

Fernando González Vigil (Editor)

31

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2024

Karen Maribil Arteaga Bustamante
Joaquín Gonzalo Benito García
Valeria Yuclin Chang Yi
Diego Alejandro Meza Menchola
Giuliano Roberto Morales Moreyra
María Gracia Del Carmen Pacheco Paredes
Samantha Gianella Picoy Cotrina
Kevin Omar Risco Sandoval

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Fondo
Editorial



UNIVERSIDAD
DEL PACÍFICO

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2024

Karen Maribil Arteaga Bustamante
Joaquín Gonzalo Benito García
Valeria Yuclin Chang Yi
Diego Alejandro Meza Menchola
Giuliano Roberto Morales Moreyra
María Gracia Del Carmen Pacheco Paredes
Samantha Gianella Picoy Cotrina
Kevin Omar Risco Sandoval

Con la colaboración de:
Karina Angeles Mendoza

Dinámica inflacionaria y no linealidades: un análisis econométrico para el caso peruano²

Kevin Omar Risco Sandoval
Samantha Gianella Picoy Cotrina

Introducción

Desde la adopción del *inflation targeting* en 2002, el Perú ha mantenido una inflación baja y estable dentro del rango meta establecido por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Sin embargo, han ocurrido episodios de mayor inflación que han interrumpido esa estabilidad, principalmente durante momentos de crisis y disrupciones globales. En efecto, durante la crisis financiera global, la inflación se elevó por encima del 6%, impulsada principalmente por el aumento de precios de los alimentos y la energía. Recientemente, en 2021, durante la pandemia de COVID-19, la inflación nuevamente superó el rango meta (véase el anexo 1), afectada por el aumento de los precios de *commodities* debido a disrupciones en las cadenas de suministro globales, a condiciones climáticas, entre otros factores. Estos episodios resaltan la vulnerabilidad del Perú a los choques externos y la forma en que las disrupciones globales afectan la estabilidad de precios en economías abiertas.

En teoría, disrupciones como las observadas pueden inducir no linealidades en la formación de precios, debido a varios factores como los costos fijos de ajuste (Golosov & Lucas, 2007) y los límites a la capacidad de producción (Boehm & Pandalái-Nayar, 2022). Estos factores hacen que las respuestas de los precios a los choques no sigan un patrón lineal, sino que dependan del

² Este ensayo es una versión resumida y editada del trabajo de investigación que, con el mismo título, fue concluido y aprobado en junio del año 2024. Sus autores agradecen al profesor Gonzalo Llosa por su valiosa asesoría durante la elaboración de esta investigación. También agradecen al jurado, profesores Marco Ortiz y Rocío Gondo, por sus importantes contribuciones a dicho trabajo.

estado de la economía. A nivel internacional, estudios como los de Çatik y Önder (2011) y Borio y Filardo (2007) han identificado estas no linealidades, mostrando que los choques en los precios de *commodities* como el petróleo y los alimentos tienen efectos diferenciados según el contexto económico y la estructura del mercado.

La presente investigación se propone examinar empíricamente la presencia de no linealidades en la evolución de la inflación en el Perú; algo de particular relevancia para el diseño de política monetaria, pues el estado de la economía (o «régimen económico») puede ameritar respuestas más rápidas o intensas por parte de la autoridad monetaria. Utilizando un modelo *threshold* VAR (TVAR) bayesiano, buscamos identificar cómo las variaciones en los precios internacionales agrícolas y de energía (AE) afectan la inflación interna bajo diferentes regímenes económicos. Para ello, se prueban cuatro fuentes de no linealidad o variables umbral (la variación del porcentaje de rubros con inflación por encima del 3%, el valor absoluto de la variación interanual del índice de precios agrícolas y de energía, la inflación sin alimentos y energía (SAE), y el crecimiento del PBI real), y se realiza el análisis de los impulso-respuesta obtenidos. El análisis considera tanto los períodos de estabilidad como los de crisis, con la intención de evaluar cómo el estado de la economía influye en la magnitud y la persistencia de la inflación.

Nuestros resultados sugieren que, efectivamente, existen no linealidades en la dinámica inflacionaria peruana, al capturar, ante choques en los precios AE, respuestas diferenciadas según el estado de la economía. Los choques en las cotizaciones de las materias primas no solo provocan aumentos en las expectativas de inflación, sino que sus efectos en precios son más pronunciados cuando la economía está en un contexto inflacionario o de aceleración económica. Los resultados están respaldados por la literatura de formación de precios *state-dependent*, en la que la decisión de ajustar precios depende del estado actual de la economía, y en línea con estudios previos sobre no linealidad de precios en el Perú (Bigio & Salas, 2006; Rojas, 2019).

1. Revisión de literatura

En esta sección, se presentan los principales aportes empíricos y teóricos relacionados con la dinámica de la inflación, haciendo hincapié en las no linealidades presentes en este fenómeno económico ante un choque de oferta internacional. La comprensión de la evolución de la inflación ha sido objeto de una atención significativa en la literatura económica, y buscamos destacar las contribuciones que han permitido comprender las complejidades inherentes a esta dinámica.

1.1 Dinámica inflacionaria y no linealidades

El análisis empírico de la dinámica inflacionaria comenzó con Phillips (1958), quien analizó la relación entre los salarios nominales y el desempleo en el Reino Unido entre 1861 y 1957, encontrando una relación negativa y no lineal. Con tasas de desempleo menores del 3%, la relación era más pronunciada y se aplanaba a medida que el desempleo superaba ese umbral. Phillips postuló que, con bajo desempleo, los salarios aumentan rápidamente, mientras que, con alto desempleo, la reducción de salarios es gradual.

Esta relación puede adoptar formas más complejas, según estudios como el de Filardo (1998), quien planteó que la relación entre la brecha producto y la inflación podría ser cóncava o convexa, dependiendo de las características estructurales de la economía. Blanchard (2016) muestra que la relación entre desempleo y nivel de precios en los Estados Unidos aumentó en la década de 1960, luego disminuyó hasta finales de 1980 y se ha mantenido baja desde entonces. En la década de 1970, la inflación disminuía un 0,7% por cada aumento en el desempleo, mientras que actualmente este efecto es solo del 0,2%. El autor atribuye esto a que, con niveles más bajos de inflación, salarios y precios, los ajustes son menos frecuentes.

En paralelo, algunos estudios exploraron enfoques que permiten modelar rigideces de precios basadas en el estado de la economía en vez de una dependencia del tiempo, como Calvo (1983). Así, Caplin y Leahy (1991) proponen que las firmas ajustan sus precios cuando estos se desvían de ciertos umbrales relativos, lo que introduce una banda de inacción en la que los precios no responden a choques hasta que se superan ciertos límites. Esto genera una respuesta de la inflación no lineal. Adicionalmente, Caballero y Engel (2007) y Hagedorn (2023) han introducido modelos *state-dependent*, en los que la inflación depende no solo de la brecha producto, sino también de la evolución de la demanda nominal, señalando que la estructura de los choques macroeconómicos influye directamente en la dinámica inflacionaria.

Por otro lado, la incertidumbre macroeconómica induce respuestas asimétricas en los agentes, lo que genera divergencia y volatilidad en las expectativas de inflación a lo largo del tiempo. Cukierman y Wachtel (1979) sugieren que este fenómeno debe ser considerado al analizar la evolución de la inflación, ya que la incertidumbre afecta cómo los agentes perciben los futuros niveles de precios.

El análisis de la dinámica inflacionaria en economías emergentes, como es el caso del Perú, debe considerar también sus particularidades. Desde la implementación de metas de inflación en 2002, el Perú ha experimentado

períodos de estabilidad, pero también ha enfrentado episodios de quiebres estructurales, como el que señala Rojas (2019) en 2014, cuando la relación entre inflación y brecha producto cambió. Este cambio podría ser indicativo de una curva de Phillips más plana, aunque algunos estudios, como el de Bigio y Salas (2006), sugieren que la respuesta de la inflación a choques de política monetaria depende del estado de la economía. En fases de alta inflación, la relación entre brecha producto e inflación es más fuerte, lo que podría explicar la no linealidad en la curva de Phillips.

Además, dado que la economía peruana es pequeña y abierta, el impacto de choques externos, como los debidos a precios de *commodities* y al tipo de cambio, cumple un papel fundamental en la dinámica inflacionaria. Monacelli (2005) y Galí y Monacelli (2005) destacan que, en economías abiertas, la inflación se ve influenciada no solo por la brecha producto interna, sino también por la volatilidad de los términos de intercambio y las fluctuaciones en los precios internacionales. En este contexto, el *pass-through* incompleto de los precios internacionales a los precios internos puede generar efectos no lineales, tal como lo demuestra el modelo STVAR propuesto por Winkelried (2004), que incorpora umbrales macroeconómicos clave que afectan la inflación subyacente.

1.2 Choques de oferta en la dinámica inflacionaria

La respuesta de la inflación a los choques de precios del petróleo y alimentos no es constante, sino que está fuertemente influenciada por el estado de la economía global y la actividad económica local. A medida que las economías se han globalizado, las curvas de Phillips convencionales, que asumían economías cerradas, se han vuelto obsoletas. En su lugar, estudios recientes, como los de Çatik y Önder (2011) y Borio y Filardo (2007), han mostrado que el traspaso de los precios internacionales de *commodities*, como el petróleo y los alimentos, a los precios domésticos es un fenómeno dinámico que depende del contexto económico.

