



U N I V E R S I D A D  
C O M P L U T E N S E  
M A D R I D



# Máster Universitario en Economía

**CURSO 2024-2025**  
**TRABAJO DE FIN DE MÁSTER**

Convergencia de la inflación hacia la meta en Perú: Pruebas de convergencia con  
quiebres estructurales y modelos VAR/VECM (1998–2025)

**APELLIDOS Y NOMBRE:** CACERES ZUZUNAGA, XIMENA

**DNI:** Z2304408C

**TUTOR:** GUINEA VOINEA, LAURENTIU

Convocatoria:  Febrero  Julio  Septiembre

A la atención de:

Coordinación del Máster en Economía

## Resumen

La estabilidad de precios constituye un pilar esencial para el crecimiento económico sostenido. En el caso peruano, luego de la hiperinflación de los años ochenta y las reformas de ajuste de los noventa, la adopción del régimen de metas de inflación en 2002 representó un punto de inflexión decisivo. Este trabajo analiza si la inflación ha convergido efectivamente hacia la meta del BCRP, empleando pruebas de raíz unitaria con quiebres endógenos y modelos VAR/VECM para el período 1998–2025. Los resultados muestran que, desde la implementación del régimen, la inflación converge de manera estructural al 2%, confirmando la efectividad del marco de política monetaria y evidenciando que la credibilidad institucional es clave para sostener la estabilidad de precios en el tiempo.

**Palabras clave:** Inflación, Convergencia inflacionaria, Política monetaria, Perú, Regímenes de metas de inflación, VAR, VECM, Pruebas de raíz unitaria con quiebres estructurales, Choques externos, Dependencia de insumos importados.

# INDICE

<b>RESUMEN .....</b>	<b>2</b>
<b>1. INTRODUCCIÓN.....</b>	<b>4</b>
<b>2. MARCO TEÓRICO.....</b>	<b>6</b>
2.1. EL RÉGIMEN DE METAS EXPLÍCITAS DE INFLACIÓN (MEI) Y LA SOSTENIBILIDAD DE LA ESTABILIDAD DE PRECIOS.....	6
2.2. CONVERGENCIA INFLACIONARIA .....	10
2.3. DETERMINANTES ESTRUCTURALES DE LA INFLACIÓN.....	12
2.4. TRANSMISIÓN MONETARIA E INFLACIÓN BAJO VULNERABILIDAD EXTERNA.....	15
<b>3. DATOS Y METODOLOGÍA.....</b>	<b>18</b>
3.1. DATOS Y VARIABLES .....	18
3.2. METODOLOGÍA EMPÍRICA.....	20
4.1. CONVERGENCIA INFLACIONARIA .....	23
4.2. PRUEBAS DE CONVERGENCIA ESTOCÁSTICA.....	25
4.3. RELACIÓN ENTRE LOS DETERMINANTES ESTRUCTURALES, SHOCKS EXTERNOS Y CONVERGENCIA INFLACIONARIA EN PERÚ .....	30
<b>5. DISCUSIÓN DE RESULTADOS Y LIMITACIONES.....</b>	<b>46</b>
<b>6. CONCLUSIONES.....</b>	<b>48</b>
<b>7. BIBLIOGRAFÍA.....</b>	<b>50</b>
<b>8. ANEXOS .....</b>	<b>56</b>

## 1. INTRODUCCIÓN

La estabilidad de precios constituye un pilar fundamental para el crecimiento económico, al reducir la incertidumbre y preservar el poder adquisitivo de los agentes económicos (Fischer, 1993; Mishkin, 2000). La historia reciente del Perú refleja un proceso destacado de estabilización inflacionaria: tras la crisis de finales de los años ochenta, que alcanzó 7 650 % interanual en 1990, se implementó el Fuji-shock, estableciendo autonomía monetaria, disciplina fiscal y liberalización financiera (Rossini, 2015). La adopción del régimen de metas explícitas de inflación (MEI) en 2002 consolidó este proceso, permitiendo al Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) mantener la inflación cercana a la meta, aunque con episodios de volatilidad frente a shocks internos y externos (Mishkin, 2000).

El objetivo general de este trabajo es evaluar si la estabilidad observada refleja un proceso de convergencia estadísticamente comprobable hacia la meta del 2 % y si puede considerarse estructural y sostenible en el tiempo. Por “estructural” se entiende que la convergencia depende de fundamentos sólidos, como la credibilidad del banco central, la disciplina fiscal y la resiliencia frente a shocks externos, mientras que por “sostenible” se entiende que esta convergencia se mantiene en el largo plazo.

Bajo este marco, se plantean los siguientes objetivos específicos e hipótesis del trabajo:

1. Verificar si la brecha inflacionaria retorna de manera sistemática hacia la meta.
2. Identificar si existen relaciones de equilibrio de largo plazo entre la brecha y determinantes estructurales (cambiario, costos externos, expectativas, fiscal e institucional).
3. Evaluar la dinámica de corrección (dirección y velocidad) y la estabilidad del sistema a lo largo del tiempo.

4. Cuantificar la sensibilidad de la brecha ante shocks internos y externos y su variación entre subperíodos.
5. Comprobar la estabilidad de los modelos y la validez de los supuestos econométricos

Hipótesis de trabajo (H1–H4):

- H1: Convergencia de la brecha inflacionaria - La brecha retorna sistemáticamente a la meta, incluso ante quiebres estructurales, reflejando un proceso estable de convergencia.
- H2: Cointegración con determinantes estructurales - La brecha se encuentra en equilibrio de largo plazo con variables clave como tipo de cambio real, insumos importados, expectativas de inflación, tasa de interés y medidas de institucionalidad, mostrando que estos factores sostienen la convergencia.
- H3: Ajuste dinámico - El término de corrección del error (ECT) es negativo y significativo; la tasa de interés responde a desviaciones de la inflación respecto a la meta, acelerando el retorno al equilibrio.
- H4: Estabilidad y robustez - Los modelos son estables y cumplen los supuestos econométricos (autocorrelación, heterocedasticidad y normalidad), garantizando la fiabilidad de los resultados.

Para abordar estos objetivos, se analiza la brecha inflacionaria del Perú durante el período 1998–2025 mediante una estrategia empírica en dos etapas: primero, se estudia la convergencia hacia la meta; y segundo, se examina la existencia de relaciones de largo plazo con determinantes estructurales y la dinámica de ajuste de la política monetaria ante shocks internos y externos.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: la sección 2 presenta el marco teórico sobre el MEI, la convergencia inflacionaria y los determinantes estructurales; la sección 3 describe los datos y se detalla la metodología empírica; la sección 4 analiza los resultados; la sección 5 discute los resultados y las limitaciones del estudio; y la sección 6 expone las conclusiones y sus implicancias de política económica.

## **2. MARCO TEÓRICO**

### **2.1. El régimen de metas explícitas de inflación (MEI) y la sostenibilidad de la estabilidad de precios**

#### 2.1.1. Naturaleza y fundamentos del régimen MEI

El régimen de metas explícitas de inflación (MEI) ha sido adoptado desde la década de 1990 por numerosas economías avanzadas y emergentes, como un marco más creíble, flexible y transparente para preservar la estabilidad de precios (Mishkin, 2000). No se trata solo de anunciar una cifra deseada, sino de construir una arquitectura institucional y operativa que oriente la política monetaria en el mediano plazo bajo principios de responsabilidad, previsibilidad y anclaje de expectativas.

Según Mishkin (2000), este régimen descansa en cinco pilares: (i) anuncio público de metas numéricas a mediano plazo, que alinean expectativas; (ii) compromiso institucional con la estabilidad de precios como objetivo prioritario, sin excluir otros; (iii) uso de información amplia, más allá de reglas simples, incorporando indicadores macro y financieros; (iv) transparencia en la comunicación de decisiones y proyecciones, que refuerza credibilidad; y (v) rendición de cuentas, que fortalece disciplina y legitimidad.

El MEI constituye un enfoque prospectivo: el banco central actúa en función de expectativas, ajustando preventivamente la política si prevé desviaciones respecto al objetivo (Jahan, 2012). Este marco combina disciplina y flexibilidad: fija una meta clara de mediano

plazo, pero permite adaptaciones ante shocks inesperados. El cumplimiento se evalúa por la convergencia sostenida hacia la meta en uno a tres años, considerando los rezagos de la transmisión monetaria (Marcel, Scott y Heenan, 2006). Así, se evita recurrir a ajustes excesivamente contractivos que frenen la actividad, manteniendo al mismo tiempo la credibilidad del compromiso con la estabilidad (Jahan, 2012).

### 2.1.2. Mecanismos de transmisión de la política monetaria

El mecanismo de transmisión de la política monetaria se refiere al proceso mediante el cual las decisiones del banco central afectan la actividad económica y, en particular, la evolución de los precios. Los distintos caminos a través de los cuales se propagan los efectos de estas decisiones se conocen como canales de transmisión (Banco Central Europeo, 2004).

La efectividad de la política monetaria depende en gran medida de una comprensión rigurosa de estos mecanismos. Para ello, las autoridades deben ser capaces de anticipar con precisión tanto la temporalidad como la intensidad de los efectos de sus intervenciones (Banco Central Europeo, 2004).

Los canales de transmisión operan mediante tasas de interés, tipo de cambio, precios de activos, crédito y expectativas, conectando la política monetaria con consumo, inversión y dinámica inflacionaria (Mishkin, 1995).

- Tipo de interés: Modifica el costo del crédito, afectando consumo e inversión; un alza encarece el crédito real, reduce gasto y presión inflacionaria mediante efectos de sustitución, costo de capital y renta (García y Prats Albentosa, 2007).
- Tipo de cambio: Tasas más altas fortalecen la moneda, encarecen exportaciones y abaratan importaciones, moderando la demanda agregada y la inflación (Mishkin, 1995; García y Prats Albentosa, 2007).

- Precio de activos: Influye en consumo e inversión vía efecto q de Tobin y efecto riqueza; políticas contractivas reducen precios de activos y vivienda, enfriando la demanda y la inflación (Mishkin, 1995; Modigliani, 1971; Meltzer, 1995).
- Crédito: Tasas altas deterioran balances y capital bancario, restringiendo crédito a hogares y empresas y moderando inversión, consumo e inflación. (Bernanke y Gertler, 1995; Edwards y Mishkin, 1995; García y Prats Albentosa, 2007).
- Expectativas: La credibilidad y transparencia de la política monetaria ancla expectativas, promoviendo decisiones estables que ayudan a controlar la inflación preventivamente. (García y Prats Albentosa, 2007).

Estos canales se analizarán en detalle para economías abiertas, como la peruana, en el apartado 2.4.

#### 2.1.3. Sostenibilidad de la estabilidad de precios

La estabilidad de la inflación a mediano y largo plazo es sostenible cuando se apoya en dos pilares: las condiciones reales de la economía y las expectativas de los agentes bien ancladas (Woodford, 2003; Mishkin, 2000). Las condiciones reales, como productividad, estructura del mercado laboral, déficit fiscal y solidez financiera, determinan la capacidad de la economía para absorber choques sin generar presiones inflacionarias persistentes (Blanchard y Galí, 2010; Calvo y Reinhart, 2002).

El anclaje de expectativas permite que los agentes anticipen la trayectoria de la inflación y ajusten decisiones de consumo, inversión y precios, reduciendo la necesidad de intervenciones frecuentes del banco central (Mishkin, 2000). Cuando ambos pilares funcionan conjuntamente, la inflación converge hacia la meta de manera endógena y sostenible, sin depender de ajustes constantes en instrumentos monetarios.

En contraste, una estabilidad obtenida mediante intervenciones continuas del banco central produce un resultado más frágil, donde las expectativas no están plenamente ancladas y la inflación es vulnerable a choques externos o internos (Cukierman, 2013; Walsh, 2010).

#### 2.1.4. El régimen de metas de inflación en el Perú: evolución, logros y límites

Antes de 1990, el Perú experimentó una severa inestabilidad macroeconómica, con hiperinflación, expansión monetaria descontrolada y crisis de deuda: entre 1981 y 1985 la inflación anual superó el 70%, y en 1990 alcanzó más de 7 600% (Parodi, 2022). Para revertir este escenario, la nueva Ley Orgánica otorgó autonomía al BCRP, prohibió el financiamiento fiscal y estableció la estabilidad monetaria como único objetivo (Armas et al., 2001). Sobre esta base, se adoptó gradualmente el régimen de metas de inflación, formalizado en 2002 con un objetivo de  $2.5\% \pm 1$  p.p., ajustado en 2007 a  $2\% \pm 1$  p.p., conforme a estándares internacionales (Velarde y Montoro, 2022). Su fundamento operativo descansa en el Modelo de Proyección Trimestral, que combina la curva de Phillips, la IS, una regla tipo Taylor y un mecanismo cambiario bajo paridad no cubierta (Winkelried, 2013). Gracias a este marco, la inflación se redujo de forma sostenida en las dos primeras décadas del siglo XXI, consolidando expectativas y preservando una tasa de interés real estable (Pérez, 2017).

Sin embargo, persisten limitaciones estructurales: la dependencia de commodities expone la inflación a shocks externos vía tipo de cambio y pass-through (Targeta y Tamayo, 2011); la elevada informalidad laboral (64%) restringe el acceso al crédito, reduciendo en 8p.p. la inclusión financiera y debilitando el canal crediticio (BCRP, 2023; BCRP, Documento de Trabajo 2023-2024); y la dolarización financiera, aunque menor que en 2002, aún supera el 58%, limitando la efectividad de la tasa de referencia (Contreras et al., 2016; Rossini y Vega, 2007).

Asimismo, hasta un 60% de las variaciones inflacionarias provienen de shocks externos (Ganiko y Jiménez, 2023), mientras que el pass-through cambiario, históricamente bajo (~10%

antes de 2009), aumentó a 15% tras la crisis postpandemia, reflejando vulnerabilidades monetarias renovadas (Calero, Rodríguez y Salcedo Cisneros, 2022). Estas condiciones erosionan la eficiencia de los canales de transmisión y favorecen dinámicas de inflación persistente.

## **2.2. Convergencia inflacionaria**

### **2.2.1. Concepto y enfoques teóricos**

En términos generales, el concepto de convergencia en economía implica que “una variable en una economía *i* tiende a acercarse a la misma trayectoria o valor de largo plazo que la misma variable en otra economía *j*” (Bernard y Durlauf, 1995). Esta noción, ampliamente debatida en el análisis del crecimiento económico, ha sido aplicado también al análisis de precios e inflación. En este marco, se han propuesto distintas definiciones de convergencia inflacionaria. Para Bernard y Durlauf (1995), y autores Buseti et al. (2006), esta ocurre cuando las tasas de inflación de distintas economías tienden a igualarse en el largo plazo, reflejando un ancla nominal común. Desde una perspectiva institucional, estudios como los de Rossini et al. (2014), Gondo y Yetman (2018) y Velarde y Montoro (2020) definen la convergencia como el ajuste persistente de la inflación hacia la meta establecida por el banco central.

En general, se puede definir la convergencia inflacionaria como el proceso mediante el cual la tasa de inflación de una economía tiende a alinearse de forma persistente con un valor de largo plazo. Esta definición permite integrar los enfoques normativos y empíricos, así como distinguir entre convergencia inmediata, estructural o en transición, según la dinámica temporal y el marco institucional subyacente.

Desde una perspectiva metodológica, la literatura distingue entre convergencia determinista y convergencia estocástica, enfoques que difieren en sus supuestos sobre la dinámica del ajuste.

#### a) Convergencia determinista

Este enfoque asume trayectorias sistemáticas y predecibles hacia un estado estacionario compartido. Se formaliza en dos conceptos clásicos:

- $\beta$ -convergencia, que evalúa si economías con inflación inicial más alejada del objetivo convergen más rápido;
- $\sigma$ -convergencia, que analiza la disminución de la dispersión inflacionaria entre economías.

Estas herramientas han sido empleadas para estudiar la convergencia nominal entre países (Busetti et al., 2006; Pérez-Caldentey y Vernengo, 2013). Además, suelen asumir trayectorias simétricas, predecibles y estacionarias en el tiempo, supuestos poco realistas en economías emergentes expuestas a shocks externos, cambios de régimen y transiciones estructurales.

#### b) Convergencia estocástica

La convergencia estocástica de la inflación ha sido ampliamente estudiada para capturar la dinámica de las economías emergentes, donde las fluctuaciones no siguen trayectorias deterministas rígidas. Nelson y Plosser (1982) y Phillips y Perron (1988) introdujeron pruebas de raíz unitaria que permiten evaluar si una serie converge hacia un valor de equilibrio, implicando que las desviaciones son transitorias.

Posteriormente, se incorporó la posibilidad de quiebres estructurales, exógenos o endógenos, en la serie. Las pruebas con quiebres exógenos, como Perron (1989) y Zivot y Andrews (1992), evalúan si la inflación se estabiliza tras eventos puntuales, mientras que las pruebas endógenas, como Lee y Strazicich (2003), identifican óptimamente puntos de quiebre y permiten evaluar la convergencia hacia un nuevo nivel o tendencia. El Modelo A de Lee y Strazicich captura cambios en el nivel, y el Modelo C incorpora quiebres en nivel y tendencia, reflejando transformaciones profundas en la dinámica de largo plazo.

García-Hiernaut y Guerrero (2021, 2023) muestran que la no estacionariedad de una serie no implica necesariamente ausencia de convergencia. Empleando la prueba de Lee y Strazicich con quiebre en media, evalúan si la inflación sigue un proceso de convergencia, estimando la velocidad de ajuste hacia la meta y distinguiendo entre convergencia fuerte, cuando el retorno al equilibrio es rápido, y débil, cuando es más lento y vulnerable a interrupciones

### 2.2.2. Aplicación al caso peruano

En Perú, varios estudios han abordado la credibilidad del MEI y la convergencia de la inflación a la meta a través de indicadores indirectos, como la respuesta del tipo de cambio (Winkelried, 2014), la transmisión regional de la inflación (Gutiérrez y Winkelried, 2015), y el anclaje de expectativas (Gondo y Yetman, 2018). Asimismo, investigaciones recientes del FMI (Rossini, Quispe y Gondo, 2014) y del propio BCRP (Velarde y Montoro, 2020) resaltan la capacidad del esquema para reducir la inercia inflacionaria y fortalecer los canales de transmisión.

Sin embargo, pocos trabajos han abordado directamente la existencia de un proceso formal de convergencia estadística de la inflación peruana hacia la meta del 2%. Dado que el éxito de un régimen de metas no se mide solo por resultados puntuales a través de los respectivos canales, sino también por su capacidad para corregir desviaciones de forma sistemática y persistente, resulta necesario aplicar enfoques de convergencia estocástica que permitan identificar si la convergencia a la meta es un comportamiento estructural profundo en la economía peruana.

## **2.3. Determinantes estructurales de la inflación**

La evolución de la inflación en el largo plazo no puede entenderse únicamente como la respuesta a fluctuaciones cíclicas o a decisiones de política económica. La persistencia y

trayectoria estructural de la inflación dependen, fundamentalmente, de características profundas del entorno económico, como el grado de apertura comercial, la fortaleza institucional y el marco monetario vigente. Si bien los choques transitorios pueden generar desviaciones momentáneas, son estos factores estructurales los que determinan la capacidad de una economía para absorber perturbaciones y definir un ancla inflacionaria creíble (Calderón y Schmidt-Hebbel, 2008). Así, las diferencias inflacionarias entre países reflejan no solo decisiones coyunturales, sino divergencias en la calidad de sus fundamentos estructurales, que condicionan la efectividad y la sensibilidad de la política monetaria frente a los shocks externos (Baumann et al., 2020)

### 2.3.1 Factores estructurales que inciden en la inflación

Entre los principales determinantes estructurales de la inflación destacan, en primer lugar, el grado de apertura externa. Una mayor integración comercial suele asociarse con menores tasas de inflación, al disciplinar los precios internos mediante la competencia y la exposición a precios globales (Calderón y Schmidt-Hebbel, 2008). Asimismo, la composición de la matriz productiva condiciona la sensibilidad frente a shocks: economías dependientes de importaciones intermedias y de consumo, como Perú, amplifican los efectos de las variaciones cambiarias sobre la inflación (Espinoza Ipanaque, 2023).

