

# Efectos asimétricos de choques externos en la economía peruana: el rol de la confianza

**William Sánchez**

Consejo Fiscal del Perú

**Renato Vassallo**

Institute for Economic Analysis (IAE-CSIC)

Documento de Investigación N<sup>o</sup> 01-2026

Serie de Documentos de Investigación

Junio 2026

*Los puntos de vista expresados en este trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Consejo Fiscal del Perú.*

*The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Fiscal Council of Peru.*

Documento de Investigación N<sup>o</sup> 01-2026  
Serie de Documentos de Investigación  
Junio 2026

*Los puntos de vista expresados en este trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Consejo Fiscal del Perú.*

*The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Fiscal Council of Peru.*

# Efectos Asimétricos de Choques Externos en la Economía Peruana: El Rol de la Confianza\*

William Sánchez<sup>†</sup>                      Renato Vassallo<sup>‡</sup>  
Consejo Fiscal del Perú    Institute for Economic Analysis (IAE-CSIC)

11 de junio de 2026

## Resumen

Este estudio analiza el impacto de choques externos sobre la economía peruana y documenta respuestas asimétricas asociadas al nivel de confianza empresarial. Mediante la estimación de un modelo Threshold VAR bayesiano, se encuentra que los choques positivos del entorno internacional se asocian con efectos más significativos y persistentes sobre la actividad cuando la confianza se ubica por encima de un umbral, mientras que, en regímenes de baja confianza, su transmisión se atenúa. El análisis empírico se complementa con un modelo DSGE de economía pequeña y abierta que incorpora un estado exógeno de confianza, el cual afecta consumo e inversión a través de primas financieras y cambios en la eficiencia marginal de la inversión, ofreciendo una racionalización estructural de los patrones observados. En conjunto, y condicional al marco empírico y estructural considerado, la evidencia sugiere que la confianza empresarial actúa como una variable de estado que modula la intensidad de los canales de transmisión de los choques externos.

## Abstract

This study examines the impact of external shocks on the Peruvian economy and documents asymmetric responses associated with the level of business confidence. Using a Bayesian Threshold VAR model, we find that positive external shocks generate stronger and more persistent effects on economic activity when confidence lies above a given threshold, whereas their transmission is attenuated under low-confidence regimes. The empirical analysis is complemented by a small open economy DSGE model that incorporates an exogenous confidence state, which affects consumption and investment through financial premia and changes in the marginal efficiency of investment, thereby providing a structural rationale for the observed patterns. Overall, and conditional on the empirical and structural framework considered, the evidence suggests that business confidence acts as a state variable that modulates the strength of the transmission channels of external shocks.

**Palabras clave:** *Choques externos, Confianza Empresarial, Threshold VAR, Métodos Bayesianos, Modelo DSGE, Economía Peruana.*

**Clasificación JEL:** *C32, C11, E32, F41, F44, O54.*

---

\*Los autores agradecen los valiosos comentarios de Javier Escobal, Alvaro Jiménez, y de los miembros del Consejo Fiscal del Perú. Las opiniones expresadas en este documento son personales y no reflejan necesariamente la posición del Consejo Fiscal del Perú ni del Instituto de Análisis Económico (IAE-CSIC).

<sup>†</sup>Autor de correspondencia: William Sánchez, Dirección de Estudios Macroeconómicos, Consejo Fiscal del Perú, Teléfono: (+51) 969-389-107. Correo electrónico: [william.sanchez@cf.gob.pe](mailto:william.sanchez@cf.gob.pe).

<sup>‡</sup>Renato Vassallo, Institute for Economic Analysis (IAE-CSIC). Correo electrónico: [renato.vassallo@bse.eu](mailto:renato.vassallo@bse.eu).

# Índice

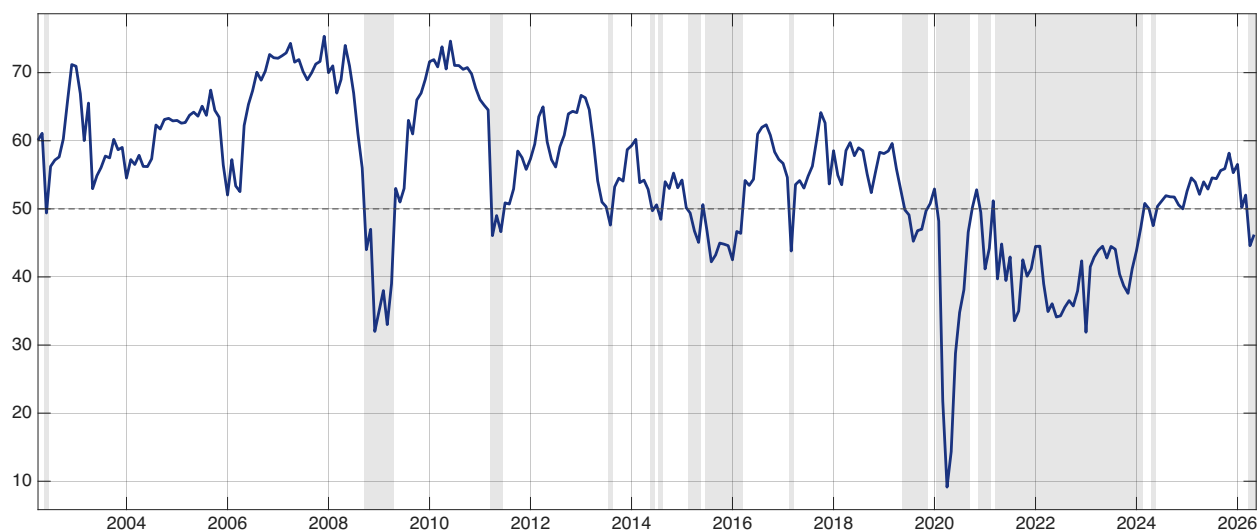
<b>1. Introducción</b>	<b>1</b>
<b>2. Revisión de literatura</b>	<b>3</b>
<b>3. Estrategia econométrica</b>	<b>5</b>
3.1. El modelo Threshold VAR . . . . .	5
3.2. Priors y estimación . . . . .	6
<b>4. Resultados</b>	<b>9</b>
4.1. Análisis de impulso–respuesta . . . . .	9
4.2. Efecto de choques externos a través de distintos niveles de confianza . . . . .	11
<b>5. Análisis de robustez</b>	<b>12</b>
5.1. Regímenes latentes y validación externa de la confianza . . . . .	12
5.2. Especificaciones alternativas de variables . . . . .	14
<b>6. Una interpretación estructural</b>	<b>15</b>
<b>7. Implicancias y conclusiones</b>	<b>20</b>
7.1. Implicancias macrofiscales . . . . .	20
7.2. Conclusiones y agenda . . . . .	21
<b>A. Apéndice</b>	<b>26</b>
A.1. Tratamiento de observaciones extremas durante la pandemia . . . . .	26
A.2. Modelo: ecuaciones agregadas . . . . .	27
A.3. Equilibrio y calibración . . . . .	28

# 1. Introducción

Durante las décadas pasadas, los episodios de bonanza externa solían traducirse de manera relativamente directa en mejores condiciones macroeconómicas para economías emergentes como la peruana. El auge de los precios de los metales, la abundante liquidez internacional y el dinamismo de la demanda externa favorecieron una expansión sostenida durante los años 2000. En ese contexto, los choques positivos del entorno internacional se transmitían con rapidez hacia la actividad doméstica, la inversión y el empleo.

Sin embargo, esta relación parece haberse debilitado en los últimos años. A pesar de episodios de condiciones externas favorables, la economía peruana ha mostrado una respuesta interna más tenue. Un rasgo distintivo de este período ha sido la persistencia de elevados niveles de incertidumbre interna, mayor volatilidad política y una confianza empresarial frecuentemente situada en terreno pesimista. La Figura 1 ilustra este patrón, mostrando que el índice de expectativas de la economía a tres meses del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) ha permanecido de manera recurrente por debajo del umbral de 50 puntos, asociado a un entorno de pesimismo.

Figura 1: Índice de expectativas de la economía a 3 meses

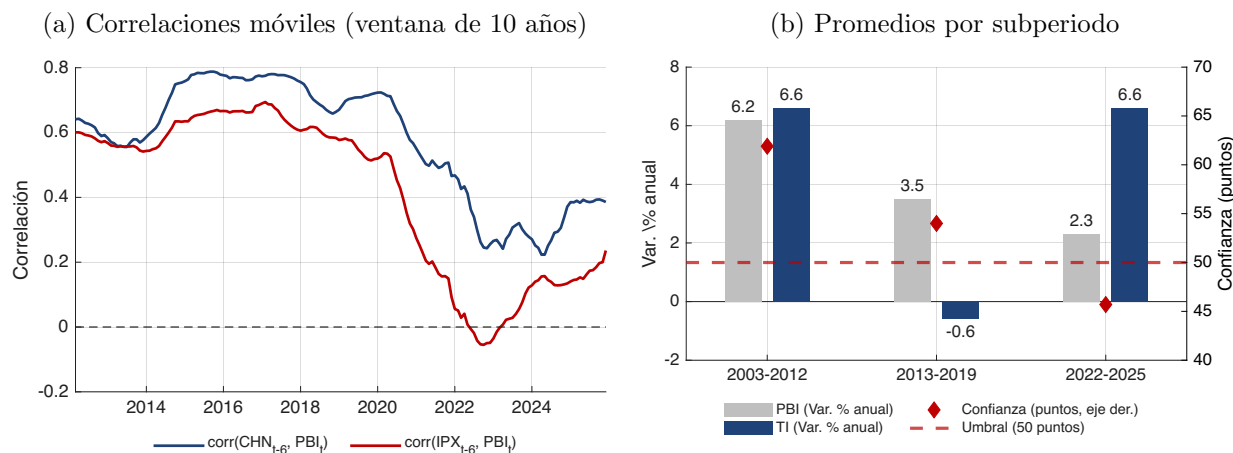


*Nota:* Evolución del índice de expectativas de la economía a 3 meses o confianza empresarial del BCRP. Las áreas sombreadas en gris indican los periodos en que el indicador se ubicó por debajo del umbral de 50 puntos.

Más allá de la evolución de la confianza, los datos sugieren que el comovimiento entre condiciones externas y actividad doméstica ha cambiado de forma relevante. La Figura 2 documenta dos hechos estilizados para la economía peruana. El Panel 2a muestra una variación sustancial en las correlaciones entre indicadores externos y el crecimiento del PBI doméstico, junto con un claro debilitamiento en los períodos más recientes. El Panel 2b complementa esta evidencia mediante promedios por subperíodo, revelando que fases de menor crecimiento interno han coincidido con niveles persistentemente bajos de confianza, aun cuando los términos de intercambio fueron favo-

rables. En conjunto, estas regularidades sugieren que la transmisión de los choques externos podría depender del estado de las expectativas.

Figura 2: Condiciones externas, confianza y actividad económica en el Perú



*Nota:* El panel (a) presenta correlaciones móviles entre indicadores externos (crecimiento de la producción industrial de China y del índice de precios de exportación) y el crecimiento del PBI, calculadas sobre ventanas de diez años y excluyendo el periodo de pandemia. El panel (b) resume estas dinámicas a través de promedios por subperiodo del crecimiento del PBI doméstico, los términos de intercambio y el índice de confianza empresarial.

Este trabajo estudia precisamente esa interacción: ¿cómo cambian los efectos de los choques externos sobre la economía peruana según el estado de las expectativas privadas? La hipótesis central es que, en contextos de pesimismo, la economía aprovecha en menor medida los impulsos positivos provenientes del exterior, mientras que en períodos de optimismo esos mismos choques tienden a amplificarse y a mostrar una mayor persistencia. En este sentido, la transmisión de los choques externos sería dependiente del estado del ciclo de expectativas.

Para evaluar esta hipótesis, se estima un modelo no lineal de tipo Threshold VAR (TVAR), en el que los regímenes se determinan a partir del nivel de confianza empresarial. Este enfoque permite capturar asimetrías en la respuesta de las variables domésticas frente a choques internacionales, evitando que las estimaciones promedio de modelos lineales oculten heterogeneidad relevante. Dado el tamaño limitado de las series peruanas y la disrupción asociada a la pandemia, el modelo se estima en frecuencia mensual utilizando métodos bayesianos e incorporando controles específicos para el período COVID-19.