El Perú, como una economía pequeña y abierta, es especialmente vulnerable a estos choques, dado su alto grado de dependencia del comercio exterior y su integración en los mercados globales. Los productos importados más relevantes para la dinámica inflacionaria peruana son el petróleo, el trigo, el maíz y el aceite de soya. Estos productos tienen un impacto directo en los precios internos, ya que forman parte esencial de la canasta básica del país. Cuando estos precios suben, como en el caso del petróleo, los costos de transporte y producción aumentan, y esos incrementos se trasladan rápidamente a los

precios finales, impulsando la inflación local. Un estudio de Ye *et al.* (2023) estima que un aumento de US\$ 10 en los precios del petróleo puede elevar la inflación en Perú entre un 0,1 y un 0,6% a corto plazo, lo que refleja la fuerte sensibilidad de la economía peruana a los choques de oferta externos.

Los precios de los alimentos, de los importados en particular, también cumplen un papel crucial. Como muestran Catão y Chang (2015), los choques en los precios internacionales de alimentos tienen un impacto significativo en la inflación global, especialmente en países como el Perú, donde los alimentos representan una gran proporción del gasto de los hogares. Este efecto es aún más relevante debido a la alta dependencia peruana de las importaciones de productos alimenticios básicos.

Cornejo, Florián y Ledesma (2022) refuerzan esta idea al mostrar cómo el aumento de precios internacionales de *commodities* junto con la depreciación del tipo de cambio durante la pandemia afectaron la inflación en el Perú durante el año 2021. Utilizando un enfoque bayesiano de series de tiempo, esos autores cuantifican cómo estos factores contribuyeron al aumento de la inflación en la segunda mitad de 2021, subrayando la interconexión entre los precios internacionales y la inflación local.

2. Marco analítico

Exploraremos ahora las principales fuentes de no linealidades que pueden influir en el comportamiento de la dinámica inflacionaria. A través de un análisis detallado de variables relevantes, obtenemos una visión más completa de los mecanismos subyacentes que impulsan la inflación; lo que es fundamental para comprender su dinámica y repercusiones en el conjunto de la economía.

2.1 Costos de menú

En línea con la literatura de fijación de precios *state-dependent*, una variable que da origen a no linealidades es el nivel de inflación. Golosov y Lucas (2007) consideran que el modelo de Calvo no se ajusta al hecho de que el cambio de precios se da con mayor frecuencia en períodos de inflación alta y que las firmas que hacen los cambios son aquellas cuyos precios se encuentran más desfasados (efecto selección). Por ello, elaboran un modelo en el cual las firmas incurren en un costo fijo para cambiar los precios, también llamados costos de menú, y se centran en la decisión de las firmas resultantes de comparar el costo de cambiar precios contra el beneficio de hacerlo.

Según ese modelo, en cada momento t , las firmas enfrentan una demanda $C_t(\cdot)$, un salario nominal w_t y un parámetro de productividad determinado

estocásticamente v_t . La firma enfrenta cada período con un nivel de precios p que trae del pasado. Si la firma decide no cambiar sus precios, sus beneficios son los siguientes:

$$C_t(p)\left(p - \frac{w_t}{v_t}\right)$$

Si la firma elige un precio $q \neq p$, sus beneficios vienen dados por la siguiente expresión:

$$C_t(q)\left(q - \frac{w_t}{v_t}\right) - kw_t$$

donde k_t son las horas de trabajo necesarias para cambiar su precio, es decir, el costo de menú real.

Así, Golosov y Lucas (2007) obtienen que un choque agregado positivo, que genera un aumento de los salarios nominales, compensa choques idiosincráticos negativos y ocasiona que las firmas con los menores precios los cambien. Este cambio es de gran magnitud, pues el reajuste proviene de las empresas con un mayor desfase de precios, y el nivel de precios de la economía en general se incrementa con mayor velocidad, reflejando el choque agregado. Así, una predicción clave del modelo es que la frecuencia de revisión de precios aumenta a medida que se incrementa la inflación, pues el aumento de w_t ocasiona un aumento temporal del número de empresas que cambian sus precios, lo que contrasta con la fijación de precios a lo Calvo.

2.2 Choques de oferta de gran magnitud

Cavallo, Lippi y Miyahara (2023) examinan cómo el tamaño de los choques influye en la frecuencia con la que las empresas ajustan sus precios. Encuentran que los choques de gran magnitud llevan a las empresas a responder más rápidamente que bajo condiciones normales; lo que incrementa la frecuencia de los ajustes de precios y, consecuentemente, acelera la transmisión de los costos a los precios.

En su modelo, una firma tiene mayor probabilidad de cambiar sus precios si su margen de beneficio se aleja del nivel deseado. Un fuerte choque de costos reduce significativamente el margen de beneficios, por lo que más firmas cambian sus precios. La probabilidad de ajuste de una firma depende de la brecha de precios x , donde x hace referencia a la distancia entre el nivel

de precios actual de la firma y el nivel de precios que maximiza beneficios. Esta probabilidad se representa mediante la siguiente función:

$$\Lambda(x) = \frac{1}{\kappa} \left(\frac{v(x) - v(x^*)}{\kappa\gamma} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}}, \text{ para todo } x \in (-\infty, \infty)$$

De esta forma, la intensidad del cambio de precios depende de los beneficios de ajustarlos, $v(x) - v(x^*)$, donde x^* es la brecha de precios óptima. La función valor $v(\cdot)$ es creciente en $|x - x^*|$, ya que una distancia mayor con respecto a la distancia óptima de reajuste aumenta los incentivos para ajustar precios.

Según Cavallo *et al.* (2023), un choque de gran magnitud mueve la distribución de brechas de precios; por ello, los precios de la mayoría de las empresas se alejan de los precios deseados. En otras palabras, tras el desplazamiento, $\Lambda(x)$ es mayor en la mayoría de las firmas. Así, el mecanismo por el cual los choques de gran magnitud ocasionan un aumento en la frecuencia de ajustes de precios resulta del aumento de los costos de no ajustar, pues estos son mayores tras el choque.

2.3 Complementariedad estratégica

Lorenzoni y Werning (2023) plantean un modelo que analiza la retroalimentación entre decisiones de cambios de precios y aspiraciones salariales ajustadas ambas por la inflación esperada. La versión más avanzada de su modelo incluye aspiraciones *forward looking* utilizando expectativas racionales. Es así como estos autores descomponen la inflación en un componente de ajuste (Π_t^A) y un componente de conflicto (Π_t^C). El componente de conflicto prospectivo (Π_t^C) es proporcional a la diferencia entre las aspiraciones de precios (f_t) y los salarios ajustados (g_t) por la inflación esperada. El componente de ajuste prospectivo (Π_t^A) refleja el ajuste necesario del salario real hacia la media ponderada de las aspiraciones ajustadas por la inflación esperada.

Dichos autores proponen endogenizar f_t y g_t considerando agentes que tienen objetivos a largo plazo (ϕ_t y γ_t) para sus precios relativos en el tiempo t y la tasa de inflación promedio. Los agentes ajustan sus aspiraciones inmediatas para alcanzar estos objetivos en promedio, durante el tiempo que su salario o precio está fijado, y así ajustar sus expectativas de inflación. Las empresas y los trabajadores ajustan sus precios y salarios no solo basándose en las condiciones actuales, sino también en sus expectativas sobre la inflación futura. Las ecuaciones para los precios y salarios reajustados con expectativas prospectivas son:

$$p_t^* = (\rho + \lambda_p) E_t^p \left[\int_0^\infty e^{-(\rho+\lambda_p)s} (w_{t+s} + \phi_{t+s}) ds \right]$$

$$w_t^* = (\rho + \lambda_w) E_t^w \left[\int_0^\infty e^{-(\rho+\lambda_w)s} (p_{t+s} + \gamma_{t+s}) ds \right]$$

Las aspiraciones de precios y salarios se ajustan para tener en cuenta la inflación esperada:

$$f_t = E_t^p \left[\int_0^\infty e^{-(\rho+\lambda_p)s} ((\rho + \lambda_p) \phi_{t+s} + \pi_{t+s}^w) ds \right]$$

$$g_t = E_t^w \left[\int_0^\infty e^{-(\rho+\lambda_w)s} ((\rho + \lambda_w) \gamma_{t+s} + \pi_{t+s}) ds \right]$$

Las ecuaciones de reajuste con expectativas p_t^* y w_t^* reflejan cómo las expectativas de inflación influyen en las decisiones actuales, creando un ciclo de retroalimentación que amplifica la inflación. La inflación de ajuste tiende a ser transitoria, mientras que la inflación de conflicto es sostenida. Las ecuaciones de inflación prospectiva de precios y salarios destacan cómo las decisiones de fijación de precios y salarios están interrelacionadas y se refuerzan mutuamente.

Para ilustrar la complementariedad estratégica con aspiraciones prospectivas, consideran un escenario en el que las expectativas de inflación futura son altas. Las empresas anticipan un aumento en los precios futuros y ajustan sus precios actuales para reflejar estas expectativas, mientras que los trabajadores anticipan un aumento en los salarios futuros y ajustan sus salarios actuales de manera correspondiente. Este ajuste basado en expectativas crea un ciclo de retroalimentación que refuerza la inflación, demostrando la complementariedad estratégica entre las decisiones de fijación de precios y salarios ajustadas por la inflación esperada.

2.4 Curvas de oferta convexas

La literatura especializada también ha analizado las asimetrías en la respuesta de la inflación ante tasas bajas o altas de desempleo o de la actividad económica. Boehm y Pandalai-Nayar (2022) plantean un modelo teórico en el cual las firmas eligen su capacidad de producción de manera previa a la decisión de producir; lo que implica que la producción está sujeta a un límite superior en el corto plazo. La función de producción de las firmas viene dada por:

$$y_t = q_t \frac{v_t}{\bar{v}_t}, \text{ donde } v_t \leq \bar{v}_t$$

Así, la producción y_t es lineal en los insumos variables de corto plazo v_t , pero está sujeta a un límite superior, pues v_t no puede exceder a \bar{v}_t . Por ende, $y \leq q$ representa la restricción de capacidad.

