

DOCUMENTO DE TRABAJO N° IDB-WP-1784

Choques de confianza y precios de minerales: evidencia sobre la inversión minera y no minera en el Perú

Paulo Chávez
Javier Beverinotti
Miguel Alzamora

Banco Interamericano de Desarrollo
Departamento de Países del Grupo Andino

Marzo, 2026



Choques de confianza y precios de minerales: evidencia sobre la inversión minera y no minera en el Perú

Paulo Chávez
Javier Beverinotti
Miguel Alzamora

Banco Interamericano de Desarrollo
Departamento de Países del Grupo Andino

Marzo 2026



Palabras clave: Inversión privada, inversión minera, precios internacionales de minerales, confianza empresarial, Vectores Autorregresivos con Parámetros Cambiantes en el Tiempo, Volatilidad Estocástica.

Clasificación JEL: C32, E22, F43, L70, O40, O44, O47.

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2026 Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons CC BY 3.0 IGO (<https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/igo/legalcode>). Se deberá cumplir los términos y condiciones señalados en el enlace URL y otorgar el respectivo reconocimiento al BID.

En alcance a la sección 8 de la licencia indicada, cualquier mediación relacionada con disputas que surjan bajo esta licencia será llevada a cabo de conformidad con el Reglamento de Mediación de la OMPI. Cualquier disputa relacionada con el uso de las obras del BID que no pueda resolverse amistosamente se someterá a arbitraje de conformidad con las reglas de la Comisión de las Naciones Unidas para el Derecho Mercantil (CNUDMI). El uso del nombre del BID para cualquier fin distinto al reconocimiento respectivo y el uso del logotipo del BID, no están autorizados por esta licencia y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Note que el enlace URL incluye términos y condiciones que forman parte integral de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta obra son exclusivamente de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del BID, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.



Choques de confianza y precios de minerales: evidencia sobre la inversión minera y no minera en el Perú*

Paulo Chávez[†]

Banco Interamericano de Desarrollo

Javier Beverinotti[‡]

Banco Interamericano de Desarrollo

Miguel Alzamora[§]

Pontificia Universidad Católica del Perú

2 de marzo de 2026

Resumen

Este estudio analiza cómo los choques de confianza y los precios internacionales de los minerales impactan la inversión privada minera y no minera en el Perú entre 2002 y 2024. Siguiendo la metodología de Vectores Autorregresivos con Parámetros Cambiantes en el Tiempo y Volatilidad Estocástica (TVP-VAR-SV) propuesta por Chan y Eisenstat (2018), mostramos que los choques externos influyen significativamente tanto en la inversión minera como en la no minera, mientras que los choques de confianza afectan principalmente a la inversión no minera. En el periodo post-pandemia, los factores externos y de confianza se consolidan como las principales fuentes de incertidumbre de inversión: alrededor del 50 % de la variabilidad de la inversión minera responde a shocks externos y el 35 % de la no minera a la confianza empresarial. Nuestros hallazgos aportan evidencia sobre la naturaleza dual y cambiante de los determinantes de la inversión privada en economías dependientes de recursos naturales.

Palabras clave: Inversión privada, inversión minera, precios internacionales de minerales, confianza empresarial, Vectores Autorregresivos con Parámetros Cambiantes en el Tiempo, Volatilidad Estocástica.

Clasificación JEL: C32, E22, F43, L70, O40, O44, O47.

* Agradecemos el valioso apoyo de Julio Molina como asistente de investigación.

[†] pauloch@iadb.org

[‡] javierbe@iadb.org

[§] miguel.alzamora@pucp.edu.pe

1. Introducción

La inversión privada es un determinante central de la acumulación de capital y de la transformación productiva, al expandir la capacidad instalada, modernizar infraestructura y sostener la creación de empleo (Adarov, 2025). Sin embargo, en varias economías emergentes su dinamismo se ha desacelerado de forma marcada desde inicios de los años 2000, reabriendo una pregunta clave: *¿qué choques dominan la dinámica de la inversión y cómo ha cambiado su transmisión a lo largo del tiempo?* El Perú, una economía primario-exportadora, constituye un caso particularmente informativo. Tras el fin del superciclo de commodities, el crecimiento de la inversión privada se moderó en un contexto de menores precios internacionales; en paralelo, episodios recurrentes de inestabilidad política deterioraron la confianza empresarial y afectaron las decisiones de inversión (World Bank, 2025). En este contexto, cuantificar la diferenciación de las respuestas del crecimiento de la inversión minera y no minera a choques de precios de commodities y a choques de confianza es clave para identificar qué perturbaciones predominan, cómo varía su transmisión en el tiempo y dónde se concentran las principales vulnerabilidades y prioridades de política.

Los resultados del estudio documentan una dinámica dual de la inversión privada. Los choques en los precios de commodities afectan con mayor intensidad el crecimiento de la inversión minera y, en comparación, muestran una incidencia más acotada sobre la inversión no minera. En cambio, los choques de confianza explican en mayor medida la respuesta del crecimiento de la inversión no minera. Este patrón también se refleja en las funciones impulso–respuesta (FIR) por subperíodos, que muestran una atenuación reciente en la sensibilidad del crecimiento de la inversión a los choques de confianza. En términos cuantitativos, un incremento de un punto porcentual en el crecimiento del índice de precios de minerales eleva el crecimiento de la inversión minera hasta 0.7 % en el quinto trimestre subsiguiente, con un *pass-through* cercano a 50 % en el primer año y 95 % en el largo plazo. De modo análogo, un aumento de 1 punto en el índice de confianza impulsa el crecimiento de la inversión no minera en torno a 0.6 % en el corto plazo, aunque estos efectos se disipan con mayor rapidez. Finalmente, la descomposición de varianza indica que los choques de precios de commodities y los choques de confianza explican más de la mitad de la incertidumbre total de la inversión privada.

En conjunto, los resultados de las funciones impulso–respuesta, la descomposición de varianza y la descomposición histórica delinean una narrativa coherente sobre la evolución de la inversión privada en el Perú. Durante el auge de los commodities (2003–2013), los choques de precios de minerales fueron el motor dominante del ciclo inversor. En la etapa pospandemia, nuestros resultados muestran que los choques de confianza adquieren mayor relevancia y afectan con mayor intensidad a la inversión no minera; en línea con ello, la evidencia del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) documenta que los choques de confianza también inciden sobre la actividad económica agregada (BCRP, 2023). Si bien la volatilidad externa se ha moderado en los años recientes y las elasticidades contemporáneas de la inversión son menores en comparación con el superciclo de commodities del periodo 2003–2013, la descomposición de varianza indica que estos choques explican hoy una fracción mayor de la incertidumbre total, reflejando una menor contribución relativa de factores idiosincráticos. En síntesis, la evidencia confirma la relevancia cuantitativa y cambiante de los choques de precios de commodities y de confianza para explicar las tasas de crecimiento de la inversión minera y no minera.

El estudio estima modelos *Time-Varying Parameter Vector Autoregression with Stochastic Volatility* (TVP-VAR-SV) para caracterizar cómo los choques de precios de commodities y de confianza se transmiten a las tasas de crecimiento de la inversión minera y no minera a lo largo del tiempo. Siguiendo a Chan y Eisenstat (2018), la especificación permite que los coeficientes del VAR y la matriz de covarianza evolucionen en el tiempo, capturando cambios en la intensidad y en la volatilidad de los choques. Para el caso peruano, dentro de la gama de modelos con parámetros cambiantes, el mejor modelo que se ajusta a los datos es el *Constant VAR-SV* (CVAR-SV). El sistema se estima con cinco variables trimestrales para 2003–2024, construidas a partir de información del BCRP y del Ministerio de Energía y Minas (MINEM). El índice de precios de minerales y la inversión minera y no minera se utilizan en tasas de crecimiento anualizadas, mientras que el índice de confianza y la tasa de interés interbancaria se incluyen en niveles.

La identificación estructural se implementa mediante una descomposición recursiva de Cholesky, ordenando las variables desde la más exógena a la más endógena. En particular, el ordenamiento considera (i) el crecimiento del índice de precios de minerales, (ii) el índice de confianza, (iii) el crecimiento de la inversión minera, (iv) el crecimiento de la inversión no minera y (v) la tasa de interés interbancaria. Se estiman mediante un algoritmo de *Gibbs sampling* las siete especificaciones propuestas por Chan y Eisenstat (2018), y en base a criterios de ajuste y parsimonia, se selecciona como modelo de referencia el CVAR-SV, un modelo que solo captura el cambio de la matriz de covarianza a través del tiempo.

La literatura teórica y empírica respalda que la confianza puede operar como un motor autónomo del ciclo económico y que los precios de commodities condicionan la actividad en economías abiertas. Desde los “espíritus animales” de Keynes (1936), la confianza se formaliza como perturbación coordinadora y potencial origen de equilibrios múltiples (Cass & Shell, 1983; Katona, 1951), con modulaciones de política (Akerlof & Shiller, 2009) y persistencia (De Grauwe & Ji, 2016; Farmer, 2013). En evidencia reciente, la confianza altera producción, consumo e inversión en economías avanzadas y a escala global (Ambrocio, 2022; Brzoza-Brzezina & Kotlowski, 2021; Déés, 2017; Ha & So, 2023; Levchenko & Pandalai-Nayar, 2020). En paralelo, los choques de términos de intercambio y precios de commodities son determinantes del ciclo en economías emergentes (Drechsel & Tenreyro, 2018; Fernández et al., 2017, 2018; Gruss, 2014; Mendoza, 1995). Para el Perú, trabajos con marcos de parámetros cambiantes en el tiempo confirman la importancia cuantitativa del canal externo sobre producto e inversión (Chávez & Rodríguez, 2023; Rodríguez et al., 2018; Rodríguez et al., 2023, 2024), pero la evidencia desagregada por bloques de inversión y con choques de confianza sigue siendo limitada.

Este artículo contribuye a esa literatura en tres frentes. Primero, desagrega la inversión privada en componentes minero y no minero y muestra que los precios de minerales dominan la inversión minera, mientras la confianza empresarial es central para la no minera. Segundo, documenta la naturaleza cambiante de la transmisión mediante un TVP-VAR-SV que entrega funciones impulso-respuesta, descomposición de varianza e histórica por subperíodos, destacando el debilitamiento pospandemia de ambas elasticidades. Tercero, valida la consistencia de los hallazgos con robustez: sustitución de precios de minerales por términos de intercambio, uso de confianza sectorial, cambios de ordenamiento e inclusión de inversión pública, con resultados estables y un *crowding-out* acotado.

El documento se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 revisa la literatura teórica y empírica. La Sección 3 describe el modelo, la estimación bayesiana y los datos. La Sección 4 presenta los resultados de volatilidad, funciones impulso–respuesta, FEVD y descomposición histórica. La sección 5 muestra los resultados de los ejercicios de robustez. Finalmente, la Sección 6 discute las conclusiones, implicancias de política y limitaciones.