Otro factor central es la informalidad, que limita la transmisión de la política monetaria y dificulta el anclaje de expectativas; en el caso peruano, su peso superior al 70% del empleo reduce la eficacia de las decisiones del BCRP (Castillo, Montoya y Quineche, 2016). A ello se suma la fortaleza institucional: la independencia y credibilidad del banco central tienen efectos de largo plazo en el control de precios (Calderón y Schmidt-Hebbel, 2008). En el Perú, el fortalecimiento del BCRP desde los años 2000 permitió consolidar la desinflación y mantener expectativas estables incluso frente a shocks externos (Castillo y Montoro, 2010).

La disciplina fiscal también resulta decisiva: déficits persistentes pueden forzar al banco central a monetizar deuda, debilitando su compromiso con la estabilidad de precios (Sargent y Wallace, 1981). La coherencia entre política fiscal y monetaria se vuelve, así, indispensable para sostener un régimen de metas de inflación creíble (Woodford, 2003; IMF, 2021).

Finalmente, la rigidez salarial e indexación favorecen la persistencia inflacionaria. Blanchard y Galí (2007) muestran que la falta de flexibilidad laboral amplifica los costos del ajuste, mientras Taylor (2000) advierte que ello incrementa el pass-through de precios internacionales.

En América Latina, Baumann et al. (2020) confirman que estas rigideces explican parte de la inflación estructural en contextos de bajo crecimiento.

### 2.3.2 Evidencia teórica y empírica en Perú

La trayectoria inflacionaria del Perú en las últimas dos décadas muestra cómo reformas estructurales, fortalecimiento institucional y un marco monetario creíble pueden sostener la estabilidad de precios. La adopción del régimen de metas en 2002, junto con la consolidación fiscal y la desdolarización, redujo la incertidumbre inflacionaria y ancló expectativas en torno al 2 % (Castillo, Humala y Tuesta, 2012). La autonomía del BCRP y la disciplina fiscal reforzaron la coherencia inter temporal de políticas, mientras la desdolarización amplió el margen de maniobra frente a shocks cambiarios (Castillo y Montoro, 2010).

Sin embargo, persisten vulnerabilidades: dependencia de importaciones de alimentos y energía, y una informalidad laboral que supera el 70 %, factores que limitan la transmisión monetaria y exponen la inflación a shocks externos. Espinoza Ipanaque (2023) confirma, mediante un SVAR, que dichos choques son determinantes persistentes de la inflación. En perspectiva regional, Capistrán y Ramos-Francia (2009) muestran que la desinflación exitosa requiere, además de marcos nominales creíbles, mejoras estructurales en disciplina fiscal y capacidad institucional.

En suma, la experiencia peruana evidencia que la sostenibilidad del régimen de metas depende tanto de los instrumentos monetarios como de un andamiaje estructural capaz de absorber shocks sin deteriorar la credibilidad del banco central.

## **2.4 Transmisión monetaria e inflación bajo vulnerabilidad externa**

### **2.4.1. Canales de transmisión en economías abiertas: pass-through cambiario y shocks externos**

En economías abiertas como la peruana, la política monetaria interactúa con shocks externos a través de la tasa de interés, el tipo de cambio y los términos de intercambio. Un alza de la tasa doméstica reduce la demanda y aprecia la moneda, moderando la inflación (Mishkin, 2007). En contraste, choques como el deterioro de los términos de intercambio o un ajuste monetario global presionan precios y expectativas, afectando tanto la oferta como la demanda (Brunnhuber, 2023; FMI, 2021). Un canal central es el pass-through cambiario, es decir, el traslado de la depreciación a precios internos (Winkelried, 2012), ya sea de forma directa por bienes importados o indirecta vía costos intermedios (Flamini, 2007; Adolfson, 2007). Su magnitud depende del régimen monetario, la credibilidad del banco central y el grado de dolarización (Taylor, 2000).

#### **2.4.2. Relevancia específica para el caso peruano**

La efectividad de la política monetaria en Perú está condicionada por factores estructurales que limitan la transmisión de shocks y la respuesta de precios. Si bien el BCRP ha avanzado en estabilizar la inflación y anclar expectativas, persisten restricciones que reducen la fuerza de los canales tradicionales.

La profundidad financiera sigue siendo limitada, pues la baja intermediación y la informalidad restringen el canal de tasa de interés (Velarde y Rodríguez, 2017; FMI, 2023). La dolarización persiste, manteniendo un canal de pass-through cambiario que se amplifica en

episodios de depreciación (Armas, Santos y Tashu, 2015; Winkelried, 2014). La credibilidad del régimen de metas de inflación, aunque fortalecida desde 2002, se ha visto tensionada por la pandemia, la inestabilidad política y choques externos, revelando vulnerabilidades (Velarde y Montoro, 2022).

A ello se suma que las restricciones fiscales cíclicas pueden des coordinar el esfuerzo monetario, como ocurrió con el fuerte estímulo durante la pandemia (Martinelli y Vega, 2018; Cochrane, 1998). Finalmente, la dependencia de importaciones y la baja diversificación productiva exponen al país a los términos de intercambio, limitando la sustitución interna y amplificando el traspaso de precios internacionales, sobre todo en alimentos y energía (Winkelried, 2012; CEPAL, 2021).

Cuadro 01:

Canales de transmisión, variables proxy y firmas esperadas sobre la brecha inflacionaria  $gt$

Canal	Variable / Proxy	Firma esperada sobre $gt$	Lectura teórica (puente teoría–evidencia)
Monetario (tasas)	Tasa interbancaria	$\uparrow \Rightarrow gt \downarrow$ (largo plazo) ajuste dinámico más rápido	Un incremento de la tasa interbancaria encarece el crédito y reduce la demanda agregada, moderando la brecha inflacionaria en el mediano plazo. La política monetaria actúa como fuerza correctiva, en línea con H1 y H3.
Cambiario / pass-through	Tipo de Cambio Real ( $\uparrow =$ depreciación)	$\uparrow \Rightarrow gt \uparrow$	Una depreciación del sol encarece los bienes importados y se transmite a los precios internos (pass-through). Se espera, por tanto, una relación positiva entre TCR y brecha inflacionaria, en coherencia con H2.
Costos externos	% Insumos importados	$\uparrow \Rightarrow gt \uparrow$	Un mayor peso de insumos importados en la producción expone a la economía a shocks externos, elevando los costos y la inflación. Este canal refuerza la vulnerabilidad estructural descrita en H2.

Expectativas	Inflación esperada a 12 meses	$\uparrow \Rightarrow gt \uparrow$ (largo plazo) ajuste dinámico más lento	Cuando los agentes anticipan mayor inflación, ajustan precios y salarios al alza, alimentando la brecha. El canal de expectativas refleja el rol de la credibilidad en sostener la convergencia (H2, H3).
Fiscal	Déficit 12m/PIB	$\uparrow \Rightarrow gt \uparrow$ (largo plazo) ajuste dinámico más lento	Un déficit fiscal elevado aumenta la brecha inflacionaria al elevar la demanda y las expectativas de inflación, al tiempo que ralentiza el ajuste hacia la meta (H2, H3).
Institucional	Libertad Monetaria / Integridad Gubernamental	$\uparrow \Rightarrow gt \downarrow$ (largo plazo)	Mejores instituciones refuerzan la credibilidad del banco central y reducen la brecha inflacionaria. Este canal refleja cómo la calidad institucional respalda la convergencia (H2).
Términos de Intercambio	ToT (deterioro)	$\downarrow ToT \Rightarrow gt \uparrow$	Un deterioro de los términos de intercambio (caída en el precio de exportaciones frente a importaciones) genera presiones al alza en precios internos. Este choque externo afecta la dinámica de la brecha (H2).
Apertura Comercial	$(X-M)/PIB$	$\uparrow \Rightarrow gt \downarrow$ (disciplina); pero $\uparrow$ exposición $\Rightarrow$ ambigüedad	Una mayor apertura puede disciplinar los precios internos al intensificar la competencia, reduciendo la brecha. No obstante, también aumenta la exposición a shocks externos, generando ambigüedad en la firma empírica (H2).
Rigidez Nominal	SMV real / (empleo/PIB)	$\uparrow \Rightarrow gt \uparrow$ y mayor persistencia	Mayores rigideces salariales o de costos limitan el ajuste de la economía ante shocks, amplificando y prolongando la brecha inflacionaria. Este canal se vincula con el ajuste dinámico (H2, H3).

### 3. Datos y Metodología

#### 3.1. Datos y Variables

Para el análisis empírico se emplearán las variables detalladas en el cuadro 02, correspondientes al período 1998–2025. El estudio se realiza tanto con datos mensuales como trimestrales, con el fin de evaluar la robustez de los resultados frente a diferentes frecuencias y mitigar la sensibilidad a shocks de alta frecuencia.

En los casos en que las series estaban disponibles únicamente en frecuencia trimestral, se procedió a su interpolación a frecuencia mensual. Inicialmente se aplicó el método de spline cúbico (Reinsch, 1967; De Boor, 1978) para garantizar continuidad en las trayectorias, aunque, con el objetivo de verificar la robustez de los hallazgos, se contrastaron también interpolaciones obtenidas mediante los procedimientos de desagregación temporal propuesta por Denton (1971), ampliamente empleada en la literatura aplicada para este tipo de transformaciones. Este procedimiento se aplicó a las variables de apertura comercial, rigideces salariales e indicadores de institucionalidad.

Cuadro 02

Descripción de variables utilizadas en el análisis empírico (199-2025)

Variable	Unidad	Frecuencia	Definición / Construcción	Fuente
Inflación total	% anual ( $\log \nabla$ )	Mensual / Trimestral	Variación del índice de precios al consumidor de Lima Metropolitana.	INEI
Meta de inflación	% anual ( $\log \nabla$ )	Mensual / Trimestral	Valor fijado por el BCRP (2 %)	BCRP
Brecha de inflación	% anual ( $\log \nabla$ )	Mensual / Trimestral	Diferencia entre inflación total y meta de inflación	BCRP
Inflación subyacente	% anual ( $\log \nabla$ )	Mensual / Trimestral	Corresponde al IPC excluyendo alimentos perecibles, pan, arroz, fideos, aceites, combustibles, servicios públicos y de transporte.	BCRP
Tasa de interés interbancaria	%	Mensual / Trimestral	Promedio ponderado de las tasas de interés de los préstamos entre las empresas bancarias - Proxy de	BCRP

Resultado económico	% del PIB (acum. 12 meses)	Mensual / Trimestral	la tasa de referencia de política monetaria Resultado económico del sector público no financiero acumulado en 12 meses (superávit > 0)	BCRP
Términos de intercambio	Índice (2007=100)	Mensual / Trimestral	Relaciona un índice de precios de exportación con un índice de precios de importación. Se calcula como la razón entre el valor de las importaciones de bienes intermedios (insumos) y el valor total de las importaciones de bienes (expresados en la misma moneda y periodo)	BCRP
Proporción insumos importados	%	Mensual / Trimestral	Inflación esperada por los agentes económicos para los próximos 12 meses	Elaboración propia a partir de BCRP
Expectativas de inflación (12 meses)	% anual	Mensual / Trimestral	Se define como el cociente entre el saldo comercial (exportaciones menos importaciones de bienes y servicios) y el Producto Bruto Interno real, ambos expresados en soles constantes de 2007)	BCRP
Apertura comercial	% del PIB	Trimestral	Indicador construido como la razón entre el salario mínimo vital real (SMV) y la productividad laboral, medida como PIB real por ocupado. La literatura suele definir este indicador a partir del ingreso promedio, pero debido a la falta de series largas de ingreso en el caso peruano se utiliza el SMV como proxy.	Elaboración propia a partir de BCRP
Rigideces salariales	Índice	Trimestral	Comparación de precios de una canasta de bienes entre Perú y EE.UU. expresados en una misma moneda	BCRP
Tipo de cambio real bilateral	Índice	Mensual / Trimestral	Se consideran tres indicadores reportados por la Heritage Foundation en el Index of Economic Freedom: - Libertad económica: evalúa el grado en que las políticas públicas y el marco institucional favorecen la eficiencia de los mercados y la iniciativa privada. - Libertad monetaria: refleja la estabilidad de precios y la	Heritage Foundation

---

ausencia de controles de precios distorsionantes.  
- Integridad gubernamental: mide la percepción de corrupción y la transparencia de la gestión pública.

---

## 3.2. Metodología empírica

### 3.2.1. Modelo de convergencia inflacionaria basado en pruebas de raíz unitaria y Lee-Strazicich

Este estudio adopta un enfoque univariante de convergencia estocástica para evaluar si la inflación en Perú ha convergido de manera sostenida hacia la meta del 2 %. Esta perspectiva permite capturar si, tras perturbaciones transitorias, la inflación retorna de forma sistemática al objetivo fijado, lo que constituiría evidencia empírica de convergencia inflacionaria (Bernard y Durlauf, 1996).

La hipótesis de convergencia se evalúa sobre la brecha inflacionaria ( $\pi_t - \pi^*$ ), definida como la diferencia entre la inflación total interanual observada ( $\pi$ ) y la meta explícita de inflación del 2 % ( $\pi^*$ ). Además, se analiza la convergencia sobre variantes de la brecha inflacionaria, calculadas con el IPC subyacente y el deflactor del consumo, en periodicidad mensual y trimestral, para darle más solides a los resultados. Si la brecha inflacionaria y sus variantes resultan ser series estacionarias, luego de aplicar las pruebas de raíz unitaria (ADF, KPSS, ADF-GLS), se concluye que existe convergencia estocástica de la inflación al objetivo. Asimismo, para asegurar una mayor rigurosidad metodológica y captar la evolución estructural de la inflación, se emplea la metodología de Lee y Strazicich (2003), que permite detectar quiebres endógenos dentro del proceso estocástico.

### Procedimiento econométrico

En una primera etapa, se aplican pruebas de raíz unitaria bajo el supuesto de estabilidad estructural (ADF, KPSS y ADF-GLS). Estas herramientas permiten evaluar si la brecha inflacionaria se comporta como una serie estacionaria en torno a una media constante. Sin embargo, se reconoce que este tipo de pruebas puede tener bajo poder estadístico en presencia de quiebres estructurales no modelados explícitamente, lo que podría llevar a rechazos erróneos de la hipótesis de estacionariedad.

En este sentido, en una segunda etapa se aplica la prueba de raíz unitaria propuesto por Lee y Strazicich (2003), bajo la especificación del modelo C, que permite identificar hasta dos quiebres estructurales endógenos tanto en nivel como en tendencia. Esta formulación es adecuada para el caso peruano, donde el proceso de convergencia hacia la meta de inflación no fue abrupto, ni paso de una media estable a otra, sino que la brecha inflacionaria pasó de tener una tendencia decreciente persistente, asociada a una estrategia de desinflación desde 1994, a una fase de estabilización en torno al objetivo del 2 %.

### **3.2.2. Identificación de quiebres estructurales y estimación de modelos VAR/VECM**

La siguiente sección del análisis empírico parte de la identificación de quiebres estructurales en el período 1998–2025 utilizando el procedimiento de Bai y Perron (1998, 2003), el cual permite estimar de forma consistente múltiples rupturas sin necesidad de establecer fechas a priori. La identificación de quiebres estructurales antes de estimar un VAR o VECM resulta fundamental, ya que ignorarlos puede sesgar los estimadores y generar inferencias espurias sobre la dinámica de largo plazo (Campos, Ericsson y Hendry, 1996).

Una vez determinadas las fechas de quiebre, se procede a analizar la estacionariedad y el grado de integración de la brecha inflacionaria, sus variantes y las variables que teóricamente determinan la inflación a largo plazo. Esto se hace con el fin de decidir la especificación

adecuada del modelo vector autorregresivo (VAR) o vector autorregresivo con corrección de error (VECM). Si la brecha inflacionaria y alguna de las variables explicativas resultan integradas de orden uno y cointegradas entre sí, se estimará un modelo VECM para identificar y cuantificar las relaciones de largo plazo. En cambio, si no existe cointegración o si tanto la brecha como las demás variables son estacionarias, se estimará un modelo VAR, permitiendo analizar las relaciones de corto y largo plazo a través de las funciones impulso-respuesta y la descomposición de varianza.

Las funciones impulso-respuesta se basan en una descomposición de Cholesky del residuo reducido, con ordenamiento (Brecha de inflación / Proporción insumos importados / Tipo de cambio real / Tasa de interés interbancaria) fundamentado en (i) persistencia de la brecha, (ii) costos importados relativamente más lentos, (iii) determinación parcial externa del TCR y (iv) la tasa como instrumento endógeno. La robustez se verifica invirtiendo el orden (Tasa de interés interbancaria / Tipo de cambio real / Proporción insumos importados / Brecha de inflación); las conclusiones no cambian cualitativamente. Este procedimiento se llevará a cabo para cada subperiodo delimitado por los quiebres, con el objetivo de identificar cambios en la magnitud y dirección de los efectos. La selección del número óptimo de rezagos se basará en los criterios de información de Akaike (AIC), Schwarz-Bayesian (BIC) o Hannan-Quinn (HQC).

Por su parte, los modelos VECM se estimarán de manera bivariado para aislar la dinámica de largo plazo entre la brecha inflacionaria y cada variable cointegrada, evitando sobre parametrización y facilitando la interpretación económica de los efectos individuales.

## 4. Resultados

### 4.1. Convergencia Inflacionaria

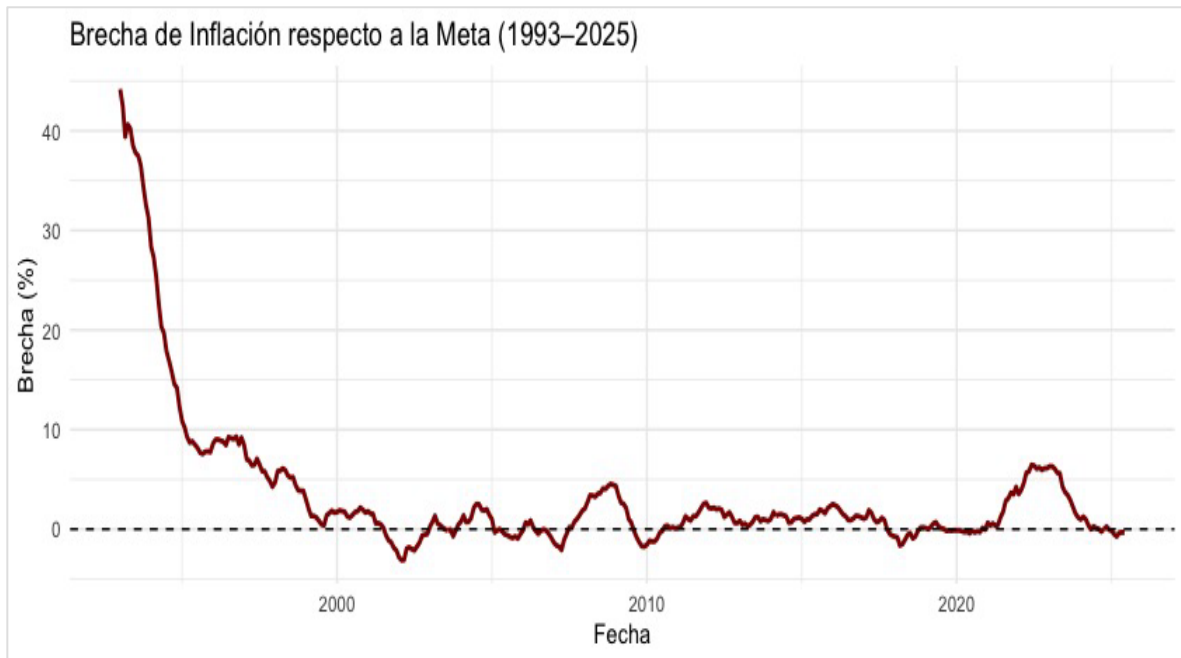
La brecha inflacionaria en Perú evidencia un proceso de ajuste sostenido y disciplinado. Desde niveles de inflación de dos dígitos que caracterizaron la década de 1990, se observa una trayectoria descendente que, a partir del año 2000, se estabiliza dentro del rango meta establecido por el BCRP (1% - 3%). Sin embargo, esta estabilización presenta un sesgo hacia el límite superior del rango o incluso ligeramente por encima de él en algunos periodos, reflejando los desafíos persistentes del régimen de metas de inflación.