Además, las firmas están sujetas a un choque de demanda idiosincrático (ω), el cual es la única fuente de heterogeneidad entre ellas. Así, existe un umbral ($\bar{\omega}$) a partir del cual las firmas ven limitada su producción por su capacidad y cambian la forma en la que fijan precios. Cuando operan por debajo de su límite de capacidad, establecen los precios manteniendo un margen constante sobre los costos marginales. No obstante, cuando la producción se ve restringida por la capacidad, la empresa aumenta su margen de beneficio para igualar la demanda con su capacidad de producción, lo que da origen a una curva de oferta convexa a nivel industrial y agregado. En términos formales:

$$p^y = \frac{\theta}{\theta - 1} (mc + \rho), \quad \rho = 0 \text{ cuando } y < q$$

donde ρ es el multiplicador de la restricción de capacidad.

De esa forma, dichos autores demuestran que esto genera que la respuesta a los choques dependa del estado de la economía y que la curva de Phillips sea convexa. En efecto, hallan que la elasticidad parcial de los costos marginales reales con respecto al producto es procíclica, lo que implica que un choque de demanda positivo genera menores presiones inflacionarias durante una desaceleración de la economía, en comparación con una expansión.

3. Metodología

3.1 *Threshold* VAR

En línea con la teoría económica que respalda las no linealidades, el presente trabajo usa un *threshold* VAR bayesiano (BTVAR) con dos regímenes, siguiendo la metodología empleada por Alessandri y Mumtaz (2017):

$$Y_t = \left[c_1 + \sum_{j=1}^P B_{1,j} Y_{t-j} + \Omega_1^{\frac{1}{2}} e_t \right] S_t + \left[c_2 + \sum_{j=1}^P B_{2,j} Y_{t-j} + \Omega_2^{\frac{1}{2}} e_t \right] (1 - S_t)$$

donde $S_t = 1 \Leftrightarrow z_{t-d} \leq z^*$.

En general, Y_t es un vector de dimensión N y e_t es un vector de choques. Se define al vector de variables endógenas como $Y_t = [\pi_t^e, r_t, \pi_t^{SAE}, \pi_t^{AE}, \Delta e_t, \Delta PBI_t, p_t]$

$s_b f_b, a_t]$, donde π_t^e es la inflación esperada a 12 meses, r_t es la tasa interbancaria promedio mensual en moneda nacional, π_t^{SAE} es la inflación interanual sin alimentos y energía, π_t^{AE} es la inflación interanual de alimentos y energía, Δe_t es la variación porcentual interanual del tipo de cambio USD/PEN, ΔPBI_t es la tasa de crecimiento interanual del PBI real, p_t es la variación en el porcentaje de rubros del IPC con variación interanual de precios mayor del 3%, s_t es la tasa sombra de los EE. UU. (*shadow rate*)³, f_t es la variación interanual del índice de precios de combustible elaborado por el IMF y a_t es la variación interanual del índice de precios agrícolas del IMF. Las matrices de covarianza están representadas por Ω_1 y Ω_2 . Además, el modelo permite la existencia de dos regímenes por la presencia de la variable indicador S_t .

La variable S_t toma los valores de 0 y 1 dependiendo del nivel que toma z_{t-d} en relación con un umbral z^* . Debido a que se desea probar distintas fuentes de no linealidad, se estiman diferentes modelos con la variable umbral z_{t-d} representando a π_{t-d}^{SAE} , $|a_{t-d}|$, ΔPBI_{t-d} y p_{t-d} , donde d representa el número de rezago y $|\cdot|$ hace referencia al valor absoluto de la variable. Es importante notar que tanto z^* como d son variables desconocidas que son estimadas dentro del modelo. Estas permiten determinar a la variable umbral, así como el valor bajo el cual la economía cambia de régimen, haciendo posible identificar respuestas diferenciadas a los choques de acuerdo con el estado en el que la economía se encuentre. El modelo se estima utilizando una metodología bayesiana (véase el anexo 2).

3.2 Impulsos-respuestas

La economía peruana es una economía pequeña y abierta sujeta a choques del exterior. En el presente trabajo, se estudian las respuestas de las principales variables económicas relacionadas con la inflación ante un choque externo de 5 unidades en el precio de los *commodities*, particularmente en precios agrícolas (a_t), y se analiza cómo cambia la dinámica inflacionaria bajo los diferentes regímenes identificados. Es decir, se elaboran impulsos-respuestas para el choque antes mencionado bajo los cuatro modelos estimados, que difieren por la variable umbral que utilizan para identificar los estados de la economía (π_{t-d}^{SAE} , $|a_{t-d}|$, ΔPBI_{t-d} y p_{t-d}).

En línea con Alessandri y Mumtaz (2017), las respuestas al choque se calculan utilizando la integración de Monte Carlo, tal como se describe en

³ La tasa sombra es una medida alternativa de la tasa de interés, que puede tomar valores negativos reflejando la flexibilización adicional de la Fed a través de políticas no convencionales (Gill, 2017).

Koop, Pesaran y Potter (1996). En concreto, las respuestas se basan en la siguiente definición:

$$IRF_{St} = E(Y_{t+k} | \Psi_t, Y_{t-1}^S, \mu_t) - E(Y_{t+k} | \Psi_t, Y_{t-1}^S)$$

Esta ecuación describe el cálculo de las funciones de impulso-respuesta en un modelo VAR, donde Ψ_t representa todos los parámetros e hiperparámetros del modelo, k es el horizonte considerado, $S = 0, 1$ indica los regímenes y μ_t representa las perturbaciones. La ecuación establece que estas funciones se derivan como diferencias entre dos expectativas condicionales. La primera es una previsión de las variables endógenas dada una de las perturbaciones estructurales μ_t ; mientras que la segunda es una previsión de referencia en la que todas las perturbaciones son nulas. Estas expectativas pueden aproximarse mediante una simulación estocástica del modelo, condicionando las respuestas a las observaciones en cada régimen. Por ejemplo, el impulso-respuesta correspondiente al régimen $S = 0$ se obtiene simulando el modelo para todos los valores iniciales posibles en ese régimen $y_{0,t-1}$ y luego calculando la media de las respuestas.

Para identificar las perturbaciones, adoptamos un sencillo esquema recursivo en el que las siguientes variables [$a_b, f_b, s_b, \pi_t^{AE}, \Delta PBI_b, \Delta e_b, \pi_t^e, \pi_t^{SAE}, p_b, r_t$] aparecen en este orden, reflejando la habitual transmisión de los choques externos en los precios de *commodities* hacia la dinámica inflacionaria. Este ordenamiento de las variables en un modelo econométrico no es arbitrario; refleja la estructura causal y las relaciones dinámicas entre diferentes aspectos de la economía.

Comenzamos con la tasa interbancaria, que se sitúa en la parte superior del orden. Esto se debe a que la tasa de interés interbancaria responde a la tasa de referencia, que es una herramienta fundamental de la política monetaria. Las decisiones al respecto pueden ser caracterizadas con una regla de Taylor; lo que implica que la tasa interbancaria refleja el estado agregado de la economía y se sitúa como la variable más endógena del sistema. En el ordenamiento, continuamos con el cambio en el porcentaje de rubros con inflación mayor del 3%, lo que refleja las presiones inflacionarias específicas dentro de la economía. Está posicionada como la segunda variable más endógena, debido a que refleja la decisión de las firmas de cambiar precios, que está en función de otras variables económicas del sistema, como la inflación.

Seguimos con la inflación subyacente, una medida que excluye elementos volátiles como alimentos y energía. Se coloca después del porcentaje de rubros con inflación mayor del 3% debido a su papel en revelar las tendencias

subyacentes de la inflación, lo que proporciona información valiosa para la fijación de precios y para políticas económicas. Las expectativas de inflación ocupan el cuarto lugar en el ordenamiento. Esto se debe a que las expectativas inflacionarias pueden influir significativamente en el comportamiento de los agentes económicos y en las decisiones de política monetaria. Además, las expectativas de inflación pueden afectar directamente la inflación futura, lo que justifica su posición en el orden.

Continuamos con la variación del tipo de cambio, una variable crucial en una economía emergente y abierta como la peruana. Su posición en el ordenamiento se explica por su impacto en la dinámica inflacionaria a través de los precios de los bienes importados, y su respuesta a choques de oferta y demanda, en línea con el ordenamiento propuesto por Winkelried (2004). El crecimiento del PBI, que refleja el cambio en el producto potencial y el cambio en la brecha producto, se ubica después del tipo de cambio. Su ordenamiento antes de los indicadores tendenciales de la inflación se justifica en la presencia de costos de ajuste de los factores de producción, que originan que el nivel de producción no responda tan rápidamente y se posicione como una de las variables más exógenas.

Seguidamente tenemos a la inflación de alimentos y energía. Aunque es una medida importante de la inflación, se considera menos estable que la inflación subyacente, y su dinámica está mayormente explicada por factores externos. Su posición refleja su naturaleza y su influencia en la inflación general y en la dinámica inflacionaria.