Asimismo, se realizan ejercicios de robustez que relajan la identificación del régimen a partir de variables observables. En particular, se estima un modelo Markov-Switching VAR (MS-VAR) con regímenes latentes, lo que permite evaluar si los cambios de régimen identificados endógenamente coinciden con los períodos de pesimismo observados, aportando una validación adicional del enfoque principal. De manera complementaria, se reemplaza la confianza empresarial por un índice alternativo de ruido político construido a partir de noticias, con el fin de verificar si las asimetrías estimadas reflejan un fenómeno más amplio vinculado a expectativas e incertidumbre.

Finalmente, con el objetivo de racionalizar los mecanismos económicos subyacentes a los patrones empíricos, se calibra un modelo DSGE para una economía pequeña y abierta. En este marco, los choques externos se transmiten a través de canales reales y financieros cuya intensidad depende del régimen de confianza, permitiendo reproducir de manera cualitativa la amplificación observada bajo optimismo y la atenuación bajo pesimismo.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 presenta una revisión de la literatura relacionada. La Sección 3 describe la estrategia econométrica y la especificación del TVAR. La Sección 4 discute los resultados principales. La Sección 5 evalúa la robustez de los hallazgos. La Sección 6 presenta el modelo DSGE como racionalización teórica. Finalmente, la Sección 7 desarrolla las implicancias macrofiscales de las no linealidades estimadas y concluye.

## 2. Revisión de literatura

En economías pequeñas y abiertas, los choques de términos de intercambio, la actividad global y las condiciones financieras internacionales explican una fracción sustantiva del ciclo económico (Calvo et al., 1993; Mendoza, 1995; Kose, 2002; Cesa-Bianchi et al., 2012). No obstante, una amplia literatura documenta que dicha transmisión es inherentemente no lineal. En mercados de energía y commodities, los aumentos y caídas de precios generan respuestas asimétricas del producto y la inflación (Kilian, 2009; Kilian and Vigfusson, 2011); en el margen crediticio, la presencia de umbrales induce dinámicas no lineales (Balke, 2000); y en política fiscal, los multiplicadores tienden a ser mayores en recesiones (Auerbach and Gorodnichenko, 2012). Estos resultados sugieren que la respuesta macroeconómica a perturbaciones externas depende del estado de la economía.

Desde el punto de vista metodológico, estas no linealidades han sido abordadas mediante modelos con cambio de régimen, que permiten que la dinámica del sistema (coeficientes y/o varianzas) varíe según el estado de la economía. El criterio que gobierna el cambio puede ser exógeno o endógeno, observable o latente, y determinístico o estocástico. En esta familia conviven enfoques con regímenes latentes, como los modelos Markov-Switching VAR (Hamilton, 1989; Krolzig, 1997); especificaciones con parámetros que varían en el tiempo; modelos con transiciones suaves (Teräsvirta, 1994); y modelos de umbral, en los que el cambio de régimen es gatillado por variables observables del propio sistema (Tsay, 1998; Hansen, 1999). Estas herramientas han sido ampliamente utilizadas para estudiar asimetrías cíclicas y dependencia del estado en economías avanzadas y emergentes.

Una vertiente complementaria de la literatura enfatiza el rol de las expectativas, los *sentiments* y los *animal spirits* en la propagación de los choques macroeconómicos. En presencia de fricciones financieras, las percepciones de riesgo y el comportamiento del apalancamiento condicionan la sensibilidad de la economía ante perturbaciones externas (Bernanke and Gertler, 1995). La literatura de *news* y sentimientos muestra que cambios en creencias pueden amplificar o atenuar los ciclos aun en ausencia de variaciones fundamentales (Beaudry and Portier, 2007), mientras que los modelos de coordinación de expectativas destacan cómo estas influyen en la transmisión de los choques

(Angeletos and La'ò, 2013; Lorenzoni, 2009). Asimismo, episodios de elevada incertidumbre macroeconómica o política tienden a elevar las primas de riesgo y a postergar decisiones de inversión, reduciendo la respuesta a impulsos externos (Bloom, 2009). En conjunto, esta literatura subraya la importancia de las expectativas como modulador clave de la transmisión macroeconómica.

La literatura peruana coincide en que la exposición al entorno internacional es un rasgo estructural. Históricamente, las recesiones domésticas tienden a coincidir con episodios de deterioro global (Dancourt et al., 1997), lo que sitúa al sector externo como determinante central del ciclo. Sobre esa base, diversos trabajos cuantifican el peso de los choques externos e identifican sus canales de transmisión. En particular, Mendoza and Collantes (2017), con un SVAR de largo plazo, encuentran que los términos de intercambio explican una fracción importante de la variabilidad del PBI real. Complementariamente, Nolzco et al. (2016) proponen un marco semiestructural que organiza los mecanismos a través de los canales comercial, de términos de intercambio, financiero y cambiario. En la misma línea, Ganiko and Jiménez (2025), usando un BVAR con identificación mixta, resaltan el rol cuantitativo de los choques de demanda externa sobre actividad, inflación e ingresos fiscales.

Más recientemente, la agenda se ha desplazado hacia la idea de que esa transmisión no es estable. Con modelos de parámetros cambiantes y volatilidad estocástica, Rodríguez and Vassallo (2021), Chávez and Rodríguez (2023) y Rodríguez et al. (2023) muestran que la exposición al ciclo global es persistente, pero con elasticidades que varían entre subperiodos. Esto sugiere que el impacto de los choques externos depende del contexto macroeconómico doméstico, abriendo espacio para enfoques que modelen explícitamente la heterogeneidad temporal y estado-dependiente de las respuestas.

Por otro lado, una línea complementaria resalta que las expectativas privadas y la incertidumbre no solo acompañan el ciclo, sino que inciden activamente en su dinámica. La evidencia muestra que los indicadores de confianza poseen poder predictivo sobre variables reales (Arenas and Morales, 2013), y que los choques de incertidumbre generan efectos contractivos identificables, con la inversión como principal margen de ajuste y el consumo reaccionando de manera más transitoria (Gutierrez et al., 2025; Carrera and Puch, 2019). En esta misma dirección, Sánchez and Vassallo (2023) documentan que la dispersión de las expectativas de inversión se ha convertido en una fuente creciente de incertidumbre agregada, lo que sugiere que su influencia macroeconómica no solo es cuantitativamente relevante, sino también cambiante en el tiempo y potencialmente no lineal.

En conjunto, la literatura sugiere que la transmisión de los choques externos varía en el tiempo. Sin embargo, falta evidencia sistemática sobre cómo dicha transmisión difiere entre regímenes explícitos de optimismo y pesimismo empresarial. Este trabajo aborda esa brecha estimando un Threshold VAR con cambio de régimen determinístico, donde el régimen está gobernado por una variable observable (confianza empresarial) y la transición es abrupta. Esta elección ancla el cambio de régimen en un concepto interpretable y relevante. No obstante, el supuesto se relaja con ejercicios de robustez que consideran regímenes latentes y medidas alternativas de incertidumbre, evaluando la consistencia de los resultados frente a especificaciones menos restrictivas.

### 3. Estrategia econométrica

Esta Sección presenta la metodología empleada para analizar posibles asimetrías en la transmisión de choques externos hacia la economía peruana. En particular, se detalla la especificación del modelo Threshold VAR (TVAR), el algoritmo de estimación, las prior consideradas y el conjunto de datos.

#### 3.1. El modelo Threshold VAR

Siguiendo a [Alessandri and Mumtaz \(2014\)](#), se implementa un TVAR que incorpora un mecanismo de cambio de régimen que distingue dos estados, asociados a episodios de optimismo o pesimismo privado. La forma general del modelo es:

$$Y_t = \left( c_1 + \sum_{j=1}^P B_{1j} Y_{t-j} + v_{1t} \right) R_t + \left( c_2 + \sum_{j=1}^P B_{2j} Y_{t-j} + v_{2t} \right) (1 - R_t) \quad (1)$$

donde  $Y_t$  es el vector de variables endógenas que incluye: el crecimiento de la producción industrial de China, el crecimiento del índice de precios de exportación (IPX) peruano, el crecimiento del PBI doméstico, la inflación, la tasa de interés interbancaria y el índice de confianza empresarial. El indicador  $R_t$  selecciona el régimen activo a partir del nivel de confianza relativo a un umbral  $z^*$ :

$$R_t = 1 \iff \text{conf}_{t-k} \leq z^* \quad (2)$$

donde  $\text{conf}_{t-k}$  es el  $k$ -ésimo rezago del índice de confianza empresarial y  $z^*$  corresponde al valor crítico que separa episodios de alta y baja confianza.

Cabe precisar que el supuesto de cambio de régimen por umbral implica una hipótesis económica sustantiva: la existencia de no linealidades con posibles puntos de quiebre, en los que variaciones relativamente pequeñas en el clima de expectativas pueden inducir cambios desproporcionados en la transmisión de choques externos. En ese sentido, el modelo base propuesto responde a una pregunta clara y condicional: dado que el régimen depende de la confianza empresarial y la transición es abrupta, ¿cómo se transmiten los choques externos en cada estado?

La literatura reciente enfatiza que ignorar las particularidades del período pandémico introduce serios problemas de estimación y predicción en modelos VAR ([Lenza and Primiceri, 2022](#); [Carriero et al., 2022](#); [Cascaldi-Garcia, 2025](#)). En efecto, las observaciones extremas de 2020 y 2021 pueden distorsionar la inferencia sobre la persistencia de las variables y el tamaño de los multiplicadores. Así, extendemos el modelo TVAR mediante la incorporación de *pandemic priors*, es decir, priors reforzados con observaciones ficticias que aíslan los efectos atípicos de la pandemia. Con ello, el modelo final se expresa como:

$$Y_t = \left( c_1 + \sum_{j=1}^P B_{1j} Y_{t-j} + D_t \gamma_1 + v_{1t} \right) (1 - R_t) + \left( c_2 + \sum_{j=1}^P B_{2j} Y_{t-j} + D_t \gamma_2 + v_{2t} \right) R_t, \quad (3)$$

donde  $D_t \equiv \sum_{i=a}^{a+h} \mathbb{1}_{t=i} \mathbf{d}_i$  recoge un conjunto de dummies que capturan episodios extraordinarios. En particular, se incluyen 18 dummies mensuales entre enero de 2020 y junio de 2021 para aislar las disrupciones asociadas al COVID-19. Estas variables se incorporan como regresores exógenos en ambos regímenes, permitiendo coeficientes específicos  $\gamma_r$  y contribuyendo a preservar relaciones dinámicas más estables y una identificación estructural más robusta.

### 3.2. Priors y estimación

La estimación del VAR se realiza en un marco bayesiano con prior Normal–Wishart, implementado mediante observaciones *dummy*. La parametrización de medias y covarianzas a priori sigue el esquema de Bańbura et al. (2010), extendido por Cascaldi-Garcia (2025) para incorporar información adicional mediante dummies temporales. Las observaciones ficticias se construyen como sigue:

$$Y_d = \begin{pmatrix} \text{diag}(\chi_1\sigma_1, \dots, \chi_n\sigma_n)/\lambda \\ \mathbf{0}_{n(p-1) \times n} \\ \dots \\ \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_n) \\ \dots \\ \mathbf{0}_{1 \times n} \\ \mathbf{0}_{h \times n} \end{pmatrix}, \quad X_d = \begin{pmatrix} J_p \otimes \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_n)/\lambda & \mathbf{0}_{np \times 1} & \mathbf{0}_{np \times h} \\ \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0}_{n \times np} & \mathbf{0}_{n \times 1} & \mathbf{0}_{n \times h} \\ \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0}_{1 \times np} & \varepsilon & \mathbf{0}_{1 \times h} \\ \mathbf{0}_{h \times np} & \mathbf{0}_{h \times 1} & \text{diag}(\phi_1, \dots, \phi_h) \end{pmatrix}$$

Así, el primer bloque en  $(Y_d, X_d)$  impone creencias a priori sobre los coeficientes autoregresivos, el segundo bloque sobre la matriz de covarianzas y el tercero sobre la constante y las  $h$  dummies temporales. Aquí,  $\chi_i$  denota la media a priori del primer rezago propio;  $\sigma_i$  son las desviaciones estándar de regresiones AR individuales; y  $J_p = \text{diag}(1, \dots, p)$  introduce el decaimiento por rezago.