El análisis gráfico de la brecha inflacionaria, mostrado en el Gráfico 01, evidencia una persistencia moderadamente positiva, situándose ligeramente por encima de cero y cercana al límite superior del rango meta durante el período 2010–2019. Este comportamiento sugiere que el proceso de estabilización inflacionaria estuvo condicionado por limitaciones en la transmisión de la política monetaria, especialmente frente a shocks externos.

De manera complementaria, el Gráfico 02 evidencia la estrecha correlación entre la inflación total y la inflación subyacente, aunque esta última presenta una menor volatilidad, confirmando su carácter más estructural y su vínculo con la dinámica de la demanda agregada. Asimismo, las expectativas de inflación a 12 meses —disponibles desde 2002— se mantienen notablemente estables en torno al 2% y dentro del rango meta a lo largo de casi todo el período analizado. Incluso en episodios de elevada incertidumbre, como la crisis financiera internacional de 2008 o el shock inflacionario global posterior a la pandemia de COVID-19, las expectativas retornaron rápidamente al rango objetivo. Esta resiliencia sugiere que el canal de expectativas ha operado como un mecanismo central en la transmisión de la política monetaria, fortaleciendo la credibilidad del BCRP y facilitando la convergencia de la inflación hacia la meta en el mediano plazo.

Gráfico 01:

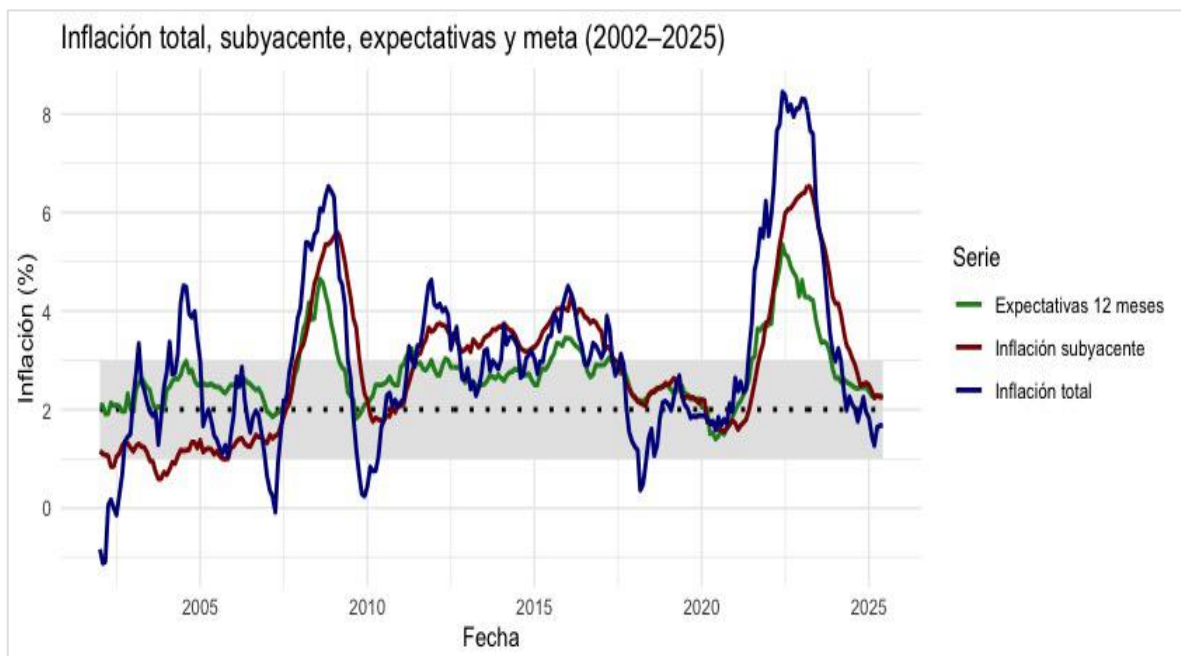
Evolución mensual de la brecha inflacionaria ( $\pi - \pi^*$ ) - 1993 a 2025



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Elaboración propia.

Gráfico 02:

Inflación total, inflación subyacente y expectativas de inflación a 12 meses



Fuente: Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Elaboración propia.

## 4.2. Pruebas de Convergencia Estocástica

Para evaluar formalmente la convergencia de la inflación hacia la meta, se analizaron las propiedades estadísticas de la brecha inflacionaria mediante pruebas de raíz unitaria con datos mensuales y trimestrales, entre 1998 y 2025.

### Series Mensuales

En el período 1998(1)–2025(6), los resultados de las pruebas de raíz unitaria sobre la brecha inflacionaria son mixtos (véase Cuadro 03). Mientras las pruebas ADF y KPSS con constante, sugieren estacionariedad, el ADF-GLS —más exigente en términos de potencia estadística— y la KPSS con tendencia apuntan en la dirección contraria, generando cierta ambigüedad en la inferencia. Para reforzar el análisis, se aplicó la prueba de Lee y Strazicich, diseñada para detectar raíces unitarias en presencia de quiebres estructurales endógenos. A diferencia de los contrastes convencionales, este enfoque permite evaluar una convergencia más “estructural”, al reconocer cambios de régimen en la dinámica inflacionaria que reflejan transformaciones de fondo en la política monetaria o en el entorno externo.

Los resultados muestran que, al considerar dos quiebres, en octubre de 2000 y enero de 2022, se rechaza la hipótesis de raíz unitaria, asociando el primero con la consolidación del régimen de metas de inflación en el Perú y el segundo con las tensiones del entorno internacional reciente. En conjunto, la evidencia apunta a que la brecha inflacionaria presenta estacionariedad estructural, lo que respalda la hipótesis de convergencia hacia la meta en el largo plazo.

En contraste, la brecha calculada con la inflación subyacente no muestra signos de estacionariedad: todas las pruebas (ADF, KPSS y ADF-GLS) coinciden en indicar lo contrario (véase Cuadro 04), incluso al considerar quiebres endógenos mediante la prueba de Lee y Strazicich. Esta falta de convergencia sugiere que la inflación subyacente responde a dinámicas más rígidas y persistentes, vinculadas a factores estructurales como la inercia salarial, la

indexación de contratos o la lenta transmisión de la política monetaria a precios menos volátiles. Alternativamente, podría reflejar una menor sensibilidad de esta medida frente a fluctuaciones transitorias de corto plazo, lo que, si bien refuerza su valor como indicador del componente estructural de la inflación, también limita su capacidad de mostrar ajustes rápidos hacia la meta.

Cuadro 03:

Test de raíz unitaria para la brecha de inflación total 1998 (01) -2025 (06)

Test	Determinístico	Rezagos	Estadístico	Valor crítico (5%)	P-Valor	Resultado
ADF	Constante	1 (AIC)	-3.44	-2.87	0.000	Rechaza $H_0$ → Serie estacionaria
ADF	Constante + Tendencia	1 (AIC)	-3.52	-3.42	0.000	Rechaza $H_0$ → Serie estacionaria
KPSS	Constante	5 (lag trunc. automático)	0.23	0.46	> 0.10	No Rechaza $H_0$ → Serie estacionaria
KPSS	Constante + Tendencia	5 (lag trunc. automático)	0.16	0.15	0.040	Rechaza $H_0$ → Serie no estacionaria
ADF GLS	Constante	1 (AIC)	-1.25	-1.94	0.210	No Rechaza $H_0$ → Serie no estacionaria
ADF GLS	Constante + Tendencia	1 (AIC)	-2.05	-2.89	0.274	Rechaza $H_0$ → Serie estacionaria
Lee & Strazicich (1 quiebre 2022:01)	01 ruptura endógena	-	-4.55	-4.50	-	Rechaza $H_0$ → Serie estacionaria
Lee & Strazicich (2 quiebres 2000:10 – 2022:01)	02 rupturas endógenas	-	-5.77	-5.59	-	Rechaza $H_0$ → Serie estacionaria

Cuadro 04:

Test de raíz unitaria para la brecha de inflación subyacente 1998 (01) -2025 (06)

Test	Determinístico	Rezagos	Estadístico	Valor crítico (5%)	P-valor	Resultado
ADF	Constante	1 (AIC)	-2.24	-2.87	0.058	No Rechaza $H_0 \rightarrow$ Serie no estacionaria
ADF	Constante + Tendencia	1 (AIC)	-2.27	-3.42	0.113	No Rechaza $H_0 \rightarrow$ Serie no estacionaria
KPSS	Constante	5 (lag trunc. automático)	0.34	0.46	$p > 0.10$	No Rechaza $H_0 \rightarrow$ Serie estacionaria
KPSS	Constante + Tendencia	5 (lag trunc. automático)	0.30	0.15	$p < 0.01$	Rechaza $H_0 \rightarrow$ Serie no estacionaria
ADF GLS	Constante	1 (AIC)	-0.485	-1.940	0.628	No Rechaza $H_0 \rightarrow$ Serie no estacionaria
ADF GLS	Constante + Tendencia	1 (AIC)	-1.281	-2.890	0.201	No Rechaza $H_0 \rightarrow$ Serie no estacionaria
Lee & Strazicich (1 quiebre 2007:04)	01 ruptura endógena	-	-4.126	-4.500	-	No Rechaza $H_0 \rightarrow$ Serie no estacionaria
Lee & Strazicich (2 quiebres 2000:12 – 2007:04)	02 rupturas endógenas	-	-4.618	-5.590	-	No Rechaza $H_0 \rightarrow$ Serie no estacionaria

### Series trimestrales

Considerando los resultados obtenidos para la brecha inflacionaria construida con la inflación subyacente, se procedió a aplicar pruebas de raíz unitaria sobre series trimestrales tanto de esta brecha como de la calculada a partir del deflactor del consumo (véanse Cuadros 05 y 06). El objetivo fue evaluar si la ausencia de evidencia de convergencia en alta frecuencia

respondía a factores estructurales que prolongan la persistencia inflacionaria o, alternativamente, a una menor sensibilidad frente a fluctuaciones transitorias de corto plazo.

Los resultados muestran que ambas series trimestrales resultan estacionarias de acuerdo con las pruebas ADF, KPSS y Lee–Strazicich, lo que refuerza la hipótesis de convergencia hacia la meta de largo plazo. Esta evidencia coincide con lo planteado por García-Hiernaux y Guerrero (2021, 2023), quienes destacan que las series de alta frecuencia tienden a subestimar la convergencia, mientras que la agregación temporal permite identificar la dinámica estructural de manera más precisa.

En consecuencia, a nivel estructural, tanto la inflación subyacente como el deflactor del consumo exhiben procesos de convergencia hacia la meta. Sin embargo, la inflación subyacente —más vinculada a la demanda agregada y con un carácter inercial más marcado— evidencia una convergencia más lenta y persistente, mientras que el deflactor del consumo muestra un ajuste más claro y menos expuesto a la influencia de shocks transitorios.

Cuadro 05:

Test de raíz unitaria para brecha inflación subyacente 1998 (1Q)-2025 (1Q)

Test	Determinístico	Rezagos	Estadístico	Valor crítico (5%)	P-Valor	Resultado
ADF	Constante	1 (AIC)	-3.67	-2.88	0.000	Rechaza $H_0$ → Serie estacionaria
ADF	Constante + Tendencia	1 (AIC)	-3.70	-3.43	0.000	Rechaza $H_0$ → Serie estacionaria
KPSS	Constante	4 (lag trunc. automático)	0.15	0.46	$p > 0.10$	No Rechaza $H_0$ → Serie estacionaria
KPSS	Constante + Tendencia	4 (lag trunc. automático)	0.13	0.14	0.078	No Rechaza $H_0$ → Serie estacionaria
ADF GLS	Constante	1 (AIC)	-1.85	-1.94	0.083	No Rechaza $H_0$ → Serie no estacionaria

ADF GLS	Constante + Tendencia	1 (AIC)	-2.72	-2.93	0.074	No Rechaza H <sub>0</sub> → Serie no estacionaria
Lee & Strazicich (1 quiebre 2001:09)	01 ruptura endógena	-	-4.884	-4.50	-	Rechaza H <sub>0</sub> → Serie estacionaria
Lee & Strazicich (2 quiebres 2003:09 – 2021:06)	02 rupturas endógenas	-	-5.839	-5.59	-	Rechaza H <sub>0</sub> → Serie estacionaria

Cuadro 06:

Test de raíz unitaria para la brecha deflactor del consumo 1998 (1Q)-2025 (1Q)

Test	Modelo	Rezagos	Estadístico	Valor crítico (5%)	P-Valor	Resultado
ADF	Constante	1 (AIC)	-4.73	-2.88	0.000	Rechaza H <sub>0</sub> → Serie estacionaria
ADF	Constante + Tendencia	1 (AIC)	-4.79	-3.43	0.000	Rechaza H <sub>0</sub> → Serie estacionaria
KPSS	Constante	4 (lag trunc. automático)	0.13	0.46	p > 0.10	No Rechaza H <sub>0</sub> → Serie estacionaria
KPSS	Constante + Tendencia	4 (lag trunc. automático)	0.12	0.15	p > 0.10	No Rechaza H <sub>0</sub> → Serie estacionaria
ADF GLS	Constante	1 (AIC)	-1.72	-1.94	0.097	No Rechaza H <sub>0</sub> → Serie no estacionaria
ADF GLS	Constante + Tendencia	1 (AIC)	-2.85	-2.93	0.055	No Rechaza H <sub>0</sub> → Serie no estacionaria
Lee & Strazicich (1 quiebre 2002:06)	01 ruptura endógena	-	-4.751	-4.50	-	Rechaza H <sub>0</sub> → Serie estacionaria
Lee & Strazicich (2 quiebres 2003:06 – 2021:03)	02 rupturas endógenas	-	-6.477	-5.59	-	Rechaza H <sub>0</sub> → Serie estacionaria

### **4.3. Relación entre los determinantes estructurales, shocks externos y convergencia inflacionaria en Perú**

Se realizará primero una prueba de quiebre estructural para identificar cambios significativos en la dinámica de la inflación y segmentar la serie en submuestras. Sobre estas, se estimarán VAR y VECM para analizar cómo los determinantes estructurales, shocks externos y otras variables relevantes han contribuido a llevar la brecha de inflación hacia el equilibrio, y cómo interactúan en el corto plazo.

#### **4.3.1. Identificación de quiebres estructurales en la brecha inflacionaria**

Para identificar posibles cambios estructurales en la dinámica de la brecha inflacionaria mensual durante el período 1998(1)–2025(6), se aplicó el método de Bai y Perron (1998, 2003). El análisis permitió determinar un conjunto óptimo de cuatro quiebres estructurales, localizados en 2002(1), 2007(8), 2017(4) y 2021(5). La selección del modelo se fundamentó en el criterio de información bayesiano (BIC), que alcanzó su mínimo para la especificación con cuatro segmentos. Los detalles completos de las pruebas y los resultados se presentan en los Anexos (R.9).

Las fechas de quiebre identificadas coinciden con períodos de cambios estructurales en la política económica y eventos macroeconómicos relevantes en Perú. Estos quiebres servirán como marco de referencia para segmentar el análisis econométrico posterior:

- 2002 (enero): Inicio formal del régimen de metas de inflación por parte del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), consolidando el compromiso con la estabilidad de precios.
- 2007 (agosto): Inicio de la crisis financiera internacional originada en el mercado hipotecario de Estados Unidos, que afectó los flujos financieros, el tipo de cambio y los

precios de insumos importados, generando presiones adicionales sobre la inflación en países dependientes de importaciones, como Perú.

- 2017 (abril): Período de desaceleración económica y tensiones fiscales derivadas de la caída de los precios internacionales de minerales y de un entorno político complejo, que impactaron la confianza y la inversión.
- 2021 (mayo): Efectos de la pandemia de COVID-19, caracterizados por políticas fiscales expansivas y disrupciones en las cadenas de suministro globales, que incrementaron la inflación y la volatilidad macroeconómica.

#### **4.3.2. Resultados del análisis VAR y VECM por submuestras**

##### **4.3.2.1. Resultados para el subperiodo 1998:01–2001:12 (T = 48)**

Las pruebas de raíz unitaria confirmaron que todas las variables consideradas, excepto la tasa de interés interbancaria, son no estacionarias en niveles. Asimismo, el contraste de cointegración de Johansen indicó que ninguna de las variables estructurales mantiene una relación de cointegración con la brecha inflacionaria, lo que justifica la estimación de un VAR en diferencias en lugar de un VECM para analizar la relación de largo plazo entre la brecha de inflación y las variables estructurales. Este hallazgo es consistente con el período 1998–2002, durante el cual la dinámica inflacionaria estuvo principalmente determinada por shocks de corto plazo y factores externos, en ausencia de un régimen estructural plenamente definido.

Para el análisis empírico se estimó un VAR para el período 1998:02–2001:12 (T = 47), incorporando tres rezagos, que fue el número óptimo seleccionado mediante el criterio de información HQC. Menos rezagos generaban problemas de autocorrelación en los residuos, por lo que esta especificación asegura una modelización más consistente. Se incluyó una variable dummy que captura el impacto de la crisis rusa de agosto de 1998, así como una constante. La jerarquía de las variables en el sistema se basa en una descomposición de

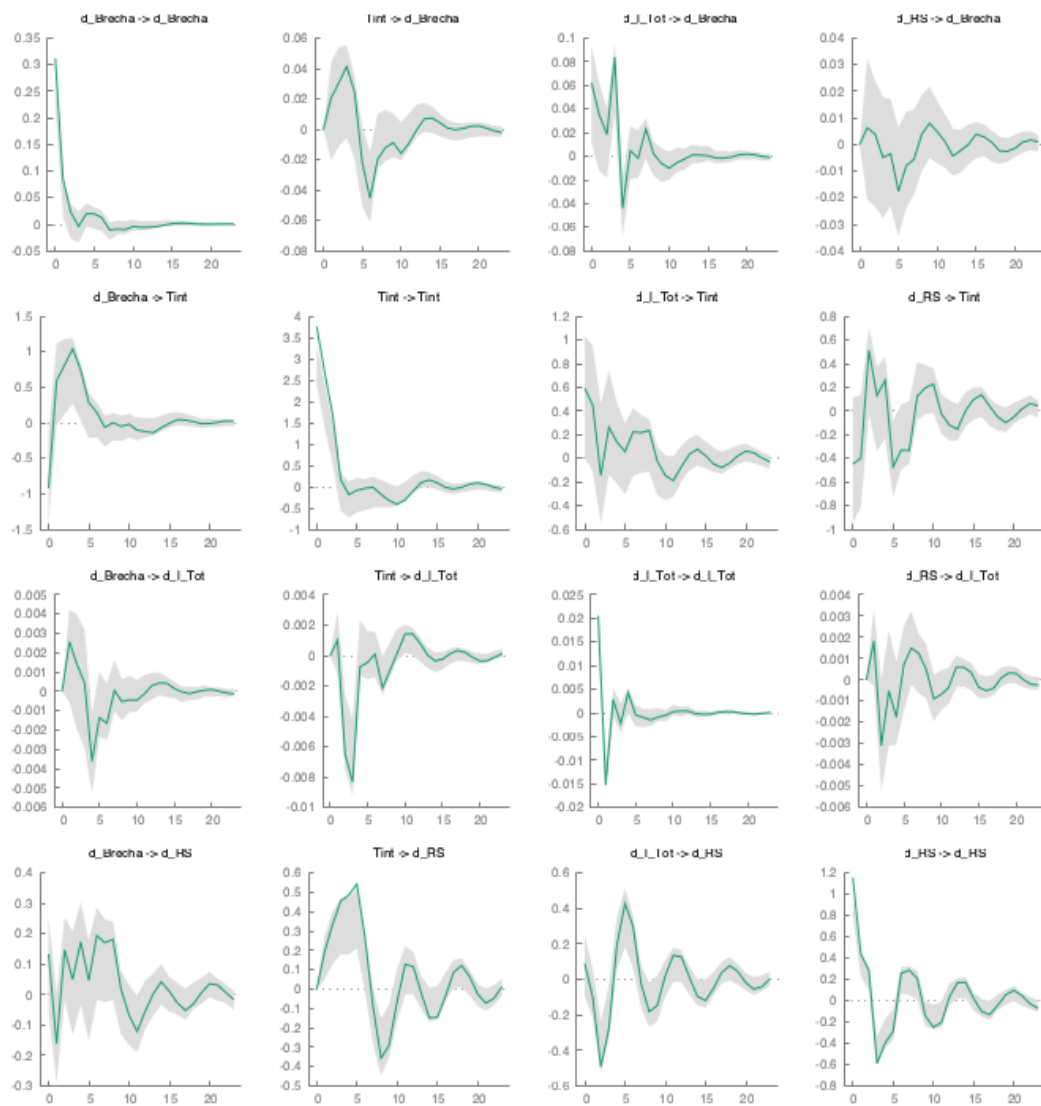
Cholesky del residuo reducido, con ordenamiento:  $d\_1\_Tot$  ( $\nabla \log$  términos de intercambio) como shock externo puro,  $d\_Brecha$  ( $\nabla$  brecha de inflación) como variable persistente,  $d\_RS$  ( $\nabla$  rigidez salarial real) como característica estructural del mercado laboral y la  $Tint$  (tasa de interés interbancaria) como instrumento de política monetaria endógeno. El modelo se estimó mediante MCO con desviaciones estándar robustas tipo HC1. Los diagnósticos de estabilidad del VAR se presentan en el Anexo R1.