Posteriormente, se ubican las variables más exógenas para la economía peruana (la tasa sombra de los EE. UU., la variación del índice de combustible y la variación del índice de precios agrícolas). Dicha tasa sombra refleja la política monetaria de los EE. UU., que afecta las condiciones económicas globales. Debido a que el Perú es una economía emergente, observa dicha tasa como una condición preestablecida sobre la cual no tiene influencia alguna. Y posicionar como variables exógenas a las variaciones en los precios de *commodities*, como combustible y alimentos, se explica porque los precios del combustible están ampliamente determinados por el mercado global de petróleo, sobre el cual el Perú tiene poco o ningún impacto directo. Asimismo, el índice de productos agrícolas refleja fluctuaciones en los precios de alimentos a nivel mundial, que están determinados por una serie de factores externos como cambios climáticos, eventos geopolíticos, entre otros. Si bien las variaciones en los precios de estos *commodities* se transmiten a variables como la inflación peruana de alimentos y energía, su

determinación se da en los mercados globales, lo que justifica su posición al final del ordenamiento.

3.3 Datos

Para analizar el caso peruano, la tasa de interés interbancaria en moneda nacional se usa para la variable tasa de interés. Para la inflación al consumidor por alimentos y energía (AE) y sin alimentos ni energía (SAE), se utiliza el IPC de Lima Metropolitana. Para la variación del tipo de cambio, usamos el tipo de cambio bancario promedio mensual. Para el crecimiento del PBI, se utiliza la serie de PBI no real. Además, para las expectativas de inflación, utilizamos la serie del BCRP de expectativas a 12 meses. Con esta serie extraída de las notas semanales, calculamos la variación en el porcentaje de rubros con inflación mayor del 3%. Para la tasa sombra de los EE. UU. se usa el Wu-Xia Shadow Federal Funds Rate, publicado por la Reserva Federal de Atlanta. Con base en los índices de precios de combustible y agrícolas elaborados por el IMF como parte de los índices de precios de *commodities*, calculamos la variación interanual incluida en el modelo.

La muestra para todas las variables va desde 2003, un año después de la adopción inicio del rango meta de inflación en el Perú, hasta 2023. Empezamos el análisis desde 2003 porque la serie de porcentaje de rubros con inflación mayor del 3% está disponible desde 2002, y en el modelo utilizamos la variación interanual.

Para evitar problemas en la estimación y poder constatar que la media *prior* por estimar caracterice correctamente a las series, realizamos pruebas de raíz unitaria bajo la metodología de Dickey-Fuller aumentada (véase el anexo 3). Se concluyó que se rechaza la hipótesis de que tienen raíz unitaria las series de expectativas de inflación, de la tasa interbancaria promedio y de la variación interanual del índice de combustible y precios agrícolas; por lo que estas variables no son transformadas. A las otras variables, a excepción de la tasa sombra, se les sacó logaritmo natural antes de realizar las pruebas de raíz unitaria; debido a que, en caso se encuentre raíz unitaria, se aplicarán diferencias interanuales. Para todas estas variables, tales pruebas aceptaron la hipótesis de raíz unitaria. Respecto a la tasa sombra, si bien esta serie presenta raíz unitaria, le imputamos una media *prior* de 1 para asumirla como una serie no estacionaria.

Respecto al PBI, después de ponerlo en términos de logaritmo natural, limpiamos la desestacionalización para posteriormente sacar las diferencias interanuales y así obtener un *proxxy* de la tasa de crecimiento del PBI. Para

el caso del IPC SAE, IPC AE, obtuvimos la variación interanual porcentual diferenciando respecto al rezago número 12, para, así, eliminar el problema de raíz unitaria. En el caso del porcentaje de rubros del IPC con variación interanual de precios mayor del 3%, se le aplica la misma transformación para obtener la variación de este porcentaje. Y al tipo de cambio también le eliminamos la raíz unitaria diferenciando respecto al rezago número 12, para que así todas estas variables estén en variaciones interanuales.

4. Análisis de resultados

4.1 Regímenes bajo diferentes variables umbral

Analizaremos aquí las características de los regímenes económicos identificados por las variables umbral: π_{t-d}^{SAF} , $|a_{t-d}|$, ΔPBI_{t-d} y p_{t-d} . Los regímenes se muestran en el anexo 5. Las zonas sombreadas representan la mediana de la estimación de $(1 - S_t)$, y así muestran las zonas donde la variable estaba por encima del umbral crítico estimado.

Se considera como variable umbral a la variación del porcentaje de rubros con inflación por encima del 3%, con el objetivo de capturar la complementariedad estratégica al ajustar precios que existe dentro de la economía. En línea con Lorenzoni y Werning (2023), al observar variaciones altas de los rubros con inflación mayor del 3% con exigencias de precios y salarios predeterminadas, las empresas buscan ajustar precios inmediatamente para contrarrestar las expectativas de mayor inflación que se tiene en la economía, sabiendo que por complementariedad estratégica los trabajadores harán lo mismo, ya que contrarrestarán esa aceleración inflacionaria en la economía exigiendo mayor salario nominal para que su salario real no se vea afectado. Entonces, con esta variable como umbral, se pretende observar qué tanto se están ajustando precios; es decir, qué tan sensibles son los agentes económicos a las exigencias de mayores precios y salarios que provienen de un entorno inflacionario.

Otra variable umbral incluida es el valor absoluto de la variación interanual del índice de precios agrícolas, con la finalidad de capturar choques de gran magnitud, en línea con Cavallo *et al.* (2023). En efecto, choques de gran escala incrementan la frecuencia de ajuste de precios, lo que incrementa la transmisión de costos a precios. Por ende, con el valor absoluto de las variaciones se pretende capturar la magnitud de las variaciones como una aproximación a choques de costos de gran tamaño.

También se incluye como variable umbral a la inflación sin alimentos y energía (SAE), con la finalidad de capturar períodos de alta inflación en los

cuales cambia la dinámica de precios. En efecto, de acuerdo con la literatura de fijación de precios *state-dependent* (Golosov & Lucas, 2007), períodos inflacionarios inducen a cambios más frecuentes y de mayor proporción en los precios.

Además, se incluyó como fuente de no linealidad al crecimiento del PBI real. Períodos de alto crecimiento pueden originar que las firmas estén operando al límite de su capacidad productiva, lo que lleva a que su forma de fijación de precios cambie. En efecto, de acuerdo con Boehm y Pandalai-Nayar (2022), cuando se encuentran cerca de su límite productivo, las empresas aumentan sus márgenes de beneficio en lugar de mantenerlos constantes, como en períodos de desaceleración, cuando tienen espacio para ampliar su producción. Así, la respuesta a los choques difiere de acuerdo con la ratio de utilización de la capacidad productiva; la cual se aproxima en el presente trabajo con el crecimiento del PBI.

Los gráficos en el anexo 5 muestran que los regímenes dependerán de la variable umbral escogida. En lo que respecta a variables que reflejan un entorno inflacionario ($|a_{t-d}|$, π_{t-1}^{SAE} , p_{t-1})⁴, se puede observar que, durante episodios caracterizados por un aumento de los precios de insumos importados, como 2007-2008 o la recuperación post-COVID-19, la economía transita hacia un régimen de frecuentes ajustes de precios y salarios. En particular, los valores de z^* para las variables umbral antes mencionadas son 9,17%, 1,90% y -3,48%, respectivamente. Además, con respecto a la variable de transición ΔPBI_{t-1} , el z^* correspondiente es 4,18%.

Cabe recalcar que existen períodos con *zero lower bound*, en los que los bancos centrales tienen capacidad limitada para estimular la economía mediante la reducción de tasas de interés (Ortiz, 2015). Estos períodos, como se puede observar, están en línea con los regímenes que superan el umbral, como por ejemplo el período de crisis financiera global después de 2008. Debido a ello, se decidió incluir a la tasa de los EE. UU. dentro del modelo para controlar que las no linealidades resulten del impacto proveniente del exterior.

En el anexo 4 se observan los valores promedios de los indicadores de inflación, bajo los diferentes estados de la economía para las cuatro variables umbral utilizadas. Esto permite notar que, para las variables umbral, el régimen 2 está caracterizado por episodios en los que el nivel de inflación de alimentos y energía fue alto (5% en promedio aproximadamente), las expectativas de

⁴ La variable d estimada en el modelo fue 1 para el valor absoluto de la variación interanual del índice de precios agrícolas, la inflación sin alimentos y energía, la variación en el porcentaje de rubros con inflación por encima del 3%, y la tasa de crecimiento del PBI, respectivamente.

inflación se encontraban cerca al límite superior del rango meta y la inflación subyacente se encontraba por encima del 2%.

4.2 Funciones impulso-respuesta bajo diferentes variables umbral

Cambio en el porcentaje de rubros de la canasta con inflación mayor del 3%

Para comenzar, analizamos los impulso-respuesta bajo el cambio en porcentaje de rubros de la canasta con inflación mayor del 3% como variable umbral (anexo 6). En el régimen 1, que se caracteriza por cambios relativamente menores en la cantidad de rubros que ajustan sus precios, las empresas esperan que los trabajadores exijan un salario nominal ligeramente mayor, pero que se ajustará en el corto plazo debido al factor inflación que reduce los salarios reales. Por ello las empresas no ajustarán precios inmediatamente, ya que no existe un conflicto mayor que les impida llegar a cubrir sus márgenes esperados. Entonces, se espera que las expectativas de inflación aumenten ante choques de precios internacionales, pero en menor magnitud y lentamente, ya que se trata de un contexto en el que no existe un conflicto en la inflación entre salarios y precios que impulse cambios persistentes en el nivel de precios.

Caso contrario es bajo el régimen 2, cuando el choque produce que los trabajadores exijan un mayor salario inmediatamente, que afectaría negativamente los márgenes de las empresas, debido a que el trabajo es un insumo productivo esencial. Entonces, las empresas ajustan sus expectativas de precios al alza y rápidamente para protegerse de ese riesgo, conduciendo a que exista el conflicto inflacionario que genera impactos persistentes en la dinámica inflacionaria. Así, se observa un rápido incremento de las expectativas inflacionarias.

