómica a fines de la década de los 90s.

En la Figura 3, presentamos la media posterior de la desviación estándar de los errores en las siete ecuaciones. Primero, esta figura presenta que la volatilidad de los choques SI y SC son mayores a la volatilidad de los otros choques al inicio de la muestra hasta el segundo trimestre del 2000 y tercer trimestre del 2001, respectivamente. Segundo, los choques SF presentan la mayor volatilidad en lo que resta del período analizado. Tercero, la segunda fuente de volatilidad para la economía peruana son los choques SC. Estos resultados confirman la relevancia que tienen los choques externos para una economía pequeña y abierta expuesta a los cambios de precios internacionales de los productos que comercia. Cuarto, otro resultado interesante es el gran descenso de volatilidad de los choques SI mostrando que el Perú, desde inicios de la década de los 2000s, ha sido una economía atractiva para la inversión privada a partir de una mayor estabilidad macroeconómica. Por último, desde inicios de los 2000, las volatilidades de los otros choques muestran una menor volatilidad comparado con fines de la década de los 90s confirmando una mayor estabilidad macroeconómica en el Perú en las dos últimas décadas.

Estos resultados son consistentes con los hallados en Castillo et al. (2009), Castillo et al. (2016) y Portilla et al. (2022). El primero sugiere que las volatilidades de la inflación, PBI y tasa de interés fueron mayores en el período 1994-2001 que en el período 2002-2005. Asimismo, el segundo encuentra una reducción de la volatilidad de los choques de DA y OA desde la década de los 90s hasta el 2014. Por último, el tercero reporta una tendencia decreciente de los choques SF, OA, DA

⁸ *Data* hace referencia a todos los argumentos condicionales que son requeridos. No listamos todos los argumentos por practicidad.

⁹ Crisis donde hubo una interrupción de los flujos de capital y una caída importante de los términos de intercambio. El BCRP permitió que la tasa de interés de corto plazo suba de manera abrupta e inyectó liquidez en moneda extranjera moderadamente mediante recortes en las tasas de encaje legal en moneda extranjera y la intervención cambiaria. De esta manera, evitó una depreciación mayor de la moneda doméstica que implicaría un daño significativo en el sector real por la alta dolarización del sistema financiero (mayor al 65 % tanto de liquidez como de crédito). Sin embargo, este aumento de las tasas de interés internas y la contracción de liquidez en moneda extranjera generó una fuerte caída del crédito interno, la inversión y la demanda agregada (Velarde y Rodríguez, 2001; Castillo et al., 2009; Castillo et al., 2016).

¹⁰ La parte no sistemática de la política monetaria es utilizada para capturar los “errores de política” y movimientos de tasas de interés que son respuestas a variables diferentes a la inflación.

y PM desde 1998.

4.5. Funciones impulsos respuestas (FIRs)

La Figura 4 muestra las FIRs de un choque PM en cada trimestre del período 1996T1 al 2019T4. Las FIRs son normalizadas a la unidad para todo t para describir los cambios en la propagación de los choques. Ante un incremento de la tasa de interés, en el corto plazo, se observa una caída de la tasa de crecimiento del PBI real, de la tasa de crecimiento de la inversión privada y de la tasa de crecimiento del tipo de cambio real. Además, en el mediano plazo, se observa una caída de la inflación y de la balanza comercial. Estos resultados descritos están en línea con la teoría económica. Un choque contractivo de política monetaria reduce la inflación, el PBI real y la inversión. Asimismo, esta subida de la tasa de interés aprecia el tipo de cambio nominal y real, entonces, abarata los productos importados y encarece los productos exportados, lo que contrae la balanza comercial. Estos resultados sobre la tasa de crecimiento de la inversión privada y la balanza comercial sugieren la mayor relevancia del efecto sobre la balanza comercial en la economía peruana ante un choque de PM.

La Figura 5 muestra las FIRs de los choques de PM en períodos seleccionados. Primero, ante un choque de PM contractivo, la tasa de crecimiento del PBI real se contrae llegando a tener su mayor efecto en un año. Además, apreciamos un mayor efecto de la política monetaria en 1998T1 comparado con los siguientes períodos seleccionados (2003T1, 2009T1, 2014T1 y 2019T1). Asimismo, no se aprecia diferencias notorias entre los últimos cuatro FIRs. Este resultado está en línea con el hecho que, durante la crisis rusa-asiática, el BCRP permitió una subida abrupta y considerable de la tasa de interés, ver Figura 1(g), con el fin de evitar una gran depreciación de la moneda, pero afectando negativamente la demanda agregada. Por otro lado, posterior a la adopción de MEI, el BCRP ha tenido un manejo de política monetaria con un mayor número de instrumentos que le ha permitido no repetir cambios muy bruscos de su tasa de interés de referencia, que es su principal instrumento, pero sin perder su influencia sobre el PBI real.

Segundo, para el caso de la tasa de crecimiento de la inversión privada, se observa que, al igual que la tasa de crecimiento del PBI real, reacciona negativamente ante un choque contractivo de PM con su mayor efecto en un año. Se observa cambios en la intensidad de la reacción a lo largo del período de análisis. En 1998T1 y 2003T1, se aprecia una mayor intensidad de los FIRs comparado con los siguientes FIRs. Esta mayor intensidad de la respuesta de la tasa de crecimiento de la inversión privada a finales de la década de los 2000s e inicios de la misma década estaría relacionado a la política contractiva agresiva del BCRP durante la crisis rusa-asiática y el comienzo de crecimiento económico de los 2000s.

Tercero, las respuestas de la inflación tienen una respuesta en forma de joroba invertida después del choque de PM contractiva con su máximo efecto en un año y medio. Apreciamos que la respuesta de la inflación es mayor en 1998T1 que en los siguientes períodos seleccionados, revelando la política contractiva agresiva del BCRP durante la crisis rusa-asiática.

Cuarto, la tasa de crecimiento del tipo de cambio real disminuye inmediatamente después del choque de PM contractiva, luego, en los siguientes horizontes, aumenta, pero en menor intensidad. Este resultado está en línea con la predicción de la “sobrerreacción del tipo de cambio” de Dornbusch (1976). Adicionalmente, observamos que la influencia de la PM sobre el tipo de cambio real ha ido aumentando durante el período analizado, posiblemente, a partir de una tendencia decreciente de la dolarización del sistema financiero peruano.

Por último, las respuestas de la balanza comercial ante un choque de PM contractiva son negativas y con un efecto mayor entre 3 meses y dos años. Además, notamos que el efecto ha ido aumentando con el transcurso de los años, estrechamente relacionado con el mayor impacto que ha ido ganando la política monetaria sobre el tipo de cambio real descrito anteriormente.

En relación con la literatura previa, Bigio y Salas (2006), Castillo et al. (2010), Pérez (2015) y Portilla et al. (2022) encuentran un efecto negativo del choque de PM contractivo sobre el PBI y

la inflación. Asimismo, Castillo etl al. (2010) y Pérez (2015) encuentran una reacción negativa del tipo de cambio ante un choque de PM contractivo. Estos resultados descritos son consistentes con lo encontrado en nuestra investigación.

La Figura 6 muestra las FIRs de un choque de SC en cada trimestre desde 1997T1 hasta 2019T4. En el corto plazo, ante un choque de SC positivo, se observa un aumento de la tasa de interés. De esta manera, el BCRP busca contrarrestar el choque de SC, apreciando la moneda nacional en el corto plazo. Segundo, la respuesta de la inflación es positiva con un efecto mayor en el corto plazo, con lo cual, concluimos que la inflación es sensible a los choques de SC. Tercero, la respuesta de la balanza comercial es positiva en forma de joroba con un mayor efecto en el corto plazo. Cuarto, la respuesta de la tasa de crecimiento del PBI real no presenta un patrón claro porque la intensidad y la forma de la respuesta varía en los trimestres. Por último, la respuesta de la tasa de crecimiento de la inversión privada es negativa en forma de joroba en el corto plazo; luego, en el mediano plazo, la respuesta se vuelve positiva. Este último resultado da cierta evidencia del efecto hoja de balance en la economía peruana en el corto plazo.

La Figura 7 muestra las FIRs de los choques de SC en períodos seleccionados. Primero, ante un choque de SC positivo, observamos que la respuesta de la tasa de interés es positiva y que la respuesta ha ido aumentando con el transcurso de los años. Incluso, apreciamos que la FIR de 1998T1 tiene una forma de joroba con un mayor efecto después de un año. Sin embargo, las FIRs de los otros períodos seleccionados tienen una forma distinta donde el mayor impacto es inmediatamente en el primer trimestre con una tendencia creciente en el tiempo. Este resultado sugiere que la reacción de la política monetaria ante choques de SC ha ido creciendo y volviéndose más inmediata, posiblemente, a partir de que el BCRP se ha vuelto más activo a reaccionar a choques que afecten la inflación y a la reducción constante de la dolarización del sistema financiero.

Segundo, la respuesta de la inflación es un aumento inmediato luego del choque de SC. Aunque no apreciamos cambios en el mayor efecto que tiene el choque de SC sobre la inflación a través de los períodos, notamos que, luego de alcanzar el máximo efecto, la persistencia del choque sobre la inflación ha ido disminuyendo con el transcurso de los años. De esta manera, nuestros resultados sugieren que el BCRP ha logrado minimizar, en parte, los efectos de choque de SC sobre la inflación.

Tercero, ante un choque que deprecia la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, la balanza comercial aumenta teniendo su mayor efecto en un año. Se explica a través del aumento del valor de las exportaciones y una reducción del valor de las importaciones, lo que da como resultado un aumento progresivo de la balanza comercial durante un año. Entre períodos seleccionados, no encontramos diferencias relevantes.

Cuarto, ante un choque de SC positivo, la tasa de crecimiento de la inversión privada cae con su mayor efecto dentro de un año. Observamos que el efecto ha ido aumentando durante los períodos seleccionados, sugiriendo que el efecto hoja de balance ha ido ganando mayor relevancia en el corto plazo. Luego, en dos años, la respuesta la tasa de crecimiento de inversión privada se vuelve positiva, posiblemente, a partir de un aumento de la inversión privada ligada a las exportaciones. Sin embargo, este efecto rebote ha ido disminuyendo durante el período analizado.

Por último, la respuesta de la tasa de crecimiento del PBI real es variada en los períodos seleccionados. Para 1998T1, la respuesta de la tasa de crecimiento del PBI real es negativa en menos de un año, relacionada al efecto hoja de balance, luego, el efecto es positivo dentro de dos años, ligado al efecto positivo en la balanza comercial. En los dos siguientes períodos, 2003T1 y 2009T1, notamos un aumento de la tasa de crecimiento del PBI real en el segundo año, sugiriendo una mayor influencia del efecto sobre la balanza comercial. Por último, en los dos últimos períodos, 2014T1 y 2019T1, el efecto sobre la tasa de crecimiento del PBI real es negativa durante los diferentes horizontes lo que sugiere una mayor influencia del efecto hoja de balance para estos dos períodos seleccionados. Finalmente, concluimos que el efecto del choque de SC sobre la tasa de crecimiento del PBI real varía durante toda la muestra y encontramos cierta evidencia de ambos efectos, sobre la balanza comercial y la hoja de balance, en el canal del tipo de cambio, incluso dentro de un mismo período seleccionado.

En relación con la literatura previa, la reacción positiva de la tasa de interés ante un choque de SC positivo es consistente con lo reportado por Bigio y Salas (2006) y Castillo et al. (2010). Además, la respuesta recesiva de la tasa de crecimiento del PBI real ante el choque de SC positivo en el corto plazo es reportado también por Bigio y Salas (2006), que sugieren la existencia del efecto hoja de balance. También, Castillo et al. (2010) concluyen una posible dominancia del efecto hoja de balance sobre el PBI ante un choque de SC positivo.

4.6. Descomposición de varianza del error de predicción (DVEP)

La Figura 8 presenta la evolución en el tiempo de la DVEP para distintos horizontes. El segundo horizonte es interpretado como horizonte de corto plazo, mientras que, el onceavo horizonte es de mediano plazo, por último, el vigésimo horizonte es de largo plazo.

Primero, en la DVEP de la tasa de crecimiento del PBI real, para el corto plazo, notamos que los choques de PM representan el 7% en 1996T1 y llega a 10% hasta 1998T3, luego presentan una tendencia decreciente llegando a menos de 1% hasta fin de período. Los porcentajes no varían mucho, máximo aumenta a 3%, para el mediano y largo plazo. Estos porcentajes son similares para los choques de SC. En el corto plazo, los choques de SC no representan más del 2% en el corto plazo, y no más del 5% en el mediano¹¹ y largo plazo.