Las funciones impulso-respuesta (IRFs), presentadas en el Gráfico 03 y en el Anexo R8.1.1, revelan que, incluso antes de la implementación formal del régimen de metas de inflación, la política monetaria del BCRP ejercía un papel perceptible sobre la dinámica de precios. La brecha inflacionaria muestra alta persistencia, respondiendo primero a sus propios shocks antes de converger gradualmente hacia la meta, lo que refleja la inercia en los precios internos. Los shocks en la tasa de interés generan un efecto contractivo significativo con un rezago de aproximadamente siete meses, mientras que la tasa responde positivamente a perturbaciones en la brecha, evidenciando que el BCRP ya utilizaba activamente la política de tasas para moderar la inflación. Los términos de intercambio también impactan la brecha: un aumento en este diferencial tiende a acelerar la inflación, mostrando la sensibilidad de los precios a factores externos y la relevancia de la dolarización. Este patrón sugiere que el BCRP manejaba la tasa para contener también aumentos en el tipo de cambio, amortiguando parcialmente los efectos de choques externos. Otros efectos entre variables, aunque presentes en ciertos periodos, son transitorios y de corta duración. La descomposición de la varianza (FEVD) muestra que la brecha inflacionaria es altamente autocontenida, con más del 82 % de su variación explicada por sus propios shocks a horizontes de hasta 36 meses. Entre los factores externos, los términos de intercambio destacan como la principal fuente de influencia sobre la brecha, superando a otras variables estructurales, lo que refleja la sensibilidad de la inflación a perturbaciones externas. En conjunto, los resultados muestran un escenario de

interdependencias claras entre las variables clave, donde la política monetaria jugaba un papel central en la gestión de la brecha inflacionaria y la transmisión de shocks externos, anticipando los mecanismos del régimen formal de metas de inflación consolidado posteriormente.

Gráfico 03:

Resultados del VAR 1998 - 2002 - Función Impulso - Respuesta de Brecha inflación, tasa de interés, términos de intercambio y rigidez salarial

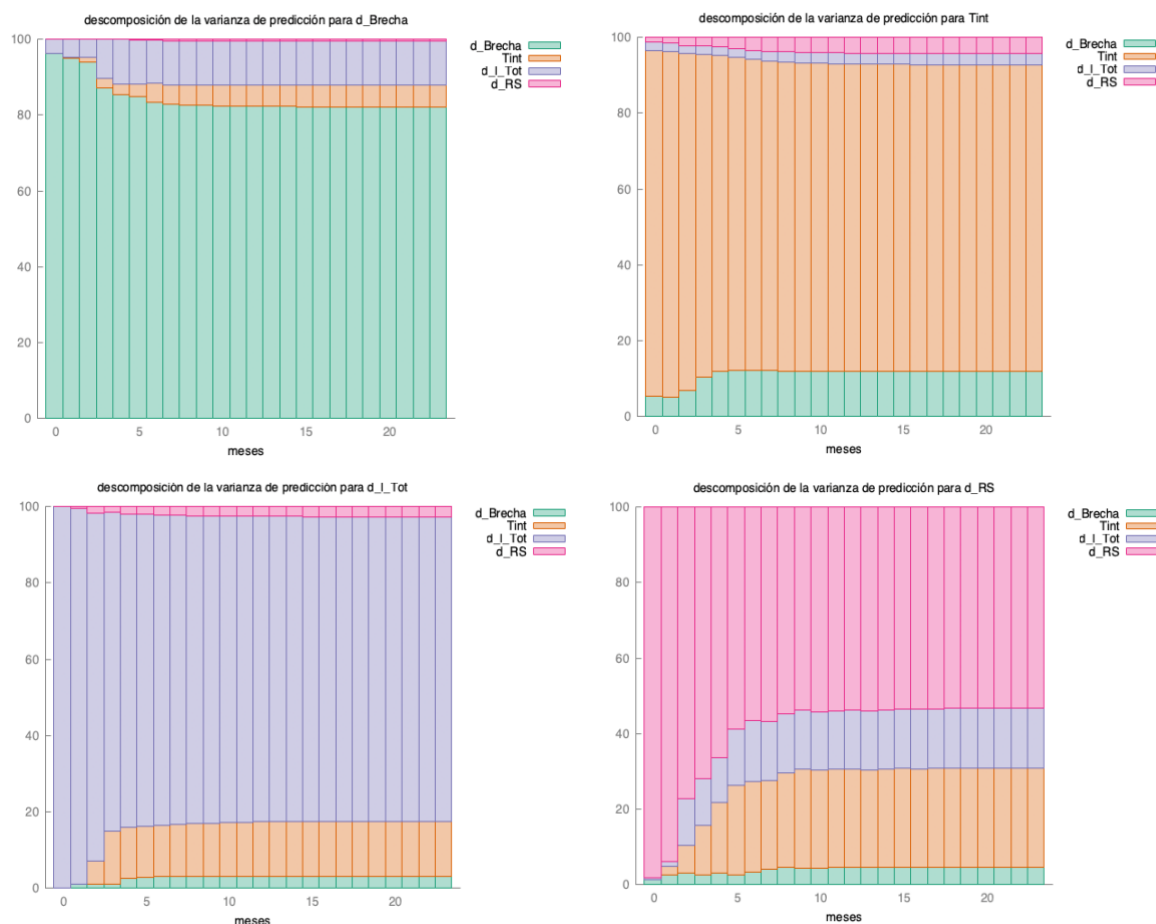


G

Funciones impulso-respuesta estimadas con orden Cholesky, Bootstrap de 1000 iteraciones y nivel de confianza del 60%.

Gráfico 04:

Resultados del VAR 1998 - 2002 - Descomposición de la varianza de Brecha inflación, tasa de interés, términos de intercambio y rigidez salarial



#### 4.3.2.2. Resultados para el subperiodo 2002:01–2007:08 (n = 68)

Las pruebas de raíz unitaria confirmaron que todas las variables son no estacionarias en niveles, lo que justificó el análisis de cointegración. De acuerdo con las pruebas de Johansen (véase Anexo R7.1), la brecha inflacionaria (Brecha) mantiene relaciones de equilibrio de largo plazo con dos variables clave: la tasa de interés interbancaria (Tint) y la proporción de insumos importados sobre importaciones totales (InsM).

En la relación Brecha–Tint, el Cuadro 07 muestra que tanto la brecha como la tasa de interés presentan coeficientes de corrección con signo negativo y estadísticamente significativos. Esto implica que ninguna de las dos variables es débilmente exógena: ambas

ajustan frente a desviaciones del equilibrio, configurando una relación de endogeneidad donde la inflación y la política monetaria se retroalimentan. En el contexto de una etapa de consolidación del régimen de metas, este resultado refleja que la política monetaria no solo reaccionaba ante la inflación, sino que también formaba parte de un proceso de corrección conjunta, contribuyendo al anclaje de expectativas y a la estabilidad del sistema.

En contraste, en la relación Brecha–InsM, la brecha no presenta ajuste significativo, mientras que InsM muestra un coeficiente positivo y significativo. Ello sugiere que la proporción de insumos importados no funcionaba como mecanismo estabilizador, sino que amplificaba las desviaciones del equilibrio de largo plazo. En términos económicos, esto refleja la vulnerabilidad estructural de la economía peruana: los choques externos vinculados a la dependencia de insumos importados se transmitían directamente a los precios internos, generando presiones inflacionarias persistentes y condicionando la autonomía de la política monetaria.

Las pruebas de estabilidad del modelo (véase Anexo R2) confirman la validez de la especificación, aunque ponen de relieve que la dinámica inflacionaria seguía expuesta a choques externos.

Cuadro 07:

VECM - Cointegración y ajuste hacia el equilibrio de largo plazo (2002:01 - 2007:08)

VARIABLES (VECM)	$\lambda$	$\beta$ (cointegrante)	$\alpha$ (Brecha)	$\alpha$ (Otra variable)	Signif. EC1 Brecha	Signif. EC1 Otra variable	Exogeneidad débil
Brecha – Tint	0.27	1; 1.017 (0.351)	-0.1677 (0.0484)	-0.0987 (0.0396)	p = 0.001 ***	p = 0.016 **	Ninguna
Brecha – InsM	0.42	1; 1.106 (0.144)	0.0186 (0.0216)	0.7472 (0.1088)	p = 0.392	p = 2.8e- 09 ***	Brecha

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden a las desviaciones estándar de los coeficientes estimados. El asterisco (\*) indica niveles de significancia estadística: \* p < 0.10; \*\* p < 0.05; \*\*\* p < 0.01.

Para complementar el análisis de largo plazo, se estimó un VAR para el período 2002:01–2007:08 ( $T = 68$ ), con un retardo seleccionado según el criterio BIC para garantizar parsimonia y estabilidad. Las variables incluidas fueron  $d\_Brecha$  ( $\nabla$ brecha de inflación),  $d\_Tint$  ( $\nabla$ tasa de interés interbancaria),  $d\_TCR$  ( $\nabla$  tipo de cambio real) y  $d\_InsM$  ( $\nabla$ proporción de insumos importados). Véase Anexo R3 para las pruebas de estabilidad.

Las funciones impulso-respuesta (Gráfico 05 y Anexo R8.2) se construyen a partir de una descomposición de Cholesky del residuo reducido, con ordenamiento ( $d\_Brecha$ ,  $d\_InsM$ ,  $d\_TCR$ ,  $d\_Tint$ ) fundamentado en: (i) la alta persistencia de la brecha, (ii) la respuesta más lenta de los costos importados, (iii) la determinación parcialmente externa del tipo de cambio real, y (iv) la tasa de interés como instrumento endógeno. La robustez del análisis se verifica invirtiendo el orden, sin que las conclusiones cambien cualitativamente.

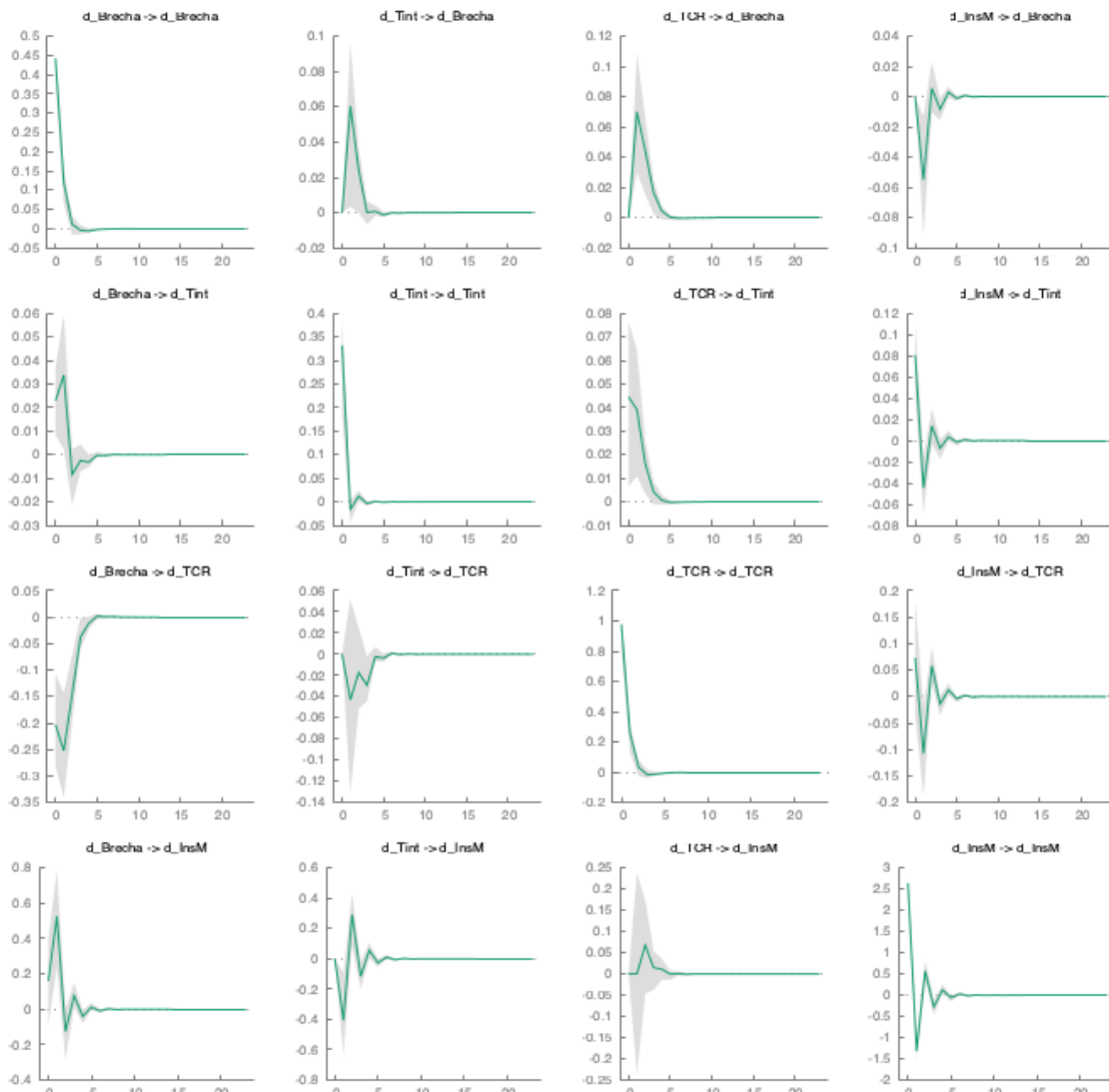
A partir de este ordenamiento, se observa que la brecha inflacionaria responde significativamente a sus propios shocks durante los primeros dos períodos, evidenciando un comportamiento auto contenible que favorece la convergencia hacia el equilibrio. Los shocks en la tasa de interés generan ajustes transitorios positivos en la brecha, sugiriendo que la política monetaria reaccionaba de manera anticipada a incrementos en la brecha, corrigiendo desviaciones y reforzando el anclaje de expectativas. Los shocks en el tipo de cambio y en la proporción de insumos importados afectan la brecha solo temporalmente, indicando que, aunque los choques externos influyen en la economía, su impacto inflacionario se absorbe rápidamente gracias a la acción del BCRP. La tasa de interés también reacciona transitoriamente a estas perturbaciones externas, reforzando su rol como mecanismo de corrección.

La descomposición de la varianza en el gráfico 06 (Gráfico 06 y Anexo R8.2) confirma que más del 93% de la variabilidad de la brecha se explica por sus propios shocks, mientras

que la tasa de interés, el tipo de cambio y los insumos importados tienen efectos menores pero significativos, evidenciando canales indirectos de transmisión de shocks reales y monetarios.

Gráfico 05:

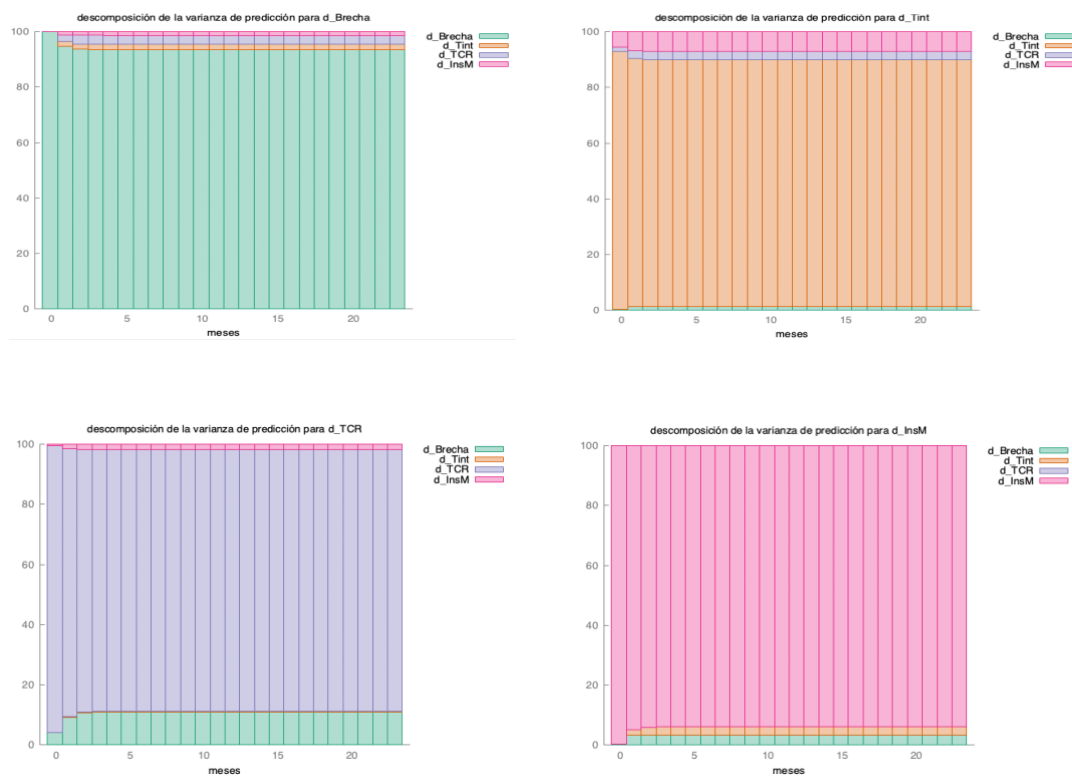
Resultados del VAR 2002 - 2007 - Función Impulso - Respuesta de Brecha inflación, tasa de interés, tipo de cambio real y proporción de insumos importados



Funciones impulso-respuesta estimadas con orden Cholesky, Bootstrap de 1000 iteraciones y nivel de confianza del 60%.