Respecto a la inflación subyacente, esta muestra un aumento inicial, más pronunciado y persistente bajo el régimen 2, seguido de una gradual convergencia hacia su nivel de equilibrio. Esto se explica por el mayor aumento de las expectativas de inflación bajo dicho estado de la economía, las cuales correctamente anticipan el aumento de la inflación subyacente. El aumento de las expectativas conduce a que los trabajadores quieran un mayor salario nominal y a que este aumente en mayor magnitud, ocasionando un conflicto en la inflación. Entonces, por complementariedad estratégica, las empresas ajustarán sus precios inmediatamente y de manera más persistente para cubrir sus márgenes meta, sabiendo que los trabajadores también han incrementado su salario nominal meta. Eso hace que se tenga una inflación subyacente mayor bajo un contexto inflacionario.

Inflación sin alimentos y energía

Ahora analizamos los impulso-respuesta, con la inflación sin alimentos y energía como variable umbral (anexo 7). Bajo el régimen 1, las expectativas de inflación aumentan ligeramente, reflejando la poca preocupación de los agentes económicos por un mayor nivel de precios. Esto se puede explicar porque, en un contexto de inflación debajo del rango meta, los agentes entienden que es un choque transitorio que hace que sus expectativas casi no se muevan. Sin embargo, para el régimen 2 (alta inflación), las expectativas de inflación se incrementan pronunciadamente, lo que refleja una mayor incertidumbre y revisión al alza de las expectativas sobre la evolución futura de los precios, tanto en el sector de alimentos y energía como en la inflación subyacente.

Bajo el régimen de baja inflación, no se observa reacción alguna de la inflación ante dicho choque, porque se interioriza que este no traspasará a la inflación subyacente debido a su naturaleza. Por otro lado, en el régimen de alta inflación, esta muestra un aumento inicial, seguido de una gradual convergencia hacia su nivel de equilibrio. Sin embargo, podemos observar que, si bien el choque en teoría es transitorio, es más pronunciado bajo este otro régimen. Es decir, existe un traspaso del choque desde la inflación externa a la inflación subyacente. Asimismo, se puede observar que las expectativas anticipan bien lo que pasará después con la inflación.

Valor absoluto de la variación interanual del índice general de alimentos

Ahora analizamos las funciones impulso-respuesta con el valor absoluto de la variación interanual del índice de alimentos global como variable umbral (véase el anexo 8). Bajo el régimen 2, que indica choques de gran escala, se espera que se incremente la frecuencia de ajuste de precios, lo que incrementa la transmisión de estos costos de producción al nivel de precios. Entonces, las expectativas de inflación aumentan más anticipadamente y en mayor medida en comparación con el impulso-respuesta bajo el régimen 1. Dicho anexo muestra que se espera un mayor ajuste de precios en el corto plazo porque las firmas tienen mayor probabilidad de cambiar sus precios.

De hecho, las firmas tendrán que cambiar sus precios porque ven que su margen se va alejando del nivel deseado. Además, el choque de gran magnitud de precios externos provocará encarecimiento en los costos para las firmas. Entonces, la inflación subyacente sube después de unos cuantos períodos, dejando que las expectativas de inflación se materialicen de forma correcta ante estos grandes choques de oferta. Ante choques de menor magnitud, la

inflación subyacente responde neutralmente en señal de que se transmitió la idea de que estos choques no llevan a grandes ajustes de precios por parte de las empresas.

Crecimiento del PBI

Analicemos ahora las respuestas bajo los diferentes regímenes cuando se toma al crecimiento del PBI como la variable umbral (véase el anexo 9). Los estudios consultados señalan que las firmas cambian la forma en la que fijan precios según el nivel de su capacidad productiva. Cuando se tiene un crecimiento alto, se espera que a nivel agregado se esté llegando al límite de capacidad, lo que genera que las firmas replanteen su margen de beneficio y ajusten precios. Por ende, en dicho anexo notamos que el choque de oferta conduce a un mayor aumento de las expectativas de inflación cuando la economía se encuentra en períodos de alto crecimiento (régimen 2). Asimismo, debido al dinamismo de la demanda, las firmas pueden trasladar con mayor facilidad el aumento de los costos a los precios; por lo que, tras el choque, se espera que la inflación sea mucho mayor en comparación con un escenario con una débil demanda.

Respecto a la dinámica de la inflación sin alimentos y energía, se observa que, cuando la demanda es débil, la inflación subyacente cae; mientras que, en períodos de aceleración económica, los precios de estos bienes y servicios se mantienen constantes durante unos períodos. La explicación reside en que, durante períodos de desaceleración económica, los hogares disminuirán su demanda por otros bienes, ya que priorizarán en su canasta la adquisición de productos esenciales como alimentos y energía, cuyo precio ha aumentado. En contraposición, en períodos de alto crecimiento, los consumidores pueden absorber el aumento de los precios de alimentos y energía, por lo que no se afecta la demanda por otro tipo de bienes.

Asimismo, se puede notar que, tras unos períodos, la inflación subyacente exhibe un mayor incremento bajo el régimen 2, explicado por el aumento de las expectativas de inflación, así como por la mayor capacidad para ajustar precios que poseen las firmas. En efecto, las expectativas anticipan correctamente el aumento de la inflación subyacente y, además, las firmas elevan sus márgenes de beneficio, ya que se operan a niveles cercanos a su límite de capacidad productiva.

5. Conclusiones y recomendaciones

El presente trabajo ha explorado la existencia de no linealidades en la dinámica inflacionaria del Perú, evaluando cómo los choques externos, especialmente

en los precios de los alimentos, afectan la inflación interna bajo diferentes regímenes económicos. Para ello, se ha estimado un modelo econométrico *threshold* VAR (TVAR) utilizando cuatro variables umbral (la variación del porcentaje de rubros con inflación por encima del 3%, el valor absoluto de la variación interanual del índice general de precios de alimentos, la inflación sin alimentos y energía, y el crecimiento del PBI real). El modelo utiliza datos para el período 2003-2023 y considera variables clave como el tipo de cambio, las expectativas de inflación y los precios internacionales de alimentos y energía, con la finalidad de capturar la transmisión de los choques externos a la inflación local.

Nuestros resultados sugieren la presencia de no linealidades en la dinámica inflacionaria peruana. Las estimaciones que tienen como umbral a variables que capturan entornos inflacionarios (las tres primeras variables umbral antes mencionadas) exhiben mayores diferencias entre regímenes ante choques, de igual magnitud, en precios de alimentos, que las encontradas utilizando la tasa de crecimiento del PBI real. Las expectativas de inflación desempeñan un papel crucial en la amplificación de estos efectos. Los resultados obtenidos están en línea con la literatura sobre la formación de precios *state-dependent*, porque la respuesta de las expectativas y los precios varía significativamente según el contexto económico.

Este hallazgo se condice con el de Golosov y Lucas (2007) al mostrar que, a medida que sube la inflación, la frecuencia de cambio de precios se eleva, lo que amplifica la respuesta inflacionaria. Cavallo *et al.* (2023) refuerzan esa idea al señalar que los choques de gran escala aceleran la inflación al acelerar la transmisión de costos a precios. Esta aceleración también se explica porque las expectativas de inflación futura amplifican los ajustes de precios y salarios (Lorenzoni & Werning, 2023). Y Boehm y Pandalai-Nayar (2022) indican que, en períodos de alto crecimiento, las empresas no mantienen sus márgenes de beneficios, sino los aumentan porque operan cerca de su capacidad productiva límite y la demanda muestra dinamismo; lo que intensifica la respuesta inflacionaria a los choques.

Además, nuestros resultados complementan la evidencia previa sobre la no linealidad de precios en el Perú, encontrada por estudios como el de Bigio y Salas (2006), enfocado en choques de política monetaria, y el de Rojas (2019) sobre la estabilidad de la curva de Phillips. Estos hallazgos tienen implicancias importantes para la política monetaria en el Perú, ya que el BCRP se enfrenta a diferentes *trade-offs* según las condiciones económicas. Los choques pueden generar efectos de distinta magnitud y persistencia, lo que resalta la conve-

nencia de respuestas más o menos prontas y agresivas ante distintos regímenes económicos. La capacidad del BCRP para identificar y reaccionar rápidamente ante estas condiciones no lineales será crucial para mitigar los efectos de los choques externos y estabilizar la inflación.

Conviene que investigaciones futuras realicen pruebas de bondad de ajuste para verificar estadísticamente las diferencias entre las distribuciones de ambos regímenes, o amplíen el análisis incorporando variaciones en el signo y la magnitud de los choques. También podrían utilizar un VAR lineal evaluando su especificación a través de diversas pruebas, con el fin de determinar si ese modelo o el nuestro ofrece un mejor ajuste.