2. Revisión de la Literatura

La literatura teórica y empírica destaca dos ideas centrales para economías abiertas intensivas en recursos naturales. Primero, los choques externos —en particular, los asociados a los precios internacionales de los commodities— son un determinante clave de la dinámica macroeconómica. Segundo, la confianza puede operar como un motor autónomo del ciclo al afectar el gasto y la inversión más allá de los fundamentos. Para el Perú, la evidencia existente es principalmente agregada y no documenta de manera sistemática cómo varía, a lo largo del tiempo, el papel de la confianza. Este estudio aborda ese vacío mediante la desagregación de la inversión privada en sus componentes minero y no minero, y mediante un enfoque VAR con volatilidad estocástica basado en Chan y Eisenstat (2018). Ello permite comparar la importancia relativa de los choques de confianza y de los choques en los precios de los minerales por bloque de inversión y por subperiodos.

2.1. Evidencia Teórica

Los choques de confianza constituyen un mecanismo autónomo del ciclo económico. Desde los “espíritus animales” de Keynes (1936) hasta los modelos de coordinación de expectativas de Cass y Shell (1983), la literatura ha destacado que los estados de ánimo agregados pueden originar equilibrios múltiples y fluctuaciones autoinducidas. En la tradición conductual, Katona (1951) y Akerlof y Shiller (2009) muestran que la confianza moldea las decisiones de gasto y puede verse influida por la política pública. Modelos recientes, como los de Farmer (2013) y De Grauwe y Ji (2016), formalizan la hipótesis de que las fluctuaciones de confianza pueden generar ciclos endógenos aun bajo expectativas racionales, al introducir múltiples equilibrios autojustificados y mecanismos de aprendizaje adaptativo. En la vertiente de expectativas racionales, Barsky y Sims (2012) y Beaudry y Portier (2006) interpretan la confianza como un shock informacional que anticipa cambios en las variables reales, mientras que Kozłowski et al. (2020) muestran que crisis severas pueden generar “cicatrices” persistentes en las creencias. En conjunto, estos estudios convergen en que la confianza no es una perturbación efímera, sino un determinante estructural del ciclo económico.

Paralelamente, la literatura sobre choques externos identifica los precios internacionales de los commodities como un factor central en las fluctuaciones de las economías exportadoras. Los enfoques estructuralistas de Prebisch (1950) y Singer (1950) resaltan el deterioro de los términos de intercambio, mientras que modelos intertemporales como Mendoza (1995) explican su transmisión al consumo y la inversión. Estudios recientes (Céspedes & Velasco, 2012; Drechsel & Tenreyro, 2018; Fernández et al., 2017, 2018) documentan respuestas asimétricas y sincronización de ciclos entre economías emergentes. En el caso peruano, donde la minería concentra cerca de

62 % de las exportaciones, las fluctuaciones en el índice de precios mineros condensan una parte importante de la volatilidad externa relevante para la trayectoria del ciclo económico nacional. No obstante, la interacción entre precios de commodities y choques de confianza sigue siendo relativamente poco explorada, lo que deja espacio para comprender cómo ambos determinan la dinámica sectorial de la inversión.

2.2. Evidencia Empírica

En el plano empírico, la evidencia reciente indica que los choques de confianza tienen efectos reales significativos y diferenciados, capaces de afectar el ciclo más allá de los fundamentos. En las economías avanzadas, su impacto suele ser inmediato y amplio, aunque su persistencia varía según el horizonte y el canal de transmisión. Para Estados Unidos, Levchenko y Pandalai-Nayar (2020) identifican un shock de confianza en un VAR reducido y encuentran respuestas positivas del PIB, las horas trabajadas y el consumo, con efectos de contagio hacia Canadá. A nivel subnacional dentro de EE. UU., Choi et al. (2024) estiman un panel VAR con efectos fijos estatales y documentan incrementos persistentes del PIB y el consumo, junto con menores presiones inflacionarias. En Europa, Brzoza-Brzezina y Kotlowski (2021) emplean un SVAR con restricciones de mediano plazo y estiman que las fluctuaciones de confianza explican entre 40 % y 70 % de la variabilidad del ciclo, mientras que Ambrocio (2022) muestra que una caída de una desviación estándar en la confianza empresarial reduce la actividad industrial en 6 % y el comercio en 9 %.

A escala global, Dées (2017) extrae, mediante un FAVAR, un factor común de confianza que modera los choques idiosincráticos en EE. UU., Reino Unido, Francia, Alemania, Italia y la zona del euro; y Ha y So (2023) documentan, con un VAR estructural, que más de un tercio de la variación mundial del PIB y el desempleo, en 37 países, se explica por choques de confianza. Asimismo, en el contexto de la COVID-19, estudios como Binder (2020), Dietrich et al. (2022) y Miescu y Rossi (2021) sugieren que las perturbaciones asociadas a la pandemia reconfiguraron la confianza y amplificaron su transmisión hacia variables macroeconómicas y financieras.

En América Latina, la confianza emerge como un determinante clave de la inversión y del ciclo económico. Teodoru (2020) muestran, mediante un VECM para Centroamérica y el Caribe, que la confianza es, en promedio, el principal impulsor de la inversión, solo superado por los factores externos. Para Chile, Valdebenito Espinoza (2016) y Albagli y Luttini (2015) destacan su papel estabilizador y su relevancia para la dinámica de la inversión. En el caso peruano, los estudios son escasos y mayormente previos a la pandemia: Arenas y Morales (2013) y Cuenca et al. (2011) confirman su capacidad predictiva sobre la inversión y el consumo, mientras que Sánchez y Vassallo (2023) estiman, mediante un TVP-VAR-SV, que los shocks de expectativas explican alrededor de 65 % de la variabilidad de la inversión agregada, frente a un 20 % atribuible a factores externos. En conjunto, la evidencia regional coincide en que la confianza impulsa la inversión, aunque la magnitud del efecto varía según la exposición externa y la estabilidad macroeconómica.

En paralelo, los estudios sobre choques externos subrayan que los precios internacionales de los commodities constituyen un determinante estructural del ciclo en economías abiertas. En Estados Unidos, estos choques, en especial los asociados al mercado petrolero, inciden sobre el

producto, la inflación y las tasas de interés a través de canales simultáneos de oferta y demanda. Esta relación se identifica mediante modelos VAR y estrategias de identificación estructural modernas (Baumeister & Hamilton, 2019; Hamilton, 1983; Kilian, 2009). En el conjunto de economías avanzadas, la evidencia apunta a la existencia de factores globales comunes: los precios de los commodities y las condiciones financieras compartidas explican una fracción relevante de la comovilidad del ciclo, en particular en la zona del euro, ya sea a través de modelos de factores o GVAR (Dées et al., 2007; Kose et al., 2003; Peersman & Van Robays, 2012).

En las economías emergentes, Fernández et al. (2017) estiman que los choques de commodities explican entre 30 % y 40 % de la variación del PIB, lo que confirma su peso cuantitativo y su relevancia estructural en la dinámica global. En los países pequeños y de bajos ingresos, Kose (2002), Broda (2004), Deaton y Miller (1996) y Raddatz (2007) muestran que la volatilidad de los precios de exportación e importación constituye un canal externo dominante, aunque su impacto varía según la estructura productiva, el régimen cambiario y la profundidad financiera. En América Latina, los estudios encuentran respuestas amplias y asimétricas del producto y la inversión ante choques en los términos de intercambio y en los precios de los commodities, destacando su importancia cuantitativa para el crecimiento y la política macroeconómica (Drechsel & Tenreyro, 2018; Gruss, 2014). Este patrón regional, impulsado por la dependencia de las exportaciones de materias primas, motiva el análisis específico del caso peruano que sigue.

En el caso peruano, la literatura reciente subraya la relevancia del canal externo como determinante de la inversión y del producto. Rodríguez et al. (2018) muestran que los choques permanentes en los términos de intercambio explican una parte sustancial de la volatilidad de la inversión privada, con efectos más pronunciados en horizontes largos. De forma complementaria, Chávez y Rodríguez (2023) encuentran, mediante un VAR–SV con cambio de régimen, que un aumento de 10 % en los precios de los commodities eleva el crecimiento alrededor de 0.5 % en el segundo trimestre bajo un régimen expansivo, aunque el efecto se disipa a lo largo del año. En la misma línea, Rodríguez et al. (2023, 2024), utilizando un enfoque TVP–VAR con volatilidad estocástica, reportan expansiones del producto de entre 1 % y 2 % ante choques de precios de los commodities, confirmando un impacto positivo de magnitud heterogénea y dependiente del tiempo.

Este estudio se inscribe en la literatura que aplica modelos TVP–VAR–SV para analizar choques macroeconómicos en países de América Latina (Chávez & Rodríguez, 2023; Rodríguez et al., 2023; Sánchez & Vassallo, 2023). Esta metodología permite caracterizar cómo la volatilidad, las respuestas dinámicas y la importancia relativa de los choques cambian a lo largo del tiempo, lo que resulta adecuado para episodios de alta incertidumbre como la pandemia y la recuperación posterior. Sobre esta base, nuestro aporte es doble. Primero, desagregamos la inversión privada en sus componentes minero y no minero, lo que permite evaluar la heterogeneidad sectorial en la transmisión de choques de confianza y de precios de minerales, aspecto no considerado en trabajos previos. Segundo, documentamos cómo la sensibilidad de la inversión a estos choques varía entre periodos, mediante funciones de respuesta a impulsos, descomposición de varianza del error de predicción y descomposición histórica, complementadas con ejercicios de robustez que validan la consistencia de los resultados. De esta forma, el trabajo extiende la literatura previa sobre TVP–VAR–SV al contexto peruano con un análisis sectorial y dinámico de los choques.

3. Metodología

3.1. Modelo Econométrico

Seguindo a Chan y Eisenstat (2018), consideremos el modelo de Vectores Autoregresivos en su forma estructural, con parámetros que cambian en el tiempo y volatilidad estocástica (TVP-VAR-SV):

$$B_{0t}y_t = \mu_t + B_{1t}y_{t-1} + \dots + B_{pt}y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_t), \quad (1)$$

donde y_t es un vector $n \times 1$ de variables endógenas, μ_t es un vector de interceptos que varían en el tiempo, B_{jt} son matrices $n \times n$ de coeficientes autorregresivos, B_{0t} es una matriz triangular inferior con unos en la diagonal y $\Sigma_t = \text{diag}(\exp(h_{1t}), \dots, \exp(h_{nt}))$. Las log-volatilidades, $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{nt})'$, evolucionan como un paseo aleatorio:

$$h_t = h_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_h), \quad h_t = (h_{1t}, \dots, h_{nt})' \quad (2)$$

Para el análisis, los parámetros se dividen en dos grupos. El primero es el vector $k_\beta \times 1$ de interceptos y coeficientes asociados a los rezagos $\beta_t = \text{vec}((\mu_t, B_{1t}, \dots, B_{pt})')$, con $k_\beta = n(np + 1)$. El segundo es el vector $k_\gamma \times 1$ de parámetros que caracterizan las relaciones contemporáneas (los elementos libres de B_{0t}), denotado como γ_t , con $k_\gamma = n(n - 1)/2$. De este modo, el modelo puede reescribirse como:

$$y_t = \tilde{X}_t\beta_t + W_t\gamma_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_t), \quad (3)$$

donde $\tilde{X}_t = I_n \otimes (1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p})$ y W_t es una matriz $n \times k_\gamma$ que contiene los elementos apropiados de $-y_t$ ¹.