Los hiperparámetros se interpretan así:  $\lambda$  controla la contracción global;  $\varepsilon$  la dispersión del intercepto;  $\sigma_i$  escalan la contracción relativa según la volatilidad; y  $\phi_j$  determinan el peso de las  $h$  dummies asociadas al periodo de pandemia.

Dado este conjunto de datos artificiales, y denotando  $Y^* = [Y; Y_d]$  y  $X^* = [X; X_d]$ , donde  $Y$  y  $X$  representan respectivamente las variables dependientes y la matriz de regresores observada, la distribución posterior condicional de los parámetros del VAR está dada por:

$$H(\beta \mid \Sigma, Y_t) \sim \mathcal{N}(\text{vec}(B^*), \Sigma \otimes (X^{*'} X^*)^{-1}),$$

$$H(\Sigma \mid \beta, Y_t) \sim \mathcal{IW}(S^*, T^*),$$

donde  $\beta = \text{vec}(B)$  es el vector de coeficientes y  $\Sigma$  la matriz de covarianzas de los errores.

En la calibración, las medias a priori  $\chi_i$  se determinan empíricamente estimando un AR(1) por variable y truncando la persistencia en uno. Las escalas  $\sigma_i^2$  corresponden a la varianza residual,

anclando la prior en la volatilidad observada. Adoptamos  $\lambda = 1$ , lo que permite una interacción más fuerte entre las variables del sistema en comparación con el prior más restrictivo de [Bańbura et al. \(2010\)](#). Asimismo, se asume un valor muy pequeño para  $\varepsilon$ , manteniendo poco informada la constante. Finalmente, fijamos  $\phi_j = 0,001$  para que las dummies temporales absorban la varianza excepcional del periodo de pandemia sin distorsionar la dinámica del VAR.

La estimación se implementa mediante un algoritmo de Gibbs Sampling en los siguientes pasos:

1. Dado un valor inicial para el umbral  $z^*$ , las observaciones se dividen en dos regímenes.
2. Para cada régimen  $R \in \{1, 2\}$ , se muestrean los coeficientes del VAR  $c_R, B_{1,R}, B_{2,R}, \dots, B_{p,R}$ . La distribución posterior condicional está dada por:

$$\beta_R \mid \Sigma_R, Y_R \sim \mathcal{N}(\text{vec}(B_R^*), \Sigma_R \otimes (X^{*'} X^*)^{-1})$$

3. Se muestrean las covarianzas de cada régimen a partir de una distribución Inversa–Wishart:

$$\Sigma_R \mid \beta_R, Y_R \sim \mathcal{IW}(S_R^*, T_R^*),$$

donde  $S_R^*$  es la matriz de covarianzas basada en los residuales del VAR en el régimen  $R$  y  $T_R^*$  el número de observaciones asignadas a dicho régimen.

4. Dados los valores de los coeficientes y las covarianzas, se actualiza el umbral  $z^*$ . Como la distribución posterior de este parámetro no es analíticamente tratable, se emplea un paso de Metropolis–Hastings dentro del muestreador de Gibbs:

$$z_{\text{new}}^* = z_{\text{old}}^* + \Psi^{1/2} \varepsilon,$$

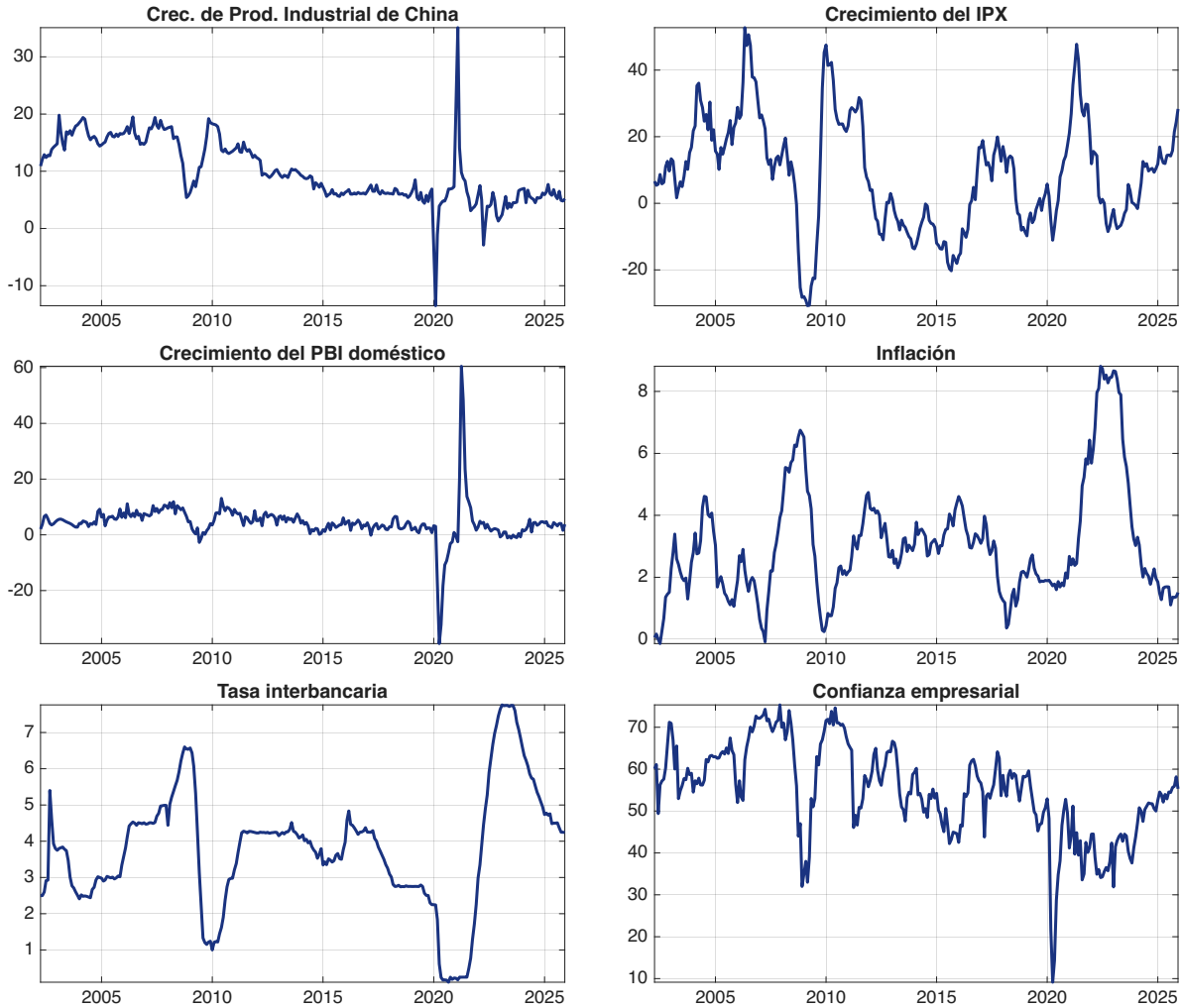
donde  $\Psi^{1/2}$  es un factor de escala y  $\varepsilon \sim \mathcal{N}(0, 1)$ . El factor de escala se elige para asegurar que la tasa de aceptación se mantenga en el intervalo 20–40 %.

5. Condicional al valor del umbral, se procede a muestrear el parámetro de retardo  $k$ . Se sigue el procedimiento de [Chen and Lee \(1995\)](#).
6. El procedimiento se repite 100,000 veces, descartando las primeras 80,000 iteraciones (burn-in), para garantizar la convergencia de la cadena.

En principio, el umbral  $z^*$  podría estimarse endógenamente mediante el paso de Metropolis–Hastings. No obstante, en este estudio se fija exógenamente  $z^* = 50$  puntos, siguiendo el criterio del BCRP para identificar episodios de optimismo y pesimismo empresarial. La distribución posterior del rezago umbral concentra mayor probabilidad en  $k = 2$ , valor adoptado en la especificación base. Resultados para otros valores plausibles de  $k$  no alteran las conclusiones cualitativas.

La Figura 3 presenta las series utilizadas en el modelo base, todas en frecuencia mensual. La producción industrial de China proviene del National Bureau of Statistics del mismo país, mientras que el resto de variables se obtienen del portal web del BCRP. La muestra cubre el periodo abril de 2002 a diciembre de 2025.

Figura 3: Variables del modelo



*Nota:* Series expresadas en tasas de crecimiento interanual, con excepción de la tasa interbancaria y del índice de confianza empresarial (expectativas económicas a tres meses), que se reportan en niveles.

La identificación estructural se obtiene imponiendo restricciones de cero contemporáneas mediante un ordenamiento recursivo al estilo de Sims (1980), consistente con la jerarquía de variables descrita en la sección anterior. Este enfoque sigue la práctica establecida en la literatura aplicada para Perú, donde se demuestra que esta estrategia de identificación resulta consistente y adecuada para analizar la transmisión de choques externos en economías pequeñas y abiertas<sup>1</sup>. De acuerdo con los criterios de información estándar, la especificación final del modelo incluye dos rezagos.

<sup>1</sup>Véase Rodríguez et al. (2023), Chávez and Rodríguez (2023), y Rodríguez et al. (2024).

## 4. Resultados

Esta sección presenta los resultados de la estimación del modelo Threshold VAR para el caso peruano. Se reportan las funciones impulso–respuesta de los choques externos y se analiza su transmisión hacia la actividad económica bajo distintos regímenes de confianza empresarial, enfatizando las diferencias en magnitud y persistencia entre contextos de optimismo y pesimismo.

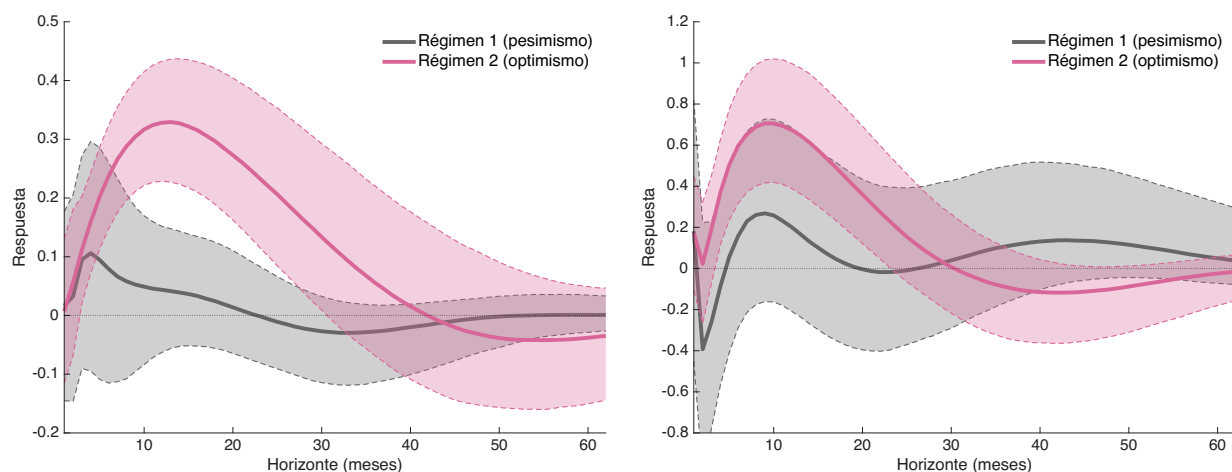
Dado el carácter excepcional de las perturbaciones durante la pandemia, resulta pertinente examinar el rol de las *pandemic priors* en la especificación base. Como el umbral se fija prácticamente de manera exógena ( $z^* = 50$ ) y la confianza se ubicó por debajo de ese valor durante casi todo el periodo COVID, las dummies asociadas al régimen optimista son, por construcción, prácticamente nulas, mientras que su efecto se activa en el régimen pesimista. La evidencia gráfica correspondiente se presenta en el Apéndice A.1.

### 4.1. Análisis de impulso–respuesta

La Figura 4 presenta las funciones impulso–respuesta del crecimiento del PBI peruano ante choques de demanda externa y de precios de exportación, distinguiendo entre un régimen de optimismo (línea y bandas rosadas) y uno de pesimismo empresarial (línea y bandas grises).