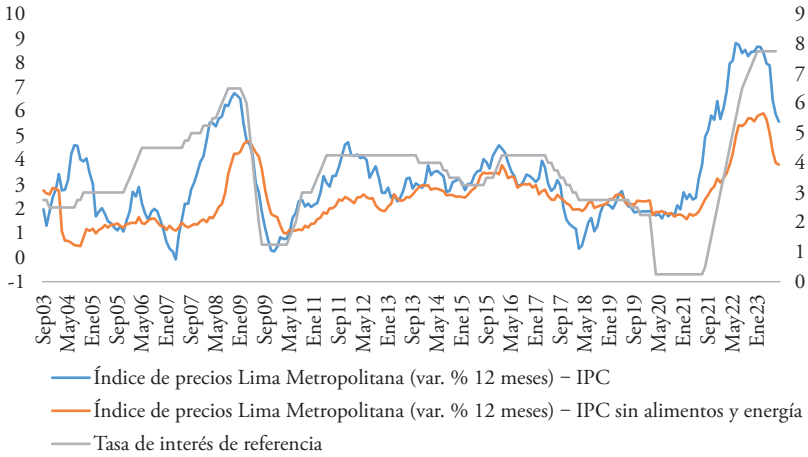
Referencias

- Alessandri, P., & Mumtaz, H. (2017). Financial conditions and density forecasts for US output and inflation. *Review of Economic Dynamics*, 24, 66-78. doi:10.1016/j.red.2017.01.003
- Banbura, M., Giannone, D., & Reichlin, L. (2010). Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 71-92. <https://doi.org/10.1002/jae.1137>
- Bigio, S., & Salas, J. (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*. Serie Documentos de Trabajo, DT 2006-008. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/.../Documento-Trabajo-08-2006.pdf>
- Blanchard, O. (2016). The Phillips curve: Back to the '60s? *American Economic Review*, 106(5), 31-34. doi:10.1257/aer.p20161003
- Boehm, C. E., & Pandalai-Nayar, N. (2022). Convex supply curves. *American Economic Review*, 112(12), 3941-3969. doi:10.1257/aer.20210811
- Borio, C., & Filardo, A. (2007). *Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation*. Bank for International Settlements. <https://www.bis.org/publ/work227.pdf>
- Caballero, R., & Engel, E. (2007). Price stickiness in Ss models: New interpretations of old results. *Journal of Monetary Economics*, 54(S1), 100-121. doi:10.1016/j.jmoneco.2007.06.020
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398. doi:10.1016/0304-3932(83)90060-0
- Caplin, A., & Leahy, J. (1991). State-dependent pricing and the dynamics of money and output. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(3), 683-708. doi:10.2307/2937923
- Catão, L. A. V., & Chang, R. (2015). World food prices and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 75, 69-88. doi:10.1016/j.jmoneco.2014.12.010
- Çatık, A. N., & Önder, A. Ö. (2011). Inflationary effects of oil prices in Turkey: A regime-switching approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47(5), 125-140. doi:10.2753/REE1540-496X470506

- Cavallo, A., Lippi, F., & Miyahara, K. (2023). *Large shocks travel fast*. NBER Working Paper 31659. National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/papers/w31659>
- Cornejo, G., Florián, D., & Ledesma, A. (2022). *La dinámica de la inflación doméstica ante cambios en cotizaciones internacionales de commodities, expectativas de inflación y tipo de cambio*. Serie Documentos de Trabajo, DT 2022-007. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../documento-de-trabajo-007-2022.pdf>
- Cukierman, A., & Wachtel, P. (1979). Differential inflationary expectations and the variability of the rate of inflation: Theory and evidence. *The American Economic Review*, 69(4), 595-609. <https://www.jstor.org/stable/1808706>
- Filardo, A. J. (1998). New evidence on the output cost of fighting inflation: Agricultural and business conditions. *Economic Review*, 83(3), 33-61. Federal Reserve Bank of Kansas City. <https://www.kansascityfed.org/documents/990/1998-...pdf>
- Galí, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734. <https://www.jstor.org/stable/3700671>
- Gill, D. (2017, 9 de febrero). The «shadow rate» can measure the effects of QE. *Chicago Booth Review*. <https://www.chicagobooth.edu/review/shadow-rate-can-measure-effects-qe>
- Golosov, M., & Lucas Jr., R. E. (2007). Menu costs and Phillips curves. *Journal of Political Economy*, 115(2), 171-199. doi:10.1086/512625
- Hagedorn, M. (2023). *A nominal demand-augmented Phillips curve: Theory and evidence*. CEPR Discussion Paper 17875. Center for Economic Policy Research. <https://cepr.org/publications/dp17875>
- Koop, G., Pesaran, M., & Potter, S. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147. doi:10.1016/0304-4076(95)01753-4
- Lorenzoni, G., & Werning, I. (2023). *Inflation is conflict*. NBER Working Paper 31099. National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/.../working_papers/.../w31099.pdf
- Monacelli, T. (2005). Monetary policy in a low pass-through environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(6), 1047-1066. <https://www.jstor.org/stable/3839027>
- Ortiz S., M. A. (2015). Choques de colas anchas y política monetaria. *Revista Estudios Económicos*, 29, 17-31. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/.../Revista-Estudios-Economicos/29/ree-29-ortiz.pdf>
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283-299. doi:10.2307/2550759
- Rojas, Y. (2019). Una exploración de la estabilidad de la curva de Phillips en el Perú. *Revista Estudios Económicos*, 38, 9-42. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/.../Revista-Estudios-Economicos/.../ree-38-rojas.pdf>

- Winkelried, D. (2003). ¿Es asimétrico el *pass-through* en el Perú?: un análisis agregado. *Revista Estudios Económicos*, 10. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/.../Documento-Trabajo-06-2003.pdf>
- Ye, M., Si Mohammed, K., Tiwari, S., Raza, S. A., & Chen, L. (2023). The effect of the global supply chain and oil prices on the inflation rates in advanced economies and emerging markets. *Geological Journal*, 58(7), 2805-2817. doi:10.1002/gj.4742

Anexo 1. Índice de precios de Lima Metropolitana (var. % 12 meses)



Fuente: Banco Central del Reserva del Perú. Elaboración propia, 2024.

Anexo 2. Metodología de estimación del TVAR

La estimación del modelo se llevó a cabo mediante un enfoque bayesiano, siguiendo a Alessandri y Mumtaz (2017). Se impone un *prior* Wishart normal-inverso a los parámetros del VAR, en línea con Banbura, Giannone y Reichlin (2020). Para su implementación, se añaden observaciones *dummy*, representadas por Y_d y X_d :

$$Y_{d,1} = \begin{pmatrix} \text{diag}(\delta_1\sigma_1, \dots, \delta_n\sigma_n)/\lambda \\ \mathbf{0}_{N(P-1) \times N} \\ \dots \\ \text{diag}(\sigma_1 \dots \sigma_n) \\ \dots \\ \mathbf{0}_{1 \times N} \end{pmatrix} \quad X_{d,1} = \begin{pmatrix} J_P \otimes \text{diag}(\sigma_1 \dots \sigma_N) & \mathbf{0}_{NP \times 1} \\ \mathbf{0}_{N \times NP} & \mathbf{0}_{N \times 1} \\ \dots & \dots \\ \mathbf{0}_{1 \times NP} & c \end{pmatrix}$$

donde δ_1 representa la media *prior* para los coeficientes del primer rezago, λ controla la rigidez de la distribución *prior* acerca de los coeficientes del VAR y c es la rigidez del *prior* en los términos constantes. En el modelo, las medias *prior* se calcularon con la estimación por MCO de un AR(1) para la variable endógena, y la desviación estándar de los errores de esta regresión son los factores de escala σ_i . También se impone un *prior* no informativo para la constante y se configura $\lambda = 0, 1$.

Asimismo, se introduce un *prior* de suma de coeficientes, la cual se implementa añadiendo las siguientes observaciones *dummy*:

$$Y_{d,2} = \text{diag}(\delta_1\mu_1, \dots, \delta_N\mu_N)/\tau \quad X_{d,2} = ((1_{1 \times p}) \otimes \text{diag}(\delta_1\mu_1, \dots, \delta_N\mu_N))/\tau \quad 0_{N \times 1}$$

donde $\tau = 10\lambda$ controla el grado de restricción del *prior* y μ_i representa el promedio muestral de la variable y_{it} .

Así, las distribuciones posterior condicionales de los parámetros del VAR $B = \text{vec}([c, B_{1,1}, B_{1,2}, \dots, B_{2,1}, B_{2,2}, \dots])$ y $\Omega = \text{vec}([\Omega_1, \Omega_2])$ toman la siguiente forma:

$$G(B \mid \Omega) \sim N(B^*, \Omega \otimes (X^{*'} X^*)^{-1})$$

$$G(\Omega \mid B) \sim IW(S^*, T^*)$$

con $B^* = (X^{*'} X^*)^{-1} (X^{*'} Y^*)$ y $S^* = (Y^* - X^* \bar{B})'(Y^* - X^* \bar{B})$, donde $Y^* = [Y, Y_{d,1}, Y_{d,2}]$, $X^* = [X, X_{d,1}, X_{d,2}]$ y \bar{B} representa una muestra B reordenada para conformarla con X^* . Además, es importante resaltar que los *priors* elegidos son los mismos para ambos regímenes, con la finalidad de que los datos determinen finalmente las diferencias entre ambos regímenes.

También se asume un *prior* no informativo para d y se impone 12 como el valor máximo que puede tomar. Para el caso de z^* , se asume un *prior* normal no informativo $z^* \sim N(\bar{z}, \bar{v})$, donde $\bar{z} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_t$ y $\bar{v} = 10$. Cabe mencionar que se simulan las distribuciones posterior de los parámetros desconocidos a través de muestreo de Gibbs. Además, dada una muestra de los parámetros del VAR y un valor para d , se emplea un Random Walk Metropolis-Hastings para obtener muestras de z^* .