Por otro lado, los choques de SF, DA y SI son los que explican un mayor porcentaje de la DVEP de la tasa de crecimiento del PBI real, al menos un 86%; sin embargo, tienen trayectorias distintas a través de los años. En el corto plazo (largo plazo), los choques de SI llegan a explicar hasta el 35% (67%) en 1998T3 desde el inicio del período, luego, presentan una trayectoria decreciente hasta menos de 3% (6%) en 2019T4. En cambio, en el corto plazo, los choques de SF y DA presentan una tendencia decreciente hasta 1998T3, llegando a representar el 15% y 36%, respectivamente; luego, presentan una tendencia creciente y contribuyen a 40% y 53%, respectivamente, en 2019T4. En el largo plazo, el orden de relevancia cambia entre ambos choques, ahora, el choque de SF llega a representar 9% (53%) y el shock DA, 6% (23%) en 1998T3 (2019T4).

Segundo, en la DVEP de la tasa de crecimiento de la inversión privada, en el corto plazo (largo plazo), apreciamos que los choques de PM representan 5.5% (8.2%) en 1996T1 y crecen hasta 6.2% (9.6%) en 1998T4, posteriormente, decrece hasta fin de período, llegando a ser menos de 1% (3%) desde 2010T3. Por el contrario, los choques de SC explican el 2.9% (3.3%) en 1996T1 y decrecen a 1.9% (2%) en 1998T3, luego, el porcentaje que representan los choques de SC crece, y fluctúa entre 3.4% (6.2%) y 6.3% (8.5%) desde 2001T4.

Por otro parte, en el corto plazo (largo plazo), los choques de SF y SI explican gran parte de la DVEP de la tasa de crecimiento de la inversión privada, al menos 69% (60%) para el período analizado. Los choques de SF representan el 15.8% (15.9%) en 1996T1 y caen a 9.4% (8.8%) en 1998T3, luego, tienen una tendencia creciente, se convierten en el choque más importante para explicar la varianza del error de predicción de la tasa de crecimiento de la inversión a partir del 2002T1 y crecen a 63% (61%) en 2019T4. Al contrario, en el corto plazo (largo plazo), los choques de SI explican 64.3% (58.3%) en 1996T1 y crecen a 76.1% (72.3%) en 1998T3, posteriormente, comienzan a una tendencia decreciente y representan 10.5% (8.4%) en 2019T4, incluso los choques DA (BC) representan un mayor porcentaje desde 2010T4 (2011T2) en el corto plazo (largo plazo).

Tercero, en la DVEP de la inflación, en el corto plazo, los choques de PM y SC representan menos del 2% en todo el período analizado. Por el contrario, en el largo plazo, los choques de PM comienzan representando el 4.1% en 1996T1 y crecen hasta 4.7% en 1997T4, después, caen hasta menos de 2% hasta fin de período. Asimismo, en el largo plazo, los choques de SC explican el 2.4% en 1996T1 y caen hasta 1.7% en 1998T3, luego, crecen y se varían entre 3% y 4.1% desde 2001T3.

¹¹En adelante, no se menciona el mediano plazo porque los resultados son casi iguales a los obtenidos en el largo plazo.

Por otro lado, los choques de SF, SI y OA explican el 96.1 % (85.6 %) en el corto plazo (largo plazo) en todo el período. Los choques de SI representan 51.6 % (55.2 %) en 1996T1, llegan a 65.6 % (69.2 %) en 1998T3 y comienzan una caída hasta 7.1 % (7 %) en 2019T4. En cambio, los choques de SF comienzan en 27.6 % (23.6 %) en 1996T1, decrecen a 17.8 % (14.3 %) en 1998T3, finalmente, vuelven a crecer y se convierten en los choques que representan el mayor porcentaje en la varianza del error de predicción de la inflación desde 2001T3, y explican el 68.2 % (66.9 %) en 2019T4. Por último, los choques de OA explican entre el 14.9 % (8.5 %) y 24.2 % (17.5 %) durante el período analizado.

Cuarto, en la DVEP de la balanza comercial, los choques de PM y SC representan menos de 1 % en el corto plazo durante el período analizado. En el largo plazo, los choques de PM inician con 3.5 % en 1996T1, luego se aprecian una tendencia decreciente hasta el final del período, y explican menos de 1 % desde 2010T1. Los choques de SC explican el 2 % en 1996T1 y decrecen a 1.3 % en 1998T3. Luego, crecen hasta 2.8 % en 2002T3 y se mantienen alrededor de 3 % hasta fin de período.

En contraste, los choques de SF, BC y SI explican al menos el 96 % (85 %) en el corto plazo (largo plazo) durante el período analizado. Los choques de SI explican el 59 % en 1996T1, crecen a 75 % en 1998T3, y caen a 6 % a final del período tanto en el corto como el largo plazo. Por otro lado, en el corto plazo, los choques de BC representan el 64 % en 1996T1, decrecen a 14 % en 1998T3, y crecen a 64 % a final del período. Asimismo, los choques de SF representan 13 %, caen a 8 % en 1998T3 y crecen a 28 % a final del período. En el largo plazo, los choques de BC y SF comienzan entre 14 %-15 %, decrecen a 7 %-9 % en 1998T3 y crecen a 38 %-43 % a final del período.

Quinto, en la DVEP de la tasa de crecimiento de tipo de cambio real, los choques de PM representan menos de 2 % (4 %) durante el período analizado en el corto plazo (largo plazo). En cambio, en el corto plazo (largo plazo), los choques de SC explican el 30 % (14 %) en 1996T1, decrecen a 22 % (10 %) en 1998T3, luego, crecen a 52 % (25 %) en 2019T4. Además, los choques de SI representan el 56 % (58 %) en 1996T1, crecen a 70 % (73 %) en 1998T3, luego, caen a 9 % (8 %) a final del período en el horizonte del corto plazo (largo plazo). En cambio, los choques de SF comienzan en 7 % (13 %) en 1996T1, decrecen a 4 % (7 %) en 1998T3, por último, aumentan a 27 % (43 %) al final del período en el corto plazo (largo plazo). Por último, los choques de BC representan menos de 6 % durante el período analizando en el corto plazo, sin embargo, en el largo plazo, llegan a explicar el 15 % en 2019T4.

Finalmente, para la DVEP de la tasa de interés, en el corto plazo (largo plazo) los choques de PM comienzan explicando el 36 % (15 %) en 1996T1, crecen a 38 % (18 %) en 1998T3 (1999T3), finalmente, comienzan a disminuir y decrecen a 8 % (3 %) en 2019T4. Por otro lado, los choques de SC representan 3 % (4 %) en 1996T1, caen a 2 % (2 %) en 1998T3, luego, aumentan y terminan representando 11 % (7 %) en 2019T4 en el corto plazo (largo plazo). Además, en el corto plazo (largo plazo), los choques de SI empiezan con un 49 % (55 %) en 1996T1, suben a 53 % (66 %) en 1998T3 y disminuyen a 13 % (3 %) al final del período. Por otro lado, en el corto plazo (largo plazo), los choques de SF empiezan con 8 % (16 %) en 1996T1, disminuyen a 4 % (9 %) en 1998T3, luego, tienen una tendencia creciente hasta llegar a 53 % (61 %) en 2019T4. Por último, los choques de OA explican entre 7 % (8 %) y 8 % (10 %) desde 2002T1 hasta 2019T4 en el corto plazo (largo plazo).

En resumen, los choques PM dejaron de ser una fuente de varianza importante para explicar el error de predicción de la tasa de interés y de la tasa de crecimiento de PBI real al inicio de la década de los 2000s, en especial, luego de la adopción de MEI. En relación con las otras variables, los choques de PM no llegan a explicar más del 10 % durante el período analizado con una tendencia decreciente desde 1998. Asimismo, los choques de SC ganan relevancia en el transcurso de los años para las variables de la tasa de interés y la tasa de crecimiento de tipo de cambio real. Por otro lado, los choques de SI explican un gran porcentaje de la varianza de las seis variables analizadas a finales de la década de los 90s, sin embargo, su importancia va decayendo de manera pronunciada a inicios de la década de los 2000s. Finalmente, la relevancia de los choques de SF va en aumento a través de los años, llegando a explicar alrededor del 50 % de la varianza de las variables analizadas en el largo plazo.

Nuestros resultados muestran la relevancia de los choques de SI a finales de la década 90s posiblemente ligado al corte de flujo de capital debido a la crisis rusa-asiática y a la subida abrupta de la tasa de interés que contrajo en gran medida la inversión privada. Asimismo, la relevancia de los choques de SF desde la década de los 2000s releva la importancia que ha tenido los precios internacionales de las materias primas que exporta el Perú y la estabilidad macroeconómica que ha gozado para evitar que otros choques domésticos ganen mayor importancia. Estos resultados están en línea con lo se espera de una economía pequeña y abierta.

Finalmente, los resultados anteriores concuerdan con Castillo et al. (2009), Mendoza (2013) y Portilla et al. (2022). El primero argumenta que, desde la adopción del régimen de MEI, se redujo la volatilidad de las variables domésticas. El segundo encuentra que a partir de una mayor apertura económica desde el 2003, los choques de SF han contribuido de forma relevante a la DVEP de las variables domésticas bajo el régimen de MEI. El tercero encuentra que la contribución de los choques de PM ha disminuido de forma considerable a lo largo de los años bajo el esquema de MEI.

4.7. Descomposición histórica

La Figura 9 muestra la descomposición histórica de las variables domésticas. Para la tasa de crecimiento del PBI real, observamos que los choques de DA, SI y PM contribuyen de forma negativa durante la crisis rusa-asiática. En cambio, los choques de PM ya no influyen de forma negativa en la crisis CFG. Asimismo, desde la década de los 2000s, los choques relevantes, para explicar la tasa de crecimiento del PBI real, son SF, DA y BC. Por otro lado, los choques de PM no juegan un papel importante desde la adopción de MEI.

Para la tasa de crecimiento de la inversión privada, similar a la tasa de crecimiento del PBI real, notamos que los choques SI, BC y PM afectan negativamente durante la crisis rusa-asiática. Sin embargo, durante la crisis CFG, los choques de SF, DA y BC son los que influyen negativamente. Además, desde la década de los 2000s, los choques de SF, DA y BC son de mayor relevancia para explicar la tasa de crecimiento de inversión privada. Por lo tanto, los choques de PM dejaron de ser relevantes desde la adopción de MEI.

Para la inflación, previo a la adopción de MEI, los choques de SI, OA y PM son los choques más influyentes. Sin embargo, luego, los choques de SF, SC y OA son los que explican la dinámica de la inflación. Asimismo, para la balanza comercial, los choques de BC, SI y PM determinan la trayectoria antes de la adopción MEI; por otro lado, luego de la adopción de MEI, solo los choques de BC son los más influyentes.

Para la tasa de crecimiento de tipo de cambio real, los choques de SI y SC son importantes para determinar la trayectoria de la variable previo a la adopción de MEI. Luego de la adopción de MEI, los choques de SC y BC son de mayor influencia para determinar la trayectoria de la tasa de crecimiento de tipo de cambio real. Finalmente, para la tasa de interés, los choques de PM y SI determinan en gran parte su trayectoria, previo a la adopción de MEI. Luego de la adopción de MEI, los choques de OA, BC y SF influyen en diferentes momentos la dinámica de la tasa de interés.

En resumen, antes de la adopción de MEI, los choques de PM tienen una mayor influencia en las variables domésticas, excepto la tasa de crecimiento de tipo de cambio real. Posterior a la adopción de MEI, los choques de PM no son determinantes para la trayectoria de las variables analizadas. Esto implica que la política monetaria no es una fuente de inestabilidad macroeconómica en el Perú como lo fue durante la crisis rusa-asiática. Asimismo, los choques de SC tienen una influencia importante en la inflación, así como en la tasa de crecimiento de tipo de cambio real. Por lo tanto, estos choques deben ser tenidos en cuenta para determinar el accionar de la política monetaria y tener controlada la inflación dentro del rango meta. Por último, resaltar la influencia de los choques de SF y BC sobre la tasa de crecimiento de PBI real, la tasa de crecimiento de la inversión privada, la tasa de crecimiento del tipo de cambio real e inflación, que nos vuelve a indicar que la economía peruana es una economía pequeña, abierta y expuesta a los cambios de los precios internacionales de

las materias primas que exporta. Estos choques también deberían ser considerados en el accionar de la política monetaria.

4.8. Análisis de robustez

Como análisis de robustez, empleamos la tasa de interés interbancaria promedio como la variable de tasa de interés durante todo el período de análisis. Las Figuras A-1 al A-9 de la sección del apéndice muestran los resultados de las volatilidades los choques exógenos, las FIRs de los choques de PM y SC, la DVEP y la descomposición histórica. Los resultados no varían en su gran mayoría, excepto, por ejemplo, en las FIRs de la tasa de crecimiento del PBI ante un shock cambiario positivo. Estas FIRs muestran un claro efecto contractivo sobre la tasa de crecimiento del PBI luego de un año, que se puede interpretar como la existencia del efecto hoja de balance en el corto plazo, ver Figura A-7.