Figura 4: Respuesta del crecimiento del PBI doméstico frente a choques externos

(a) Choque de 1 p.p. en el crecimiento de la producción industrial de China      (b) Choque de 10 p.p. en el crecimiento del índice de precios de exportación



*Nota:* Las subfiguras muestran la respuesta del crecimiento del PBI ante choques externos positivos. El Régimen 1 (gris) corresponde a periodos pesimistas (confianza < 50) y el Régimen 2 (rosado) a periodos optimistas (confianza  $\geq 50$ ). Las líneas sólidas indican la mediana y las áreas a los intervalos de credibilidad al 68 %.

En contextos de optimismo, un choque de 1 p.p. en el crecimiento de la producción industrial de China induce una respuesta positiva, estadísticamente significativa y persistente del producto doméstico, que se extiende por cerca de 30 meses tras el shock. Bajo pesimismo, la respuesta se atenúa hasta volverse estadísticamente nula. Un patrón similar se observa ante un aumento de los

precios de exportación: la reacción del PBI es positiva y persistente por casi 25 meses, mientras que en el régimen de baja confianza la transmisión pierde tracción.

Estos resultados son coherentes con la literatura reciente sobre propagación no lineal de shocks. Cuando la confianza es alta (baja incertidumbre) y las condiciones financieras son holgadas, las firmas internalizan menos la opción de esperar y muestran mayor sensibilidad de inversión y empleo, lo que amplifica la transmisión de impulsos externos (Bloom, 2009). De modo complementario, la evidencia de TVAR y modelos de régimen financiero indica que los efectos de shocks reales y financieros dependen del estado interno: con condiciones favorables (alto “sentiment”/baja tensión), las respuestas reales son más fuertes, mientras que en episodios de estrés o elevada incertidumbre se debilitan (Alessandri and Mumtaz, 2019; Caggiano et al., 2018). Finalmente, para economías exportadoras de commodities, booms de términos de intercambio tienden a generar expansiones persistentes, pero su magnitud es mayor cuando las restricciones financieras y la incertidumbre doméstica no frenan la inversión (Drechsel and Tenreyro, 2018; Miranda-Agrippino and Rey, 2020).

Las funciones impulso–respuesta permiten medir el efecto traspaso (*pass-through*) de los choques externos, entendido como la respuesta acumulada de una variable doméstica ante perturbaciones del entorno internacional. Esta medida resume la intensidad y persistencia de la transmisión de los choques. La Tabla 1 reporta el efecto de traspaso para distintos horizontes y tipos de choque.

Cuadro 1: Efecto traspaso de choques externos sobre el crecimiento del PBI doméstico

Horizonte	12 meses	24 meses	60 meses
<b>Panel A: ↑ 1 p.p. en el crecimiento de la producción industrial de China</b>			
<i>Régimen 1 (<math>conf_t &lt; 50</math>)</i>			
Mediana	0.10	0.23	0.13
Percentiles 16–84	[-0.29, 0.47]	[-0.30, 0.67]	[-0.53, 0.64]
<i>Régimen 2 (<math>conf_t \geq 50</math>)</i>			
Mediana	0.24	0.35	0.39
Percentiles 16–84	[0.15, 0.33]	[0.23, 0.47]	[0.17, 0.69]
<b>Panel B: ↑ 10 p.p. en el crecimiento del índice de precios de exportación</b>			
<i>Régimen 1 (<math>conf_t &lt; 50</math>)</i>			
Mediana	0.42	0.35	0.48
Percentiles 16–84	[-0.20, 1.14]	[-0.43, 1.47]	[-0.42, 1.81]
<i>Régimen 2 (<math>conf_t \geq 50</math>)</i>			
Mediana	0.65	1.10	1.20
Percentiles 16–84	[0.34, 0.98]	[0.59, 1.75]	[0.23, 2.68]

*Nota:* La tabla reporta el efecto traspaso de choques externos sobre el crecimiento del PBI, medido como el cociente de impulso-respuestas acumuladas a 12, 24 y 60 meses. El Régimen 1 corresponde a periodos de pesimismo empresarial y el Régimen 2 a periodos de optimismo.

Los resultados revelan una heterogeneidad marcada entre regímenes de confianza empresarial. Bajo

un régimen de optimismo, los choques externos exhiben un traspaso estadísticamente significativo: un aumento de 1 p.p. en el crecimiento industrial de China impulsa el PBI peruano en 0.24 p.p. a un año, con un región de credibilidad al 68 % de [0.15, 0.33]. Este efecto se intensifica ligeramente a 24 meses (0.35 p.p.) y continúa acumulándose hasta 60 meses (0.39 p.p.), lo que refleja persistencia en la transmisión del ciclo externo. De manera similar, un incremento de 10 p.p. en el IPX tiene un impacto importante: 0.65 p.p. a un año, 1.10 p.p. a dos años y 1.20 p.p. a cinco años, con intervalos de credibilidad que permanecen en gran medida positivos, indicando alta probabilidad de efectos reales sostenidos. En conjunto, estos resultados sugieren que los canales de demanda externa, expectativas e inversión operan con fuerza cuando la economía atraviesa episodios de confianza elevada.

En contraste, durante períodos de pesimismo empresarial, el traspaso externo se reduce de manera sustantiva e incluso pierde significancia estadística en todos los horizontes. En el caso del shock de crecimiento industrial de China, la mediana del efecto traspaso es pequeña (0.10 p.p. a un año y 0.23 p.p. a dos años) y las regiones de credibilidad al 68 % incluyen ampliamente valores negativos, reflejando incertidumbre y ausencia de un efecto claro. Lo mismo ocurre con el shock de precios de exportación: aunque las medianas son positivas, los rangos [-0.20, 1.14] a 12 meses y [-0.42, 1.81] a 60 meses indican una transmisión estadísticamente débil. Estos patrones refuerzan la idea de que la economía peruana presenta no linealidades en la transmisión externa, donde la efectividad de los impulsos provenientes del entorno global depende críticamente de las condiciones internas de confianza y del estado del ciclo económico.

#### **4.2. Efecto de choques externos a través de distintos niveles de confianza**

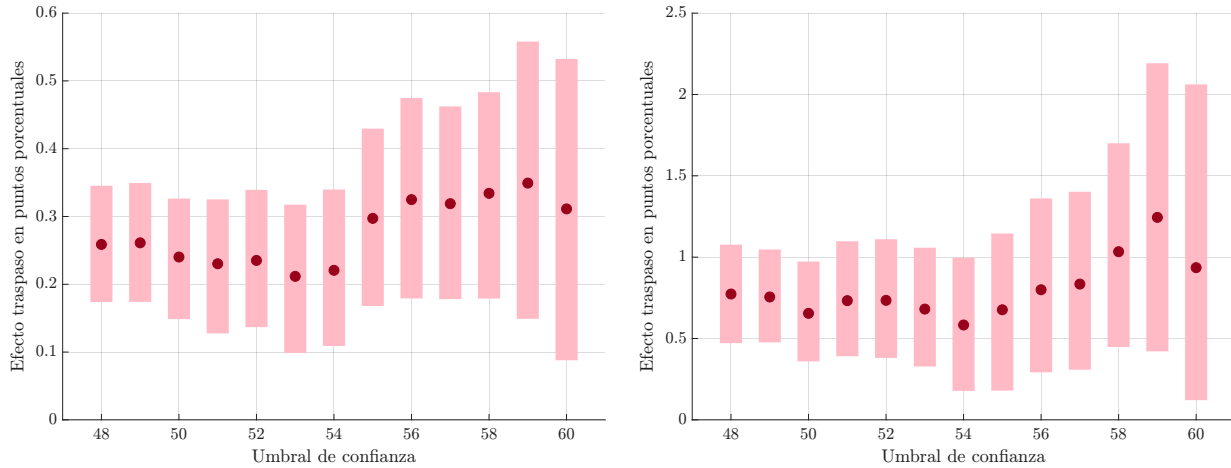
Tras presentar los resultados principales del modelo base, resulta natural plantear una pregunta complementaria con implicancias directas de política económica: si la transmisión de choques externos depende del nivel de confianza empresarial, ¿cuál es el nivel de confianza que maximiza dicha transmisión, condicional al modelo base? En particular, si bien el umbral convencional de 50 puntos permite distinguir episodios de pesimismo y optimismo, este valor no tiene por qué ser óptimo desde el punto de vista de la absorción doméstica de choques externos favorables.

Con el fin de abordar esta cuestión, analizamos cómo varía el traspaso de choques externos hacia la actividad doméstica a lo largo de distintos niveles del índice de confianza empresarial, concentrándonos en el régimen de elevada confianza (Régimen 2). La Figura 5 muestra que, tanto para choques provenientes del crecimiento de la producción industrial de China como del índice de precios de exportación (IPX), el impacto sobre el PBI doméstico no es constante, sino que depende de manera sistemática del umbral utilizado para definir los periodos de optimismo.

En particular, a medida que el umbral de confianza se incrementa, el tamaño del traspaso también se amplifica, alcanzando su máximo en torno a los 59 puntos del índice de confianza empresarial. Si bien valores superiores al umbral estándar de 50 puntos ya se asocian con efectos positivos y

Figura 5: Traspaso de choques externos a través de distintos umbrales de confianza

(a) Choque de 1 p.p. en el crecimiento de la producción industrial de China (b) Choque de 10 p.p. en el crecimiento del índice de precios de exportación



*Nota:* Se reporta el efecto traspaso a 12 meses para distintos valores del umbral de confianza empresarial. Los puntos indican la mediana posterior del efecto estimado, mientras que las barras corresponden a los intervalos de credibilidad al 68%. Los resultados se obtienen a partir del modelo TVAR estimado en la sección anterior.

estadísticamente significativos, los resultados indican que la transmisión de los choques externos se intensifica de forma no lineal en contextos de optimismo particularmente elevado.

Estos resultados sugieren que la confianza empresarial opera como una variable de estado que modula la intensidad de los canales de transmisión. En particular, la evidencia es consistente con que niveles más altos de confianza se asocian con una respuesta más marcada del producto ante choques externos favorables. No obstante, esta interpretación debe leerse como condicional al modelo estimado y a la identificación adoptada, por lo que se privilegia una conclusión prudente: la interacción entre choques externos y expectativas puede ser un determinante relevante de la heterogeneidad observada en las respuestas macroeconómicas.

## 5. Análisis de robustez

Para evaluar la robustez del modelo base, el documento incorpora dos ejercicios diferenciados. El primero utiliza un modelo con regímenes latentes para validar el rol de la confianza empresarial como gatillador del régimen no lineal. El segundo examina la estabilidad de los resultados al reemplazar las variables externas y el indicador umbral por alternativas económicamente plausibles.

### 5.1. Regímenes latentes y validación externa de la confianza

Una preocupación natural es que, en el modelo base, la confianza empresarial actúe como gatillador del cambio de régimen por construcción, ya que el umbral depende explícitamente de dicha variable. Para evaluar la robustez de los resultados a esta elección, estimamos un modelo Markov-Switching

VAR (MS-VAR) de dos regímenes en el que el estado  $S_t$  es latente y la transición se determina endógenamente a partir de la dinámica del sistema, sin imponer una variable umbral.