El modelo de la ecuación (3) se puede reescribir en su forma espacio-estado, y definiendo el vector de parámetros cambiantes $(\theta_t = (\beta'_t, \gamma'_t)')$ de dimensión $k_\theta = k_\beta + k_\gamma$, obtenemos el sistema:

$$y_t = X_t\theta_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_t), \quad (5)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_\theta), \quad (6)$$

donde $X_t = (\tilde{X}_t, W_t)$ y $\Sigma_\theta = \text{diag}(\sigma_{\theta_1}^2, \dots, \sigma_{\theta_{k_\theta}}^2)$.

Además, el marco de Chan y Eisenstat (2018) compara distintas especificaciones de modelos TVP-VAR-SV a partir de restricciones sobre la evolución de los parámetros y la matriz de varianzas. En la investigación se estiman los siete modelos propuestos por Chan y Eisenstat (2018), y se escoge el modelo CVAR-SV², que ha mostrado el mejor desempeño para replicar los

¹Por ejemplo, si el número de variables fuera $n = 3$, entonces W_t sería:

$$W_t = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -y_{1t} & 0 & 0 \\ 0 & -y_{1t} & -y_{2t} \end{pmatrix} \quad (4)$$

²Este modelo se caracteriza por mantener los parámetros β_t y γ_t constantes, y por incluir volatilidad estocástica.

principales hechos estilizados de la economía peruana, en línea con la evidencia de Rodríguez et al. (2023), Chávez y Rodríguez (2023) y Rodríguez et al. (2024).

3.2. Estimación y selección de Priors

El modelo se estima mediante el método de *Gibbs Sampling*, siguiendo el esquema de muestreo de precisión desarrollado por Chan y Jeliazkov (2009), que está basado en la modificación del modelo presentado por Primiceri (2005) y corregido en Del Negro y Primiceri (2015). Para asegurar una implementación eficiente, implementamos la versión modificada por Chan y Eisenstat (2018), a quienes referimos para mayores detalles del algoritmo de estimación. En esta subsección se describen únicamente los elementos centrales de la estimación y la elección de distribuciones a priori.

El modelo se estima con un rezago, seleccionado a partir del Criterio de Información de Bayes (BIC) en la versión con parámetros constantes. Para los valores iniciales de los coeficientes, las covarianzas y las volatilidades, se asume independencia entre los hiperparámetros. Los estados iniciales de los coeficientes, que evolucionan en el tiempo, se modelan como $\theta_0 \sim \mathcal{N}(a_\theta, V_\theta)$, mientras que las varianzas asociadas a los errores de estado se especifican como distribuciones Inversa-Gamma ($\sigma_{\theta_i}^2 \sim \mathcal{IG}(\nu_{\theta_i}, S_{\theta_i})$ con $i = 1, \dots, k_\theta$), de acuerdo con la práctica estándar en la estimación bayesiana de modelos VAR con parámetros cambiantes y volatilidad estocástica.

El modelo asume que la matriz de covarianzas de los errores de la ecuación (2) es una matriz diagonal, es decir, $\Sigma_h = \text{diag}(\sigma_{h1}^2, \dots, \sigma_{hn}^2)$, cuyos elementos también siguen distribuciones Inversa-Gamma ($\sigma_{h_j}^2 \sim \mathcal{IG}(\nu_{h_j}, S_{h_j})$ con $j = 1, \dots, k_h$). Los hiperparámetros se calibran de forma que garanticen que las varianzas iniciales sean reducidas y que los grados de libertad sean bajos ($\nu_{\theta_i} = \nu_{h_j} = 5$). Este supuesto reduce la volatilidad inicial de los procesos latentes y facilita la convergencia de la simulación del Markov Chain Monte Carlo (MCMC). En línea con Chan y Eisenstat (2018), fijamos $S_h = 0,01^2$ para los coeficientes de las variables rezagadas y $S_q = 0,1^2$ para los interceptos.

Las priors de los modelos restringidos se alinean con las restricciones impuestas en cada especificación. Para los parámetros de volatilidad estocástica, se mantienen distribuciones no informativas con el objetivo de capturar la incertidumbre inherente a la dinámica de los errores. La estimación final se obtiene a partir de 50,000 iteraciones del algoritmo MCMC, descartando el 25 % de las muestras iniciales de entrenamiento y reteniendo las posteriores para inferencia. Este procedimiento sigue las recomendaciones de Chan y Eisenstat (2018), asegurando que las inferencias reflejen la distribución posterior de los parámetros bajo las restricciones consideradas.

3.3. Datos

El modelo base se estima con cinco variables trimestrales para el período 2002Q1–2024Q4: el índice de precios de minerales (ipm_t), el índice de expectativas a tres meses (exp_t), la inversión minera (inv_t^{min}), la inversión no minera (inv_t^{no-min}) y la tasa de interés interbancaria (int_t). El índice de expectativas, la inversión no minera y la tasa interbancaria se obtienen del portal de

La selección se basa en el criterio DIC reportado en el Cuadro 3 del Anexo. Como señalan Chan y Eisenstat (2018), este indicador resume el balance entre ajuste y parsimonia al comparar especificaciones VAR (incluidas aquellas con parámetros que varían en el tiempo).

estadísticas del BCRP, mientras que el índice de precios de minerales y la inversión minera se construyen con información del BCRP y del Ministerio de Energía y Minas (MINEM). Asimismo, todas las series en niveles se desestacionalizan³ y las variables en niveles se transforman en tasas de crecimiento interanual, mientras que el índice de expectativas y la tasa de interés interbancaria se mantienen en niveles.

El índice de precios de minerales se construye a partir de una canasta de productos mineros representativa de las exportaciones del Perú, con el objetivo de capturar el ciclo de precios relevante para la inversión. La literatura también utiliza los términos de intercambio o índices globales de materias primas, como el S&P GSCI (Chávez & Rodríguez, 2023; Mendoza Bellido & Collantes Goicochea, 2018; Rodríguez et al., 2018; Rodríguez et al., 2024); sin embargo, estos indicadores se basan en canastas más diversificadas y, por tanto, son menos adecuados para aproximar el ciclo de precios de los minerales en el caso peruano⁴. En ese sentido, ipm_t se calcula como un índice de Fisher, que corrige los sesgos de sobrevaloración del índice de Laspeyres y de infravaloración del índice de Paasche. Asimismo, el índice se computa sobre la canasta de exportaciones mineras, que representa alrededor del 62 % de las exportaciones totales del país.

En el caso de la inversión minera, dado que no existe una serie oficial comparable en las estadísticas del BCRP, se utiliza la información del MINEM en frecuencia trimestral y en dólares para 1996–2024. La inversión minera se agrega a partir de los seis componentes reportados por el MINEM⁵, se convierte a soles utilizando el tipo de cambio promedio del período publicado por el BCRP y se deflacta con el deflactor de la inversión privada. Dado que no se cuenta con un deflactor sectorial, no es posible aplicar un ajuste específico para minería; por ello, la inversión no minera se calcula como residuo entre la inversión privada total real y la inversión minera real.

En cuanto al índice de confianza y la tasa de interés interbancaria, estas variables no presentan transformaciones adicionales. El índice de expectativas empresariales se interpreta como un indicador de confianza empresarial (BCRP, 2024; Sánchez & Vassallo, 2023). En particular, el índice de expectativas a tres meses (exp_t), publicado por el BCRP, se mide en una escala de 0 a 100, donde 50 representa un nivel neutral: valores por encima de 50 reflejan optimismo del sector empresarial y valores inferiores a 50, pesimismo. La Figura 1 muestra que, durante 2020–2023, se observó el episodio más persistente de desconfianza empresarial de la serie. Finalmente, la tasa de interés interbancaria se incluye en niveles y constituye el principal indicador de condiciones financieras de corto plazo. Esta variable se elige por su alta correlación con la tasa de interés de política monetaria, en línea con (Chávez & Rodríguez, 2023; Guevara et al., 2024; Ojeda Cunha & Rodríguez, 2022).

³Las series se desestacionalizan con TRAMO-SEATS, metodología propuesta por Gómez y Maravall (1996).

⁴El índice considera 8 minerales: cobre, estaño, hierro, oro, plata refinada, plomo, zinc y molibdeno, los cuales representan el 86 % de las exportaciones tradicionales. Los datos para construir el índice se extraen del BCRP

⁵El MINEM reporta la inversión minera de manera mensual y en dólares, desagregada en: exploración, infraestructura, desarrollo y preparación, equipamiento minero, planta de beneficio y otros.

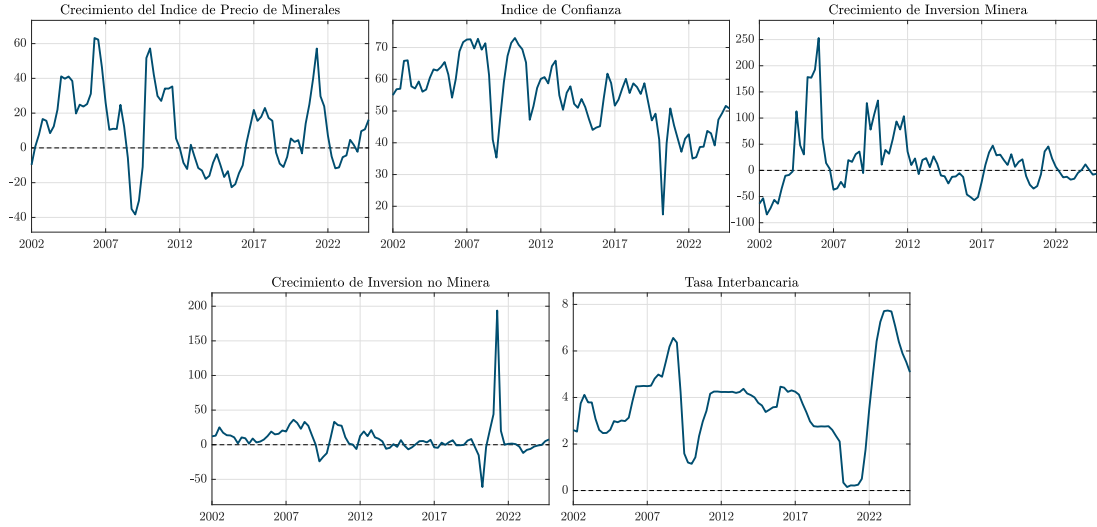


Figura 1: Evolución de las variables del modelo. Las series se encuentran en frecuencia trimestral para el período 2002Q1–2024Q4 y en tasas de crecimiento interanual, exceptuando el índice de expectativas y la tasa de interés interbancaria, que se mantienen en niveles.

4. Resultados Empíricos

En esta sección se presentan las estimaciones del modelo econométrico. Primero, se describe la identificación del sistema. Luego, se analiza la evolución de la volatilidad de las variables a lo largo del tiempo, con el fin de caracterizar cambios en la incertidumbre a través de distintos períodos. Finalmente, se examinan las funciones de impulso–respuesta, la descomposición de varianza y la descomposición histórica para evaluar el impacto de los choques de precios de minerales y de confianza sobre la dinámica de la inversión privada en el Perú, diferenciando entre sus componentes minero y no minero.

4.1. Identificación

La identificación estructural tiene un comportamiento recursivo siguiendo Sims (1980). En este marco, las variables se ordenan desde la más exógena hasta la más endógena, $y_t = [ipm_t, exp_t, inv_t^{min}, inv_t^{no-min}, int_t]'$. El primer lugar corresponde a ipm_t , que captura un choque externo asociado a los precios de los minerales; luego se ubica exp_t para permitir que el choque externo afecte contemporáneamente a las expectativas.