Por el lado de las varianzas de las priors¹², si se utilizan especificaciones con un factor más grande que 4 como 8 o 16, las volatilidades, y forma de la respuesta y el signo de las FIRs no cambian. Como agenda futura, queda pendiente realizar pruebas de convergencia y realizar pruebas de robustez con diferentes valores para los hiperparámetros k_Q , k_W , y k_S .

5. Conclusiones

Esta investigación tiene como objetivo analizar la evolución del canal del tipo de cambio de la política monetaria durante el período 1996-2019, empleando el modelo TVP-VAR-SV con mezcla de innovación propuesto por Koop et al. (2009). Sobre los FIRs, ante un choque positivo de SC que eleva la tasa de crecimiento del tipo de cambio real, encontramos evidencia del efecto hoja de balance de la economía peruana en el corto plazo. Además, ante un choque de PM contractivo, la tasa de crecimiento del PBI real se contrae, la tasa de crecimiento del tipo de cambio real disminuye en el corto plazo, la balanza comercial y la tasa de crecimiento de la inversión privada caen, lo que inferimos una mayor relevancia del efecto sobre la balanza comercial comparado con el efecto hoja de balance. Además, el efecto de la respuesta negativa de la balanza comercial ante un choque de PM contractivo ha ido aumentando en el tiempo. Por otro lado, encontramos evidencia a favor de la “sobre-reacción del tipo de cambio” de Dornbusch (1976) y un mayor efecto de los choques de PM sobre la tasa de crecimiento de tipo de cambio real en la última década. Por último, ante un choque positivo de SC, la reacción de la tasa de interés ha ido creciendo durante el período analizado, evidenciando la creciente preocupación del BCRP sobre el efecto de los choques cambiarios sobre la inflación.

Sobre la DVEP de las variables, concluimos que, a partir de la adopción de MEI, los choques de PM ya no son relevantes para explicar la varianza del error de predicción de la tasa de interés y la tasa de crecimiento del PBI real. Asimismo, los choques de SC aumentan su importancia con el transcurrir de los años para la DVEP de la tasa de interés. Finalmente, sobre la descomposición histórica, los choques de PM dejan de ser relevantes para explicar las variables domésticas desde la adopción de MEI. Por último, encontramos una reducción de la volatilidad los choques exógenos a fines de la década de los 90s.

Los resultados muestran que el Perú ha logrado mantener una estabilidad macroeconómica por más de 15 años y la política monetaria ha jugado un papel importante en ello. Sin embargo, al ser el Perú una economía pequeña, abierta y parcialmente dolarizada, sigue expuesta a choques externos sobre todo a los relacionados a los términos de intercambio y balanza comercial. Por lo tanto, el BCRP tiene el reto de identificar adecuadamente estos choques y responder de la mejor forma como lo viene haciendo. Asimismo, seguir con la desdolarización financiera para aminorar lo máximo posible el efecto hoja de balance en la economía.

¹² B_0 , A_0 y $\log(\hat{\sigma}_0)$.

Finalmente, una futura agenda podría incluir una identificación no-recursiva o una identificación con restricciones de signos. Asimismo, se podría incluir variables adicionales como la intervención cambiaria o las reservas internacionales, y analizar su contribución para aminorar los choques cambiarios. También, se puede incluir una variable que represente los agregados monetarios para caracterizar mejor la economía peruana pre régimen de MEI. Por último, otro tema interesante sería analizar la existencia de desviaciones respecto a la “paridad descubierta de la tasa de interés” (*the forward discount premium*) en la economía peruana.

6. Referencias

- [1] Azabache, P. (2011), “Decisiones de Inversión en Empresas con Dolarización Financiera: Un modelo Umbral del Efecto Hoja de Balance Evidencia empírica para Perú,” Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper **2011-023**.
- [2] 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”, Working Paper **2006-09**, Banco Central de Reserva del Perú.
- [3] Bjørnland, H. C. (2009), “Monetary policy and exchange rate overshooting: Dornbusch was right after all,” *Journal of International Economics* **79**(1), 64-77.
- [4] Carter, C., y R. Kohn (1994), “On Gibbs Sampling for State Space Models,” *Biometrika*, **81**(3), 541-553
- [5] Castillo, P., Montoro C, and V. Tuesta (2009), “Dinero, inflación y tasas de interés: ¿Cambia el vínculo cuando cambia el instrumento de política monetaria?, Working Paper **2009-001**.
- [6] Castillo, P., Pérez F., y V. Tuesta (2011), “Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Perú,” Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos* **21**, 41-63.
- [7] Castillo, P., Montoya J., and R. Quineche (2016), “From the “Great Inflation” to the “Great Moderation” in Perú: A time varying structural vector autoregressions analysis,” Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper **2016-003**.
- [8] Dornbusch, R. (1976), “Expectations and exchange rate dynamics,” *Journal of Political Economy* **84**(6), 1161-1176.
- [9] Eichenbaum, M, y C.L. Evans (1995), “Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates,” *The Quarterly Journal of Economics* **110**(4), 975-1009.
- [10] Fisher, L. A., y H. S. Huh (2016), “ Monetary policy and exchange rates: Further evidence using a new method for implementing sign restrictions,” *Journal of Macroeconomics* **49**, 177-191.
- [11] Fuller, W.A. (1996), *Introduction to Time Series*. John Wiley & Sons, New York.
- [12] Ge, T. (2019), “Time-varying transmission efficiency of China’s monetary policy,” *China Economic Journal* **12**(1), 32-51.
- [13] Gerlach, R., Carter, C., y R. Kohn (2000), “Efficient Bayesian inference in dynamic mixture models,” *Journal of the American Statistical Association* **95**, 819-828.
- [14] Giordani, P., y R. Kohn (2008), “Efficient Bayesian inference for multiple change-point and mixture innovation models,” *Journal of Business and Economic Statistics* **26**(1), 66-77.

- [15] Grilli, V. y N. Roubini (1995) “Liquidity and exchange rates: Puzzling evidence from the G-7 countries,” Working Papers **95-17**, New York University.
- [16] Kim, S., y N. Roubini (2000), “Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach,” *Journal of Monetary Economics* **45**, 561-586.
- [17] Kim, S., y K. Lim (2018), “Effects of monetary policy shocks on exchange rate in small open Economies,” *Journal of Macroeconomics* **56**, 324-339.
- [18] Kim, J., Kim, S., y D. Park (2020), “Monetary policy shocks and exchange rates in Asian countries,” *Japan and the World Economy* **56**, 101041.
- [19] Kim, S., y K. Lim (2021), “Effects of monetary policy shocks on exchange rate in emerging countries,” *The World Economy*, 1-20.
- [20] Kim, S., Shephard, N., y S. Chib (1998), “Stochastic volatility: likelihood inference and comparison with ARCH models,” *Review of Economic Studies* **65**, 361-393.
- [21] 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.
- [22] Loveday, J., Molina, O., y R. Rivas-Llosa (2004), “Mecanismos de transmisión de la política monetaria y el impacto de una devaluación en el nivel de las firmas,” *Revista Estudios Económicos* **12**.
- [23] Mendoza, W. (2013), “Contexto internacional y desempeño macroeconómico en América Latina y el Perú: 2018-2012”, Documento Trabajo 351, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- [24] Mehrotra, A. N. (2007), “Exchange and interest rate channels during a deflationary era – Evidence from Japan, Hong Kong and China,” *Journal of Comparative Economics* **35**(1), 188-210.
- [25] Nagayasu, J. (2007), “Empirical analysis of the exchange rate channel in Japan,” *Journal of International Money and Finance* **26**(6), 887-904.
- [26] Pérez, F. (2015), “Comparing the Transmission of Monetary Policy Shocks in Latin America: A Hierarchical Panel VAR,” Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper **2015-15**.
- [27] Pérez, F., y M. Vega (2015), “Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from Peru,” Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper **2015-11**.
- [28] Portilla, J., Rodríguez, G., y P. Castillo (2022), “Evolution of monetary policy in Peru: An empirical application using a mixture innovation TVP-VAR-SV model,” *CESifo Economic Studies* **68**(1), 98-126.
- [29] Primiceri, G. (2005), “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies* **72**, 821-852.
- [30] Romer, D. (2006), *Advanced Macroeconomics*, Third Edition. McGraw Hill, New York.
- [31] Rossini, R., y M. Vega (2007), “El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera,” Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper **2007-017**.
- [32] Saldaña, L., y M. Velásquez (2007), “Tipo de cambio y comportamiento empresarial en el Perú,” Consorcio de Investigación Económica y Social.

- [33] Scholl, A., y H. Uhlig (2008), “New evidence on the puzzles: Results from agnostic identification on monetary policy and exchange rates,” *Journal of International Economics* **76**(1), 1-13.
- [34] Velarde, J., y M. Rodríguez (2001), “Efectos de la crisis financiera internacional en al economía peruana: 1997-1998,” Working Paper **36**, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico.
- [35] Winkelried D. (2004), “Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú,” Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos* **11**.
- [36] Zettelmeyer, J. (2004), “The impact of monetary policy on the exchange rate: evidence from three small open economies,” *Journal of Monetary Economics* **51**(3), 635-652.



7. Figuras

7.1. Figura 1

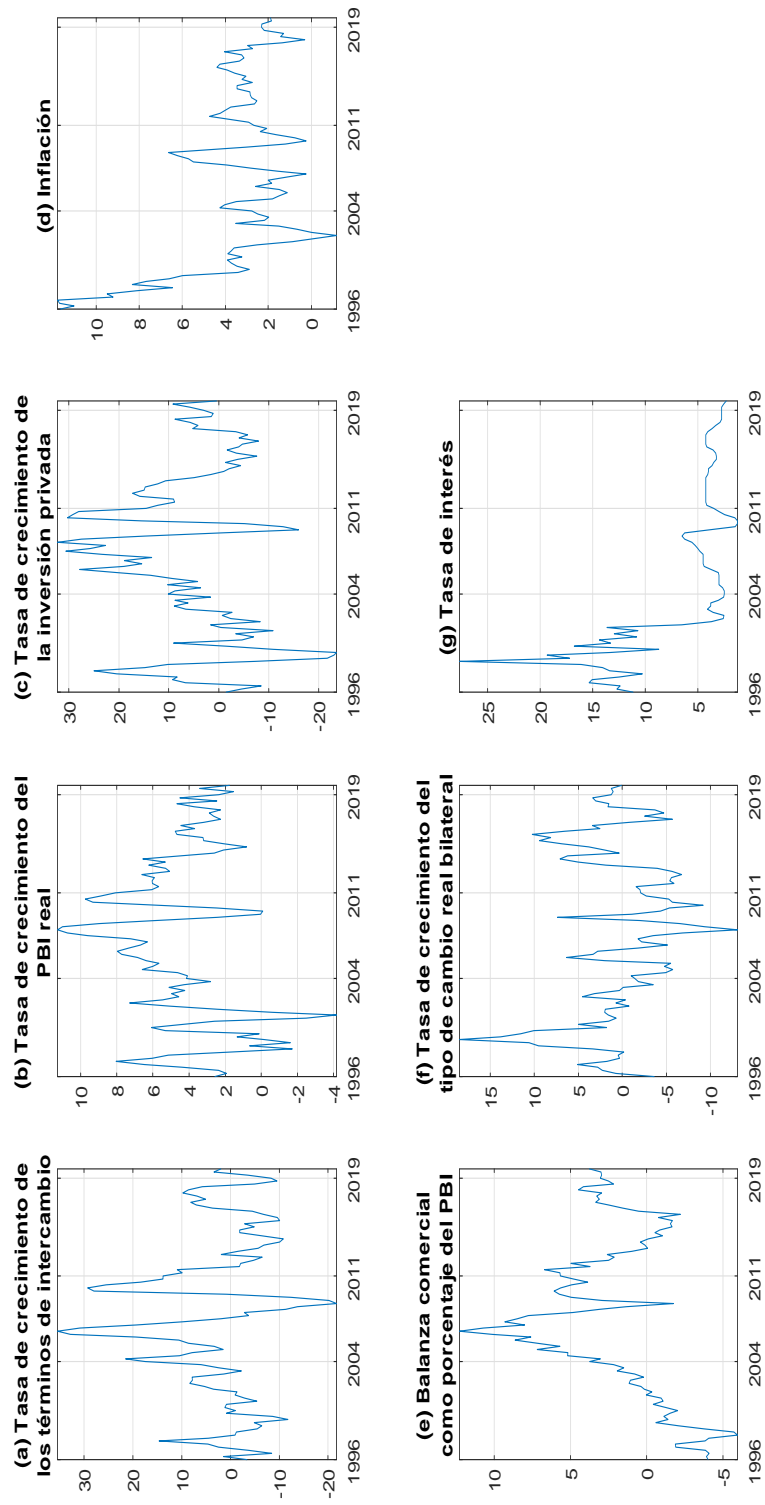


Figura 1. Series de tiempo (1996T1-2019T4)