Gráfico 06:

Resultados del VAR 2002 - 2007 - Descomposición de la varianza de Brecha inflación, tasa de interés, tipo de cambio real y proporción de insumos importados



#### 4.3.2.3. Resultados para el subperiodo 2007:09–2017:04 (n = 117)

Para el período 2007:09–2017:04 ( $T = 116$ ), las pruebas de raíces unitarias muestran que casi todas las variables económicas son no estacionarias, con la excepción de la brecha inflacionaria y las expectativas a 12 meses, que resultaron estacionarias en niveles. Por ello, no se estimó un VECM, dado que la brecha inflacionaria ya refleja una convergencia estable hacia el equilibrio. En su lugar, se estimó un modelo VAR con cinco retardos, seleccionado mediante el criterio AIC para garantizar un balance adecuado entre ajuste y parsimonia, evitando problemas de autocorrelación. Las variables incluidas fueron: Brecha (brecha de inflación),  $d\_Tint$  ( $\nabla$ tasa de interés interbancaria),  $d\_TCR$  ( $\nabla$  tipo de cambio real) y  $d\_InsM$  ( $\nabla$ proporción de insumos importados). Véase Anexo R4 para las pruebas de estabilidad.

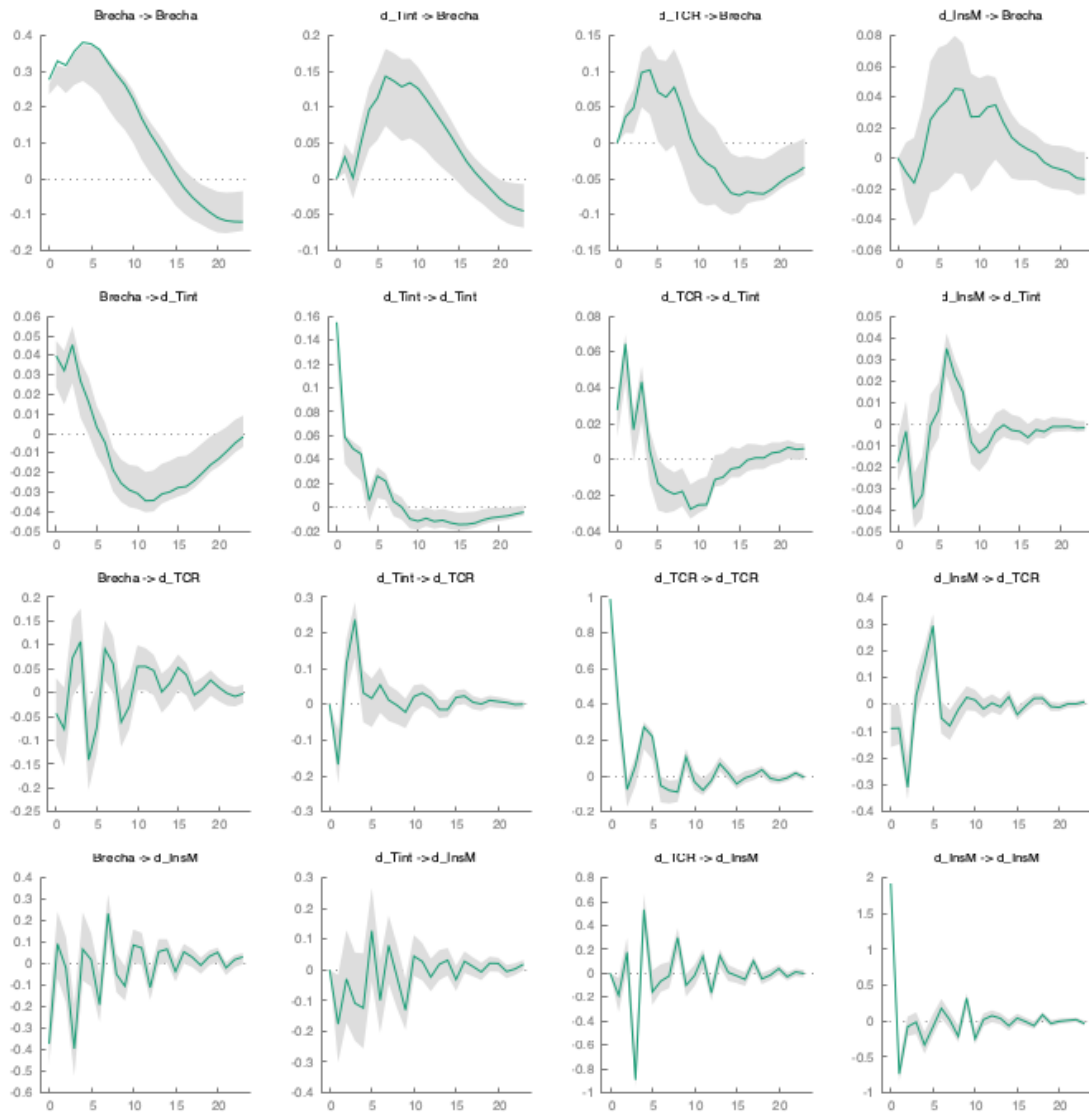
Las funciones impulso-respuesta (Gráfico 07; Anexo R8.3) se construyen a partir de una descomposición de Cholesky del residuo reducido y muestran que la brecha inflacionaria responde significativamente a sus propios shocks durante todo el horizonte analizado, evidenciando nuevamente un comportamiento persistente y auto contenible. Los shocks en la tasa de interés generan inicialmente un efecto positivo sobre la brecha, reflejando que la política monetaria reaccionaba de manera anticipada a incrementos en la brecha, corrigiendo desviaciones y reforzando el anclaje de expectativas. Posteriormente, la respuesta se torna negativa, coherente con el carácter contractivo del instrumento.

Los shocks en el tipo de cambio real generan efectos significativos sobre la brecha durante los primeros períodos, indicando que la inflación en Perú es sensible a variaciones externas. La tasa de interés, a su vez, reacciona transitoriamente frente a perturbaciones del tipo de cambio y de InsM, mostrando que la política monetaria actúa como mecanismo correctivo frente a shocks externos, aunque su efectividad se ve limitada por rigideces estructurales, como la dolarización parcial y la dependencia de insumos importados.

La descomposición de la varianza (Gráfico 08 y Anexo R8.3) confirma que la mayor parte de la variabilidad de la brecha se explica por sus propios shocks (>80%), mientras que la tasa de interés, el tipo de cambio y los insumos importados contribuyen de manera menor, pero significativa, al comportamiento de la inflación. Estos resultados evidencian que, aunque la política monetaria actúa como estabilizador, la economía peruana sigue expuesta a vulnerabilidades estructurales y a shocks externos, limitando la capacidad del Banco Central de lograr una convergencia más rápida y sostenida hacia la meta de inflación.

Gráfico 07:

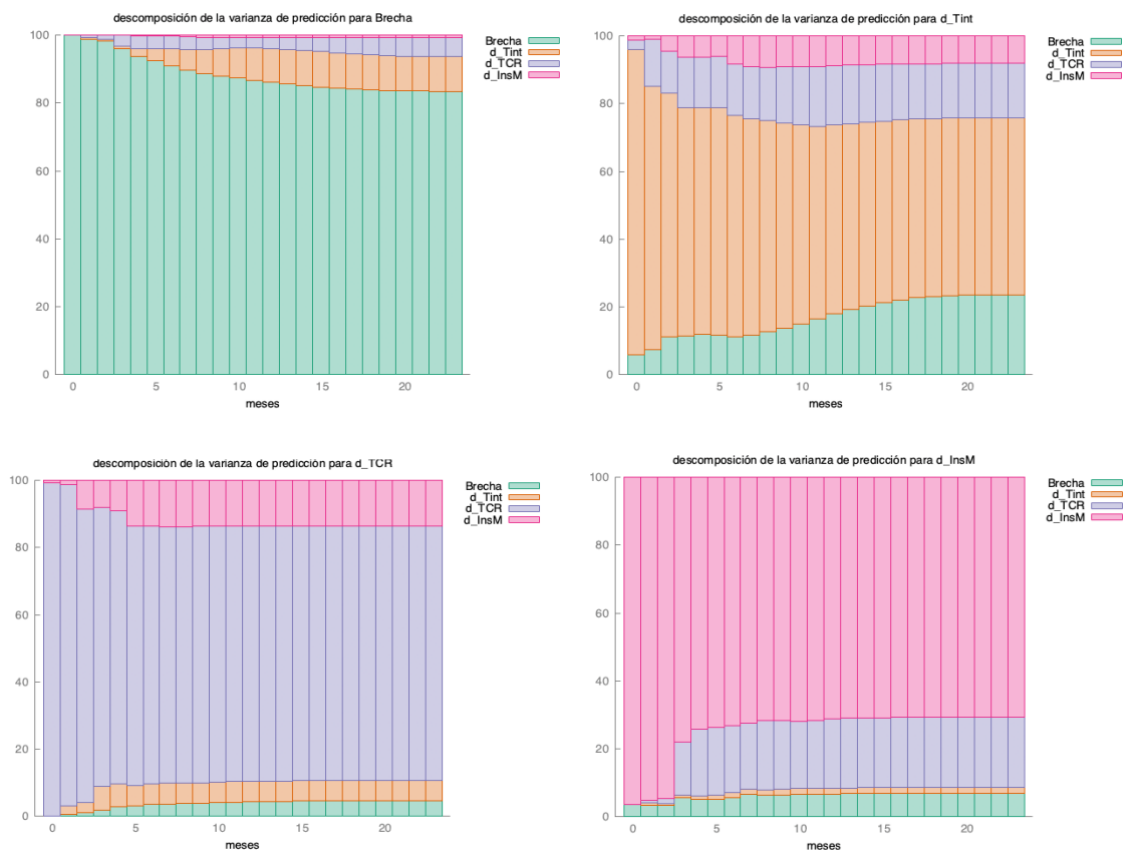
Resultados del VAR 2007 - 2017 - Función Impulso – Respuesta Brecha inflación, tasa de interés, tipo de cambio real y proporción de insumos importados



Funciones impulso-respuesta estimadas con orden Cholesky, Bootstrap de 1000 iteraciones y nivel de confianza del 60%.

Gráfico 08:

Resultados del VAR 2007 - 2017 - Descomposición de la Varianza Brecha inflación, tasa de interés, tipo de cambio real y proporción de insumos importados



#### 4.3.2.4. Resultados para el subperíodo 2017:05 – 2025:06 (n = 98)

En un primer ejercicio se analizó el subperíodo 2017:05–2021:04. En esta muestra, todas las variables son no estacionarias y no se encontró evidencia de cointegración con la brecha de inflación; además, los parámetros del VAR no resultaron significativos. Debido a la limitada extensión temporal y potencia estadística, se amplió el análisis al período 2017:05–2025:06.

En la muestra extendida, los resultados del VECM evidencian relaciones de equilibrio de largo plazo entre la brecha inflacionaria y variables estructurales clave: la tasa de interés interbancaria y la proporción de insumos importados, cuyos resultados se presentan en el

Cuadro 08, mientras que las pruebas de estabilidad se incluyen en el Anexo R5 y los contrastes de cointegración en el Anexo R7.

Los contrastes de alphas del VECM se obtuvieron mediante Bootstrap (1000 réplicas), e incluyeron dummies para los periodos excepcionales de COVID-19 en 2020 y 2022.

El VECM brecha–tasa de interés se estimó con 4 retardos siguiendo el criterio AIC que garantiza la mejor adecuación estadística sin comprometer la parsimonia y con una variable dummy en 2020:06. El sistema confirma que la relación de cointegración entre brecha y tasa de interés es inversa, con un coeficiente de la tasa de interés de  $-1.20$ , como indicaría la teoría. Sin embargo, la tasa de interés no presenta un coeficiente de ajuste significativo, sugiriendo que la tasa de interés actúa como variable débilmente exógena: no corrige directamente los desajustes, aunque influye indirectamente en la brecha de inflación. En términos económicos, la convergencia inflacionaria se da principalmente a través del ajuste de la brecha, mientras que la política monetaria funciona como un instrumento reactivo frente a choques, más que como un mecanismo estructural de corrección.

El VECM brecha–insumos importados se estimó con un retardo siguiendo los criterios AIC, BIC y HQC y con dos variables dummies en 2020:10 y 2022:04. La relación de cointegración presenta un coeficiente positivo de  $InsM$  de  $+1.05$ , mientras que la brecha de inflación ajusta negativamente con  $\alpha = -0.05$  y los insumos importados lo hacen positivamente con  $\alpha = +0.22$ . Esto indica que tanto la brecha como los insumos importados participan activamente en la dinámica de largo plazo: la brecha corrige los desvíos respecto a la meta inflacionaria, mientras que los insumos importados transmiten choques externos persistentes que condicionan la velocidad y estabilidad de la convergencia. Económicamente, la inflación peruana durante el período analizado muestra vulnerabilidad frente a factores externos, con los insumos importados funcionando como un factor estructural que modula la respuesta de la brecha de inflación.

Cuadro 08:

VECM - (2017:05 - 2025:06)

Variables (VECM)	$\lambda$	$\beta$ (cointegrante)	$\alpha$ Brecha	$\alpha$ Otra variable	Sig. EC1 Brecha	Sig. EC1 Otra variable	Exogeneidad débil
Brecha – Tint	0.227	1; -1.202 (0.354)	-0.054 (0.011)	-0.0023 (0.005)	p < 0.001 ***	p = 0.644	Tint
Brecha – InsM	0.272	1; +1.054 (0.156)	-0.054 (0.013)	+0.222 (0.075)	p < 0.001 ***	p = 0.004 **	Ninguna

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden a las desviaciones estándar de los coeficientes estimados. El asterisco (\*) indica niveles de significancia estadística: \* p < 0.10; \*\* p < 0.05; \*\*\* p < 0.01.

El modelo VAR se estimó para el período 2017:05–2025:05 (T = 97), incluyendo las primeras diferencias de la brecha de inflación, tasa de interés interbancaria, tipo de cambio real y proporción de insumos importados, junto con una constante. Se añadieron además dummies para los episodios excepcionales de 2020:06, 2020:10 y 2022:04, con el fin de capturar perturbaciones transitorias vinculadas a la pandemia y la inestabilidad posterior. El orden de retardo, seleccionado siguiendo criterios de parsimonia (AIC, BIC y HQC), resultó óptimo en 01. Las estimaciones se realizaron mediante MCO con errores robustos contra heterocedasticidad (HC1) y con Bootstrap de 1000 iteraciones. El contraste Portmanteau LB (24) arroja 404.466 (p = 0.058), lo que confirma la ausencia de autocorrelación en retardos lejanos y asegura la validez del modelo.

Las funciones impulso-respuesta se calcularon mediante descomposición de Cholesky del residuo reducido, con el ordenamiento [dBrecha, dInsM, dTCR, dTint], justificado por la persistencia de la brecha, el ajuste más lento de los insumos importados, la determinación parcial externa del tipo de cambio real y el carácter endógeno de la tasa de interés. La robustez de los resultados se verificó reordenando las variables, sin cambios cualitativos en las conclusiones.

Los resultados de las funciones impulso-respuesta (Gráfico 09; Anexo R8.4.1) indican que un shock positivo sobre la brecha de inflación eleva significativamente la propia brecha en

el corto plazo (+0.369,  $t=1$ ) y converge hacia cero desde  $t=5$ , confirmando el ajuste estructural de mediano plazo identificado por el VECM. Este shock también incrementa de forma significativa la tasa de interés (+0.042,  $t=2$ ) y los insumos importados (+0.210,  $t=1$ ), reflejando la transmisión simultánea de presiones internas y externas sobre el sistema.

Por su parte, un aumento en la tasa de interés genera incrementos transitorios en la brecha de inflación que permanecen significativos a lo largo de todo el horizonte, reproduciendo el conocido price puzzle, fenómeno común en VAR de economías emergentes (Sims, 1992; Christiano et al., 1999). Este patrón evidencia la reacción preventiva del BCRP ante expectativas de inflación o presiones de costos y concuerda con evidencia peruana sobre la limitada transmisión monetaria en el corto plazo (Montoro y Winkelried, 2003). En cambio, choques en el tipo de cambio real y los insumos importados tienen efectos estadísticamente no significativos sobre la brecha, lo que sugiere que la mayor flexibilidad cambiaria y la reducción de la dolarización han debilitado la influencia directa de estos canales sobre la inflación (Castillo, Montoro y Tuesta, 2006).

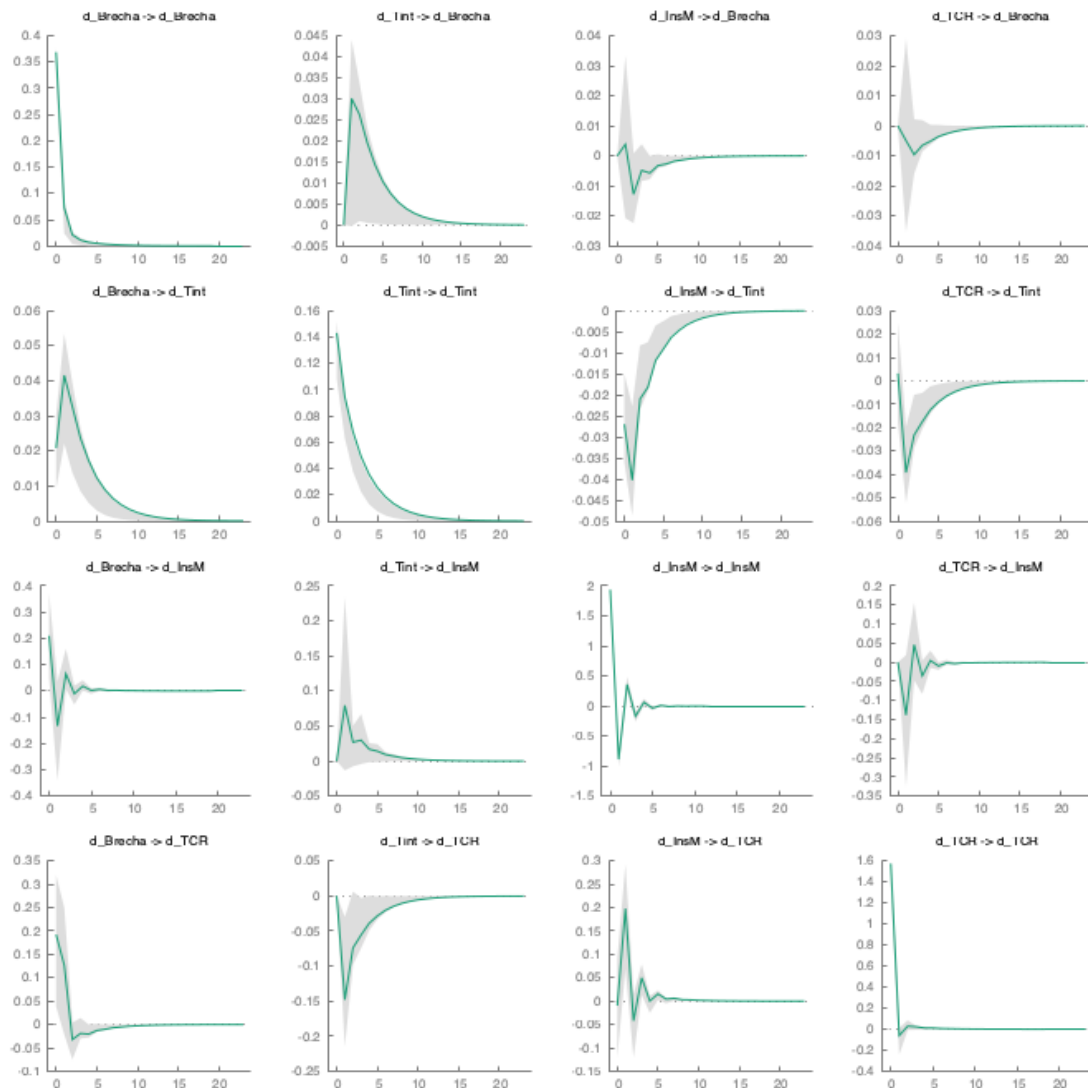
La descomposición de varianza (Gráfico 10; Anexo R8.4.2) muestra que la brecha de inflación se explica casi exclusivamente por sus propios shocks ( $\approx 98\%$  a  $t=24$ ), mientras que la tasa de interés contribuye marginalmente ( $\approx 1.66\%$ ) y los factores externos son prácticamente irrelevantes. En contraste, la variabilidad de la tasa de interés depende principalmente de sus propios shocks (78%) y, en menor medida, de la brecha ( $\approx 9\%$ ) y los insumos importados ( $\approx 7\%$ ), reflejando la influencia de la dinámica interna y la respuesta acomodaticia frente a choques externos.