A continuación, inv_t^{min} y inv_t^{no-min} se incluyen para capturar la transmisión desde expectativas hacia la inversión y, potencialmente, desde la inversión minera hacia la no minera. Finalmente, int_t se sitúa como la variable más endógena, recogiendo la respuesta del mercado monetario y de la política monetaria ante perturbaciones de corto plazo. Este ordenamiento es consistente con aplicaciones para Perú en Rodríguez et al. (2023), Chávez y Rodríguez (2023), Sánchez y Vassallo (2023) y Guevara et al. (2024).

El choque estructural externo se identifica con el residuo de la ecuación de ipm_t , mientras que el choque de confianza se asocia a los errores de la ecuación de exp_t . De forma análoga, los choques idiosincráticos de inversión minera y no minera se identifican a partir de los residuos de las ecuaciones de inv_t^{min} e inv_t^{no-min} , respectivamente, y el choque de política monetaria se

asocia a los residuos de la ecuación de int_t . El modelo se estima con un rezago seleccionado según el Criterio de Información Bayesiano (BIC), por lo que la muestra efectiva queda restringida al período 2003Q1–2024Q4.

4.2. Análisis de la volatilidad de las series

La Figura 2 presenta la evolución de la volatilidad estocástica de las variables incluidas en el modelo econométrico, que fueron normalizadas a desviaciones estándar.

La volatilidad del crecimiento del índice de precios de minerales muestra una tendencia descendente a lo largo de la muestra. Su nivel más alto se observó durante el boom de commodities (2003–2013), cuando fue alrededor de 30 % superior al de 2014–2019, el subperíodo de menor volatilidad de la muestra. En 2020–2021, la volatilidad aumentó de forma moderada (aproximadamente 4.4 % por encima de ese mínimo), mientras que entre 2022 y 2024 se mantuvo en niveles similares a los de 2015–2019. En conjunto, estos resultados evidencian un cambio en la volatilidad externa, consistente con los ciclos de commodities (Chávez & Rodríguez, 2023; Rodríguez et al., 2024).

En el índice de expectativas sobre la economía, la volatilidad sigue una trayectoria ascendente y persistente. Entre 2002 y 2007, la confianza se mantuvo relativamente estable en un contexto de expansión, respaldado por el dinamismo de la inversión extranjera y por condiciones externas favorables, asociadas al crecimiento de China y de la economía global (Sánchez & Vassallo, 2023). En los años siguientes, la incertidumbre se incrementó alrededor de episodios electorales en los que candidatos con plataformas heterodoxas ganaron relevancia, particularmente en 2011 y 2021 (Rodríguez et al., 2023). A partir de 2016, el deterioro del entorno político amplificó esta dinámica, dando lugar a un aumento sostenido que alcanza su máximo en 2021, cuando el shock sanitario de la COVID-19 y la incertidumbre política asociada al proceso electoral generaron el mayor pico de volatilidad: 44 % por encima del subperíodo más estable. En los años recientes, la volatilidad se ha mantenido elevada en comparación con los niveles observados hacia 2015 (IMF, 2025; World Bank, 2025).

En cuanto al crecimiento de la inversión minera, la incertidumbre de la serie disminuye de forma sostenida a lo largo de la muestra. El período 2003–2015 concentra la mayor volatilidad, en línea con la fase de construcción y entrada en operación de proyectos de gran escala; en ese contexto, el crecimiento de la inversión minera alcanzó 42 % en 2012 (BCRP, 2012). En la etapa posterior al boom de commodities, la volatilidad se reduce cerca de 64 % respecto del período previo, lo que es consistente con una cartera de proyectos menos dinámica y, en consecuencia, con una trayectoria de inversión más predecible, dada la menor frecuencia de anuncios de iniciativas de gran envergadura.

Por su parte, la volatilidad del crecimiento de la inversión no minera presenta un patrón similar al de la inversión minera, aunque con un repunte pronunciado en 2020–2021 asociado al choque de la pandemia de la COVID-19. En ese bienio, la incertidumbre fue 459 % superior al promedio del resto de la muestra. Tras la pandemia, la volatilidad de la inversión no minera se redujo en torno a 17 % respecto de la observada entre 2005 y 2013, lo que sugiere una mayor previsibilidad de este componente.

Finalmente, la tasa de interés interbancaria resume episodios de intervención activa de la

política monetaria. Los principales se asocian a la crisis financiera internacional de 2007–2010, cuando el BCRP redujo la tasa de referencia en línea con la respuesta expansiva de otros bancos centrales. Entre 2020 y 2023, la volatilidad aumentó ante cambios de orientación de la política monetaria: una postura expansiva durante la pandemia y, posteriormente, un ciclo de endurecimiento frente al repunte inflacionario asociado a la guerra entre Rusia y Ucrania (BCRP, 2022). En los años más recientes, la incertidumbre monetaria se ha mantenido elevada, consistente con un proceso de normalización prudente por parte del BCRP.

En conjunto, la evidencia sugiere trayectorias divergentes en la volatilidad de las variables domésticas e internacionales. Mientras los choques externos tienden a estabilizarse tras el fin del superciclo de minerales en 2013, las fuentes internas de incertidumbre política y de expectativas permanecen elevadas, condicionando el comportamiento de la inversión privada en los últimos años.

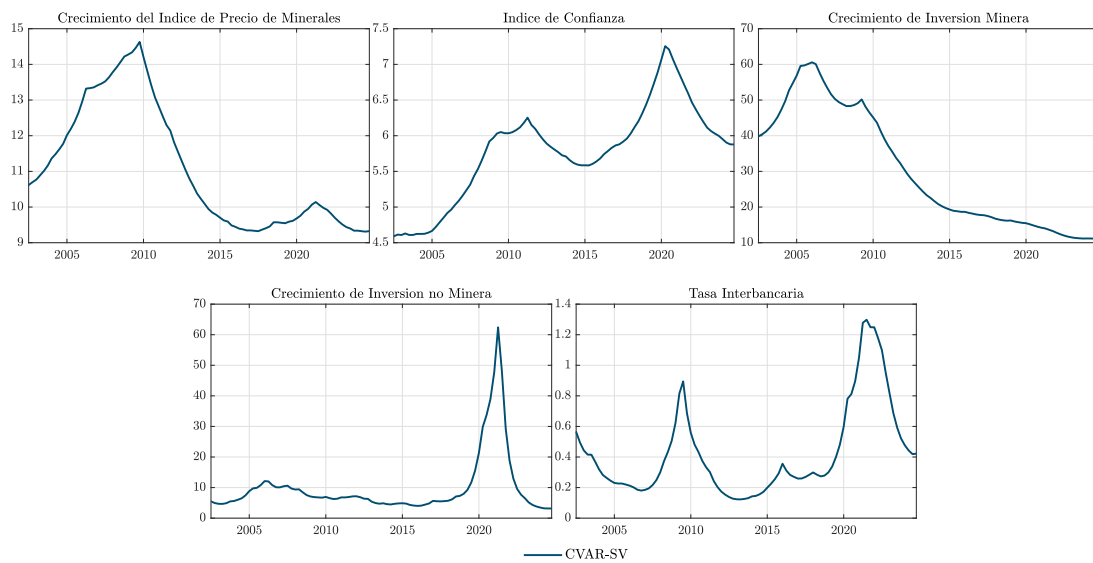


Figura 2: Volatilidad estocástica de las variables del modelo base. Las series muestran la evolución temporal de la varianza condicional de cada variable.

4.3. Funciones Impulso Respuesta (FIRs)

Los resultados cuantifican cómo los choques de confianza y los choques externos se transmiten a la tasa de crecimiento de la inversión minera y no minera, con diferencias en magnitud, persistencia y significancia a lo largo de la muestra. Para facilitar la lectura, los impulsos se normalizan a un aumento de 1 punto en el nivel del índice de confianza y, de manera análoga, a un incremento de 1 punto porcentual (p.p.) en la tasa de crecimiento del índice de precios de minerales; así, las respuestas se reportan como variaciones porcentuales. Esta convención permite seguir la dinámica temporal de los efectos y comparar directamente la intensidad de ambos choques en distintos períodos de la muestra.

4.3.1. Choques de Confianza

Los choques de confianza tienen un efecto positivo sobre la inversión minera, aunque de magnitud moderada y con una respuesta que se materializa gradualmente. En la Figura 3, la respuesta se vuelve estadísticamente significativa al 84 % a partir del décimo trimestre y se mantiene

hasta el décimo sexto, con un aumento promedio cercano a 0.6 %. Este perfil, caracterizado por la ausencia de una reacción inmediata y por una persistencia posterior, es consistente con la naturaleza de la inversión extractiva. En particular, se trata de proyectos con largos períodos de maduración, alta irreversibilidad asociada a costos hundidos y rentabilidades esperadas sensibles a factores exógenos, en especial al precio de los metales. En ese contexto, según Foo et al. (2018) la confianza afecta principalmente el calendario de las decisiones de inversión, al incidir sobre la aceleración, postergación o paralización de proyectos, más que sobre un ajuste instantáneo del gasto.

En contraste, la inversión no minera responde de forma más rápida y transitoria, con efectos significativos en el corto plazo, en línea con los menores costos hundidos en las decisiones de inversión (BCRP, 2023). El panel derecho de la Figura 3 muestra que la FIR alcanza significancia estadística al 95 % dos trimestres después del choque, alcanza un máximo de 0.57 % en el quinto trimestre y luego se disipa gradualmente hasta converger a cero hacia el trimestre veinte. Este patrón es consistente con el canal de expectativas documentado por el BCRP (2016). Fuera del sector extractivo, donde los proyectos suelen ser de menor escala y con horizontes de ajuste más cortos, la confianza empresarial opera como determinante inmediato del gasto de inversión.

La tasa de interés interbancaria responde con una reducción inicial y una reversión gradual posterior, reflejando el ajuste esperado bajo una regla de Taylor ante un choque positivo de confianza. En la parte inferior de la Figura 3, la FIR muestra una caída de aproximadamente 0.26 p.p., que se corrige progresivamente hacia cero. En términos económicos, el aumento de la confianza favorece la actividad y las condiciones financieras en el corto plazo; conforme estos efectos se absorben, la respuesta de la tasa converge hacia su nivel de equilibrio, en línea con la evidencia de Sánchez y Vassallo (2023).

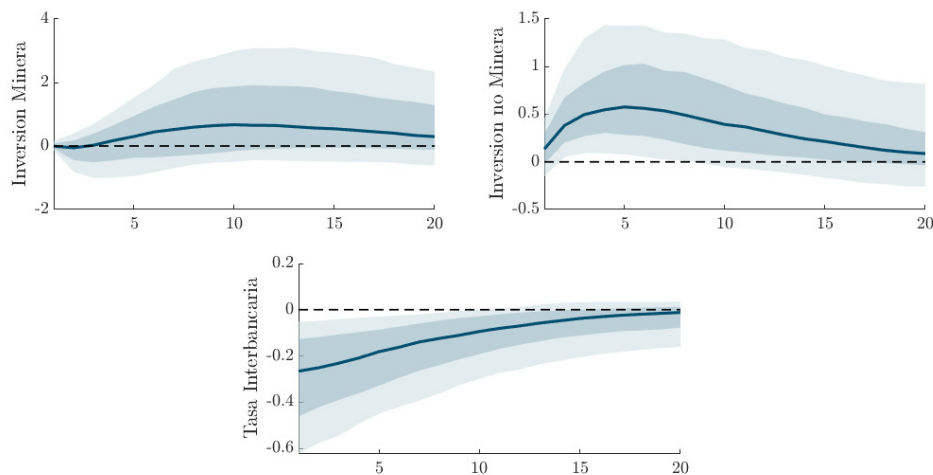


Figura 3: Funciones de impulso-respuesta ante un incremento de 1 punto en el nivel de confianza. La línea sólida muestra la mediana posterior de las FIR del modelo y las áreas sombreadas representan los intervalos de credibilidad al 84 % y 95 %.