7.2. Figura 2

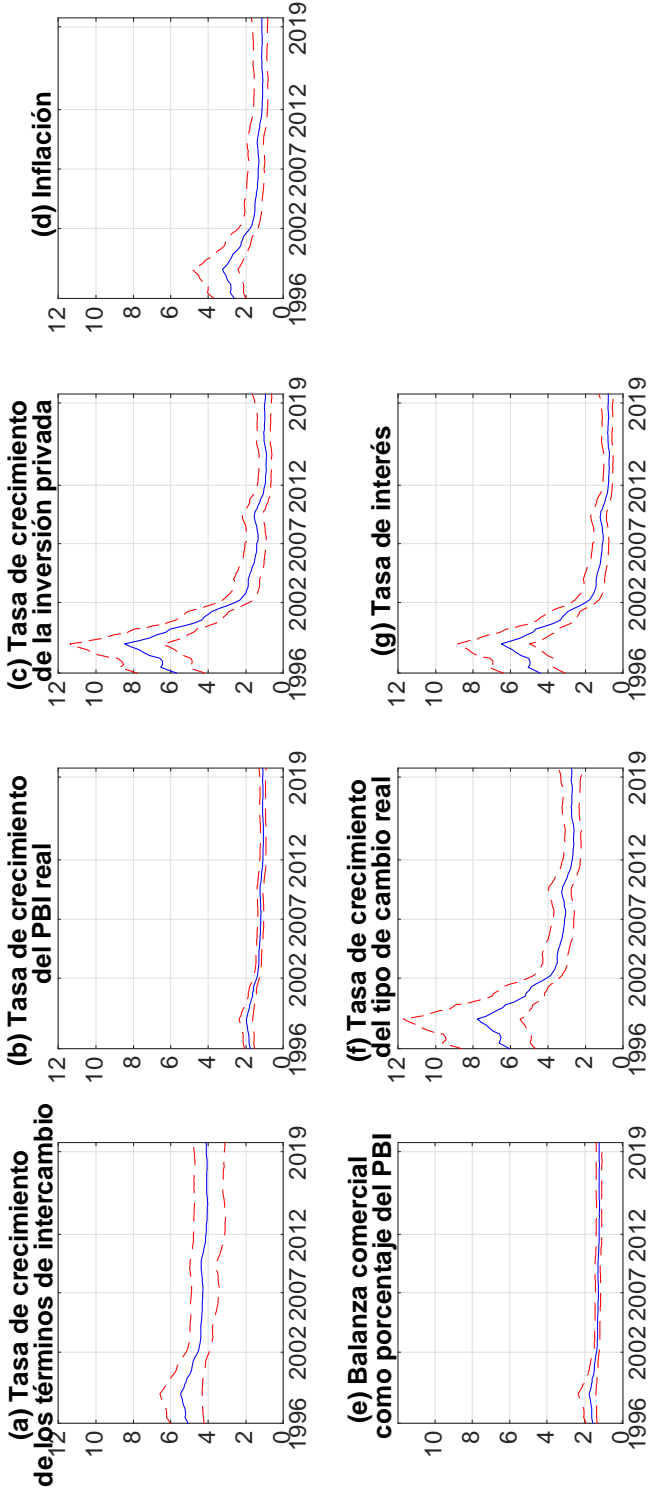


Figura 2. Mediana posterior, percentil 16th y percentil 84th de la desviación estándar de los errores en las siete ecuaciones (1996T1-2019T4)

7.3. Figura 3

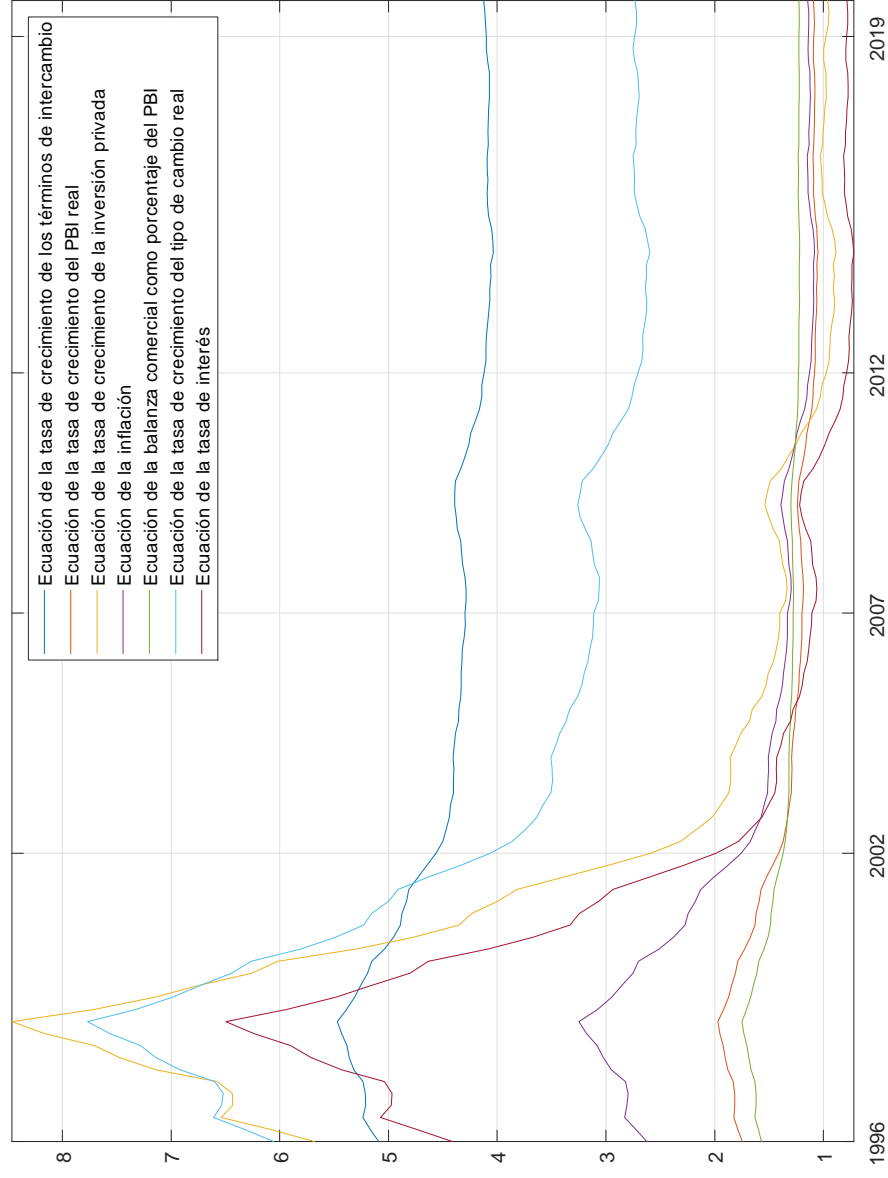


Figure 3. Media posterior de la desviación estándar de errores en las siete ecuaciones (1996T1-2019T4)

7.4. Figura 4

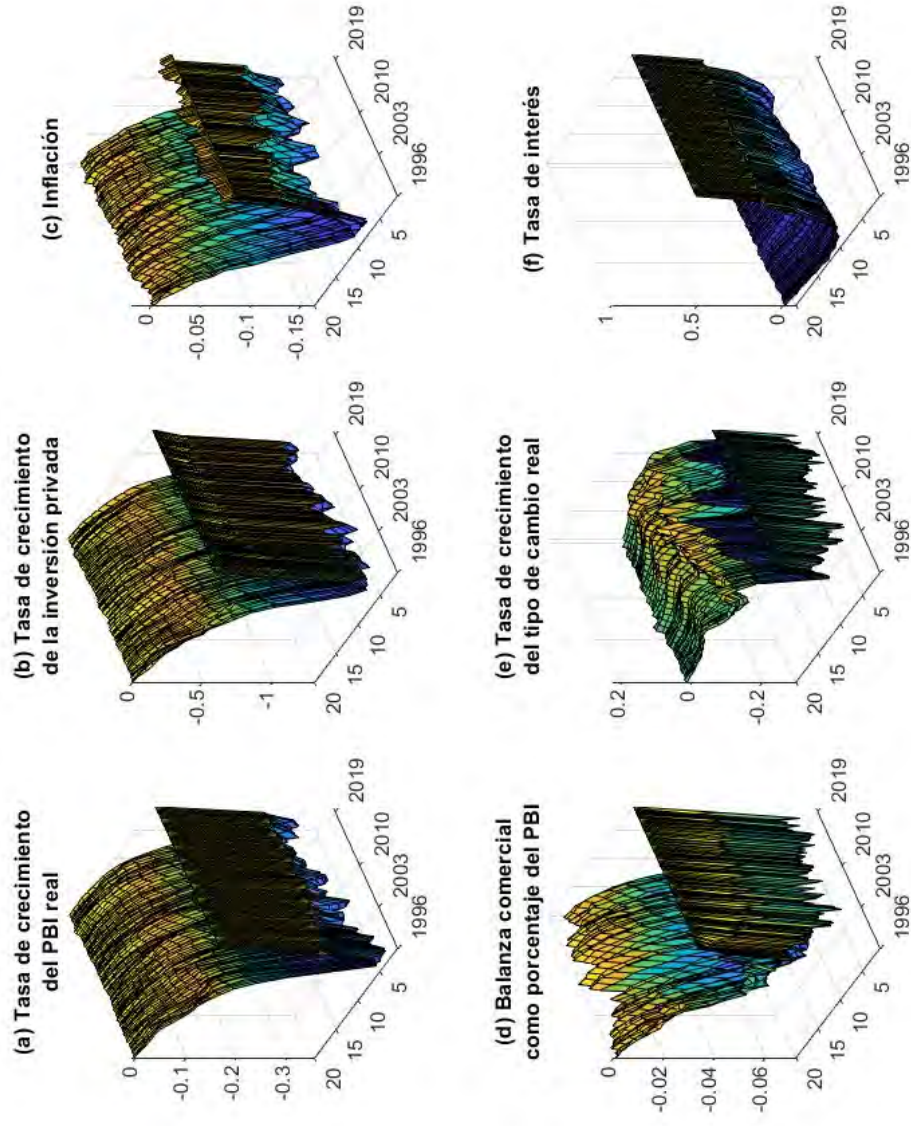


Figura 4. Mediana de las funciones impulsos respuestas de los choques de política monetaria.

7.5. Figura 5

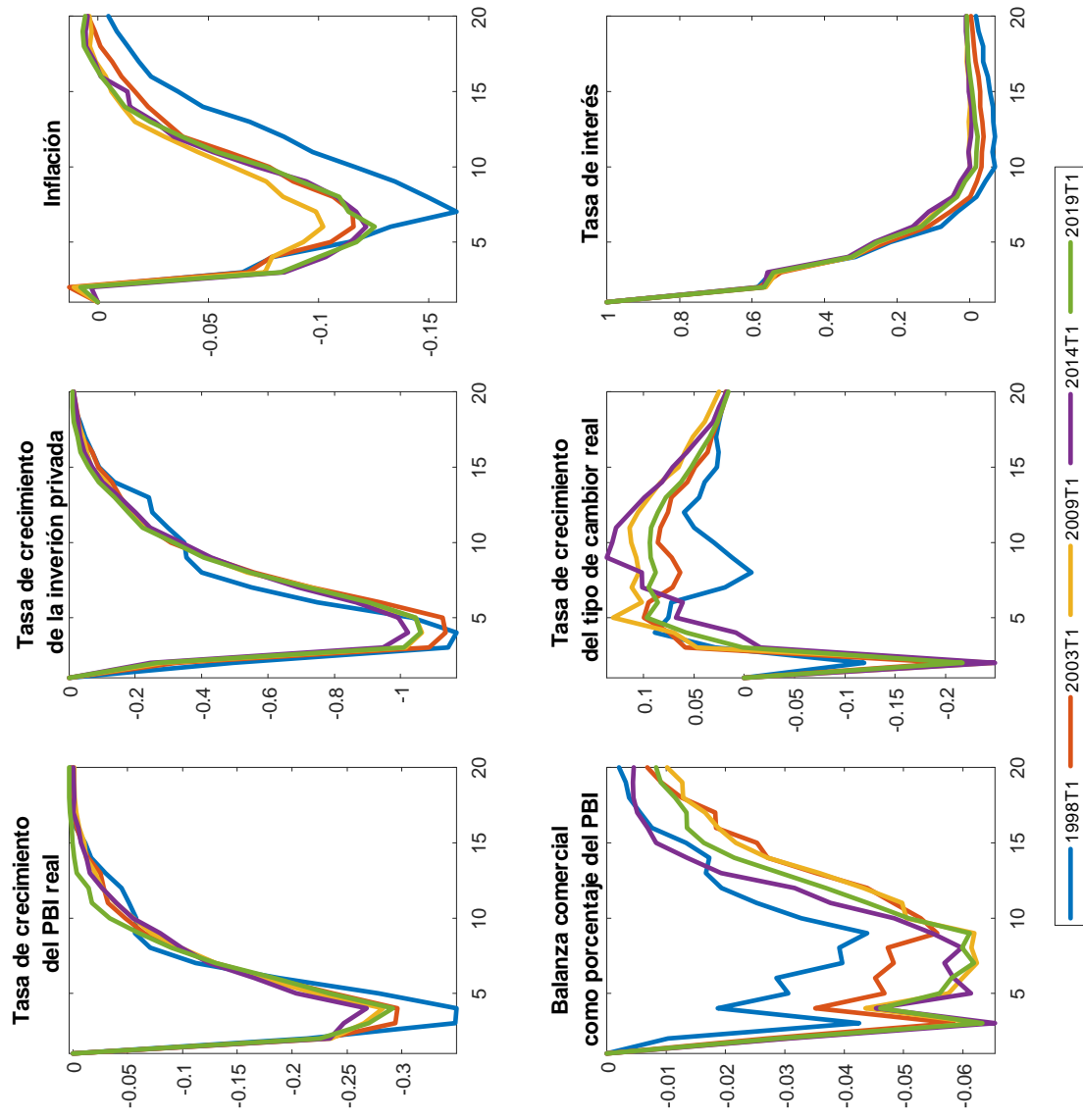


Figura 5. Mediana de las funciones impulsos respuestas de los choques de política monetaria en periodos seleccionados.