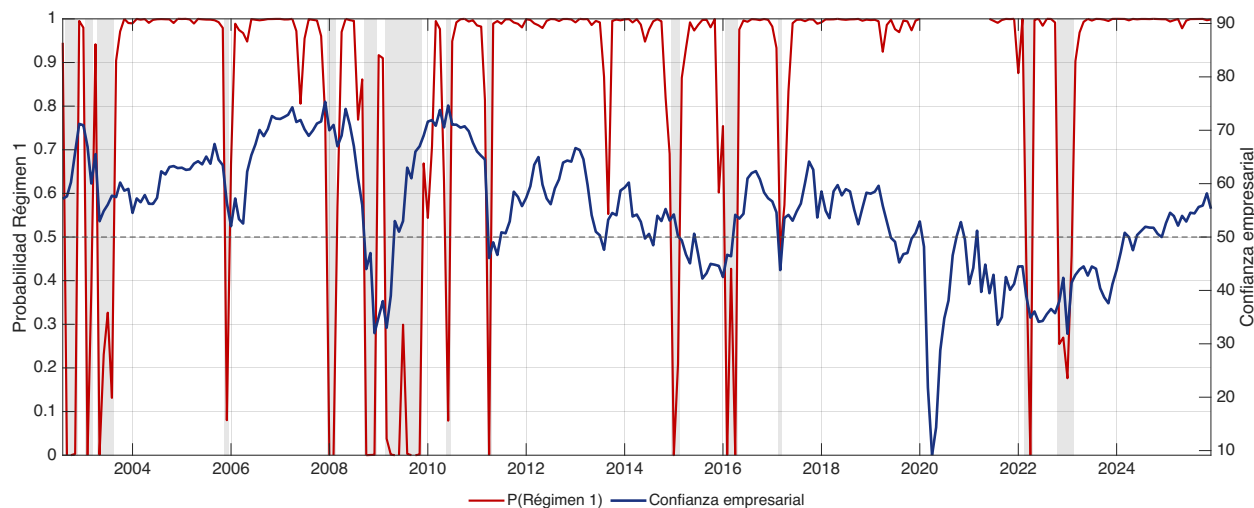
El MS-VAR utiliza las mismas variables endógenas, el mismo número de rezagos y una calibración de hiperparámetros análoga a la especificación base. Adicionalmente, incorporamos dummies temporales para controlar por el periodo COVID-19 bajo el mismo esquema de *pandemic priors*. Asimismo, permitimos que tanto los coeficientes como la matriz de covarianzas dependan del régimen, garantizando máxima comparabilidad con el ejercicio principal:

$$Y_t = c_{S_t} + \sum_{j=1}^P B_{j,S_t} Y_{t-j} + D_t \gamma_{S_t} + v_t, \quad v_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_{S_t}), \quad (4)$$

donde  $S_t \in \{0, 1\}$  sigue una cadena de Markov de primer orden con probabilidades de transición constantes. La estimación sigue la metodología de [Kim and Nelson \(1999\)](#).

La Figura 6 muestra la probabilidad posterior suavizada del régimen 1 (eje izquierdo) junto con la confianza empresarial (eje derecho). Ex post, el régimen 1 puede interpretarse como el estado asociado a condiciones macroeconómicas relativamente más favorables. Aunque en varios períodos ambas dinámicas coinciden (con caídas en la confianza acompañadas de menores probabilidades del régimen 1), la relación no es mecánica: existen episodios con confianza superior a 50 en los que dicha probabilidad no es cercana a uno. Esto sugiere que el MS-VAR captura estados macroeconómicos más amplios que no dependen exclusivamente del nivel de la confianza.

Figura 6: Probabilidad posterior del régimen 1 y confianza empresarial



*Nota:* La probabilidad corresponde a la estimación posterior suavizada del MS-VAR. El régimen 1 se define ex post como el estado asociado a mejores condiciones macroeconómicas relativas.

La Tabla 2 formaliza esta relación mediante probabilidades condicionales, excluyendo el período COVID. Condicional en el régimen 1, la confianza supera 50 en el 77.8% de las observaciones, lo que indica una alineación sustantiva entre ambos criterios. En cambio, condicional en el régimen 0,

la confianza es inferior a 50 solo en el 39.5 % de los casos. Esta asimetría sugiere que, si bien niveles altos de confianza están fuertemente asociados con el régimen 1, el régimen 0 captura episodios adversos que no necesariamente implican una ruptura del umbral de 50.

Cuadro 2: Confianza y regímenes latentes (excluyendo periodo COVID)

	$P(z_t \geq 50 \mid S_t = s)$	$P(z_t < 50 \mid S_t = s)$
Régimen 1	0.778	0.222
Régimen 0	0.605	0.395

*Nota:* Probabilidades condicionales calculadas excluyendo el periodo enero 2020–junio 2021. El estado se clasifica como  $S_t = 1$  cuando  $\Pr(S_t = 1 \mid \text{data}) \geq 0,5$ .

En conjunto, estos resultados indican que los regímenes latentes recuperan en buena medida la señal contenida en la confianza, pero no se reducen a una partición mecánica del índice, reforzando la interpretación de que la confianza captura un mecanismo económico relevante detrás de las no linealidades observadas, aunque no agota su dimensión.

## 5.2. Especificaciones alternativas de variables

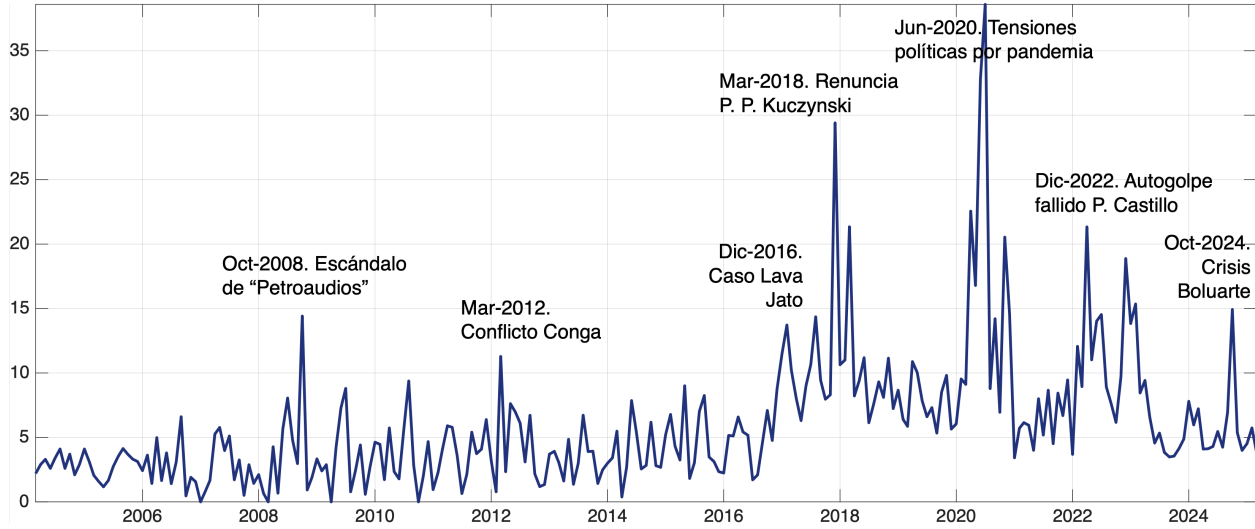
En esta subsección evaluamos la sensibilidad de los resultados a cambios en la información utilizada, tanto en las variables externas del modelo como en el indicador que gatilla el régimen no lineal. El objetivo es analizar si los principales resultados dependen de una selección específica de variables o si, por el contrario, se mantienen bajo alternativas plausibles.

En un primer ejercicio, sustituimos la producción industrial de China (nuestro principal socio comercial) por la producción industrial de EE.UU., segundo socio comercial del país, e incorporamos además los términos de intercambio, que capturan variaciones conjuntas en los precios de exportación e importación. Los datos provienen de la FRED de St. Louis y del BCRP, respectivamente.

En un segundo ejercicio, reemplazamos la variable umbral de confianza empresarial por un índice de ruido político doméstico construido a partir de noticias de prensa escrita. La motivación es que factores idiosincráticos asociados a la inestabilidad política, más allá del ciclo económico, pueden influir de manera directa en las decisiones de inversión, el clima de negocios y las expectativas. En línea con la noción de *animal spirits* y con la evidencia sobre el rol de la incertidumbre y las tensiones políticas en la actividad económica (Bloom, 2009), empleamos un indicador explícito de inestabilidad política.

La Figura 7 muestra la evolución del índice de ruido político para Perú entre abril de 2004 y marzo de 2025. El indicador es coherente con episodios bien documentados de inestabilidad política, como los principales escándalos de corrupción, las tensiones entre el Ejecutivo y el Congreso y períodos de alta conflictividad social; lo que sugiere que, aun con un enfoque relativamente parsimonioso basado en conteo de palabras, el índice captura adecuadamente los eventos políticos más relevantes.

Figura 7: Índice mensual de ruido político para Perú



*Nota:* El índice se construye mediante web scraping de aproximadamente 15 000 noticias de prensa local. Siguiendo la metodología del Economic Policy Uncertainty (Baker et al., 2016), para cada mes se contabilizan los artículos que contienen simultáneamente un término asociado a política y otro relacionado con incertidumbre, conflicto o escándalo. El conteo se normaliza para ajustar por variaciones en el volumen total de noticias.

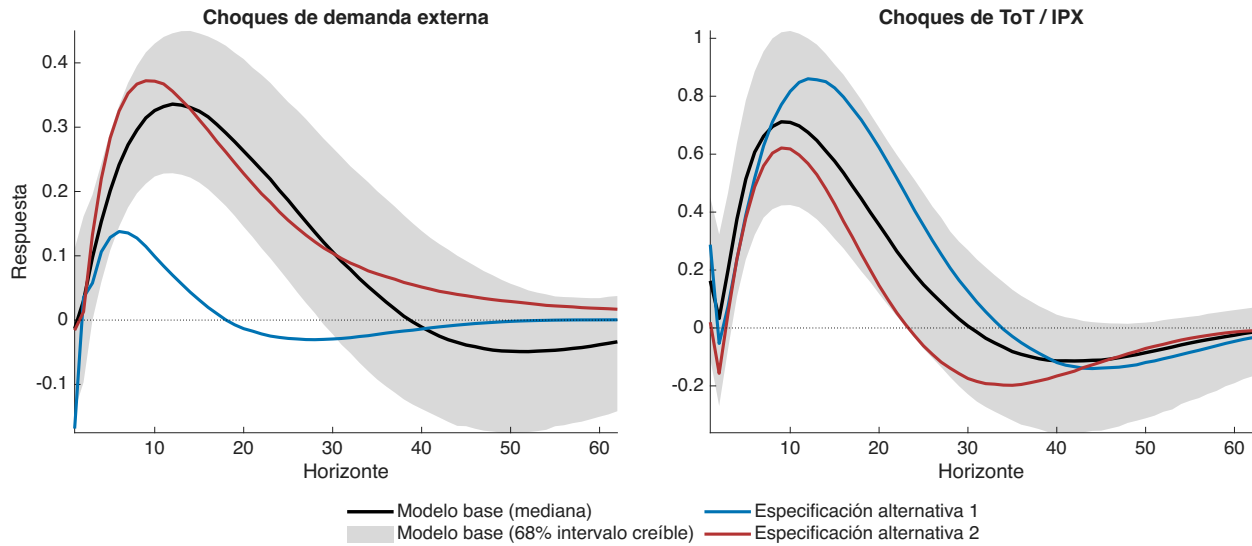
La Figura 8 compara las funciones impulso–respuesta de los dos ejercicios de robustez con las del modelo base, bajo el escenario en que la confianza supera los 50 puntos. En el primer caso, el choque externo proveniente de EE.UU. es sustancialmente menor que el asociado a China (alrededor de un tercio de su magnitud), lo cual es consistente con la menor exposición comercial directa y la menor sincronización cíclica entre ambas economías. Por su parte, el choque de términos de intercambio muestra efectos algo más persistentes que en el modelo base, resultado razonable dada la sensibilidad de la economía peruana a variaciones en precios relativos externos.

En el segundo ejercicio, las IRFs bajo el régimen de bajo ruido político son muy similares a las obtenidas en el modelo base. Este resultado sugiere que tanto la confianza empresarial como el ruido político capturan información cercana respecto al entorno idiosincrático relevante para la absorción de choques externos. En conjunto, los hallazgos refuerzan la idea de que los *animal spirits* en economías emergentes están estrechamente vinculados a la estabilidad política y a la percepción general del clima institucional.

## 6. Una interpretación estructural

Esta Sección cumple un propósito interpretativo. Tras documentar que choques externos comparables generan respuestas macroeconómicas distintas según el régimen, implementamos un modelo DSGE neokeynesiano para evaluar si una estructura macroeconómica estándar puede racionalizar dichos patrones. El modelo no busca identificar ni estimar estos mecanismos a partir de los datos, sino proporcionar una interpretación estructural de la evidencia empírica.

Figura 8: Funciones impulso-respuesta bajo especificaciones alternativas



*Nota:* Funciones impulso-respuesta correspondientes al régimen 1 (confianza superior a 50 puntos). El modelo base emplea la confianza empresarial como variable umbral y choques externos de China y precios de exportación. La especificación alternativa 1 utiliza producción industrial de EE.UU. y términos de intercambio; la alternativa 2 emplea un índice de ruido político como variable umbral. El modelo base incluye bandas de credibilidad al 68%. Se reportan las medianas.