Los resultados evidencian que la transmisión de los choques de confianza varía en diferentes periodos de la muestra. La metodología de VAR con parámetros cambiantes permite estimar FIR en distintos periodos, y la Figura 4 presenta las respuestas para 2002Q4, 2007Q4, 2019Q4 y

2022Q4, que corresponden al inicio y auge del superciclo de los commodities, el periodo previo a la pandemia y la recuperación posterior. En la inversión minera, un incremento de 1 punto en el índice de expectativas de la economía elevó la inversión hasta 0.8 % en el décimo trimestre durante el auge de los commodities, mientras que en 2022Q4 la magnitud se redujo a la mitad. Este resultado sugiere una menor conexión entre la confianza empresarial y la inversión minera en el periodo pospandemia.

La inversión no minera presenta un comportamiento similar, con una respuesta más intensa durante el auge de los commodities y un debilitamiento posterior. En ese periodo, un incremento de 1 punto en el índice de expectativas empresariales elevó la inversión no minera cerca de 0.6 %, mientras que en el periodo pospandemia la magnitud se redujo casi a la mitad y con menor persistencia (BCRP, 2023).

La tasa interbancaria también muestra una respuesta que ha perdido intensidad con el tiempo. Durante el auge de los commodities, los choques de confianza generaron una caída inicial más pronunciada, que se atenúa en los siguientes periodos y alcanza su menor magnitud en 2022Q4. En conjunto, estos resultados refuerzan la hipótesis de que la transmisión de los choques de confianza se ha debilitado en los últimos años, en línea con el aumento de la incertidumbre interna y los menores incentivos de inversión privada en el contexto post-COVID.

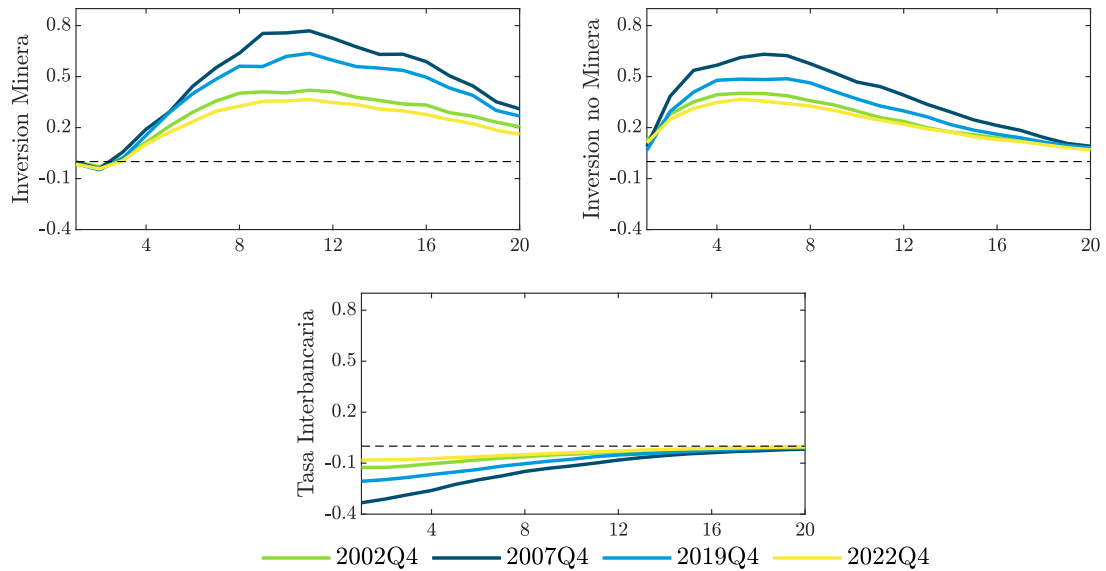


Figura 4: Funciones de impulso-respuesta ante un incremento de 1 punto en el nivel de confianza. Se presentan las FIR de distintos periodos de la muestra para mostrar la respuesta heterogénea capturada por el modelo CVAR-SV.

Los resultados del efecto traspaso acumulado confirman que la influencia de los choques de confianza sobre la inversión se ha debilitado en los años recientes. La Tabla 1 resume los resultados diferenciados por subperiodos. En el caso de la inversión minera, el efecto traspaso alcanza 50 % a partir del octavo trimestre, mientras que en el primer año es menor que 6 %. Al comparar los distintos periodos, se observa que durante los ciclos 2003–2008 y 2009–2013, el efecto traspaso fue mayor que en los años posteriores, reflejando una menor propagación de la confianza en el contexto postpandemia y una transmisión que se intensifica recién a partir del segundo año.

En la inversión no minera, el efecto traspaso es más pronunciado en el corto plazo y muestra variaciones importantes entre periodos. La parte inferior de la Tabla 1 indica que en el primer año supera el 30 % y aumenta en el mediano plazo. El mayor efecto se observa durante 2009–2013, cuando fluctúa entre 60 % y más de 100 %, mientras que en el periodo 2020–2024 se reduce aproximadamente a la mitad respecto a etapas previas. Estos resultados refuerzan la evidencia de un debilitamiento reciente en la transmisión de los choques de confianza hacia la inversión privada.

Variables	Trim.	2003–2008	2009–2013	2014–2019	2020–2024
Inversión Minera	4	0.06	0.05	0.04	0.03
	8	0.52	0.61	0.59	0.26
	12	1.10	1.30	1.29	0.49
Inversión No Minera	4	0.52	0.63	0.60	0.33
	8	0.94	1.11	1.06	0.52
	12	1.23	1.46	1.42	0.63

Tabla 1: Pass-Through ante un choque de confianza

4.3.2. Choques Externos

Los resultados confirman que los choques en la tasa de crecimiento del índice de precios de minerales son un determinante clave de la tasa de crecimiento de la inversión minera. Esta evidencia es consistente con la literatura que destaca el rol de los precios de los metales como determinante de las condiciones financieras y de los retornos esperados de los proyectos extractivos (Auger & Guzmán, 2010; Foo et al., 2018; Park & Matunhire, 2011). La Figura 5 muestra que un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de crecimiento del índice de precios de minerales eleva, de forma positiva y estadísticamente significativa (95 % de credibilidad), la tasa de crecimiento de la inversión minera. La respuesta se materializa a partir del segundo trimestre, alcanza un máximo cercano a 0.7 p.p en el quinto trimestre y converge gradualmente a cero hacia el octavo trimestre. En línea con ello, Gondo y Vega (2019) encuentran, mediante un modelo logit panel, que el ciclo de precios es determinante para la ejecución de proyectos mineros en el Perú.

En contraste, la tasa de crecimiento de la inversión no minera responde de forma más acotada y transitoria ante un choque en la tasa de crecimiento del índice de precios de minerales. El efecto aparece a partir del tercer trimestre y alcanza un máximo de 0.3 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento de la inversión no minera en el quinto trimestre. Posteriormente, la respuesta se desvanece hacia el séptimo trimestre. Este patrón sugiere que la transmisión hacia la inversión no minera opera principalmente por canales indirectos, como encadenamientos con el sector minero, efectos ingreso y revisiones de expectativas, más que por un impacto directo sobre sus retornos esperados (BCRP, 2023).

La tasa de interés interbancaria no presenta una respuesta estadísticamente significativa ante los choques de la tasa de crecimiento de los precios de minerales. Su comportamiento estable sugiere que el canal monetario no amplifica las variaciones de los precios externos, en línea con la reacción neutral esperada bajo una regla de Taylor y con un entorno macroeconómico caracterizado por estabilidad financiera.

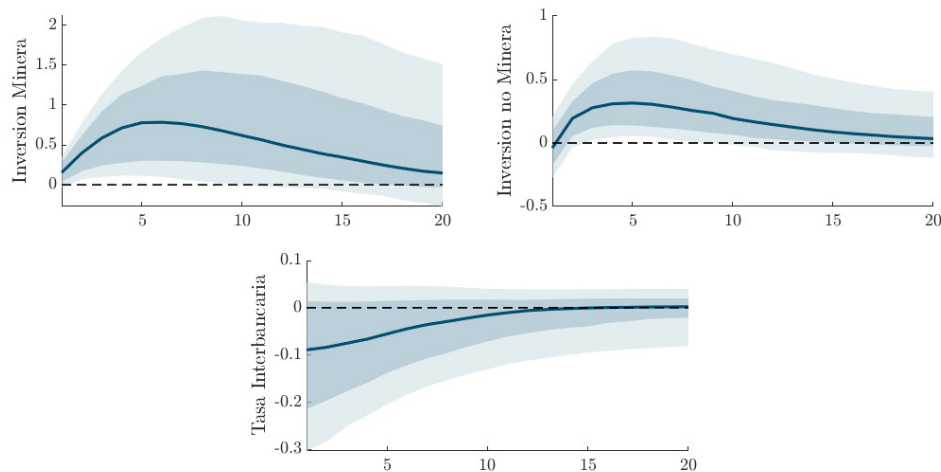


Figura 5: Funciones de impulso-respuesta ante un incremento de 1 p.p. de la tasa de crecimiento del índice de precios de minerales. La línea sólida muestra la mediana posterior y las áreas sombreadas representan los intervalos de credibilidad al 84 % y 95 %.

Los resultados de la Figura 6 confirman que la sensibilidad de la tasa de crecimiento de la inversión minera ante los choques en los precios internacionales de minerales se ha reducido de manera progresiva a lo largo del tiempo. Las FIR muestran un comportamiento diferenciado para 2002Q4, 2007Q4, 2019Q4 y 2022Q4, que corresponden al inicio del superciclo de los commodities, su fase de auge, el periodo previo a la pandemia y la etapa posterior. Las respuestas más intensas se observan durante los años del superciclo, mientras que en los periodos más recientes la magnitud y la persistencia del efecto son considerablemente menores.

En la respuesta de la tasa de crecimiento de la inversión minera, el episodio de 2007Q4 exhibe la mayor respuesta: la inversión aumentó cerca de 0.8 % en el quinto trimestre y mantuvo una trayectoria sostenida hasta el décimo, lo que refleja el impulso del superciclo de precios internacionales sobre los proyectos extractivos. En cambio, en 2022Q4, la magnitud máxima de la FIR apenas superó 0.3 % y se disipó rápidamente, evidenciando una menor elasticidad de la inversión minera a los precios externos. Este debilitamiento reciente sugiere una menor capacidad de transmisión de los choques externos hacia la formación de capital minero.

La inversión no minera muestra un patrón similar aunque más atenuado, con respuestas positivas en todos los periodos pero de menor amplitud. El efecto indirecto de los precios de minerales sobre la inversión no minera fue más visible durante el auge de los commodities y se ha reducido en los años posteriores. La tasa de interés interbancaria mantiene el signo negativo esperado, aunque con menor amplitud en los periodos recientes, lo que sugiere que el canal monetario ha acompañado de forma moderada las fluctuaciones del ciclo externo.