Anexo 3. Test de RU para las variables utilizadas en el modelo

	Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	Test critical value (5% level)	t-Statistic	p-value
IPC alimentos y energía	-3,42850	-2,68462	0,24400
Tasa interbancaria promedio	-3,42805	-3,62607	0,02960
Log Porcentaje de rubros del IPC con variación interanual de precios mayor del 3%	-3,42850	-2,55770	0,30030
Log IPC sin alimentos y energía	-3,42858	-1,80728	0,69840
Log Expectativa de inflación a 12 meses	-3,42827	-4,67914	0,00090
Log Tipo de cambio – Bancario – Promedio	-3,42812	-1,79870	0,70270
Log PBI real	-3,42874	-1,58770	0,79530
Tasa sombra	-3,42842	-2,52047	0,3180
Índice de combustible (variación interanual)	-3,42890	-3,97262	0,0108
Índice de precios agrícolas (variación interanual)	-3,42890	-4,30010	0,0037

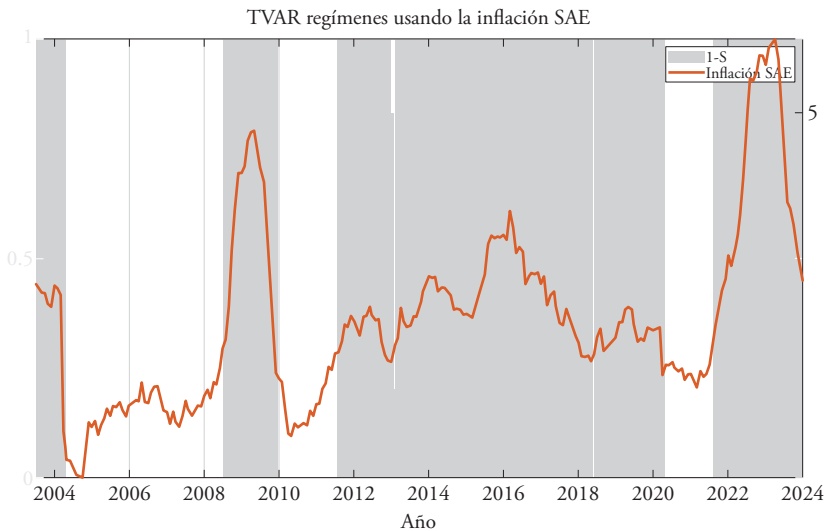
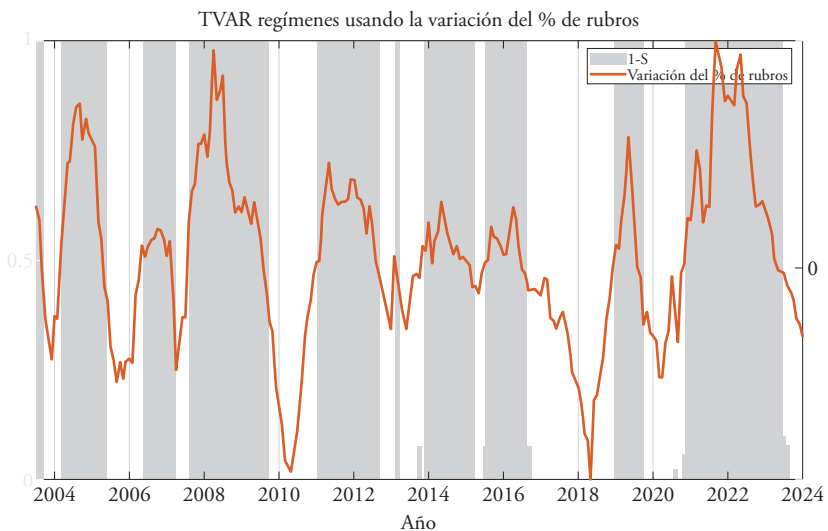
Nota. Se realizaron las diferentes pruebas bajo la hipótesis nula (H_0): Variable tiene raíz unitaria.
Elaboración propia, 2024.

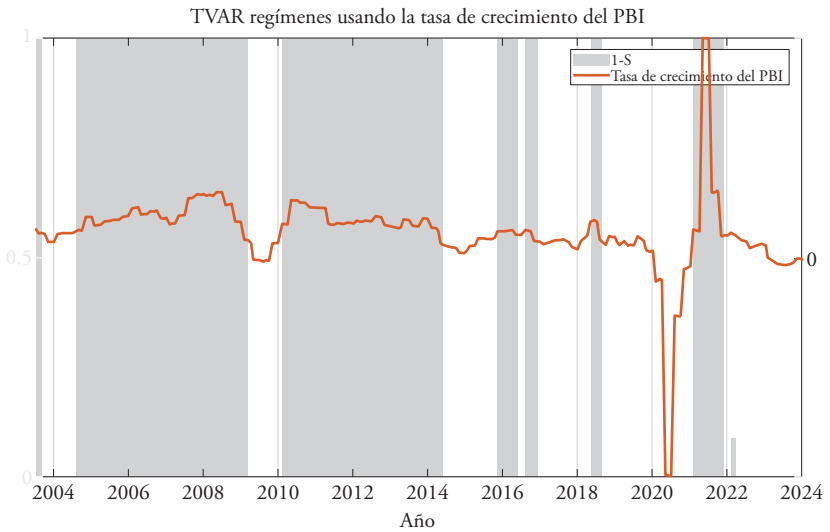
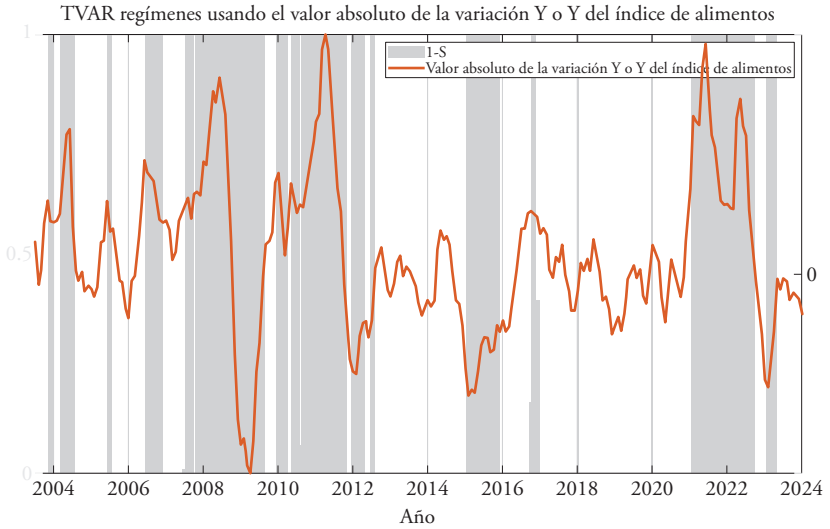
Anexo 4. Valores promedio de los indicadores de inflación bajo diferentes regímenes

Variables umbral	Indicadores de inflación	Régimen 1 $z_{t-d} \leq z^*$	Régimen 2 $z_{t-d} > z^*$
Variación del % de rubros con inflación mayor del 3%	Inflación SAE	2,08%	2,66%
	Expectativas de inflación	2,42%	3,04%
	Inflación AE	2,25%	5,41%
Inflación sin alimentos y energía	Inflación SAE	1,40%	2,99%
	Expectativas de inflación	2,46%	2,97%
	Inflación AE	3,22%	4,66%
Valor absoluto de la variación interanual del índice de precios agrícolas	Inflación SAE	2,37%	2,53%
	Expectativas de inflación	2,61%	3,10%
	Inflación AE	3,27%	5,61%
Crecimiento del PBI	Inflación SAE	2,91%	1,98%
	Expectativas de inflación	2,82%	2,77%
	Inflación AE	4,22%	4,10%

Elaboración propia, 2024.

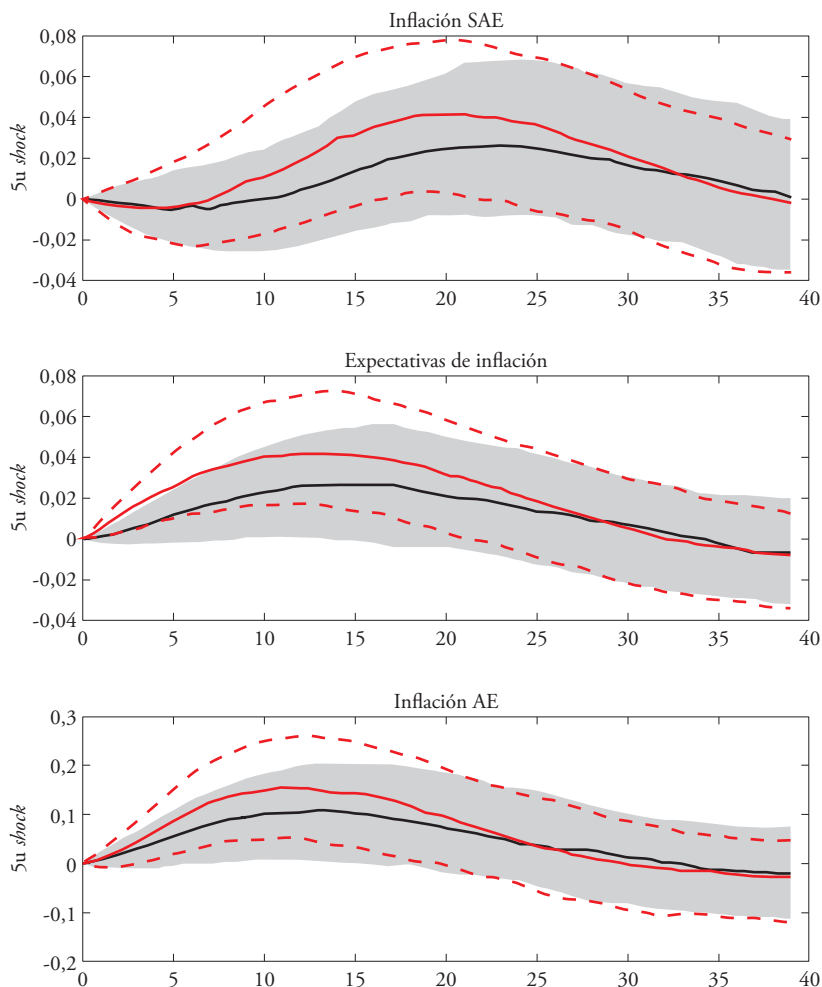
Anexo 5. Variables utilizadas como umbral





Elaboración propia, 2024.