7.6. Figura 6

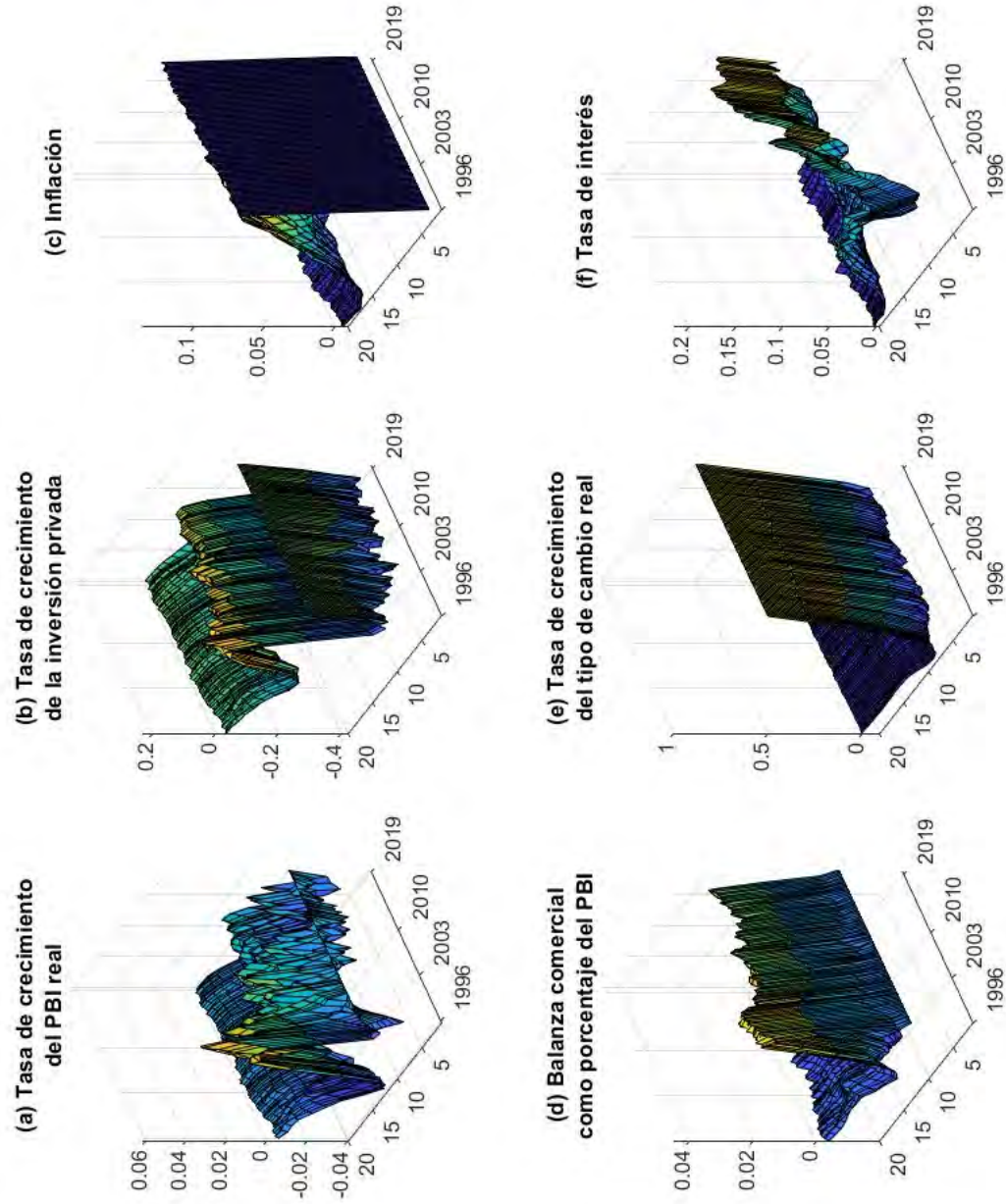


Figura 6. Mediana de las funciones impulsos respuestas de los choques cambiarios.

7.7. Figura 7

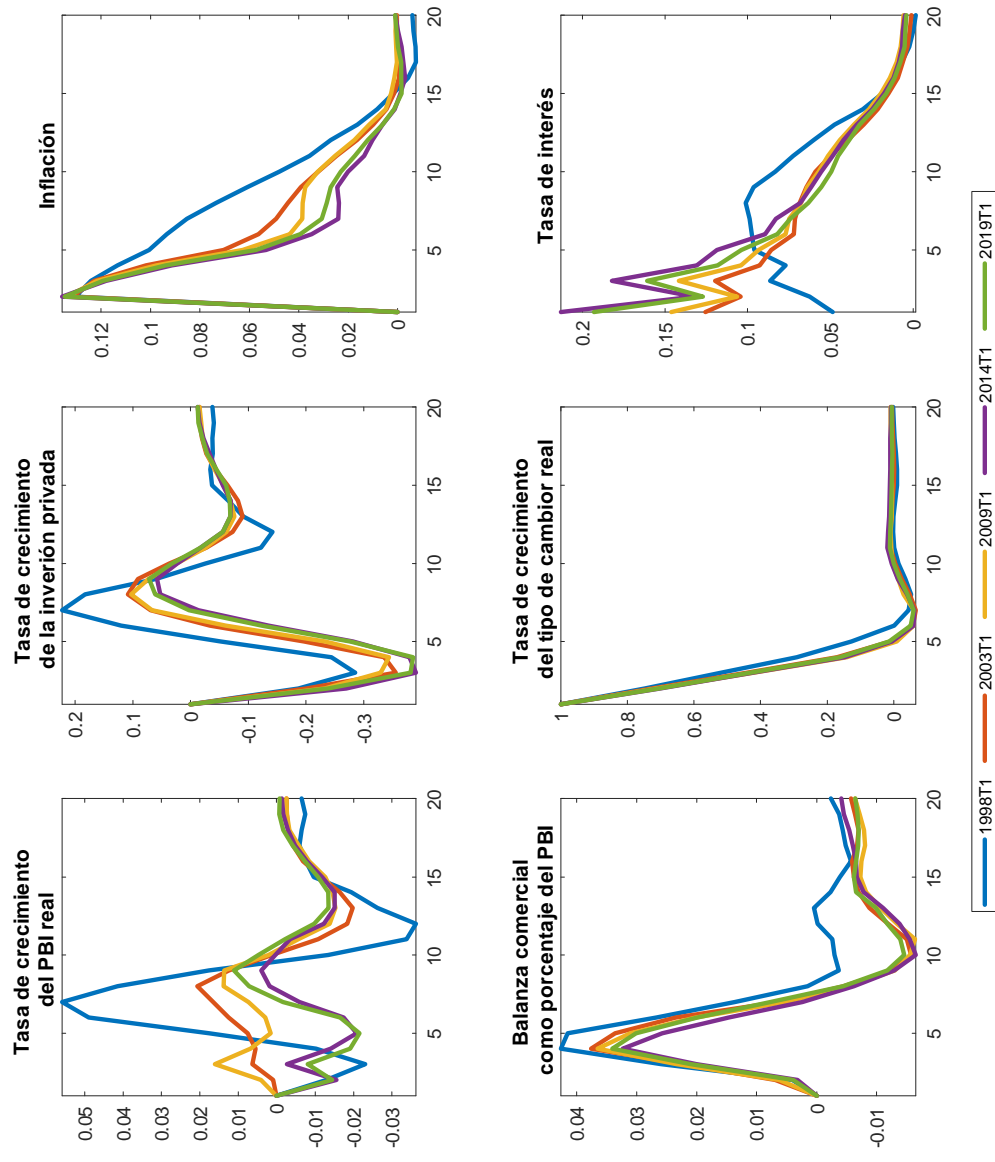


Figura 7. Mediana de las funciones impulsos respuestas de los choques cambiarios en períodos seleccionados.

7.8. Figura 8

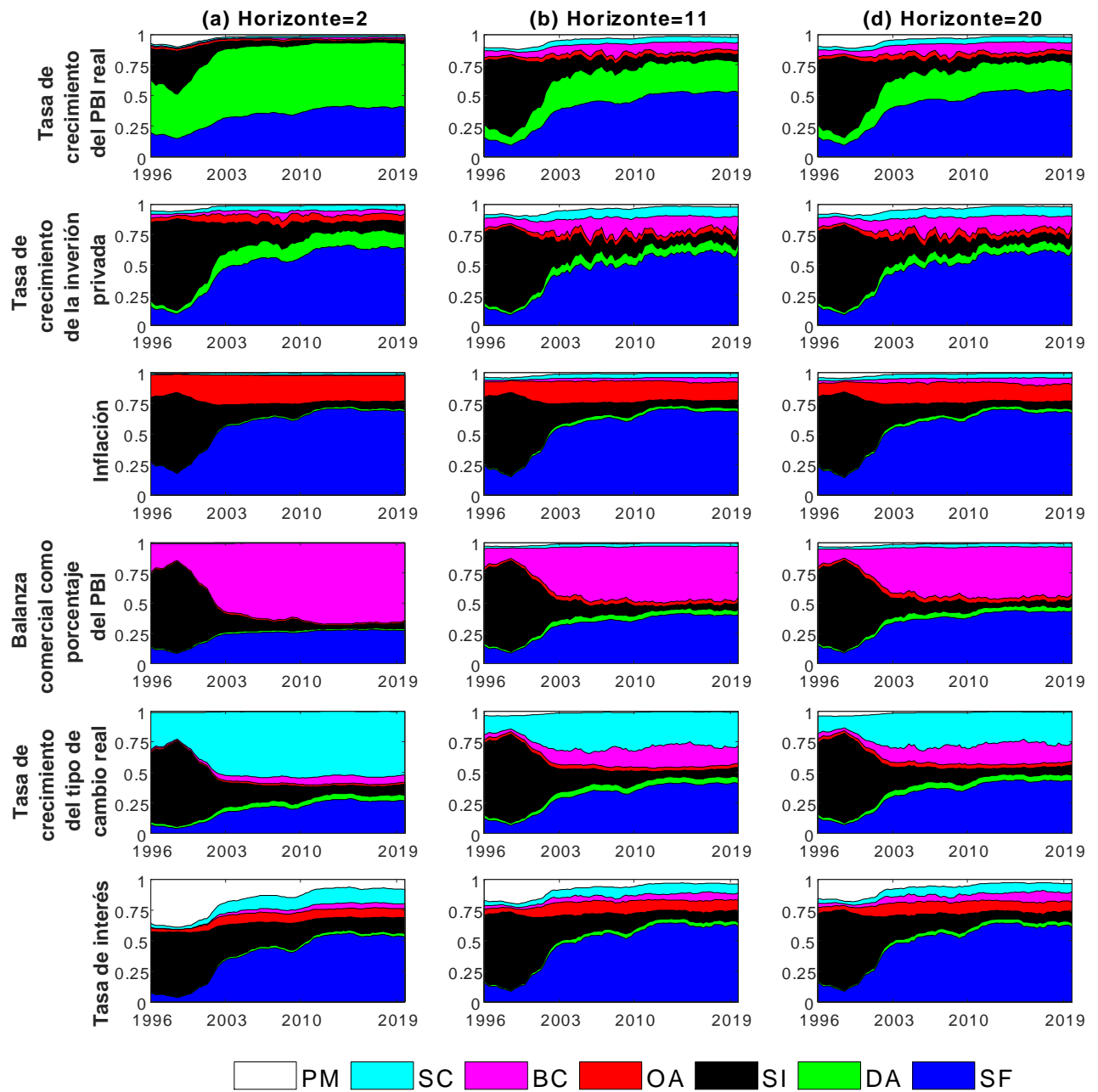


Figura 8. Evolución en el tiempo de la descomposición de la varianza del error de predicción para distintos horizontes.