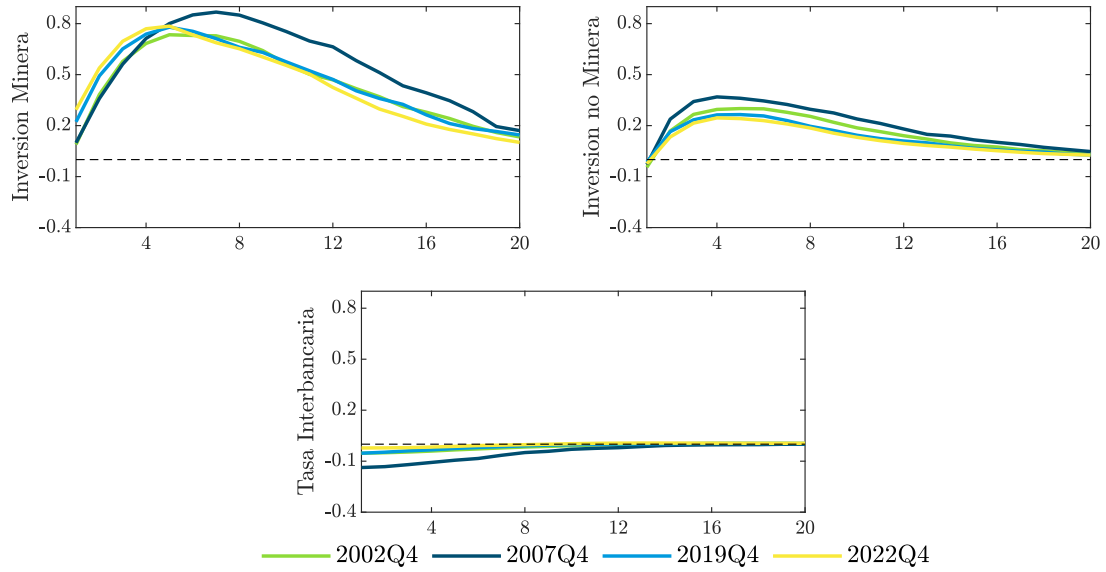


Figura 6: Funciones de impulso-respuesta ante un incremento de 1 p.p. en la tasa de crecimiento del índice de precio de minerales. Se presentan las FIR de distintos periodos de la muestra para mostrar la respuesta heterogénea capturada por el modelo CVAR-SV.

Los resultados confirman que los choques de precios de minerales se transmiten con mayor intensidad y persistencia hacia la inversión minera que hacia la no minera. La Tabla 2 presenta el efecto traspaso acumulado a horizontes de 1, 2 y 3 años. En la inversión minera, cerca del 50 % del choque se absorbe en el primer año y el efecto se amplifica progresivamente hasta alcanzar en promedio 95 % en el largo plazo. Aunque la magnitud contemporánea de la respuesta se ha reducido en los últimos años, el *pass-through* acumulado del periodo 2020–2024 resulta mayor. Esta aparente divergencia refleja que los choques recientes han sido menos intensos, pero más persistentes. En conjunto, la evidencia sugiere que los precios internacionales continúan siendo un determinante clave de la inversión minera, aunque su transmisión actual ocurre de manera más gradual y con menor elasticidad inmediata.

En contraste, la inversión no minera presenta un traspaso parcial y de menor magnitud. Solo alrededor del 20 % del choque se refleja en el primer año y el promedio de largo plazo se ubica en torno a 33 %. El mayor efecto traspaso corresponde al periodo 2003–2008, mientras que el más bajo se registra entre 2020–2024, evidenciando una menor conexión entre los choques de precios de commodities y la inversión no minera en el contexto reciente.

Variables	Trim.	2003–2008	2009–2013	2014–2019	2020–2024
Inversión Minera	4	0.44	0.46	0.54	0.66
	8	0.73	0.72	0.81	0.93
	12	0.89	0.87	0.97	1.10
Inversión No Minera	4	0.24	0.21	0.19	0.18
	8	0.34	0.30	0.29	0.27
	12	0.37	0.33	0.33	0.30

Tabla 2: Pass-Through ante un choque de la tasa de crecimiento del índice de precios de minerales

4.4. Descomposición de Varianza del Error de Predicción (FEVD)

Los resultados de la FEVD permiten cuantificar la importancia relativa de los choques estructurales sobre la inversión minera y no minera, así como su evolución a lo largo del tiempo. Al incorporar parámetros que varían temporalmente, el modelo muestra cómo la contribución de cada choque a la varianza de predicción cambia según el contexto macroeconómico.

El panel izquierdo de la Figura 7 muestra la evolución temporal de la contribución de los choques en los precios de los minerales a la varianza del error de pronóstico del crecimiento de la inversión minera. La contribución de estos choques asciende a 15.5 % durante el periodo 2005–2010 y aumenta a 32.5 % en 2013–2019. En el periodo pospandemia, dicha contribución supera el 50 %, en un contexto de precios de minerales elevados. En conjunto, estos resultados sugieren que la principal fuente de incertidumbre en el crecimiento de la inversión minera proviene de los choques en los precios de los minerales, en línea con la evidencia que documenta una mayor exposición a choques externos desde inicios de la década de 2000, asociada a una mayor apertura comercial (Chávez & Rodríguez, 2023; Rodríguez et al., 2023; Sánchez & Vassallo, 2023).

La contribución de los choques de confianza a la variabilidad de la inversión minera se presenta en el panel izquierdo de la Figura 7. La contribución de estos choques muestra una tendencia creciente a partir de 2011. Durante el periodo 2003–2013, su contribución fue inferior a 5 %, en un contexto de mayor estabilidad política y expectativas relativamente ancladas sobre el crecimiento económico (BCRP, 2012). En 2013–2019, la desaceleración del crecimiento del PBI, junto con el deterioro de las condiciones externas y un escenario político más inestable, se asocia con un aumento de la contribución de los choques de confianza a la varianza del error de pronóstico del crecimiento de la inversión hasta 15 %. Asimismo, en el periodo pospandemia, su contribución asciende a 12 %, lo que sugiere que la variabilidad de la inversión minera continúa influida por cambios en las perspectivas de confianza empresarial.

Los choques del crecimiento de la inversión minera explicados por su propia dinámica se han atenuado a lo largo de la muestra. Durante el periodo 2003–2010, estos choques explicaban alrededor de 70 % de la varianza del error de predicción; en el periodo pospandemia, esta contribución se reduce a 24 %. Estos resultados sugieren una disminución de la incertidumbre asociada a los choques idiosincráticos de la inversión minera. En particular, durante 2003–2012, el anuncio y el inicio de proyectos mineros fueron relativamente impredecibles, aunque con mayor frecuencia (BCRP, 2012). No obstante, en los últimos años, la reducción de esta incertidumbre no necesariamente refleja un entorno más favorable, sino que se asocia con un menor número de anuncios y una ejecución más acotada de proyectos; en consecuencia, son pocos los proyectos en marcha desde 2019, haciendo predecible el gasto de inversión minera (MEF, 2024).

En cuanto a los choques asociados al crecimiento de la inversión no minera, estos contribuyen, en general, en menor medida a la varianza del error de pronóstico del crecimiento de la inversión minera. No obstante, durante la pandemia (2020–2021) su contribución aumenta de manera abrupta (alrededor de 77 %), consistente con la presencia de un choque agregado que afectó simultáneamente a los distintos componentes de la inversión. Por su parte, los choques de tasa de interés muestran una contribución acotada a lo largo de la muestra, con un repunte durante el episodio inflacionario posterior a la pandemia, cuando el endurecimiento de la política monetaria elevó el costo del financiamiento.

En el panel derecho de la Figura 7, los choques de confianza se consolidan como una de las principales fuentes de variabilidad de la inversión no minera. Su contribución fue prácticamente nula antes de 2012, aumentó a un rango de 20–28 % en 2013–2018 y se mantuvo en niveles similares tras la pandemia, en un contexto de menor crecimiento e inestabilidad política (IMF, 2024). A diferencia de la inversión minera, donde la confianza tiene un peso relativamente menor, en la inversión no minera su contribución es sustantiva.

En cuanto a los precios de los minerales, su contribución a la incertidumbre de la inversión no minera fue cercana a 15.3 % en 2003–2010, durante el inicio del superciclo de commodities, lo que sugiere un efecto indirecto en comparación con el observado en la inversión minera. En el periodo pospandemia, esta contribución aumenta a 35.2 %, impulsada por el nuevo ciclo de precios; aun así, permanece por debajo de la registrada para la inversión minera, donde alcanza hasta 52 %.

Los choques idiosincráticos de la inversión no minera explican en promedio 9 % de la varianza en la muestra; sin embargo, su participación se eleva a 98 % en 2020–2021, lo que es consistente con la disrupción agregada asociada a la pandemia. Por su parte, los choques vinculados a la inversión minera explican cerca de 76.8 % de la incertidumbre de la inversión no minera en 2003–2010, pero su participación cae a 22 % hacia 2024. Esta reducción sugiere una menor transmisión desde el componente minero hacia el no minero en años recientes (por ejemplo, por menor sincronización cíclica), más que una caída mecánica de la incertidumbre de la inversión minera.

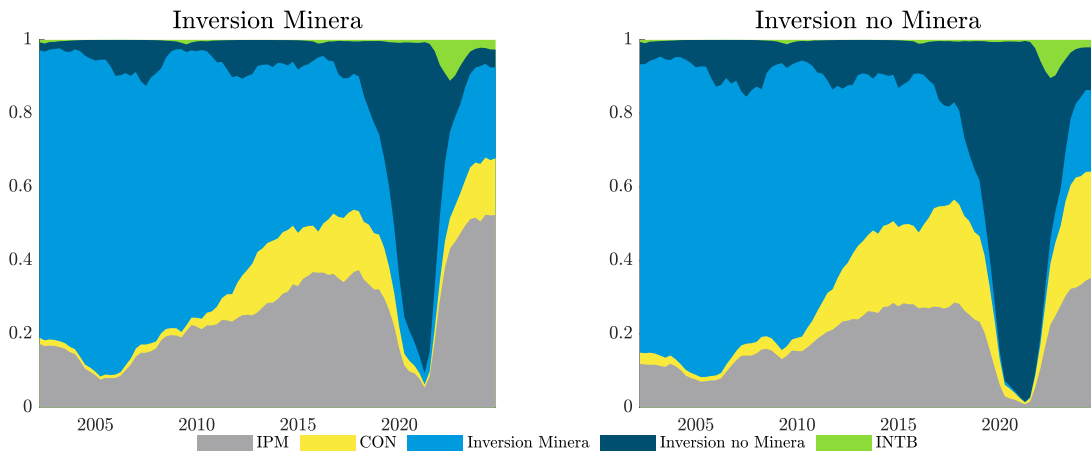


Figura 7: Descomposición de Varianza del Error de Predicción de la inversión minera y no minera. Evolución en distintos periodos del tiempo.

4.5. Descomposición Histórica (HD)

La descomposición histórica permite identificar la contribución de los distintos choques estructurales en la dinámica de la inversión⁶. Esta herramienta separa los movimientos de las series en un componente determinístico y en innovaciones del modelo, lo que facilita cuantificar el rol relativo de los choques de confianza, de precios de minerales, de tasas de interés y de los choques propios de cada tipo de inversión.