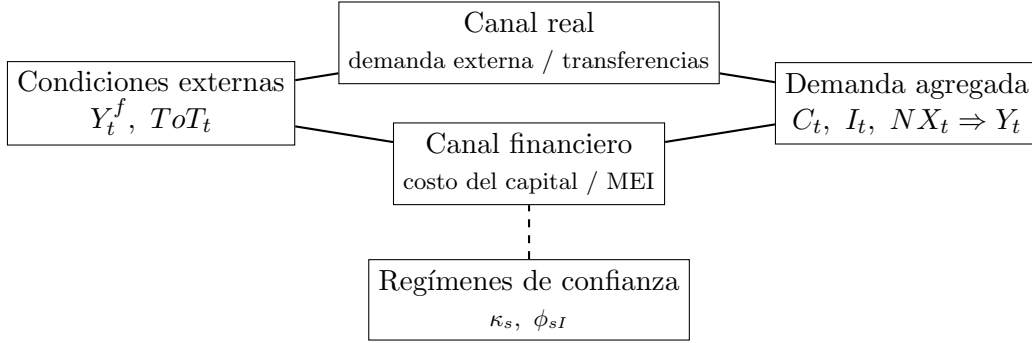
Cabe precisar que ambos enfoques difieren en su tratamiento de la no linealidad. Mientras el TVAR la aproxima mediante regímenes discretos definidos por un umbral, el DSGE genera respuestas heterogéneas a través de calibraciones alternativas de parámetros clave, interpretadas como distintos estados de confianza. Esta diferencia condiciona la lectura conjunta, pero no la invalida. En particular, el DSGE se emplea para ilustrar mecanismos capaces de producir respuestas diferenciadas ante un mismo choque externo, sin modelar explícitamente la dinámica de la confianza ni replicar la regla de transición del TVAR.

El punto de partida es distinguir dos canales mediante los cuales los choques externos afectan a una economía pequeña y abierta. El primero es el canal real, que opera a través del comercio y la demanda externa. Un aumento de la demanda externa o una mejora de los términos de intercambio eleva las exportaciones netas y, con ello, la actividad doméstica. Asimismo, incrementa los ingresos públicos asociados a commodities y actividad, permitiendo mayores transferencias hacia los hogares. Este canal está presente en todos los contextos y es independiente del régimen de confianza.

El segundo es un canal financiero y de inversión, a través del cual las condiciones externas afectan el costo efectivo del capital y la rentabilidad percibida de invertir. Es en este canal donde operan los regímenes de confianza. Un mismo entorno externo puede generar respuestas muy distintas: bajo optimismo, las condiciones favorables reducen primas de riesgo y amplifican la inversión; bajo desconfianza, fricciones financieras más severas y una menor eficiencia percibida de la inversión atenúan la respuesta. La Figura 9 resume estos mecanismos, destacando la separación entre el

canal real y el canal financiero y el rol de los regímenes de confianza modulando este último.

Figura 9: Canales de transmisión de choques externos y rol de los regímenes de confianza.



Para formalizar este mecanismo, se considera un modelo DSGE linealizado de economía pequeña y abierta. Las expectativas son racionales y la confianza no se modela como una variable explícita dentro del sistema. En su lugar, se introducen calibraciones alternativas de parámetros clave, interpretadas como distintos estados de confianza, que determinan cómo las condiciones externas se transmiten hacia decisiones reales y financieras.

Los choques externos afectan a la economía a través del canal real y del canal financiero. Este último depende críticamente del régimen de confianza y se introduce mediante parámetros que gobiernan la sensibilidad del costo efectivo del capital y de la eficiencia marginal de la inversión frente a una misma realización de las condiciones externas. El mecanismo se resume en el siguiente conjunto reducido de ecuaciones de comportamiento:

$$C_t = hC_{t-1} + (1-h)\mathbb{E}_t C_{t+1} - \sigma[(R_t - \mathbb{E}_t \Pi_{t+1}) - \kappa_s S_t] + \dots, \quad (5)$$

$$I_t = \rho_i I_{t-1} - \kappa_r[(R_t - \mathbb{E}_t \Pi_{t+1}) - \kappa_s S_t] + \phi_{sI} S_t + \kappa_y Y_t + \dots, \quad (6)$$

$$NX_t = \phi_{nx,y} Y_t + \phi_{nx,yf} Y_t^f + \phi_{nx,tot} ToT_t - \phi_{nx,q} Q_t + \dots \quad (7)$$

La variable  $S_t$  es un agregador parsimonioso de condiciones externas cuya dinámica está dada por:

$$S_t = \rho_s S_{t-1} + \omega_{yf} Y_t^f + \omega_{tot} ToT_t + E_{s,t}, \quad (8)$$

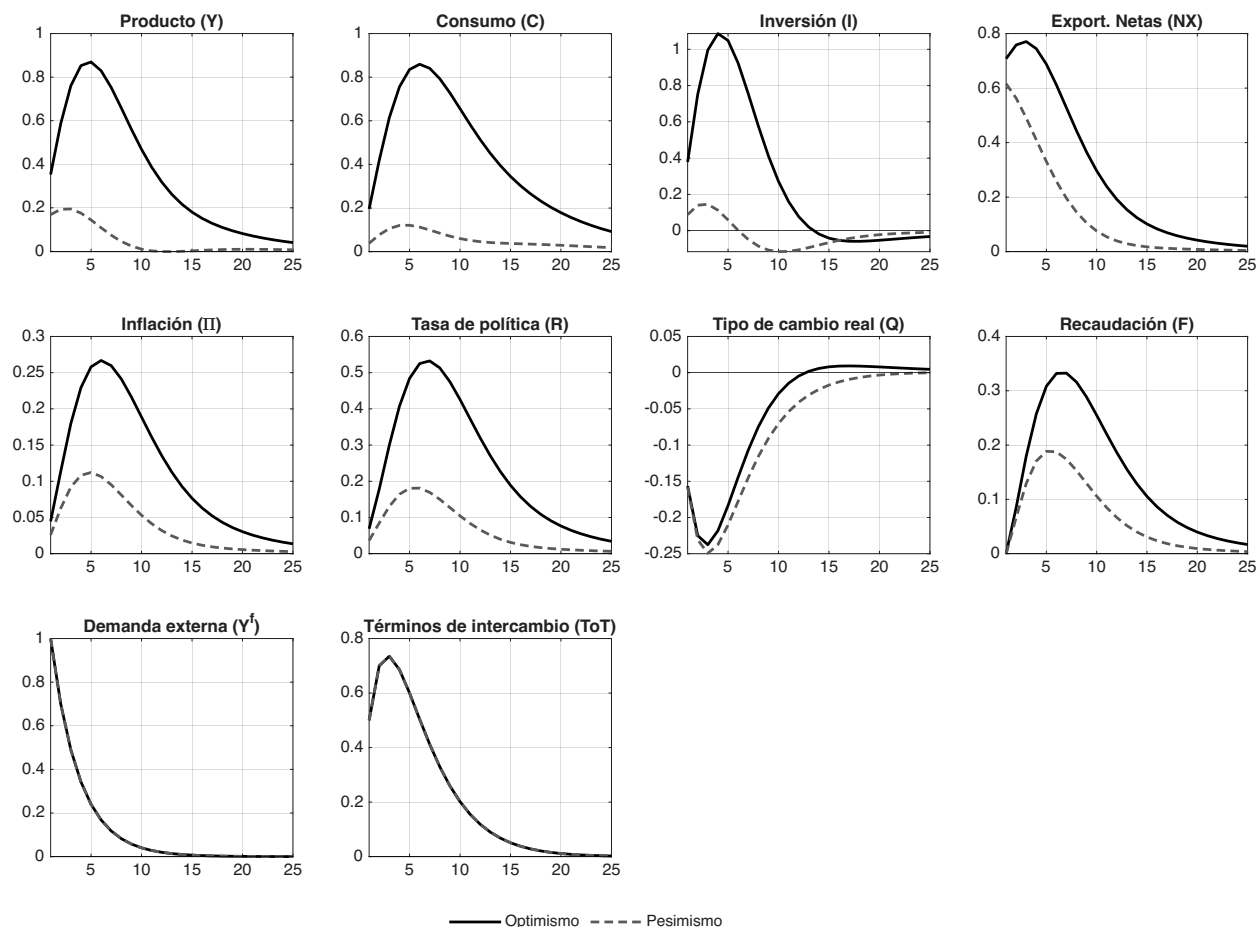
La confianza no afecta directamente al estado  $S_t$ , sino a los parámetros  $\kappa_s$  y  $\phi_{sI}$ , que gobiernan cómo ese estado externo se transmite al costo efectivo del capital y a la eficiencia marginal de la inversión. Un mayor valor de  $\kappa_s$  implica una reducción más intensa de la prima financiera ante condiciones externas favorables, mientras que un mayor  $\phi_{sI}$  amplifica la respuesta de la inversión al mejorar su rentabilidad percibida. Estos mecanismos son consistentes con la literatura sobre acelerador financiero y expectativas en inversión [Bernanke and Gertler \(1995\)](#); [Beaudry and Portier \(2007\)](#); [Angeletos and La'o \(2013\)](#).

La calibración del modelo sigue la literatura estándar de economías pequeñas y abiertas ([Schmitt-](#)

Grohé and Uribe, 2017; García-Cicco et al., 2010), junto con evidencia para el Perú. El Apéndice A.3 resume los valores adoptados. Sobre esta base, se consideran dos configuraciones que representan regímenes de confianza contrastantes. En el régimen optimista, valores elevados de  $\kappa_s$  y  $\phi_{sI}$  amplifican la transmisión de los choques externos; en el régimen pesimista, estos parámetros son menores o negativos, reflejando un entorno de elevada incertidumbre en el que el canal financiero se debilita.

Las funciones de impulso respuesta confirman este mecanismo. Ante un choque positivo de demanda externa, las exportaciones netas aumentan de manera inmediata y, con rezagos, se expanden las transferencias fiscales vía mayor actividad e ingresos. La entrada de divisas aprecia el tipo de cambio real, amortiguando parcialmente el impulso externo. La Figura 10 muestra que, bajo alta confianza, la reducción del costo efectivo del capital y la mejora en la eficiencia marginal de la inversión generan una respuesta amplificada de la inversión y, por el canal del acelerador, del producto. Bajo baja confianza, el mismo shock externo se traduce en un aumento mucho más moderado de la inversión, en línea con la evidencia de menor absorción interna en contextos de incertidumbre política o social, como documentan Neumeier and Perri (2005) y Céspedes et al. (2004).

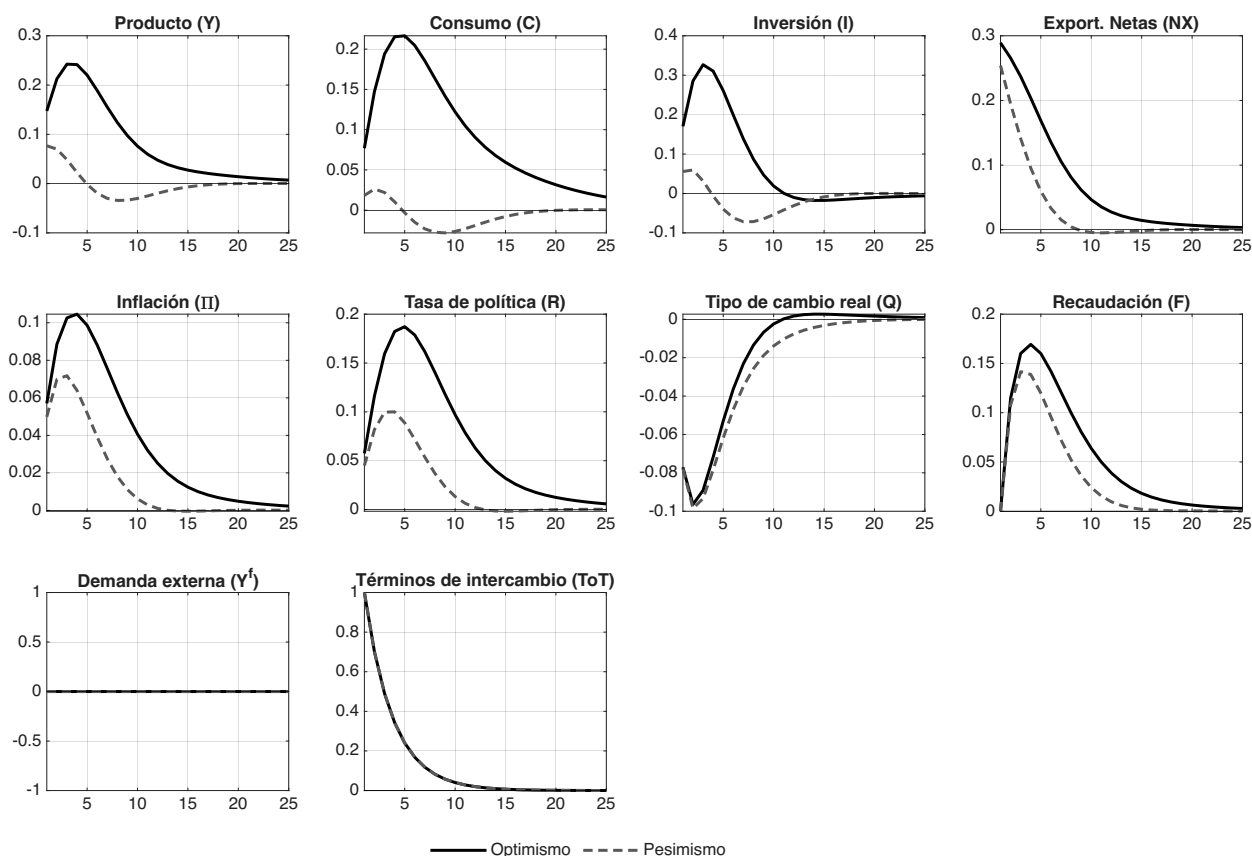
Figura 10: Choque de demanda externa



Un patrón similar emerge ante un choque positivo a los términos de intercambio. La Figura 11