7.9. Figura 9

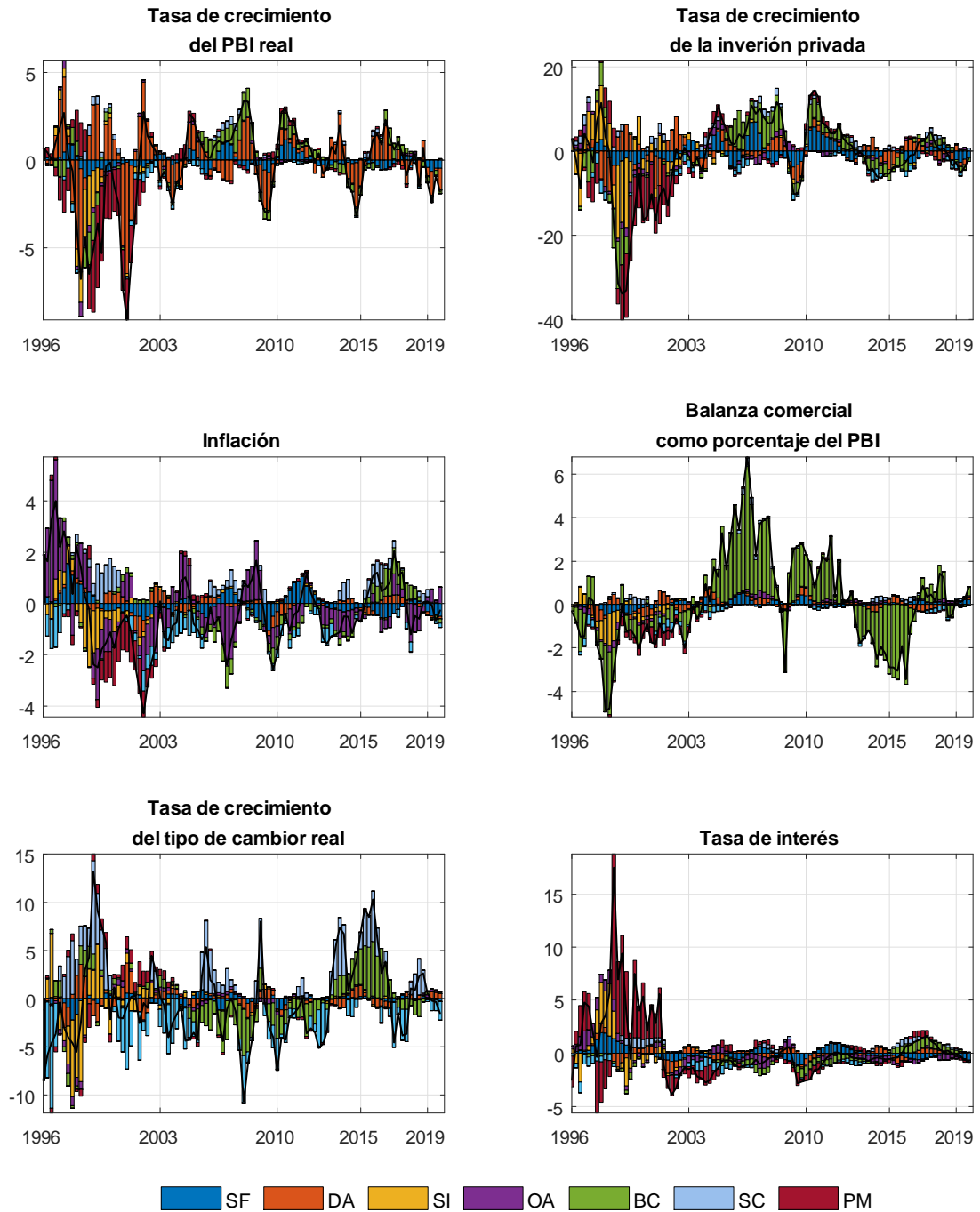


Figura 9. Descomposición histórica.

8. Apéndice

8.1. Figura A-1

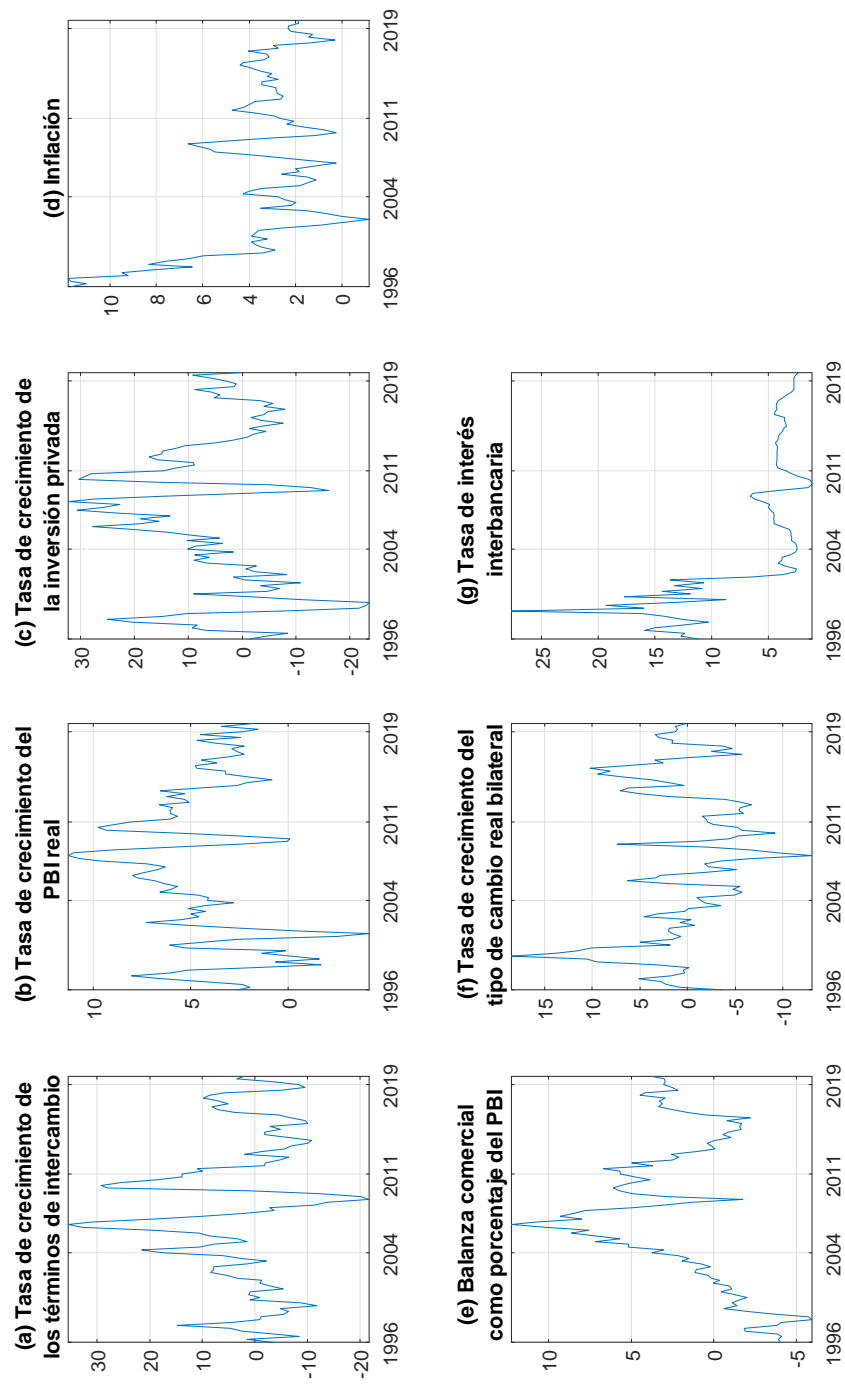


Figura A-1. Series de tiempo (1996T1-2019T4)

8.2. Figura A-2

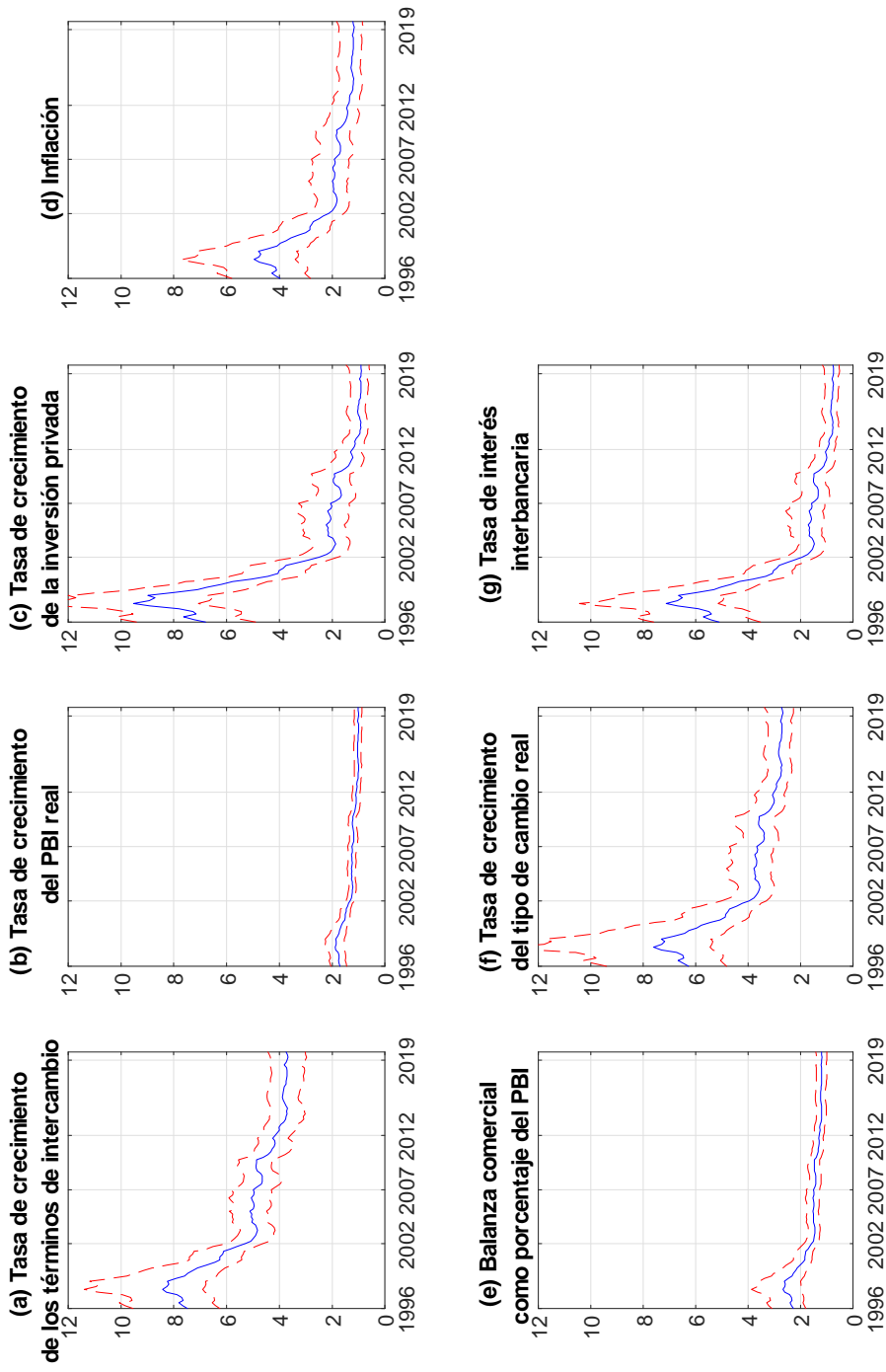


Figura A-2. Mediana posterior, percentil 16th y percentil 84th de la desviación estándar de los errores en las siete ecuaciones (1996T1-2019T4)