El panel izquierdo de la Figura 8 presenta la descomposición histórica (HD) de la inversión minera. Esta descomposición indica que los choques idiosincráticos explican alrededor de 70 % de

⁶La Descomposición Histórica se calculó con base en Wong (2018) y se siguió la interpretación de Towbin y Weber (2015).

los movimientos totales durante 2003–2013, aunque su participación se reduce a aproximadamente 50 % en 2018–2024, en un contexto de menor dinamismo en el anuncio de nuevos proyectos y de puesta en marcha de operaciones de gran escala según el IMF (2024). El segundo determinante en importancia corresponde a los choques en los precios de los minerales, cuya contribución se sitúa en torno a 20 % en 2003–2013 y aumenta a 25 % en 2024. En conjunto, estos resultados son consistentes con la evidencia de que los superciclos de precios de minerales impulsan de manera significativa la inversión minera.

Episodios puntuales ilustran este patrón. En 2013, la inversión minera crecía 19 %, mientras que en 2015 se contrajo a -10.5 %; la caída de 29.5 puntos porcentuales se atribuye en alrededor de 50 % a choques en los precios de los minerales. De forma similar, entre 2023 y 2024 la inversión pasó de -9.4 % a -0.5 %, y la mejora de 8.9 puntos porcentuales se explica en aproximadamente 50 % por el aumento de los precios internacionales de los commodities.

En contraste, los choques de tasa de interés y de confianza tienen un rol acotado. En nuestro periodo de estudio, los choques de tasa de interés son relevantes principalmente en 2021–2022, cuando la política monetaria respondió al repunte inflacionario, y en promedio explican alrededor de 4 % de los choques totales. Por su parte, los choques de confianza no exhiben un patrón sistemático y su contribución a lo largo de la muestra se mantiene en torno a 2 %. En conjunto, estos resultados refuerzan el papel de los choques de precios de los minerales como un determinante central de la dinámica de la inversión minera.

En el panel derecho de la Figura 8 se presenta la descomposición histórica (HD) de la tasa de crecimiento de la inversión no minera. El crecimiento promedio de 2002–2012 fue 12.4 %, mientras que en 2013–2019 fue 1.5 %, lo que implica una contracción de 10.9 puntos porcentuales. De acuerdo con la HD, esta contracción se explica principalmente por la menor contribución de los choques en los precios de los minerales (8.9 puntos porcentuales; 81 % de la reducción total). Los choques idiosincráticos también aportan de manera significativa (alrededor de 30 %). En contraste, los choques de confianza operan en sentido contrario y amortiguan parcialmente la desaceleración, en particular por sus contribuciones positivas durante 2013–2015.

Al comparar el auge de 2002–2012 con el periodo 2022–2024, la tasa de crecimiento de la inversión no minera es 13.7 puntos porcentuales menor. En este caso, los choques de confianza explican 5 puntos porcentuales de la contracción (36.4 % del total). A ello se suman los choques idiosincráticos, con 52.1 %, y los choques en los precios de los minerales, con una contribución cercana a 20 %. En conjunto, estos resultados sugieren que, en años recientes, los choques de confianza han ganado relevancia para la dinámica de la inversión no minera, en línea con el aumento de la incertidumbre percibida por el sector privado (BCRP, 2023).

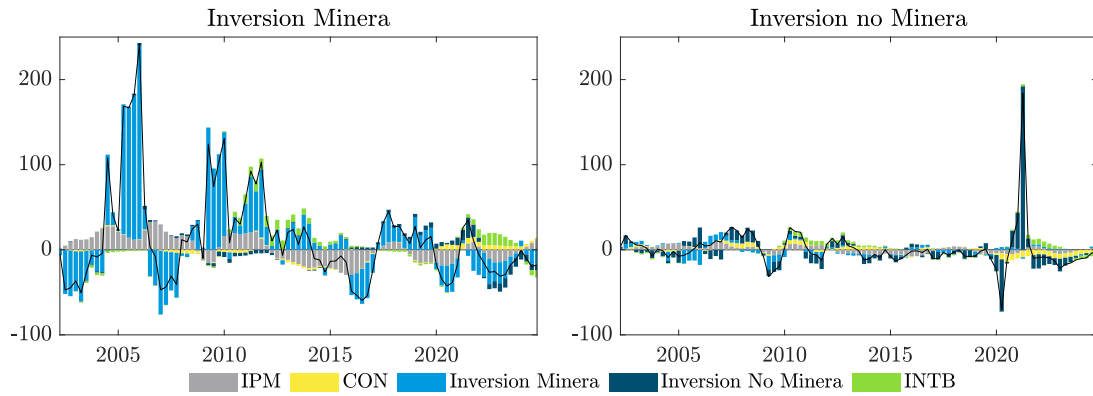


Figura 8: Descomposición Histórica de la Inversión Privada Minera y no Minera.

5. Análisis de Robustez

Esta sección evalúa la sensibilidad de los resultados principales mediante cuatro ejercicios de robustez: (i) sustituir el índice de precios de minerales por los términos de intercambio; (ii) reemplazar el índice de confianza a tres meses por un indicador de confianza sectorial; (iii) modificar el orden de las variables en el VAR; e (iv) incorporar la inversión pública como variable adicional.

La Figura 9 muestra que los choques de confianza mantienen su efecto y persistencia sobre la inversión. Para la inversión no minera, el impacto es positivo y estadísticamente significativo en el corto plazo, con intervalos de credibilidad de 84 % y 95 %. Al emplear el índice de expectativas sectoriales, el resultado preserva su magnitud y significancia. En contraste, la inversión minera no presenta respuestas estadísticamente significativas, lo que refuerza la evidencia de que los choques de confianza afectan principalmente a la inversión no minera.

La Figura 10 presenta las respuestas de la inversión ante choques externos. Al sustituir los precios de minerales por los términos de intercambio, el choque muestra mayor capacidad explicativa para la inversión no minera. En el caso de la inversión minera, la respuesta conserva su magnitud y persistencia, aunque con menor significancia; con intervalos de credibilidad de 84 %, el patrón es similar al del modelo base. Esta diferencia es esperable porque los términos de intercambio capturan una canasta más amplia de bienes y, por tanto, no aíslan completamente el componente estrictamente minero.

Los ejercicios de robustez 2 a 4 confirman que el impacto de los choques de precios de minerales sobre la inversión no minera sigue siendo acotado, en línea con el modelo principal⁷. En la inversión minera, el efecto continúa siendo estadísticamente significativo con intervalos de credibilidad de 84 % y 95 %, y reproduce el patrón del escenario base. Finalmente, al incluir la inversión pública, las respuestas de la inversión privada cambian poco, lo que sugiere un efecto de *crowding-out* limitado en el margen.

⁷En el Cuadro 4 y la Figura 11 del Anexo I se reportan las estimaciones de los ejercicios de robustez y el análisis de la FEVD.

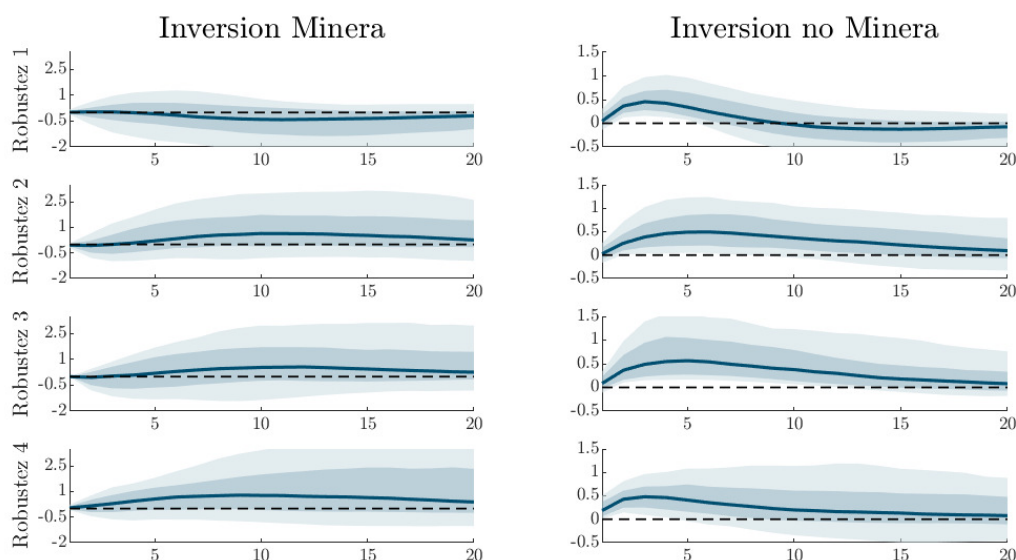


Figura 9: Funciones de impulso-respuesta a un choque de confianza de acuerdo al orden de robustez. La línea sólida muestra la mediana posterior y las áreas sombreadas los intervalos de credibilidad al 84 % y 95 %.

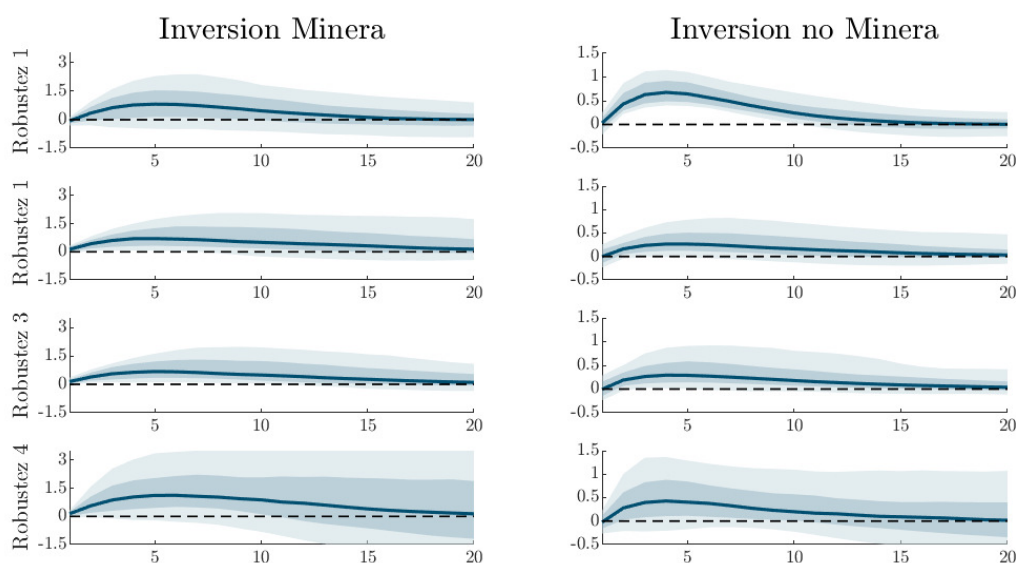


Figura 10: Funciones de impulso-respuesta a un choque de índice de precios de minerales o términos de intercambio de acuerdo al orden de robustez. La línea sólida muestra la mediana posterior y las áreas sombreadas los intervalos de credibilidad al 84 % y 95 %.