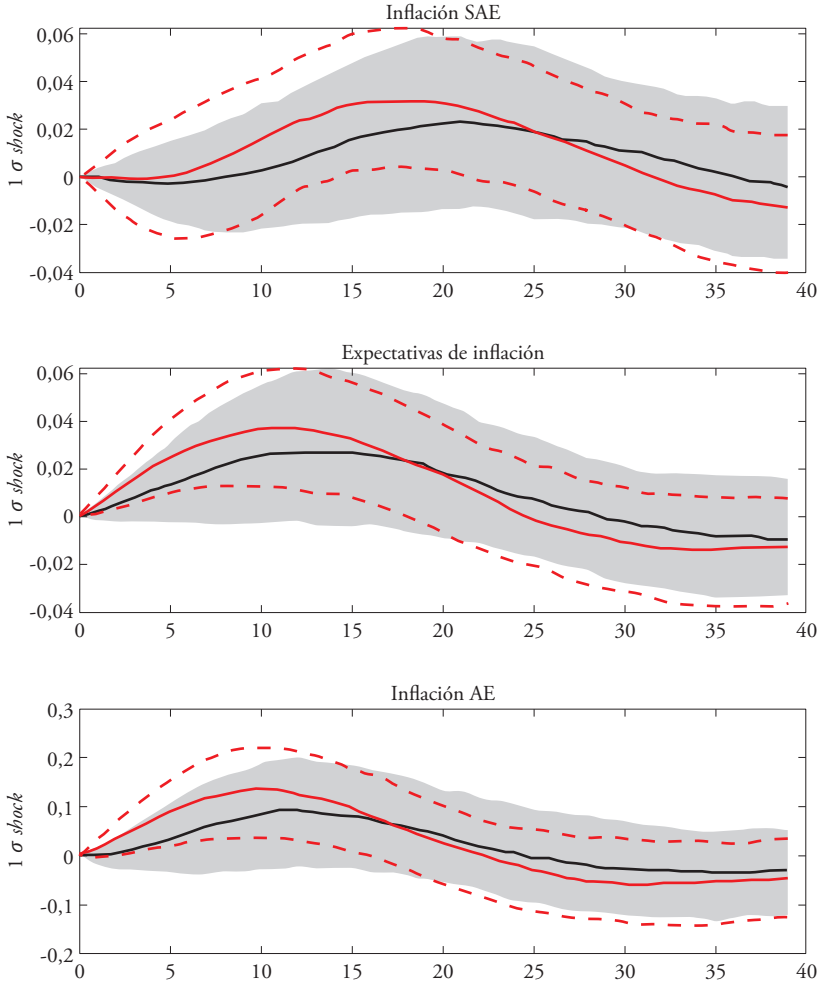
Anexo 6. Impulso-respuesta con el cambio del porcentaje en rubros con inflación mayor del 3% como umbral



Notas. Las respuestas del régimen 1 ($z_{t-d} \leq z^*$) están dadas por la línea y áreas grises. El régimen 2 viene dado por las líneas rojas.

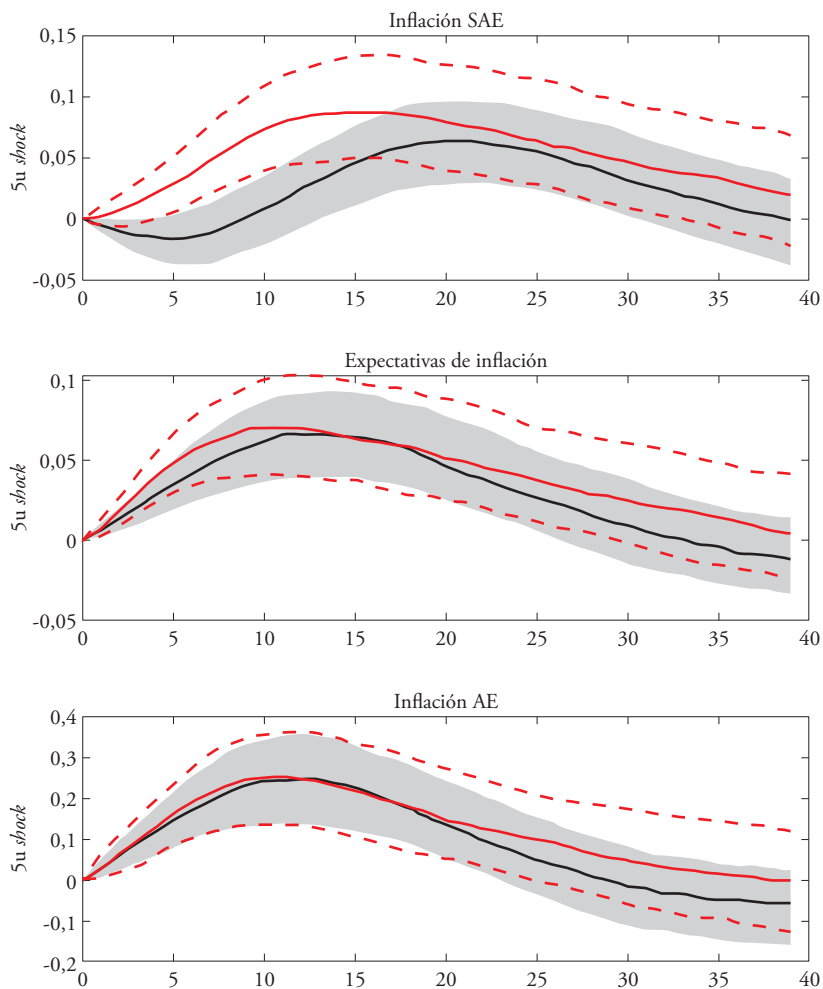
Elaboración propia, 2024.

Anexo 7. Impulso-respuesta con la inflación sin alimentos y energía (SAE) y de alimentos y energía (AE) como variables umbral



Notas. Las respuestas del régimen 1 ($z_{t-d} \leq z^*$) están dadas por la línea y áreas grises. El régimen 2 viene dado por las líneas rojas.
Elaboración propia, 2024.

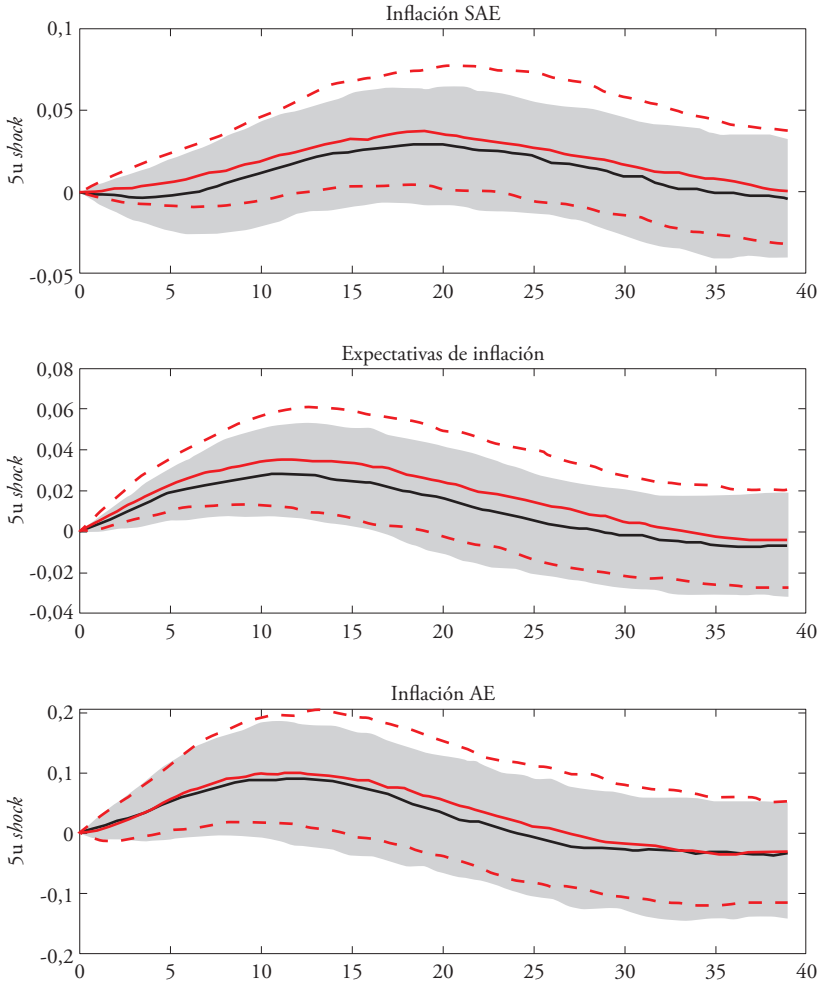
Anexo 8. Impulso-respuesta con el valor absoluto de la variación interanual del índice de alimentos



Notas. Las respuestas del régimen 1 ($z_{t-d} \leq z^*$) están dadas por la línea y áreas grises. El régimen 2 viene dado por las líneas rojas.

Elaboración propia, 2024.

Anexo 9. Impulso-respuesta con la tasa de crecimiento del PBI como variable umbral



Notas. Las respuestas del régimen 1 ($z_{t-d} \leq z^*$) están dadas por la línea y áreas grises. El régimen 2 viene dado por las líneas rojas.

Elaboración propia, 2024.