8.3. Figura A-3

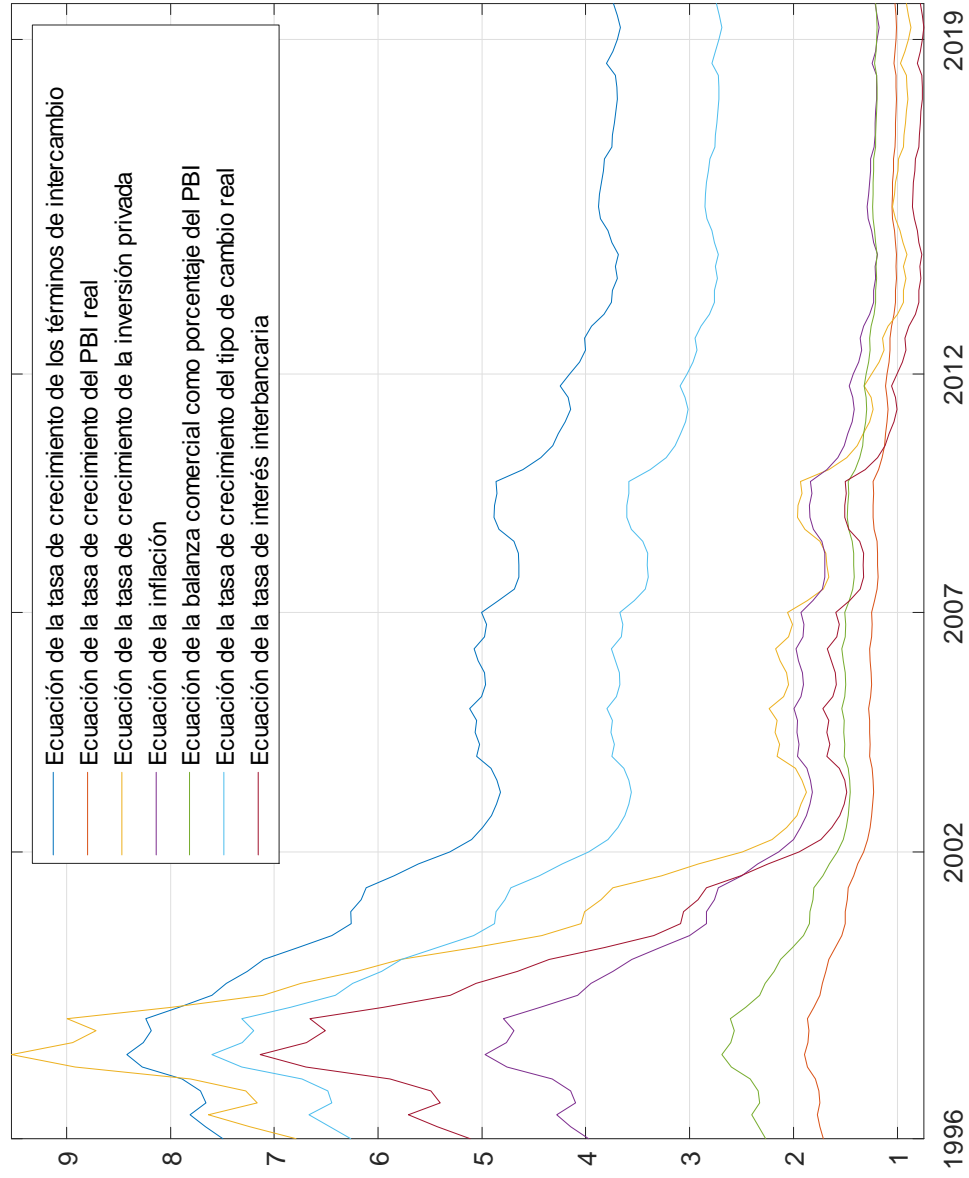


Figure A-3. Media posterior de la desviación estándar de errores en las siete ecuaciones (1996T1-2019T4)

8.4. Figura A-4

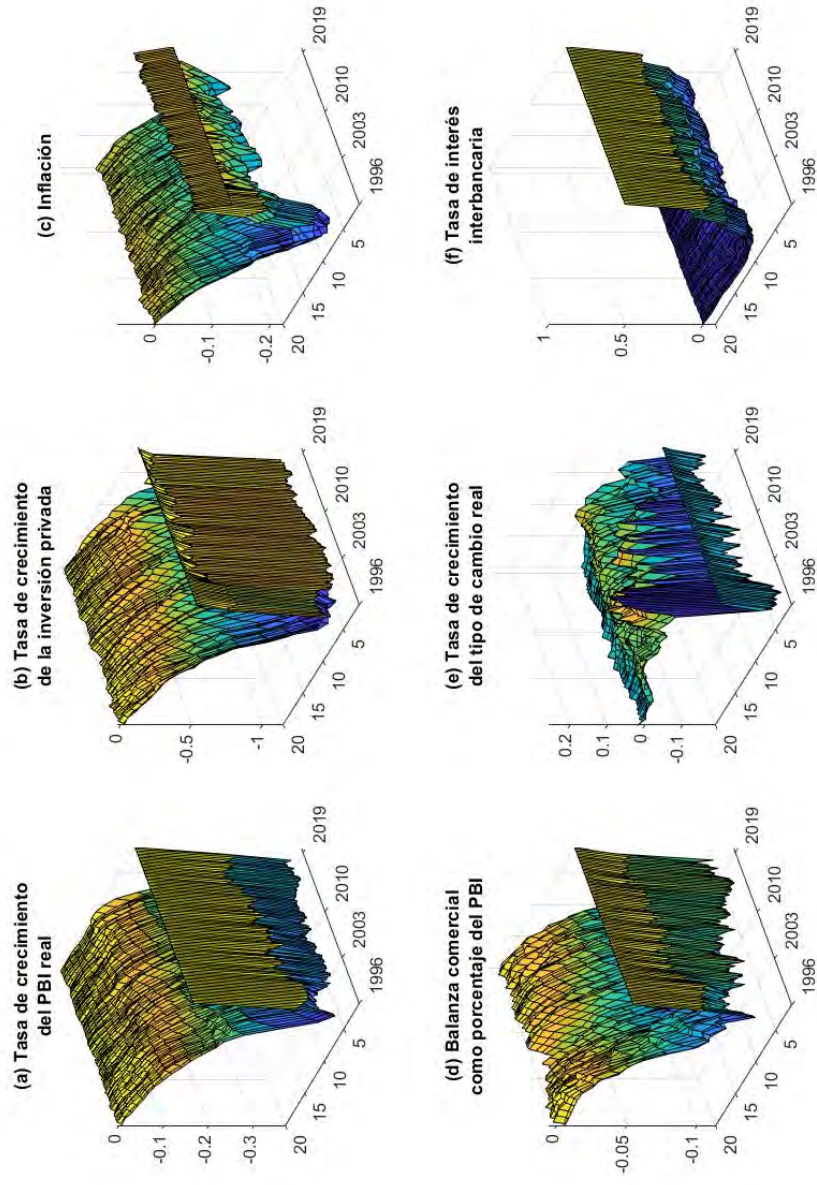


Figura A-4. Mediana de las funciones impulsos respuestas de los choques de política monetaria.

8.5. Figura A-5

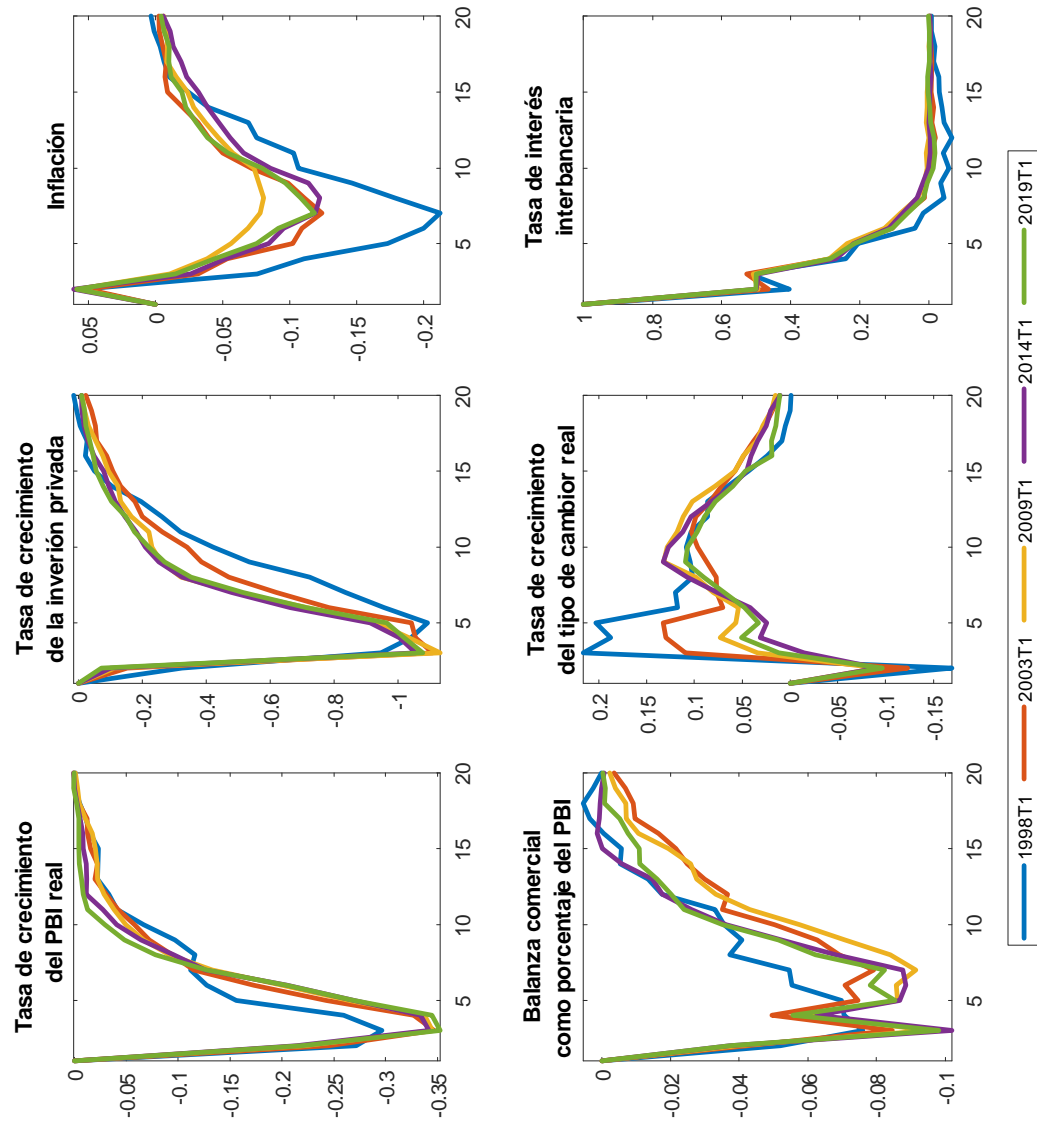


Figura A-5. Mediana de las funciones impulsos respuestas de los choques de política monetaria en períodos seleccionados.

8.6. Figura A-6

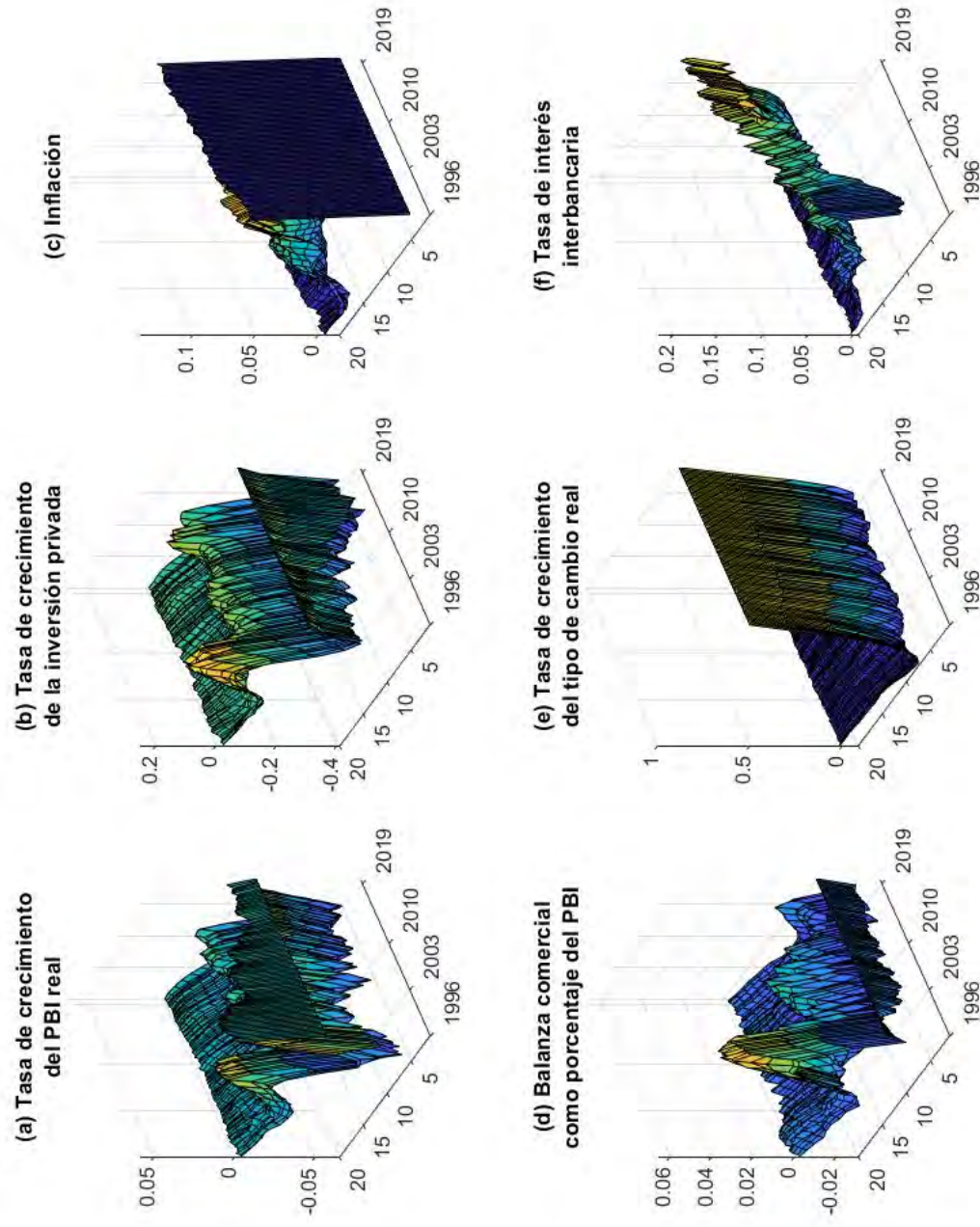


Figura A-6. Mediana de las funciones impulsos respuestas de los choques cambiarios.