muestra que la mejora en los precios de exportación incrementa las exportaciones netas y, con rezagos, eleva las transferencias fiscales, impulsando el consumo. Al mismo tiempo, la apreciación real modera el impacto neto del impulso externo. Bajo alta confianza, la inversión responde de manera marcada, reforzando el canal de precios de commodities hacia la actividad. Bajo baja confianza, el multiplicador interno es sustancialmente menor debido al encarecimiento del capital importado, una prima financiera persistentemente elevada y una eficiencia marginal de la inversión adversa. Este resultado concilia episodios de booms de precios internacionales con una aceleración limitada de la inversión fija en contextos de elevada incertidumbre institucional, como en [Mendoza \(1995\)](#) y [Schmitt-Grohé and Uribe \(2017\)](#).

Figura 11: Choque de términos de intercambio.



En ambos tipos de perturbaciones, la expansión de la actividad presiona la inflación a través de la curva de Phillips, induciendo una respuesta de política monetaria consistente con la regla de Taylor. En escenarios de alta confianza, el aumento de la tasa de política mantiene mayor tracción real debido a la menor prima de riesgo. En contextos de baja confianza, el canal de tasas es menos eficaz y el ajuste recae relativamente más en el tipo de cambio y el comercio exterior.

En conjunto, el ejercicio ilustra que los regímenes de confianza actúan como un modulador cuantitativo clave del canal externo. Cuando el sentimiento es alto, las mejoras en exportaciones netas, transferencias fiscales y condiciones financieras se combinan para generar respuestas amplias de la

inversión y el producto. Bajo desconfianza, las mismas perturbaciones externas producen respuestas amortiguadas. Este patrón coincide con los resultados empíricos para el Perú y sitúa el análisis dentro de la literatura de economías pequeñas y abiertas con fricciones financieras y expectativas.

## 7. Implicancias y conclusiones

### 7.1. Implicancias macrofiscales

Los resultados del estudio indican que la transmisión de choques externos hacia la economía peruana es estado-dependiente: un mismo impulso internacional puede generar respuestas macroeconómicas sustantivamente distintas según el régimen asociado a la confianza empresarial. La evidencia del TVAR muestra que, bajo un régimen de alta confianza (optimismo), los choques favorables vinculados a la actividad de China y a los precios de exportación se traducen en expansiones más significativas y persistentes del PBI. En contraste, en un entorno de baja confianza (pesimismo), estos impulsos pierden tracción y la respuesta agregada se modera. Esta asimetría tiene implicancias macrofiscales directas, al introducir no linealidades en el vínculo entre entorno externo, crecimiento y bases tributarias, de modo que choques externos comparables pueden derivar en trayectorias diferenciadas de ingresos fiscales y necesidades de financiamiento.

Desde el enfoque de programación macrofiscal, estos hallazgos respaldan una lectura prudente de los “vientos de cola” externos: mejoras en términos de intercambio o demanda externa no garantizan, por sí solas, una respuesta proporcional de la actividad y de la recaudación cuando las expectativas domésticas se encuentran deterioradas. En esa línea, el marco teórico del estudio refuerza la intuición de que el estado de confianza modula la transmisión vía inversión y costo del capital, por lo que la materialización fiscal de choques externos favorables puede ser más limitada en regímenes de baja confianza. En consecuencia, la evaluación del espacio fiscal se beneficia de incorporar explícitamente escenarios alternativos y ejercicios de sensibilidad que contemplen respuestas internas no lineales, evitando extrapolar incrementos cíclicos de ingresos como si fuesen permanentes y contribuyendo a preservar márgenes de maniobra frente a episodios adversos.

Finalmente, estas implicancias deben interpretarse con cautela. El modelo TVAR caracteriza dinámicas condicionales a una estructura de regímenes gobernada por confianza, mientras que el bloque DSGE cumple un rol de racionalización de mecanismos plausibles, sin constituir una identificación estructural del canal de expectativas frente a explicaciones alternativas. Aun así, el principal aporte para el análisis macrofiscal es proveer un marco para la gestión de riesgos, al mostrar que la interacción entre choques externos y expectativas puede ampliar la incertidumbre alrededor del crecimiento y, por ende, de los ingresos públicos, elevando el valor de supuestos conservadores y análisis de sensibilidad.

## 7.2. Conclusiones y agenda

Este estudio documenta que la transmisión de choques externos hacia la economía peruana es estado-dependiente en función del régimen asociado a la confianza empresarial. Haciendo uso de un modelo Threshold VAR, los resultados indican que, bajo regímenes de mayor optimismo, los impulsos vinculados a la producción industrial de China y a los precios de exportación generan respuestas más intensas y persistentes del crecimiento del PBI. En contraste, cuando prevalece un entorno de pesimismo, dichos choques exhiben una capacidad de propagación significativamente menor sobre la actividad doméstica.

Estos hallazgos sugieren que choques externos comparables pueden derivar en trayectorias macroeconómicas divergentes dependiendo del contexto de expectativas, incorporando una fuente adicional de heterogeneidad en la dinámica cíclica. En el marco empírico considerado, la confianza no constituye únicamente un indicador coincidente del ciclo, sino una variable de estado asociada a variaciones en la intensidad de los mecanismos de transmisión, particularmente a través de los canales de inversión y de las condiciones financieras internas.

Desde una perspectiva de política económica, los resultados sugieren que el deterioro de expectativas y episodios de mayor incertidumbre pueden reducir la capacidad de la economía para capitalizar impulsos externos favorables y aumentar su exposición a choques adversos. En ese marco, fortalecer la previsibilidad del entorno de políticas y reducir fuentes evitables de incertidumbre puede contribuir a limitar transiciones hacia regímenes de baja confianza. La implicancia principal es prudencial: complementar el escenario central con análisis de sensibilidad que incorporen no linealidades y reconocer que mejoras externas no necesariamente se traducen en incrementos proporcionales de actividad e ingresos cuando las expectativas internas se encuentran deterioradas.

Como agenda de investigación, un primer paso consiste en validar y delimitar el mecanismo estado-dependiente contrastando el TVAR con especificaciones no lineales alternativas. En particular, resulta pertinente explorar modelos en los que el cambio de régimen sea determinado por variables endógenas, tales como la brecha del producto o el ciclo de inversión. Asimismo, conviene comparar la hipótesis de transición abrupta con modelos de transición suave, a fin de discriminar entre quiebres discretos y ajustes graduales en la intensidad de los mecanismos de transmisión. Finalmente, se recomienda profundizar la integración evidencia-teoría mediante marcos con expectativas más endógenas y explorar gatilladores alternativos del régimen vinculados a dimensiones macrofiscales e institucionales (por ejemplo, el espacio fiscal o la dependencia de commodities), preservando una interpretación explícitamente condicional de los resultados.

## Referencias

- Alessandri, P. and Mumtaz, H. (2014). Financial conditions and density forecasts for US output and inflation. Working Paper No. 715, Queen Mary University of London, School of Economics and Finance.
- Alessandri, P. and Mumtaz, H. (2019). Financial regimes and uncertainty shocks. *Journal of Monetary Economics*, 101:31–46.
- Angeletos, G.-M. and La’o, J. (2013). Sentiments. *Econometrica*, 81(2):739–779.
- Arenas, P. and Morales, D. (2013). Are business tendency surveys useful to forecast private investment in peru? a non-linear approach. Serie de Documentos de Trabajo 2013-003, Banco Central de Reserva del Perú.
- Auerbach, A. J. and Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2):1–27.
- Baker, S. R., Bloom, N., and Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4):1593–1636.
- Balke, N. S. (2000). Credit and economic activity: Credit regimes and nonlinear propagation mechanisms. *The Review of Economics and Statistics*, 82(2):344–349.
- Bañbura, M., Giannone, D., and Reichlin, L. (2010). Large bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, 25(1):71–92.
- Beaudry, P. and Portier, F. (2007). When can changes in expectations cause business cycle fluctuations in neo-classical settings? *Journal of Economic Theory*, 135(1):458–477.
- Bernanke, B. S. and Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):27–48.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3):623–685.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E., and Nodari, G. (2018). Uncertainty-dependent effects of monetary policy shocks: A new-keynesian interpretation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 93:269–292.
- Calvo, G. A., Leiderman, L., and Reinhart, C. M. (1993). Capital inflows and real exchange rate appreciation in latin america: The role of external factors. *IMF Staff Papers*, 40(1):108–151.
- Carrera, C. and Puch, M. (2019). Consumption dynamics and the expectation channel in a small open economy. Serie de Documentos de Trabajo 2019-008, Banco Central de Reserva del Perú.

- Carriero, A., Clark, T. E., Marcellino, M., and Mertens, E. (2022). Addressing COVID-19 outliers in BVARs with stochastic volatility. *Review of Economics and Statistics*, pages 1–38.
- Cascaldi-Garcia, D. (2025). Pandemic priors for VARs. Technical report, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M. H., Rebucci, A., and Xu, T. (2012). China’s growth and the world economy: Evidence from a gvar model. *Review of Economic Dynamics*, 15(1):93–121.
- Céspedes, L. F., Chang, R., and Velasco, A. (2004). Balance sheets and exchange rate policy. *American Economic Review*, 94(4):1183–1193.
- Chávez, A. and Rodríguez, G. (2023). Time changing effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in peru: empirical application using regime-switching var models with stochastic volatility. *Review of World Economics*, 159:505–544.
- Chen, C. W. and Lee, J. C. (1995). Bayesian inference of threshold autoregressive models. *Journal of Time Series Analysis*, 16(5):483–492.
- Dancourt, O., Mendoza, W., and Vilcapoma, L. (1997). Choques externos y recesiones en el Perú: 1950–1996. Documento de trabajo, Pontificia Universidad Católica del Perú, Departamento de Economía.
- Drechsel, T. and Tenreyro, S. (2018). Commodity booms and busts in emerging economies. *Journal of International Economics*, 112:200–218.
- Ganiko, G. and Jiménez, A. (2025). Choques externos y respuesta de la política fiscal y monetaria en la economía peruana: un modelo bvar con restricciones de ceros y signos. Documento de Investigación 002, Consejo Fiscal del Perú.
- García-Cicco, J., Pancrazi, R., and Uribe, M. (2010). Real business cycles in emerging countries? *Journal of Monetary Economics*, 57(1):26–51.
- Gutierrez, A. P., Llosa, L.-G., and Tang, J. J. (2025). Economic uncertainty from business tendency surveys: The peruvian case. Serie de Documentos de Trabajo 2025-024, Banco Central de Reserva del Perú.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2):357–384.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2):345–368.

- Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks. *American Economic Review*, 99(3):1053–1069.
- Kilian, L. and Vigfusson, R. J. (2011). Are the responses of the u.s. economy asymmetric in energy price increases and decreases? *Quantitative Economics*, 2(3):419–453.
- Kim, C.-J. and Nelson, C. R. (1999). *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Kose, M. A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: How much do world shocks matter? *Journal of International Economics*, 56(2):299–327.
- Krolzig, H.-M. (1997). *Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis*. Springer, Berlin.
- Lenza, M. and Primiceri, G. E. (2022). How to estimate a vector autoregression after march 2020. *Journal of Applied Econometrics*, 37(4):688–699.
- Lorenzoni, G. (2009). A theory of demand shocks. *American Economic Review*, 99(5):2050–2084.
- Mendoza, E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review*, 36(1):101–137.
- Mendoza, W. and Collantes, R. (2017). Determinantes externos del ciclo económico peruano: Un svar con restricciones de largo plazo. Documento de trabajo.
- Miranda-Agrippino, S. and Rey, H. (2020). U.s. monetary policy and the global financial cycle. *Review of Economic Studies*, 87(6):2754–2776.
- Neumeyer, P. A. and Perri, F. (2005). Business cycles in emerging economies: The role of interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 52(2):345–380.
- Nolazco, J. L., Lengua-Lafosse, P., and Céspedes, N. (2016). Contribución de los choques externos en el crecimiento económico del Perú: un modelo semi-estructural. Documento de Trabajo 006, Banco Central de Reserva del Perú.
- Rodriguez, G., Castillo, P., and Ojeda Cunya, J. A. (2024). Time-varying effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in Peru: An empirical application using tvp-var-sv models. *Open Economies Review*, 35(5):1015–1050.
- Rodríguez, G. and Vassallo, R. (2021). Impacto de choques externos sobre la economía peruana: Aplicación empírica usando modelos tvp-var-sv. Documento de trabajo, Secretaría Técnica del Consejo Fiscal del Perú.

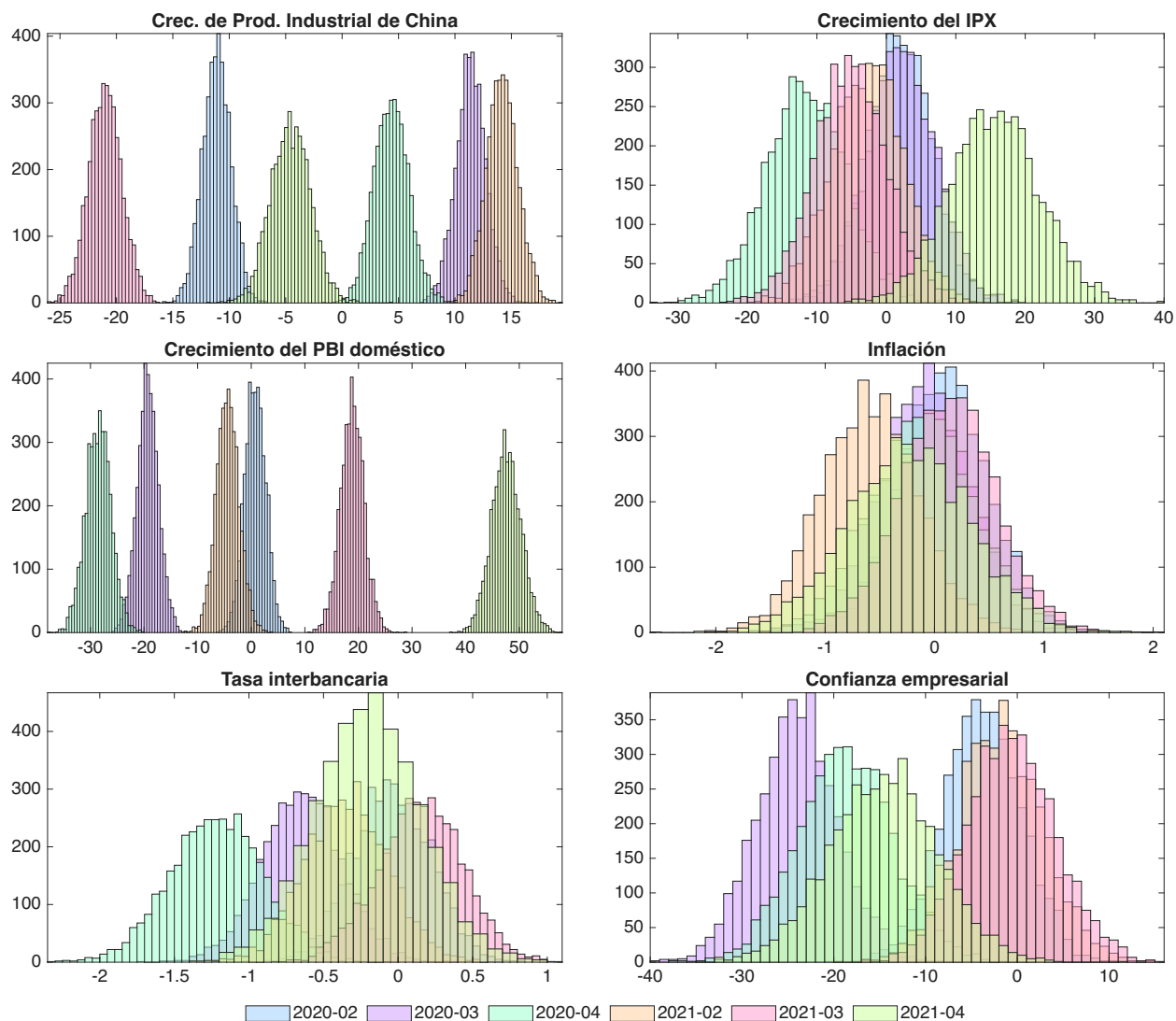
- Rodríguez, G., Vassallo, R., and Castillo B., P. (2023). Effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in pacific alliance countries. *Economic Modelling*, 124:106302.
- Sánchez, W. and Vassallo, R. (2023). Expectativas empresariales e inversión privada en el Perú: un análisis no lineal para el periodo 2003–2019. Documento de investigación 002-2023, Secretaría Técnica del Consejo Fiscal del Perú.
- Schmitt-Grohé, S. and Uribe, M. (2017). *Open Economy Macroeconomics*. Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1):1–48.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425):208–218.
- Tsay, R. S. (1998). Testing and modeling multivariate threshold models. *Journal of the American Statistical Association*, 93(443):1188–1202.

## A. Apéndice

### A.1. Tratamiento de observaciones extremas durante la pandemia

La Figura A.1 presenta las distribuciones posterior de los cambios en el intercepto asociados a las dummies temporales para las principales variables del sistema. Se observa que, mientras la inflación y la tasa de interés interbancaria muestran variaciones relativamente acotadas, el crecimiento del PBI de China y del PBI doméstico exhiben desplazamientos abruptos concentrados en los meses de mayor disrupción.

Figura 12: Pandemic priors correspondientes al régimen pesimista



*Nota:* Distribuciones marginales posterior de las dummies de tiempo para febrero, marzo y abril de 2020 y 2021. Estos valores representan cambios en la media abruptos experimentados durante el periodo de la pandemia.

## A.2. Modelo: ecuaciones agregadas

Este apéndice presenta el conjunto completo de ecuaciones del modelo DSGE utilizado como dispositivo interpretativo en el cuerpo del artículo. El modelo corresponde a una economía pequeña y abierta, linealizada alrededor del estado estacionario y expresada en desviaciones respecto a dicho equilibrio.

### Bloque externo y condiciones internacionales

Procesos exógenos que describen el entorno externo y el estado agregado de condiciones internacionales enfrentado por la economía doméstica.

$$Y_t^f = \rho_{yf}Y_{t-1}^f + E_{yf,t}, \quad (9)$$

$$ToT_t = \rho_{tot}ToT_{t-1} + \theta_{yf,tot}Y_t^f + E_{tot,t}, \quad (10)$$

$$R_t^f = \rho_{rf}R_{t-1}^f + E_{rf,t}, \quad (11)$$

$$S_t = \rho_s S_{t-1} + \omega_{yf}Y_t^f + \omega_{tot}ToT_t + E_{s,t}. \quad (12)$$

### Bloque doméstico real y nominal

Determinantes de inflación, demanda agregada y producto, incorporando fricciones financieras y el rol del estado externo agregado.

$$\Pi_t = \rho_\pi \Pi_{t-1} + \alpha_y Y_t + \alpha_{tot} ToT_t + \alpha_q (Q_t - Q_{t-1}) + E_{\pi,t}, \quad (13)$$

$$C_t = hC_{t-1} + (1-h)\mathbb{E}_t C_{t+1} - \sigma [(R_t - \mathbb{E}_t \Pi_{t+1}) - \kappa_s S_t] + \chi_q Q_t + mpc_F F_t, \quad (14)$$

$$I_t = \rho_i I_{t-1} - \kappa_r [(R_t - \mathbb{E}_t \Pi_{t+1}) - \kappa_s S_t] - \kappa_q Q_t + \kappa_y Y_t + \phi_{sI} S_t + E_{i,t}, \quad (15)$$

$$NX_t = \phi_{nx,y} Y_t + \phi_{nx,yf} Y_t^f + \phi_{nx,tot} ToT_t - \phi_{nx,q} Q_t + E_{nx,t}, \quad (16)$$

$$Y_t = \omega_c C_t + \omega_i I_t + (1 - \omega_c - \omega_i) NX_t. \quad (17)$$

### Política económica y tipo de cambio

Reglas de política monetaria, tipo de cambio real y transferencias fiscales.

$$R_t = \rho_r R_{t-1} + (1 - \rho_r)(R^* + \phi_\pi(\Pi_t - \Pi^*) + \phi_y Y_t) + E_{r,t}, \quad (18)$$

$$Q_t = \rho_q Q_{t-1} + \eta_r (R_t - R_t^f) - \eta_{tot} ToT_t - \eta_{yf} Y_t^f + E_{q,t}, \quad (19)$$

$$F_t = \rho_F F_{t-1} + \gamma_{FY} Y_{t-1} + \gamma_F ToT_{t-1}. \quad (20)$$

La calibración de los parámetros se describe en el Apéndice A.3.

### A.3. Equilibrio y calibración

El equilibrio general se define por el conjunto de ecuaciones que determinan el comportamiento conjunto de las variables endógenas  $\{Y_t, C_t, I_t, NX_t, \Pi_t, R_t, Q_t, S_t, F_t\}$ , dado el vector de shocks exógenos  $\varepsilon_t = \{E_{yf,t}, E_{tot,t}, E_{rf,t}, E_{r,t}, E_{\pi,t}, E_{i,t}, E_{nx,t}, E_{s,t}\}$ . El sistema se resuelve en desviaciones respecto al estado estacionario nulo:

$$x_t = Ax_{t-1} + B\varepsilon_t, \quad (21)$$

donde  $A$  y  $B$  son matrices de transición y sensibilidad determinadas por la calibración estructural.

Los principales parámetros utilizados son los siguientes:

Cuadro 3: Parámetros principales de calibración

Parámetro	Valor	Descripción
$\sigma$	0.50	Elasticidad intertemporal del consumo (1/IES)
$h$	0.75	Hábito en consumo
$\omega_c, \omega_i$	0.50, 0.30	Composición del PBI (C, I, NX)
$\rho_\pi, \rho_q$	0.60, 0.60	Persistencia de inflación y tipo de cambio real
$\rho_{yf}, \rho_{tot}, \rho_{rf}$	0.70, 0.70, 0.80	Persistencia de choques externos
$\phi_\pi, \phi_y, \rho_r$	1.50, 0.20, 0.50	Regla de Taylor (BCRP)
$\kappa_r, \kappa_q, \kappa_y$	0.90, 0.40, 0.20	Bloque de inversión (usuario del capital)
$\phi_{sI}$	[0.05, -0.20]	Canal de eficiencia del capital (optimismo/pesimismo)
$\kappa_s$	[0.40, 0.15]	Canal de confianza (prima de riesgo)
$\phi_{nx,y}, \phi_{nx,yf}, \phi_{nx,tot}, \phi_{nx,q}$	0.50, 0.40, 0.20, 0.20	Bloque externo (NX)
$\gamma_F, \gamma_{FY}, \rho_F$	0.10, 0.10, 0.60	Bloque fiscal (ingresos de commodities)

Cita recomendada:

Sánchez, W. y Vassallo, R. (2026). Efectos Asimétricos de Choques Externos en la Economía Peruana: El Rol de la Confianza. *Documento de Investigación* **01**, Consejo Fiscal del Perú.