En conjunto, estos resultados evidencian la capacidad anticipativa del BCRP y la disminución de la relevancia de ciertos canales tradicionales de transmisión, como el tipo de cambio y los insumos importados. La brecha de inflación opera como variable correctiva endógena, mientras que la tasa de interés funciona como instrumento débilmente exógeno,

capaz de condicionar la dinámica inflacionaria sin constituir un mecanismo de ajuste estructural de largo plazo.

Gráfico 09:

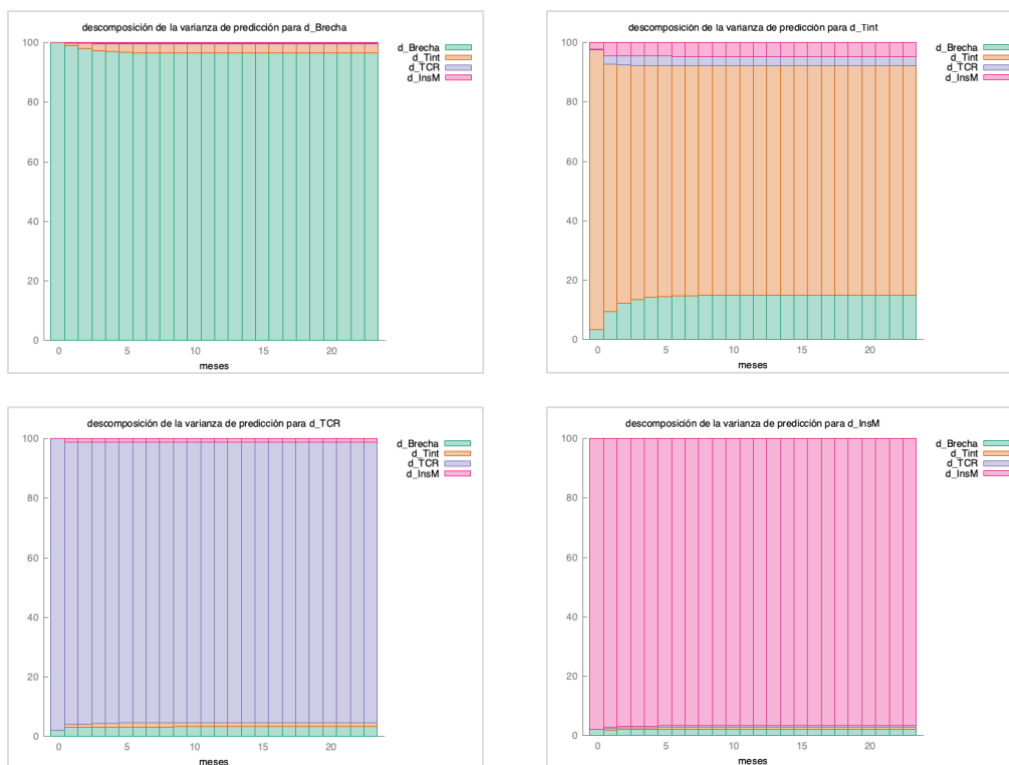
Resultados del VAR 2017 - 2025 - Función Impulso – Respuesta Brecha inflación, tasa de interés, tipo de cambio real y proporción de insumos importados



Funciones impulso-respuesta estimadas con orden Cholesky, Bootstrap de 1000 iteraciones y nivel de confianza del 60%.

Gráfico 10:

Resultados del VAR 2017 - 2025 - Descomposición de la Varianza de Brecha inflación, tasa de interés, tipo de cambio real y proporción de insumos importados



## 5. Discusión de Resultados y Limitaciones

Los resultados confirman que la inflación en Perú ha seguido un proceso sostenido de convergencia hacia la meta del 2%, consolidado con la implementación y maduración del régimen de metas de inflación. La brecha inflacionaria retorna sistemáticamente al equilibrio, tanto en frecuencia trimestral como mensual, lo que respalda la hipótesis H1. Incluso tras eventos disruptivos como la pandemia de COVID-19, la dinámica de convergencia se restablece, reflejando la credibilidad alcanzada por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y la consistencia de su comunicación. La inflación subyacente, aunque converge, lo hace de forma más lenta, lo que sugiere la persistencia de limitaciones estructurales.

El análisis del VECM confirma relaciones de cointegración entre la brecha inflacionaria y determinantes relevantes, respaldando la hipótesis H2. Durante el período previo al régimen (1998–2001) no se identifican relaciones de cointegración, lo que refleja la ausencia de un anclaje nominal. Entre 2002 y 2007, en la etapa inicial del régimen, la brecha ajustaba juntamente con la tasa de interés, indicando que la política monetaria funcionaba como mecanismo de retroalimentación para orientar la inflación hacia la meta, mientras que la proporción de insumos importados amplificaba las desviaciones, evidenciando la vulnerabilidad externa. En contraste, para el período 2017–2025, con el régimen plenamente consolidado, la brecha comenzó a ajustarse de manera autónoma hacia la meta, mientras que la tasa de interés interbancaria actuó como un instrumento débilmente exógeno, complementando el proceso de convergencia. No obstante, la dependencia de insumos importados siguió siendo un canal de amplificación en el largo plazo.

El análisis VAR confirma estos patrones y revela, de manera consistente tras la consolidación del régimen, la presencia de un price puzzle, donde un aumento en la tasa de interés genera inicialmente un incremento transitorio de la brecha, en línea con la literatura para economías emergentes. En la etapa previa al régimen (1998–2001), la brecha respondía significativamente a los términos de intercambio, reflejando una fuerte exposición a choques externos. En cambio, en el período 2017–2025, los shocks en el tipo de cambio real y en la proporción de insumos importados dejaron de tener efectos significativos sobre la brecha y la tasa de interés, señalando que la mayor flexibilidad cambiaria y la reducción de la dolarización han reducido la transmisión directa de estos canales sobre la inflación.

En conjunto, los hallazgos permiten concluir que la inflación peruana converge a la meta principalmente mediante un ajuste endógeno de la brecha inflacionaria, mientras que la política monetaria cumple un rol de acompañamiento y mitigación de choques externos. La credibilidad del BCRP, la solidez institucional y la mayor flexibilidad del mercado han sido

determinantes para que los choques externos tengan un efecto más limitado y la inflación se mantenga estable.

Sin embargo, persisten limitaciones estructurales —informalidad, dependencia de insumos importados y debilidades institucionales— que condicionan la velocidad de ajuste de la brecha. En el plano metodológico, se empleó un VAR lineal en lugar de un SVAR, priorizando la interpretación general de las relaciones dinámicas; futuros trabajos podrían profundizar en la identificación de shocks estructurales. Asimismo, no se incluyeron algunas variables institucionales ni de rigidez salarial, dado que, aunque se realizaron pruebas con ellas, no mostraron impactos estadísticamente significativos sobre la brecha inflacionaria. Sin embargo, la literatura peruana ha explicitado que las debilidades institucionales y la rigidez laboral constituyen límites reales para la efectividad de la política monetaria. Por ejemplo, Ñopo (2022) señala que la alta informalidad laboral y los incentivos institucionales distorsionados reducen la transmisión de los instrumentos de política monetaria. Finalmente, la elevada volatilidad de las series macroeconómicas peruanas constituye un desafío adicional para la estabilidad y la robustez de los modelos.

## **6. Conclusiones**

Este trabajo partió de cuatro hipótesis principales: (H1) que la brecha inflacionaria retorna sistemáticamente a la meta del 2%; (H2) que existe cointegración de la brecha con determinantes macroeconómicos relevantes; (H3) que el término de corrección del error es negativo y significativo, reflejando la reacción de la tasa de interés ante desviaciones; y (H4) que los modelos estimados son estables y cumplen los supuestos de diagnóstico.

Los resultados econométricos confirman de manera consistente estas hipótesis. La convergencia inflacionaria en Perú se presenta como un proceso estructural, sostenido por la credibilidad institucional del BCRP y su régimen de metas de inflación. La cointegración con

variables clave evidencia la interacción entre factores internos y externos en la determinación de la inflación, mientras que el término de corrección negativo y significativo refleja la reacción sistemática del Banco Central ante desvíos, garantizando la estabilidad de largo plazo, en el período más reciente este dejó de ser significativo, pues la brecha comenzó a ajustarse de manera más endógena hacia la meta, reflejando un proceso de convergencia estructural

A fortaleza del esquema monetario peruano radica en el anclaje de expectativas y la credibilidad del BCRP. No obstante, la convergencia inflacionaria aún enfrenta límites por la informalidad, la dependencia de insumos importados y debilidades institucionales. En síntesis, se trata de un logro consolidado, pero su sostenibilidad exige reforzar la credibilidad y avanzar en reformas estructurales que reduzcan vulnerabilidades y aseguren una estabilidad de precios resiliente.

Cuadro 09:

Semáforo de madurez de las hipótesis (H1-H4) por subperíodo

Subperíodo	H1	H2	H3	H4	Evidencias clave / Observaciones
1998:01–2001:12	●	●	●	●	No hay cointegración con Brecha. Var no distribuye normal
2002:01–2007:08	●	●	●	●	Brecha integrada de orden uno. VAR estable; VECM con $r > 0$ y estable
2007:09–2017:04	●	●	●	●	No hay cointegración con Brecha porque es una variable estacionaria en niveles. Var presenta heterocedasticidad.
2017:05–2025:06	●	●	●	●	Brecha integrada de orden uno. VAR estable, pero con heterocedasticidad; VECM con $r > 0$ y estable.
1998:01–2025:06	●	●	●	●	Brecha estacionaria en niveles, cointegraciones por subperiodos.

## 7. Bibliografía

- Banco Central de Reserva. (2024). *Reporte de Inflación*. Lima: Área de Edición e Imprenta.
- Rossini, R. (2015). Chapter 2. Peru's Recent Economic History: From Stagnation, Disarray, and Mismanagement to Growth, Stability, and Quality Policies. En A. Werner, & A. Santos, *Staying the Course of Economic Success* (págs. 15-16). International Monetary Fund.
- Rossini, R. (2002). Aspectos de la adopción de un esquema de metas explícitas de inflación en el Perú. *Research Gate*, 48-66.
- Mishkin, F. (Mayo de 2000). Inflation Targeting for Emerging-Market Countries. *American Economic Review*, 90(2), 105-109.
- Aguir, A. (2014). Inflation Targeting: An Alternative to Monetary Policy. *International Journal of Economics and Finance*, 6(7).
- Jahan, S. (marzo de 2012). Inflation Targeting: Holding the Line. *Finance & Development*, 49(1).
- Mishkin, F. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspect*, 9(4), 3-10.
- García, V., & Prats Albentosa, M. (2007). El mecanismo de la transmisión de la política monetaria en la economía española y en el conjunto de la UEM. *Política económica en España ICE*(837), 31-55.
- Banco Central Europeo. (2004). La Política Monetaria del BCE. 44-50.
- Meltzer, A. (1995). Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 49-72.
- Modigliani, F. (1971). Monetary policy and consumption: Linkages via Interest Rate and Wealth Effects in the FMP Model. *In Consumer spending and Monetary Policy: The Linkages*, 9-84.

- Bernanke, B., & Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- Hernando, I., & Martínez Pagés, J. (Diciembre de 2001). ¿Existe un canal del crédito bancario en la transmisión de la política monetaria en España? *Boletín Económico, Banco de España*, 37-44.
- Edwards, F., & Mishkin, F. (julio de 1995). The Decline of Traditional Banking: Implications for Financial Stability and Regulatory Policy. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 1(2), 27-45.
- Berben, R.-P., Locarno, A., Morgan, J., & Valles, J. (octubre de 2004). Cross Country Differences in Monetary Policy Transmission. *Working paper series*.
- Parodi, C. (2022). De la inflación moderada a la inflación inercial. En M. Vega , & L. Zegarra, *In: Historia del Banco Central y la Política Monetaria de Perú* (Vol. 1, págs. 237-260). Banco Central de Reserva del Perú.
- Velarde, J., & Montoro, C. (2022). Twenty years of inflation targeting in Peru: lessons and challenges ahead. *Central Banking in the Americas: Lessons from Two Decades*, 127-147.
- Armas, A., & Gondo, R. (2022). La transición del control de agregados monetarios al esquema de metas explícitas de inflación. En M. Vega, & L. Zegarra, *Historia del Banco Central y la Política Monetaria de Perú* (Vol. 2, págs. 141-160). Banco Central de Reserva del Perú.
- Armas, A., Grippa, F., Quispe Misaic, Z., & Valdivia, L. (2001). De metas monetarias a metas de inflación en una economía con dolarización parcial: el caso peruano. *Revista Estudios Económicos*(No 7), 25-73.
- Perez, F., & Vega, M. (noviembre de 2015). Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from Peru. *Serie de Documentos de Trabajo*, 1-19.

- Bacchetta, P., & Van Wincoop, E. (2006). Can Information Heterogeneity Explain the Exchange Rate Determination Puzzle? *American Economic Review*, 96(3), 552-576.
- Perez, F. (marzo de 2017). El rango meta de inflación y la efectividad de la política monetaria en el Perú. *Modeda: Política Monetaria*, 13-17.
- Winkelried, D. (diciembre de 2013). Modelo de Proyección Trimestral del BCRP: Actualización y novedades. *Revista Estudios Económicos*(26), 9-60.
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (abril de 1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251.
- Bernard, A., & Durlauf, S. (1996). Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. *Journal of Econometric*, 71, 161-173.
- Pesaran, H. (2007). A pair-wise approach to testing for output and growth convergence. *Journal of Econometrics*, 138, 312-355.
- Enders, W. (2009). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons Ltd.
- Winkelried, D. (junio de 2014). Exchange Rate Pass-through and Inflation Targeting in Peru. *Empirical Economics*, 46(4), 1181-1196.
- Winkelried, D., & Gutierrez, J. (2015). Regional inflation dynamics and inflation targeting. The case of PERU. *Journal of Applied Economics*, 18(2), 199-224.
- Gondo, R., & Yetman, J. (2018). Anchoring of Inflation Expectations in Latin America. *Serie de Documentos de Trabajo*.
- Rossini, R., Quispe, Z., & Gondo, R. (2014). Peru's Experience with Inflation Targeting. *Peru's Experience with Inflation Targeting., Working Paper WP/14/75*.
- Leeper, E. (1991). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27, 129-147.
- Díaz-Roldán, C., & Prats, M. A. (2016). ¿Es efectiva la política monetaria del Banco Central Europeo?: Un contraste indirecto de la Teoría Fiscal del Nivel de Precios.

- Woodford, M. (1995). Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43, 1-46.
- Sims, C. A. (1994). A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy. *Economic Theory Springer; Society for the Advancement of Economic Theory (SAET)*, 4(3), 381-399.
- Woodford, M. (2001). Fiscal requirements for price stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(3), 669–728.
- Cochrane, J. H. (enero de 2001 ). Long-Term Debt and Optimal Policy in the Fiscal Theory of the Price Level. *Econometrica*, 69(1), 69-116.
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 5.
- McCallum, B. T. (febrero de 2001). Indeterminacy, bubbles, and the fiscal theory of price level determination. *Journal of Monetary Economics*, 47(1), 19-30.
- Buiter, W. H. (2002). The fiscal theory of the price level: A critique. *The Economic Journal*, 112(481), 459-480.
- Cochrane, J. H. (1998). A Frictionless View of US Inflation. *NBER Macroeconomics Annual*, 13, 323-421.
- Christiano, L., & Fitzgerald, T. (2000). Understanding the fiscal theory of the price level. *Economic Review, issue Q II*, 2-38.
- Sokol, J. (junio de 2023). Review of Shocks in the Economy. *Investigación y Pensamiento Crítico*, 11(1).
- Brunnhuber, S. (enero de 2023). The Economics of External Shocks. *In: Financing our Anthropocene*, 19-26.
- International Monetary Fund. (octubre de 2021). Recovery During a Pandemic Health Concerns, Supply Disruptions, and Price Pressures.

- Winkelried, D. (junio de 2012). Traspaso del tipo de cambio y metas de inflación en el Perú. *Revista Estudios Económicos*, 23, 9-24.
- Adolfson, M. (2007). "Incomplete exchange rate pass-through and simple monetary policy rules. *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 468-494.
- Flamini, A. (2007). Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-Through. *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1113-1150.
- Marazzi, M., & Sheets, N. (2007). Declining exchange rate pass-through to U.S. import prices: The potential role of global factors. *Journal of International Money and Finance*, 26(6), 924-947.
- Campa, J., & Goldberg, L. (noviembre de 2005). Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.
- Armas, A., Santos, A., & Tashu, M. (2015). Monetary Policy in a Partially Dollarized Economy: Peru's Experience with Inflation Targeting. En A. Werner , & A. Santos, *Peru Staying the Course of Economic Success* (págs. 191-206). International Monetary Fund.
- Garcia-Hiernaux, A., & Guerrero, D. (2021). Priceconvergence:Representationandtesting. *Economic Modelling*, 104.
- Garcia-Hiernaux, A., Gonzalez-Perez, M., & Guerrero, D. (2023). Eurozone prices: A tale of convergence and divergence. *Economic Modelling*, 126.
- Lee, J., & Strazicich, M. (Noviembre de 2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Luetkepohl, H., & Saikkonen, P. (2002). Testing for a Unit Root in a Time Series with a Level Shift at Unknown Time. *Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers*.

- Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? En *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 1).
- Blanchard, O., & Perotti, R. (Noviembre de 2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.
- Martinelli, C., & Vega, M. (2018). The Monetary and Fiscal History of Peru, 1960-2017: Radical Policy Experiments, Inflation and Stabilization. 468.
- Goldberg, P., & Knetter, M. (1996). Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *NBER Working Papers*, 5862.
- Taylor, J. B. (Junio de 2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.
- McCarthy, J. (2007). Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *Eastern Economic Journal*, 33(4), 511-537.
- BCRP. (2007). Metas Explícitas de Inflación en el Perú: Experiencias y Lecciones. *Documento de trabajo del Banco Central de Reserva del Perú*.
- BCRP. (Marzo de 2022). Reporte de Inflación. *Banco Central de Reserva del Perú*.
- BCRP. (2023). Notas Informativas: Política Monetaria y Tasas de Interés. *Banco Central de Reserva del Perú*.

## 8. Anexos

### R1. Diagnostico de Estabilidad del VAR (1998:01 – 2001:12; N = 48)

Las tablas a continuación presentan los diagnósticos de estabilidad del VAR estimado para el período 1998:04–2001:12 ( $T = 45$ ), utilizando tres rezagos, de acuerdo con el criterio HQC, que sugería este orden y evitaba problemas de autocorrelación en los residuos. Las variables incluidas son:  $d\_Brecha$  ( $\Delta$  Brecha de inflación),  $Tint$  (Tasa de interés interbancaria),  $d\_1\_Tot$  ( $\Delta$  log Términos de intercambio) y  $d\_RS$  ( $\Delta$  Rigidez salarial real). Se estimó un sistema VAR mediante MCO, con desviaciones estándar robustas HC1, incluyendo constante y efectos estacionales (S1–S11). Las principales estadísticas del modelo son: log-verosimilitud = -94.6048, determinante de la matriz de covarianzas = 0.0007873, AIC = 6.6935, BIC = 8.9418 y HQC = 7.5317. El contraste de autocorrelación de Portmanteau confirma la ausencia de correlación significativa de los residuos hasta el lag 11 ( $LB(11) = 148.15$ ,  $gl = 128$ ,  $p = 0.1075$ ).