8.7. Figura A-7

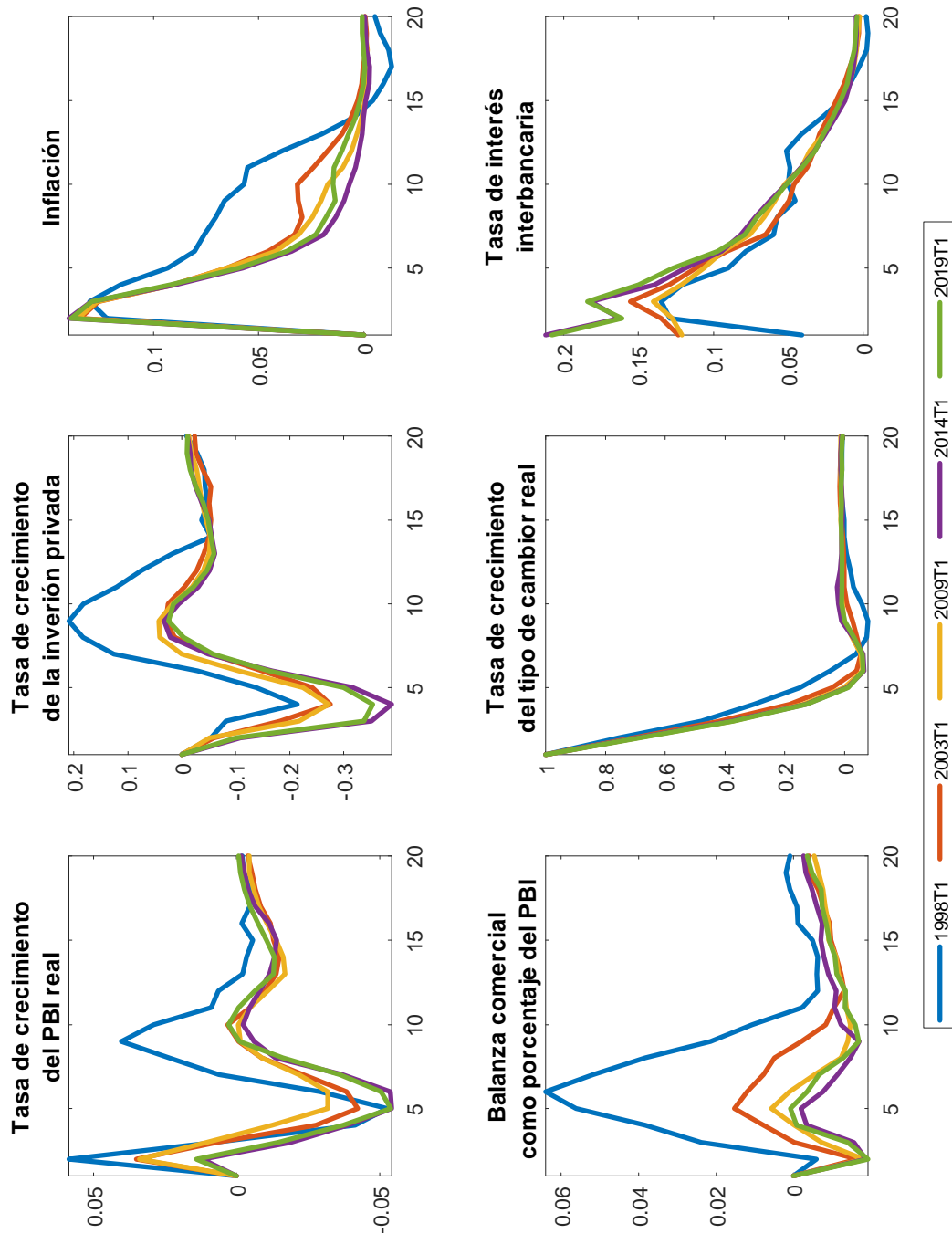


Figura A-7. Mediana de las funciones impulsos respuestas de los choques cambiarios en períodos seleccionados.

8.8. Figura A-8

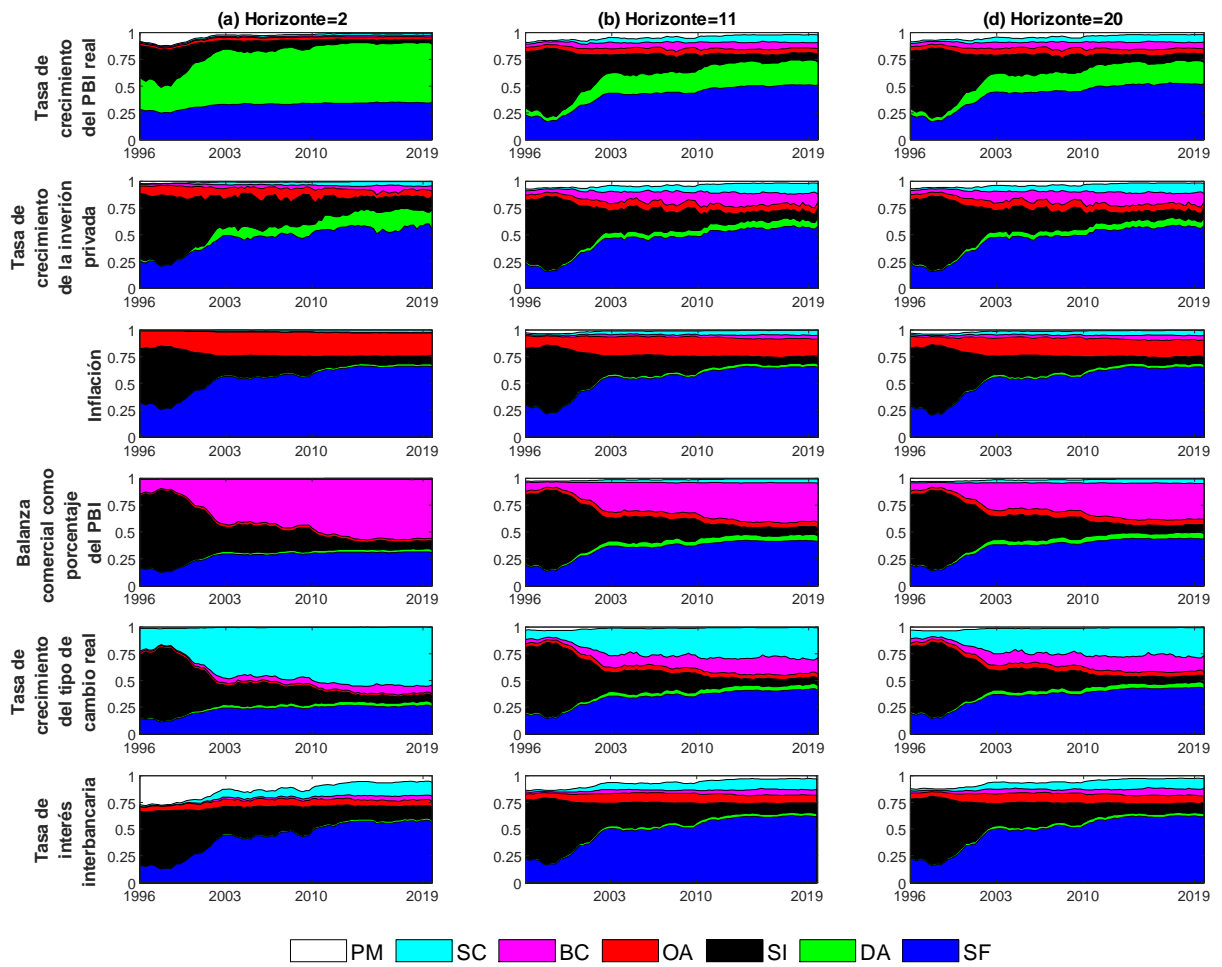


Figura A-8. Evolución en el tiempo de la descomposición de la varianza del error de predicción para distintos horizontes.

8.9. Figura A-9

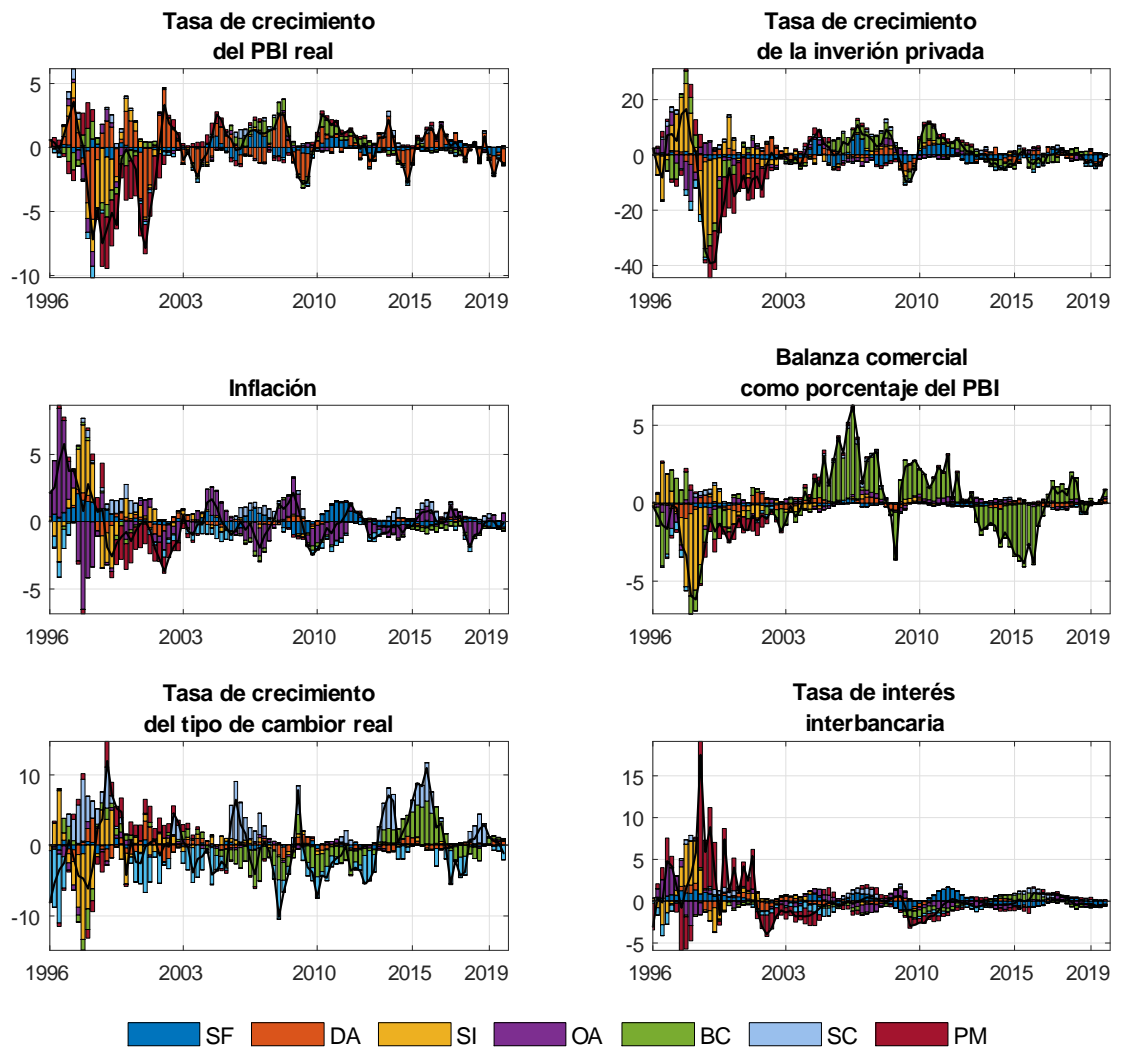


Figura A-9. Descomposición histórica.