#### R1.1. Raíces Inversas

Modelo	Raíz (Real, Imaginaria)	$ \lambda $	Dentro del círculo	Nota
VAR	(-0.685, 0.000)	0.685	Sí	Todas las raíces están dentro del círculo unidad $\rightarrow$ VAR estable. Las raíces complejas indican oscilaciones, pero con módulo $< 1$ .
	(-0.533, $\pm 0.280$ )	0.602	Sí	
	(0.743, $\pm 0.294$ )	0.800	Sí	
	(0.512, $\pm 0.742$ )	0.902	Sí	
	(0.228, $\pm 0.536$ )	0.583	Sí	
	(0.083, $\pm 0.579$ )	0.584	Sí	

#### R1.2. Contraste de autocorrelación de residuos

Lag	Rao F	p-valor	Conclusión (95% confianza)	Comentario
1	1.328	0.203	No rechazo	Residuos sin evidencia significativa de autocorrelación
2	1.510	0.088	No rechazo	
3	1.391	0.105	No rechazo	
4	1.367	0.122	No rechazo	
5	1.520	0.080	No rechazo	

6	1.212	0.312	No rechazo
---	-------	-------	------------

### R1.3. Contraste de heterocedasticidad (ARCH)

Lag	LM	df	p-valor	Conclusión (95% confianza)	Comentario
1	64.045	100	0.998	No rechazo	Residuos homogéneos, sin evidencia de ARCH.
2	217.019	200	0.195	No rechazo	
3	299.145	300	0.503	No rechazo	
4	395.561	400	0.553	No rechazo	

### R1.4. Normalidad de los residuos (Doornik – Hansen)

Test	Estadístico	gl	p-valor	Conclusión (95% confianza)	Comentario
Doornik-Hansen	22.370	8	0.0043	Rechazo	Existe desviación de la normalidad en los residuos, lo que puede reflejar colas más pesadas o asimetría.

## R2. Diagnostico de Estabilidad del VECM (2002:01 – 2007:08; N = 67)

### R2.1. VECM – Sistema: Brecha y Proporción de Insumos Importados

El sistema VECM se estimó para el período 2002:01–2007:08 (T = 68) con orden del retardo igual a 1, de acuerdo con el criterio de información de Schwarz (BIC). El rango de cointegración se determinó en 1, utilizando una constante no restringida (Caso 3). Las variables incluidas son la brecha de inflación (Brecha) y la proporción de insumos importados (InsM).

#### R2.2.1. Raíces Inversas

Modelo	Raíz (Real, Imaginaria)	(Real, $ \lambda $ )	Dentro del círculo	Nota
VECM (Brecha – InsM)	(1.000, 0.000)	1.000	No	Raíz unitaria esperada ( $r=1$ )
	(0.192, 0.000)	0.192	Sí	Estable

R2.2.2. Contraste de autocorrelación de residuos – hasta orden 6

Lag	Rao F	p-valor	Conclusión	Comentario
1	2.074	0.088	No rechazo	Residuos sin correlación
2	1.277	0.262	No rechazo	
3	1.496	0.135	No rechazo	
4	1.229	0.257	No rechazo	
5	1.050	0.413	No rechazo	
6	0.915	0.582	No rechazo	

R2.2.3. Contraste de heterocedasticidad (ARCH) – hasta orden 6

Lag	LM	df	p-valor	Conclusión	Comentario
1	4.618	9	0.8662	No rechazo	Residuos sin heterocedasticidad
2	13.908	18	0.7351	No rechazo	
3	17.430	27	0.9200	No rechazo	
4	25.393	36	0.9064	No rechazo	
5	35.849	45	0.8333	No rechazo	
6	43.910	54	0.8349	No rechazo	

R2.2.4. Normalidad de residuos (Doornik – Hansen)

Test	Estadístico	gl	p-valor	Conclusión	Comentario
Doornik–Hansen	5.7418	4	0.2193	No rechazo	Residuos compatibles con normalidad

R2.3. VECM – Sistema: Brecha y Tasa de interés interbancaria

El sistema VECM se estimó para el período 2002:01–2007:08 ( $T = 68$ ), con un orden de retardo igual a 6 e incluyendo una constante no restringida (Caso 3). El rango de cointegración se determinó en 1. El número de retardos se seleccionó según el criterio de información AIC, privilegiando la parsimonia y la estabilidad del modelo. Las variables incluidas son la brecha de inflación (Brecha) y la tasa de interés interbancaria (Tint)

### R2.3.1. Raíces Inversas

Modelo	Raíz (Real, Imaginaria)	(Real, $ \lambda $ )	Dentro del círculo	del	Nota
VECM (Brecha-Tint)	(1.000, 0.000)	1.000	No		Raíz unitaria esperada ( $r=1$ )
	(0.8905, 0.2596)	0.9275	Sí		Estable
	(0.8905, -0.2596)	0.9275	Sí		Estable
	(0.2943, 0.8057)	0.8577	Sí		Estable
	(0.2943, -0.8057)	0.8577	Sí		Estable
	(0.4631, 0.4237)	0.6277	Sí		Estable
	(0.4631, -0.4237)	0.6277	Sí		Estable
	(-0.6542, 0.3166)	0.7267	Sí		Estable
	(-0.6542, -0.3166)	0.7267	Sí		Estable
	(-0.2834, 0.4948)	0.5703	Sí		Estable
	(-0.2834, -0.4948)	0.5703	Sí		Estable
(-0.4580, 0.0000)	0.4580	Sí		Estable	

### R2.3.2. Contraste de autocorrelación de residuos

Lag	Rao F	p-valor	Conclusión	Comentario
1	0.563	0.6902	No rechazo	Residuos sin correlación
2	0.300	0.9645	No rechazo	
3	0.292	0.9895	No rechazo	
4	0.915	0.5549	No rechazo	
5	0.891	0.5985	No rechazo	
6	0.940	0.5505	No rechazo	
7	0.823	0.7141	No rechazo	
8	0.827	0.7215	No rechazo	
9	1.194	0.2555	No rechazo	
10	1.727	0.0919	Rechazo	
11	1.730	0.0807	Rechazo	
12	1.715	0.0801	Rechazo	

### R2.3.3. Contraste de heterocedasticidad (ARCH)

Lag	LM	df	p-valor	Conclusión	Comentario
1	4.162	9	0.9004	No rechazo	(Residuos sin heterocedasticidad)
2	6.460	18	0.9939	No rechazo	
3	11.480	27	0.9960	No rechazo	
4	30.591	36	0.7233	No rechazo	
5	40.097	45	0.6793	No rechazo	
6	45.331	54	0.7934	No rechazo	
7	50.336	63	0.8757	No rechazo	
8	55.904	72	0.9193	No rechazo	

9	59.741	81	0.9633	No rechazo
10	72.094	90	0.9169	No rechazo
11	75.135	99	0.9646	No rechazo
12	84.399	108	0.9549	No rechazo

#### R2.3.4. Normalidad de residuos (Doornik – Hansen)

Test	Estadístico	gl	p-valor	Conclusión	Comentario
Doornik–Hansen	39.413	4	0.0000	Rechazo	Residuos no compatibles con normalidad

### R3. Diagnostico de Estabilidad del VAR (2002:01 – 2007:08; N = 68)

Las tablas a continuación presentan los diagnósticos de estabilidad del VAR estimado para el período 2002:01–2007:08, que incluye como variables: d\_Brecha ( $\nabla$  Brecha de inflación), d\_Tint ( $\nabla$  tasa de interés interbancaria), d\_TCR ( $\nabla$  tipo de cambio real) y d\_InsM ( $\nabla$  proporción de insumos importados), junto con una constante. El orden del retardo se seleccionó en 01, de acuerdo con el criterio de información de Schwarz–BIC. Los coeficientes se estimaron utilizando desviaciones típicas robustas ante heterocedasticidad (variante HC1), con el fin de corregir posibles problemas en los residuos.

#### R3.1. Raíces Inversas

Modelo	Raíz (Real, Imaginaria)	$ \lambda $	Dentro del círculo	Nota
(VAR d_Brecha; d_Tint; d_TCR; d_InsM)	(0.295, 0.201)	0.357	Sí	Estable
	(0.295, -0.201)	0.357	Sí	Estable
	(-0.455, 0.000)	0.455	Sí	Estable
	(-0.075, 0.000)	0.075	Sí	Estable

#### R3.2. Contraste de autocorrelación de residuos – hasta orden 6

Lag	Rao F	p-valor	Conclusión	Comentario
1	1.135	0.3267	No rechazo	Residuos sin correlación
2	1.385	0.0946	No rechazo	
3	1.193	0.2042	No rechazo	
4	1.128	0.2675	No rechazo	
5	1.047	0.3971	No rechazo	
6	1.011	0.4726	No rechazo	

### R3.3. Contraste de heterocedasticidad (ARCH) – hasta orden 6

Lag	LM	df	p-valor	Conclusión	Comentario
1	113.522	100	0.1678	No rechazo	Residuos sin heterocedasticidad
2	226.689	200	0.0947	No rechazo	
3	322.414	300	0.1787	No rechazo	
4	389.978	400	0.6307	No rechazo	
5	486.570	500	0.6582	No rechazo	
6	596.053	600	0.5378	No rechazo	

### R3.4. Normalidad de residuos (Doornik – Hansen)

Test	Estadístico	gl	p-valor	Conclusión	Comentario
Doornik–Hansen	116.315	8	0.0000	Rechazo	Residuos no normales

## R4. Diagnostico de Estabilidad del VAR (2007:09 – 2017:04; N = 116)

Las tablas a continuación presentan los diagnósticos de estabilidad del VAR estimado para el período 2007:09–2017:04, que incluye como variables endógenas: d\_Brecha ( $\nabla$  Brecha de inflación), d\_Tint ( $\nabla$  tasa de interés interbancaria), d\_TCR ( $\nabla$  tipo de cambio real) y d\_InsM ( $\nabla$  proporción de insumos importados), junto con una constante. El modelo fue estimado con un orden de retardo igual a cinco, seleccionado en función del criterio de información AIC, que ofreció el mejor compromiso entre ajuste y parsimonia.

Los coeficientes se estimaron empleando desviaciones típicas robustas a la heterocedasticidad (variante HC1), a fin de mitigar posibles problemas asociados a la varianza no constante en los residuos. La inclusión de un mayor número de rezagos permite capturar de manera más adecuada la dinámica de corto y mediano plazo entre las variables, aunque introduce cierta volatilidad en las funciones impulso–respuesta (IRFs) debido a la incorporación de información adicional en cada retardo.

### R4.1. Raíces Inversas

Modelo	Raíz (Real, Imaginaria)	$ \lambda $	Dentro del círculo	Nota
(VAR d_Brecha; d_Tint; d_TCR; d_InsM)	(-0.817, $\pm 0.261$ )	0.858	Sí	Estable
	(-0.396, $\pm 0.776$ )	0.871	Sí	Estable
	(0.111, $\pm 0.863$ )	0.870	Sí	Estable
	(-0.497, $\pm 0.502$ )	0.706	Sí	Estable
	(-0.417, 0.000)	0.417	Sí	Estable
	(-0.209, $\pm 0.571$ )	0.608	Sí	Estable
	(0.455, $\pm 0.680$ )	0.818	Sí	Estable

	(0.929, ±0.161)	0.943	Sí	Estable
	(0.600, ±0.396)	0.719	Sí	Estable
	(0.711, ±0.259)	0.757	Sí	Estable
	(0.199, 0.000)	0.199	Sí	Estable

#### R4.2. Contraste de autocorrelación de residuos – hasta orden 6

Lag	Rao F	p-valor	Conclusión	Comentario
1	1.002	0.455	No rechazo	Residuos sin correlación
2	0.899	0.629	No rechazo	
3	0.803	0.821	No rechazo	
4	1.044	0.396	No rechazo	
5	1.177	0.169	No rechazo	
6	1.026	0.430	No rechazo	

#### R4.3. Contraste de heterocedasticidad (ARCH) – hasta orden 6

Lag	LM	gl	p-valor	Conclusión	Comentario
1	133.023	100	0.015	Rechazo	Residuos sin heterocedasticidad
2	244.731	200	0.017	Rechazo	
3	348.16	300	0.029	Rechazo	
4	439.241	400	0.086	No Rechazo	
5	544.669	500	0.082	No Rechazo	
6	636.044	600	0.149	No Rechazo	

#### R4.4. Normalidad de residuos (Doornik – Hansen)

Test	Estadístico	gl	p-valor	Conclusión	Comentario
Doornik–Hansen	20.676	8	0.008	Rechazo	Residuos no normales

### R5. Diagnostico de Estabilidad del VECM (2017:05 – 2025:06; N = 98)

#### R5.1. VECM – Sistema: Brecha y Tasa de interés

El sistema VECM Brecha–Tint se estimó con cuatro retardos, siguiendo el criterio de parsimonia AIC para garantizar un balance adecuado entre ajuste y simplicidad, y con rango de cointegración igual a 1 (constante no restringida) para el período 2017:05–2025:06. Los coeficientes se estimaron mediante máxima verosimilitud, y los vectores de ajuste ( $\alpha$ ) se obtuvieron utilizando Bootstrap con 1000 réplicas para robustez estadística.

### R5.1.1. Raíces Inversas

Modelo	Raíz (Real, Imaginaria)	(Real, $ \lambda $ )	Dentro del círculo	del	Nota
VECM (Brecha Tint)	(-0.6609, 0.0000)	0.6609	Sí		Estable
	(-0.1617, $\pm 0.4538$ )	0.4818	Sí		Estable
	(0.3763, $\pm 0.6075$ )	0.7146	Sí		Estable
	(0.9413, $\pm 0.1045$ )	0.9471	Sí		Estable
	(1.0000, 0.0000)	1.0000	No		Raíz unitaria esperada

### R5.1.2. Contraste de autocorrelación de residuos

Lag	Rao F	p-valor	Conclusión	Comentario
1	1.902	0.1122	No rechazo	Residuos sin correlación
2	1.467	0.1726	No rechazo	
3	1.122	0.3451	No rechazo	
4	1.297	0.2046	No rechazo	
5	1.271	0.2058	No rechazo	
6	1.257	0.2032	No rechazo	
7	1.102	0.3435	No rechazo	
8	1.016	0.4534	No rechazo	
9	0.916	0.6080	No rechazo	
10	0.835	0.7420	No rechazo	
11	0.814	0.7820	No rechazo	
12	1.383	0.0769	No rechazo	

### R5.1.3. Contraste de heterocedasticidad (ARCH)

Lag	LM	df	p-valor	Conclusión	Comentario
1	13.054	9	0.1602	No rechazo	Sin evidencia de ARCH
2	16.882	18	0.5312	No rechazo	
3	33.622	27	0.1773	No rechazo	
4	37.051	36	0.4203	No rechazo	
5	33.616	45	0.1720	No rechazo	
6	68.804	54	0.0846	No rechazo	
7	71.524	63	0.2158	No rechazo	
8	73.492	72	0.4290	No rechazo	
9	77.672	81	0.5841	No rechazo	
10	84.069	90	0.6562	No rechazo	
11	89.134	99	0.7512	No rechazo	
12	91.830	108	0.8675	No rechazo	

#### R5.1.4. Contraste de Normalidad de residuos (Doornik – Hansen)

Test	Estadístico	gl	p-valor	Conclusión	Comentario
Doornik–Hansen	55.0164	4	0.0000	Rechazo	Residuos no compatibles con normalidad

#### R5.2. VECM – Sistema: Brecha y Proporción de Insumos Importados

El sistema VECM se estimó con un rezago y rango de cointegración igual a 1 (constante no restringida) para el período 2017:05–2025:05. Las variables incluidas son la brecha de inflación (Brecha) y la proporción de insumos importados (InsM). La elección de un solo rezago responde a criterios de parsimonia y a la selección conjunta por AIC, BIC y HQC, garantizando la estabilidad dinámica del modelo y la validez de los contrastes estadísticos, sin evidencia de autocorrelación ni heterocedasticidad en los residuos. Los coeficientes se estimaron mediante máxima verosimilitud, incorporando una constante no restringida, y los vectores de ajuste ( $\alpha$ ) se calcularon con Bootstrap de 1000 repeticiones, asegurando robustez en su inferencia estadística.

##### R5.2.1. Raíces Inversas

Modelo	Raíz (Real, Imaginaria)	(Real, $ \lambda $ )	Dentro del círculo	del	Nota
VECM (Brecha – InsM)	(1.0000, 0.0000)	1.000	No		Raíz unitaria esperada
	(0.7113, 0.0000)	0.711	Sí		Estable

##### R5.2.2. Contraste de autocorrelación de residuos

Lag	Rao F	p-value	Conclusión	Comentario
1	1.998	0.0570	No rechazo	Residuos sin correlación
2	1.655	0.1123	No rechazo	
3	1.862	0.0590	No rechazo	
4	1.750	0.0560	No rechazo	
5	1.435	0.1118	No rechazo	
6	1.237	0.2174	No rechazo	
7	1.122	0.3194	No rechazo	
8	1.038	0.4225	No rechazo	
9	1.318	0.1281	No rechazo	
10	1.231	0.1869	No rechazo	
11	1.258	0.1580	No rechazo	
12	1.647	0.0630	No rechazo	

### R5.2.3. Contraste de heterocedasticidad (ARCH)

Lag	LM	df	p-value	Conclusión	Comentario
1	6.391	9	0.7003	No rechazo	Residuos homocedásticos
2	13.427	18	0.7656	No rechazo	
3	30.116	27	0.3090	No rechazo	
4	38.245	36	0.3678	No rechazo	
5	69.955	45	0.0700	No rechazo	
6	75.366	54	0.0930	No rechazo	
7	81.501	63	0.0584	No rechazo	
8	84.243	72	0.1533	No rechazo	
9	88.327	81	0.2705	No rechazo	
10	95.896	90	0.3157	No rechazo	
11	99.985	99	0.4534	No rechazo	
12	108.937	108	0.4566	No rechazo	

### R5.2.4. Contraste de normalidad (Doornik – Hansen)

Test	Estadístico	gl	p-valor	Conclusión	Comentario
Doornik–Hansen	2.36233	4	0.6694	No rechazo	Residuos compatibles con normalidad

## R6. Diagnostico de Estabilidad del VAR (2017:05 – 2025:06; N = 98)

Las tablas a continuación presentan los diagnósticos de estabilidad del VAR estimado para el período 2017:05–2025:05, que incorpora como variables endógenas: d\_Brecha ( $\Delta$  brecha de inflación), d\_Tint ( $\Delta$  tasa de interés interbancaria), d\_TCR ( $\Delta$  tipo de cambio real) y d\_InsM ( $\Delta$  proporción de insumos importados), junto con una constante. Se añadieron además dummies para los episodios excepcionales de 2020:06, 2020:10 y 2022:04, con el fin de capturar perturbaciones transitorias vinculadas a la pandemia y a la inestabilidad posterior.

El orden de retardo, seleccionado siguiendo criterios de parsimonia (AIC, BIC y HQC), resultó óptimo en 1. Los coeficientes se estimaron mediante MCO con desviaciones típicas robustas a la heterocedasticidad (variante HC1), complementando la estimación con un procedimiento Bootstrap de 1000 iteraciones para reforzar la robustez estadística de los resultados.

Las funciones impulso-respuesta se calcularon a partir de una descomposición de Cholesky del residuo reducido, con el ordenamiento [dBrecha, dInsM, dTCR, dTint]. Este refleja la persistencia de la brecha, el ajuste relativamente más lento de los insumos importados, la determinación parcial externa del tipo de cambio real y el carácter endógeno de la tasa de interés. La robustez de los resultados se verificó reordenando las variables [dTCR, dInsM] y [dTint, dTCR], sin cambios cualitativos en las conclusiones.

### R6.1. Raíces Inversas

Modelo	Raíz (real, imag.)	$ \lambda $	Dentro del círculo	Nota
$(\Delta \text{ Brecha} - \Delta \text{ Tint} - \Delta \text{ TCR} - \Delta \text{ InsM})$	(0.721, 0.000)	0.721	Sí	Estable
	(0.155, 0.000)	0.155	Sí	Estable
	(-0.0904, 0.000)	0.090	Sí	Estable
	(-0.4286, 0.000)	0.429	Sí	Estable

### R6.2. Contraste de autocorrelación de residuos

Lag	Rao F	p-valor	Conclusión	Comentario
1	1.501	0.0991	No rechazo	Residuos sin correlación
2	1.228	0.1918	No rechazo	
3	1.159	0.2311	No rechazo	
4	1.269	0.0984	No rechazo	
5	1.212	0.1310	No rechazo	
6	1.200	0.1318	No rechazo	
7	1.252	0.0766	No rechazo	
8	1.193	0.1242	No rechazo	
9	1.288	0.0749	No rechazo	
10	1.285	0.0770	No rechazo	
11	1.264	0.0591	No rechazo	
12	1.229	0.0858	No rechazo	

### R6.3. Contraste de heterocedasticidad (ARCH) – hasta orden 6

Lag	LM	df	p-valor	Conclusión	Comentario
1	140.952	100	0.0044	Rechazo	Evidencia de heterocedasticidad
2	240.133	200	0.0275	Rechazo	
3	335.960	300	0.0749	No rechazo	
4	449.585	400	0.0437	Rechazo	
5	546.947	500	0.0719	No rechazo	
6	633.177	600	0.1686	No rechazo	

### R6.4. Normalidad de residuos (Doornik – Hansen)

Test	Estadístico	gl	p-valor	Conclusión	Comentario
Doornik–Hansen	54.256	8	0.0000	Rechazo	Residuos no normales

## R7. Cointegración (Johansen)

### R7.1. Test de cointegración de Johansen (2002:01 – 2007:08)

Las pruebas de cointegración de Johansen se realizaron para el período 2002:01–2007:08, considerando pares de variables conformados por la brecha de inflación (Brecha) y

cada una de las siguientes: proporción de insumos importados (InsM) y tasa de interés interbancaria (Tint). Previamente, se verificó que todas las series eran integradas de orden 1 I (1), requisito indispensable para la cointegración.

El orden del retardo en la especificación de la brecha de inflación con InsM se seleccionó siguiendo el criterio de información de Schwarz (BIC), asegurando parsimonia en la estimación. En el caso de Tint, no se siguió el BIC: se emplearon 6 rezagos, ya que fue con este número que se obtuvo un único vector de cointegración, garantizando así la validez de los resultados.

#### R7.1.1. Test de cointegración de Johansen

Variables	r	Traza	p-valor	Máx-Eigen	p-valor	Conclusión
Brecha–Tint Lag = 6	0	21.138	0.0054	20.111	0.0043	Existe al menos un vector de cointegración
	1	1.0263	0.3228	1.0263	0.3228	Exactamente un vector de cointegración
Brecha–InsM Lag = 1 (BIC)	0	40.363	0.0000	36.690	0.0000	Existe al menos un vector de cointegración
	1	3.6736	0.0603	3.6736	0.0553	Exactamente un vector de cointegración

#### R7.1.2. Vectores de cointegración normalizados (Brecha = 1.0)

Variables	Vector de cointegración ( $\beta$ )	Signo esperado	Comentario
Brecha–Tint	Brecha (1.0), Tint (+0.9469)	(–)	Coincide con teoría: mayor tasa reduce brecha; Brecha = – 0.9469 · Tint
Brecha–InsM	Brecha (1.0), InsM (-1.1060)	(+)	Coincide con teoría: mayor proporción de insumos importados presiona al alza la brecha; Brecha = +1.1060 · InsM

### R7.1.3. Coeficientes de corrección de error (ECT, $\alpha$ )

Variable dependiente	Coef. ECT ( $\alpha$ )	Signo esperado	Conclusión
Brecha (con Tint)	-0.16771	<0	Ajusta hacia el equilibrio
Tint	-0.09869	<0	Ajusta hacia el equilibrio
Brecha (con InsM)	+0.01857	<0	No ajusta hacia equilibrio
InsM	+0.74716	<0	Divergente

### R7.2. Test de cointegración de Johansen (2017:05 – 2025:06)

Las pruebas de cointegración de Johansen se realizaron para el período 2017:05–2025:06, considerando pares de variables conformados por la brecha de inflación (Brecha) y cada una de las siguientes: proporción de insumos importados (InsM) y tasa de interés interbancaria (Tint). Previo a las pruebas de cointegración, se verificó que todas las series consideradas (Brecha, InsM y Tint) presentaban raíz unitaria, confirmando que son integradas de orden 1 y, por tanto, adecuadas para el análisis de cointegración.

La prueba de cointegración de Johansen se aplicó para cada sistema VECM considerando: Para el par Brecha–Tint, 4 retardos seleccionados mediante el criterio AIC, asegurando parsimonia y estabilidad del modelo. Para el par Brecha–InsM, 1 retardo seleccionado según los criterios AIC, BIC y HQC, garantizando un ajuste adecuado sin comprometer la validez de los contrastes estadísticos.

Estos criterios permitieron determinar de manera confiable la existencia de un vector de cointegración (rango = 1) en ambos sistemas, reflejando relaciones de largo plazo entre la brecha de inflación y las variables de interés (Tint o InsM).

### R7.2.1. Test de cointegración de Johansen

Variables	r	Traza	p-valor	Máx-Eigen	p-valor	Conclusión
Brecha– InsM	0	48.585	0.0013	31.990	0.0018	Existe al menos un vector de cointegración
	1	16.594	0.0824	16.594	0.0888	Exactamente un vector de cointegración
Brecha–Tint	0	32.821	0.0295	23.901	0.0341	Existe al menos un vector de cointegración
	1	8.920	0.3741	8.920	0.3835	Exactamente un vector de cointegración

### R7.2.2. Vectores de cointegración normalizados (Brecha = 1.0)

Variables	Vector de cointegración ( $\beta$ )	Signo esperado	Comentario
Brecha– InsM	Brecha (1.0), InsM (0.9462)	(+)	Coincide con teoría: mayor proporción de insumos importados presiona al alza la brecha; Brecha = +0.946·InsM
Brecha– Tint	Brecha (1.0), Tint (–1.2023)	(–)	Coincide con teoría: mayor tasa reduce la brecha; Brecha = –1.2023·Tint

### R7.2.3. Coeficientes de corrección de error (ECT, $\alpha$ )

Variable dependiente	Coef. ECT ( $\alpha$ )	Signo esperado	Conclusión
Brecha (con InsM)	–0.05361	<0	Ajusta hacia equilibrio
InsM	0.15915	<0	Divergente
Brecha (con Tint)	–0.05361	<0	Ajusta hacia equilibrio
Tint	–0.00235	<0	Variable débilmente exógena, no ajusta directamente

## R8. IRFs y FEVD

### R8.1. IRFs y FEVD (subperíodo 1998 – 2002, VAR(1))

El VAR se estimó para el período 1998:04–2001:12 ( $T = 45$ ) utilizando tres rezagos. Las variables incluidas son: d\_Brecha ( $\Delta$  Brecha de inflación), Tint (Tasa de interés

interbancaria), d\_1\_Tot ( $\Delta$  log Términos de intercambio) y d\_RS ( $\Delta$  Rigidez salarial real). La jerarquía de las variables en el sistema se establece mediante una descomposición de Cholesky del residuo reducido, considerando a d\_1\_Tot ( $\Delta$  log Términos de intercambio) como shock externo puro, d\_Brecha ( $\Delta$  Brecha de inflación) como variable persistente, d\_RS ( $\Delta$  Rigidez salarial real) como característica estructural del mercado laboral, y Tint (Tasa de interés interbancaria) como instrumento endógeno de política monetaria. El modelo se estimó mediante MCO con desviaciones estándar robustas tipo HC1, incluyendo constante. La robustez de los resultados se verificó invirtiendo el orden de las variables en la descomposición, observándose que las conclusiones no cambian cualitativamente.

#### R8.1.1. Impulso – Respuesta (IRFs)

Shock	Var. resp.	H	Valor	Signo esp.	Signo obs.	Sig.	Comentario
Tint	d_Brecha	t=7	-0.050	-	-	Sí	El efecto es estadísticamente significativo solo en t = 6 y 7, a partir de allí, pierde significancia y converge a cero.
d_Brecha	d_Brecha	t=1	0.3123	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=3, luego converge a cero.
d_1_Tot	d_Brecha	t=4	0.084	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo solo en t=4, luego converge a cero.
d_RS	d_Brecha	t=1	-0.005	+	+	No	El efecto no es estadísticamente significativo.
d_Brecha	Tint	t=1	-0.918	+	-	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=6, en t=2 se vuelve positivo y converge a cero.
Tint	d_RS	t=6	0.429	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=11, en t=2 se vuelve negativo y converge a cero.
Tint	d_1_Tot	t=4	-0.008	-	-	No	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=4, luego converge a cero.

### R8.1.2. Descomposición de Varianza (FEVD)

Variable	Horizonte	d_Brecha	Tint	d_l_Tot	d_RS
d_Brecha	12	82.29%	5.52%	11.73%	0.46%
	24	82.16%	5.61%	11.72%	0.51%
	36	82.15%	5.62%	11.72%	0.51%
Tint	12	11.89%	81.11%	2.87%	4.13%
	24	11.94%	80.72%	2.95%	4.39%
	36	11.94%	80.70%	2.95%	4.41%
d_l_Tot	12	1.09%	13.98%	83.30%	1.63%
	24	3.17%	14.28%	79.81%	2.73%
	36	3.17%	14.29%	79.79%	2.74%
d_RS	12	4.72%	25.79%	15.49%	53.99%
	24	4.70%	26.32%	15.80%	53.18%
	36	4.70%	26.32%	15.81%	53.17%

### R8.2. IRFs y FEVD (2002 – 2007, VAR(2))

El VAR se estimó para el período 2002:01–2007:08 ( $T = 68$ ) utilizando un retardo seleccionado según el BIC, con el objetivo de asegurar parsimonia y estabilidad de los resultados. Las variables incluidas fueron: d\_Brecha ( $\nabla$  brecha de inflación), d\_Tint ( $\nabla$  tasa de interés interbancaria), d\_TCR ( $\nabla$  tipo de cambio real) y d\_InsM ( $\nabla$  rigidez salarial real). Se incluyó una constante y las estimaciones se realizaron mediante MCO con desviaciones estándar robustas HC1 para controlar heterocedasticidad. El contraste Portmanteau ( $LB(17) = 283.28$ ;  $p = 0.1161$ ) sugiere que no hay evidencia significativa de autocorrelación residual, indicando que los retardos incluidos capturan la dinámica principal del sistema.

### R8.2.1. Impulso – Respuesta (IRFs)

Shock	Var. resp.	H	Valor	Signo esp.	Signo obs.	Sig.	Comentario
d_Brecha	d_Brecha	t = 1	+0.442	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t = 2, a partir de allí, pierde significancia y converge a cero.
d_Tint	d_Brecha	t = 2	+0.060	-	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t = 3, a partir de allí, pierde significancia y converge a cero.
d_TCR	d_Brecha	t = 2	+0.074	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t = 4, a partir de allí, pierde significancia y converge a cero.
d_InsM	d_Brecha	t = 2	-0.055	+	-	Sí	El efecto es estadísticamente significativo solo en t=2; a partir de allí, pierde significancia y converge a cero.
d_Brecha	d_Tint	t = 2	+0.033	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=2; a partir de allí, pierde significancia y converge a cero.
d_Brecha	d_TCR	t = 3	-0.251	-	-	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=4; a partir de allí, converge a cero.
d_Brecha	d_InsM	t = 2	+0.527	-	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo solo en t=2; a partir de allí, pierde significancia y converge a cero.

d_TCR	d_Tint	t = 1	0.0484	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=3; a partir de allí, converge a cero.
d_InsM	d_Tint	t = 1	0.081	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=2; a partir de allí, converge a cero.

### R8.2.2. Descomposición de Varianza (FEVD)

Variable	Horizonte	d_Brecha	d_Tint	d_TCR	d_InsM
d_Brecha	12	93.54%	1.88%	3.19%	1.39%
	24	93.54%	1.88%	3.19%	1.39%
	36	93.54%	1.88%	3.19%	1.39%
d_Tint	12	1.40%	88.56%	3.03%	7.01%
	24	1.40%	88.56%	3.03%	7.01%
	36	1.40%	88.56%	3.03%	7.01%
d_TCR	12	10.86%	0.26%	87.13%	1.76%
	24	10.86%	0.26%	87.13%	1.76%
	36	10.86%	0.26%	87.13%	1.76%
d_InsM	12	3.35%	2.74%	0.05%	93.86%
	24	3.35%	2.74%	0.05%	93.86%
	36	3.35%	2.74%	0.05%	93.86%

### R8.3. IRFs y FEVD (subperíodo 2007 – 2017, VAR(3))

El VAR se estimó para el período 2007:09–2017:04 ( $T = 116$ ), utilizando un orden de retardo de 5, seleccionado conforme al criterio de información AIC, que ofrecía un mejor balance entre ajuste y parsimonia frente a alternativas más restrictivas. Con cinco retardos, se eliminó la autocorrelación residual, garantizando la validez estadística del modelo.

Las variables incluidas fueron: d\_Brecha ( $\Delta$  brecha de inflación), d\_Tint ( $\Delta$  tasa de interés interbancaria), d\_TCR ( $\Delta$  tipo de cambio real) y d\_InsM ( $\Delta$  proporción de insumos importados), junto con una constante. Las estimaciones se realizaron mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con errores estándar robustos (variante HC1), a fin de controlar posibles problemas de heterocedasticidad.

El contraste de autocorrelación Portmanteau no rechazó la hipótesis nula ( $LB(29) = 378.1; p = 0.5753$ ), confirmando la adecuación de la especificación.

### R8.3.1. Impulso – Respuesta (IRFs)

Shock	Var. resp.	H	Valor	Signo esp.	Signo obs.	Sig.	Comentario
d_Brecha	d_Brecha	t=5	+0.381	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte, a partir de t=17 el efecto se vuelve negativo y luego converge a cero.
d_Tint	d_Brecha	t=7	+0.143	-	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte, a partir de t=19 el efecto se vuelve negativo y luego converge a cero.
d_TCR	d_Brecha	t=2	+0.102	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte, a partir de t=11 el efecto se vuelve negativo y luego converge a cero.
d_InsM	d_Brecha	t=9	+0.045	+	+	No	El efecto es estadísticamente no significativo en todo el horizonte.
d_Brecha	d_Tint	t=3	+0.045	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte, a partir de t=7 el efecto se vuelve negativo y luego converge a cero.
d_TCR	d_Tint	t=2	+0.065	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte, a partir de t=6 el efecto se vuelve negativo y luego converge a cero.
d_IsnM	d_Tint	t=3	-0.039	+	-	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte, a partir de t=6 el efecto se vuelve positivo y luego converge a cero.

d_IsnM	d_TCR	t=3	-0.308	+	-	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte, a partir de t=6 el efecto se vuelve positivo y luego converge a cero
--------	-------	-----	--------	---	---	----	----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

### R8.3.2. Descomposición de Varianza (FEVD)

Variable	Horizonte	d_Brecha	d_Tint	d_TCR	d_IsnM
<b>d_Brecha</b>	12	86.64%	9.47%	3.15%	0.75%
	24	83.43%	10.19%	5.55%	0.83%
	36	83.01%	10.61%	5.51%	0.86%
<b>d_Tint</b>	12	16.47%	56.88%	17.63%	9.02%
	24	23.59%	52.15%	16.15%	8.11%
	36	24.54%	51.32%	16.18%	7.96%
<b>d_TCR</b>	12	4.25%	6.12%	76.01%	13.62%
	24	4.63%	6.15%	75.56%	13.66%
	36	4.69%	6.16%	75.51%	13.65%
<b>d_IsnM</b>	12	6.63%	1.74%	20.10%	71.54%
	24	6.97%	1.78%	20.72%	70.53%
	36	6.98%	1.78%	20.74%	70.50%

### R8.4. IRFs y FEVD (subperíodo 2017 – 2025, VAR(4))

El VAR se estimó para el período 2017:05–2025:05 ( $T = 97$ ), con un orden de retardo óptimo de 1 seleccionado siguiendo criterios de parsimonia (AIC, BIC y HQC). El modelo incluye como variables endógenas la brecha de inflación ( $\Delta Brecha$ ), la tasa de interés interbancaria ( $\Delta Tint$ ), el tipo de cambio real ( $\Delta TCR$ ) y la proporción de insumos importados ( $\Delta InsM$ ), junto con una constante. Los coeficientes se estimaron mediante MCO con errores estándar robustos a la heterocedasticidad (HC1) y se complementaron con un procedimiento Bootstrap de 1000 iteraciones, reforzando la validez estadística de los resultados. Las funciones impulso-respuesta se calcularon a partir de una descomposición de Cholesky del residuo reducido, con el ordenamiento [ $\Delta Brecha$ ,  $\Delta InsM$ ,  $\Delta TCR$ ,  $\Delta Tint$ ], justificado por la persistencia de la brecha, el ajuste relativamente más lento de los insumos importados, la determinación parcial externa del tipo de cambio real y el carácter endógeno de la tasa de interés. La robustez de los resultados se verificó reordenando las variables [[ $\Delta Tint$ ,  $\Delta TCR$ ,  $\Delta InsM$ ,  $\Delta Brecha$ ], sin cambios cualitativos en las conclusiones.

R8.4.1. Impulso – Respuesta (IRFs)

Shock	Var. resp.	H	Valor inicial	Signo esp.	Signo obs.	Sig.	Comentario
d_Brecha	d_Brecha	t=1	+0.369	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte, a partir de t=5 converge a cero.
d_Brecha	d_Tint	t=2	+0.042	-	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=10
d_Brecha	d_InsM	t=1	+0.210	-	+	Sí (débil)	El efecto es estadísticamente significativo solo en t=1
d_Brecha	d_TCR	t=1	+0.192	-	+	No	El efecto no es estadísticamente significativo.
d_Tint	d_Brecha	t=2	+0.030	-	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte.
d_Tint	d_InsM	t=2	+0.079	+	+	No	El efecto no es estadísticamente significativo.
d_Tint	d_TCR	t=2	-0.148	-	-	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=4
d_InsM	d_Brecha	t=2	-0.013	+	-	No	El efecto no es estadísticamente significativo.
d_InsM	d_Tint	t=1	-0.027	+	-	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte.
d_InsM	d_TCR	t=2	+0.198	+	+	Sí	El efecto es estadísticamente significativo hasta t=2
d_TCR	d_Brecha	t=2	-0.010	+	-	No	El efecto no es estadísticamente significativo.
d_TCR	d_Tint	t=2	-0.039	+	-	Sí	El efecto es estadísticamente significativo en todo el horizonte.
d_TCR	d_InsM	t=2	-0.138	+	-	No	El efecto no es estadísticamente significativo.

R8.4.2. Descomposición de Varianza (FEVD)

Variable	H	d_Brecha	d_Tint	d_TCR	d_InsM
<b>d_Brecha</b>	12	98.02%	1.65%	0.15%	0.18%
	24	98.02%	1.66%	0.15%	0.18%
	36	98.02%	1.66%	0.15%	0.18%
<b>d_Tint</b>	12	8.88%	78.74%	5.47%	6.91%
	24	8.88%	78.74%	5.47%	6.91%
	36	8.88%	78.74%	5.47%	6.91%
<b>d_TCR</b>	12	3.24%	1.36%	94.04%	1.35%
	24	3.25%	1.37%	94.04%	1.35%
	36	3.25%	1.37%	94.04%	1.35%
<b>d_InsM</b>	12	1.39%	0.18%	0.47%	97.96%
	24	1.39%	0.18%	0.47%	97.96%
	36	1.39%	0.18%	0.47%	97.96%

**R9. Estimación de quiebres estructurales en la brecha inflacionaria mensual  
(1998(1) – 2025(6)) mediante Bai – Perron**

Número de quiebres (m)	Fechas de quiebre	RSS	BIC
0	–	1186.9	1370.5
1	2021(5)	1023.9	1333.3
2	2002(1), 2021(5)	954.0	1321.6
3	2002(1), 2007(8), 2021(5)	900.5	1314.2
4	2002(1), 2007(8), 2017(4), 2021(5)	833.3	1300.2
5	2002(1), 2007(8), 2012(9), 2017(4), 2021(5)	832.4	1311.4