6. Conclusiones

La inversión privada en el Perú responde a dos motores con efectos diferenciados por bloque: un motor externo vinculado al ciclo internacional de precios de los minerales, que domina la dinámica de la inversión minera, y un motor interno asociado a la confianza empresarial, que resulta determinante para la inversión no minera. La evidencia se obtiene a partir de un modelo CVAR–SV (con coeficientes constantes y volatilidad estocástica), siguiendo Chan y Eisenstat

(2018), que permite capturar cambios en la volatilidad de los choques, manteniendo constante la dinámica del sistema. Esta estrategia empírica cuantifica, para cada periodo, la magnitud, la persistencia y la importancia relativa de los choques estructurales sobre ambas series, y se complementa con ejercicios de robustez que confirman la estabilidad de los resultados bajo especificaciones alternativas.

En la tasa de crecimiento de la inversión minera, los choques en los precios de los minerales constituyen el determinante externo dominante. En la FEVD, su contribución aumenta de cerca de una quinta parte en 2005–2010 a más del 50 % en la etapa pospandemia, mientras que la relevancia de los choques idiosincráticos se reduce desde niveles cercanos a 70 % hasta aproximadamente una cuarta parte. Las funciones de impulso-respuesta (FIR) confirman una reacción positiva y estadísticamente significativa, con picos próximos a 0.7 % hacia el quinto trimestre y persistencia de corta a mediana duración. En términos acumulados, el traspaso sugiere que una fracción importante del choque se materializa dentro del primer año y que el efecto se amplifica en horizontes más largos.

En la inversión no minera, los choques de confianza explican una fracción sustantiva de la variabilidad desde 2013, en un contexto de mayor inestabilidad política. Un incremento de un punto en el índice de confianza eleva la inversión no minera hasta alrededor de 0.6 % en el corto plazo, con respuestas rápidas y transitorias. El traspaso acumulado es parcial: ronda una quinta parte en el primer año y converge a algo más de un tercio en el largo plazo. En comparación, los choques en los precios de los minerales inciden de manera indirecta y con menor peso que en la minería, mientras que los choques monetarios son, en general, marginales.

La descomposición histórica organiza estos patrones por episodios. La contracción minera de 2013–2015 se asocia, en parte, con choques negativos en los precios internacionales de los minerales, mientras que la recuperación de 2023–2024 coincide con el repunte del ciclo de commodities. En la inversión no minera, los choques de confianza impulsan las expansiones previas a 2015 y explican una parte de la caída posterior a la pandemia, mientras que los derrames desde la minería pierden relevancia de manera sostenida en la última década. El análisis de volatilidad sugiere que la incertidumbre externa se moderó tras el fin del superciclo, mientras que la incertidumbre interna vinculada a expectativas y política se mantuvo elevada, condicionando la transmisión hacia la inversión privada.

Los ejercicios de robustez confirman la consistencia de los resultados. Sustituir el índice de precios de minerales por los términos de intercambio no altera la interpretación cualitativa, aunque diluye la identificación sectorial del choque externo. Reemplazar la confianza de tres meses por su análogo sectorial preserva la magnitud y la significancia de las respuestas de la inversión no minera. Cambiar el ordenamiento del sistema mantiene los patrones principales, y la inclusión de la inversión pública apenas modifica la respuesta de la inversión privada, lo que sugiere un efecto de desplazamiento acotado en el margen.

En conjunto, los choques externos y de confianza operan con elasticidades y persistencias diferenciadas por bloque. La minería reacciona con mayor intensidad a los precios internacionales de los minerales y su dinámica depende, en gran medida, del ciclo de proyectos de gran escala, mientras que la inversión no minera es más sensible a variaciones de confianza, con respuestas ágiles y de menor duración. Esta heterogeneidad sectorial es clave para comprender la dinámica

reciente de la inversión privada en el Perú.

El estudio presenta tres limitaciones que abren agenda de investigación. Primero, la medición de confianza se basa en un indicador agregado; convendría ampliarla con medidas alternativas y de mayor granularidad. Segundo, la desagregación sectorial se limita a los bloques minero y no minero; un mayor detalle por ramas y regiones permitiría identificar mejor los mecanismos de transmisión. Tercero, la identificación descansa en un marco lineal en cada punto del tiempo; explorar restricciones de signos y especificaciones no lineales ayudaría a evaluar posibles asimetrías y cambios de régimen.

Referencias

- Adarov, A. (Ed.). (2025). Accelerating investment: Challenges and policies (World Bank Publication). World Bank. <http://hdl.handle.net/10986/43690>
- Akerlof, G. A., & Shiller, R. J. (2009). Animal spirits: How human psychology drives the economy, and why it matters for global capitalism. Princeton University Press.
- Albagli, E., & Luttini, E. (2015). Expectativas, incertidumbre e inversión en Chile: Evidencia macro y micro de la encuesta IMCE [Mimeo, Banco Central de Chile].
- Ambrocio, G. (2022). Euro-area business confidence and covid-19. *Applied Economics*, 54(43), 4915-4929. <https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2038777>
- Arenas, P., & Morales, D. (2013). Are business tendency surveys useful to forecast private investment in Peru? A non-linear approach (BCRP Working Papers, 003).
- Auger, F., & Guzmán, J. I. (2010). How rational are investment decisions in the copper industry? *Resources Policy*, 35(4), 292-300. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2010.07.002>
- Barsky, R. B., & Sims, E. R. (2012). Information, animal spirits, and the meaning of innovations in consumer confidence. *American Economic Review*, 102(4), 1343-1377. <https://doi.org/10.1257/aer.102.4.1343>
- Baumeister, C., & Hamilton, J. D. (2019). Structural interpretation of vector autoregressions with incomplete identification: Revisiting the role of oil supply and demand shocks. *American Economic Review*, 109(5), 1873-1910. <https://doi.org/10.1257/aer.20151569>
- BCRP. (2012). Reporte de inflación de junio. Lima, Perú.
- BCRP. (2016). Reporte de inflación de diciembre. Lima, Perú.
- BCRP. (2022). Reporte de inflación de marzo. Lima, Perú.
- BCRP. (2023). Reporte de inflación de junio. Lima, Perú.
- BCRP. (2024). Reporte de inflación de junio. Lima, Perú.
- Beaudry, P., & Portier, F. (2006). Stock prices, news and economic fluctuations. *American Economic Review*, 96(4), 1293-1307. <https://doi.org/10.1257/aer.96.4.1293>
- Binder, C. (2020). Coronavirus fears and macroeconomic expectations. *The Review of Economics and Statistics*, 102(4), 721-730. https://doi.org/10.1162/rest_a_00931
- Broda, C. (2004). Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. *Journal of International Economics*, 63(1), 31-58. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00043-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00043-6)
- Brzoza-Brzezina, M., & Kotlowski, J. (2021). International confidence spillovers and business cycles in small open economies. *Empirical Economics*, 61, 773-798. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01887-3>
- Cass, D., & Shell, K. (1983). Do sunspots matter? *Journal of Political Economy*, 91(2), 193-227. <https://www.jstor.org/stable/1832054>
- Céspedes, L. F., & Velasco, A. (2012). Macroeconomic performance during commodity price booms and busts. *IMF Economic Review*, 60(4), 570-599. <https://doi.org/10.1057/imfer.2012.22>
- Chan, J. C. C., & Eisenstat, E. (2018). Bayesian model comparison for time-varying parameter VARs with stochastic volatility. *Journal of Applied Econometrics*, 33(4), 509-532. <https://doi.org/10.1002/jae.2624>

- Chan, J. C., & Jeliazkov, I. (2009). Efficient simulation and integrated likelihood estimation in state space models. *International Journal of Mathematical Modelling and Numerical Optimisation*, 1(1-2), 101-120. <https://doi.org/10.1504/IJMMNO.2009.030090>
- Chávez, P., & Rodríguez, G. (2023). Time changing effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in Peru: Empirical application using regime-switching var models with stochastic volatility. *Review of World Economics*, 159(2), 505-544. <https://doi.org/10.1007/s10290-022-00474-1>
- Choi, S., Jeong, J., & Yoo, D. (2024). How to interpret consumer confidence shocks? State-level evidence. *Economics Letters*, 244, 111985. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2024.111985>
- Cuenca, L., Flores, J., & Morales, D. (2011). El índice de confianza del consumidor y proyecciones de corto plazo del consumo privado en Perú (BCRP Working Papers). Banco Central de Reserva del Perú.
- De Grauwe, P., & Ji, Y. (2016). Animal spirits and the international transmission of business cycles (Working Paper 5810). CESifo. https://www.ifo.de/DocDL/cesifo1_wp5810.pdf
- Deaton, A., & Miller, R. I. (1996). International commodity prices, macroeconomic performance, and politics in Sub-Saharan Africa. *Journal of African Economies*, 5(3), 199-240.
- Dées, S. (2017). The role of confidence shocks in business cycles and their global dimension. *International Economics*, 151, 48-65. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2017.03.004>
- Dées, S., di Mauro, F., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007). Exploring the international linkages of the euro area: A global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 1-38. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Del Negro, M., & Primiceri, G. E. (2015). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy: A corrigendum. *The Review of Economic Studies*, 82(4), 1342-1345. <https://doi.org/10.1093/restud/rdv024>
- Dietrich, A. M., Kuester, K., Müller, G. J., & Schoenle, R. S. (2022). News and uncertainty about covid-19: Survey evidence and short-run economic impact. *Journal of Monetary Economics*, 129(S), 35-51. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2022.02.004>
- Drechsel, T., & Tenreyro, S. (2018). Commodity booms and busts in emerging economies. *Journal of International Economics*, 112, 200-218. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.12.009>
- Farmer, R. E. (2013). Animal spirits, financial crises and persistent unemployment. *The Economic Journal*, 123(568), 317-340. <https://doi.org/10.1111/ecoj.12028>
- Fernández, A., González, A., & Rodríguez, D. (2018). Sharing a ride on the commodities roller coaster: Common factors in business cycles of emerging economies. *Journal of International Economics*, 111, 99-121. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.11.008>
- Fernández, A., Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2017). World shocks, world prices, and business cycles: An empirical investigation. *Journal of International Economics*, 108, S2-S14. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.01.001>
- Foo, N., Bloch, H., & Salim, R. (2018). The optimisation rule for investment in mining projects. *Resources Policy*, 55, 123-132. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.11.005>
- Gómez, V., & Maravall, A. (1996). Programs TRAMO and SEATS, instruction for user (Beta version: september 1996) (Working Paper 9628). Banco de España.

- Gondo, R., & Vega, M. (2019). The dynamics of investment projects: Evidence from Peru. *Journal of International Money and Finance*, 96, 324-340. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.07.007>
- Gruss, B. (2014). After the boom—Commodity prices and economic growth in Latin America and the Caribbean. *IMF Working Papers*, 14(154), 1. <https://doi.org/10.5089/9781498363518.001>
- Guevara, B., Rodriguez, G., & Yamuca Salvatierra, L. (2024). External shocks and economic fluctuations in Peru: Empirical evidence using mixture innovation TVP-VAR-SV models (Working Paper 529). Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://doi.org/10.18800/2079-8474.0529>
- Ha, J., & So, I. (2023). Global confidence, uncertainty, and business cycles. *International Journal of Central Banking*, 19(1), 451-493.
- Hamilton, J. D. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228-248. <https://doi.org/10.1086/261140>
- IMF. (2024). Peru: 2024 Article IV consultation—press release; staff report; and statement by the executive director for Peru. *IMF Staff Country Reports*, 24(133). <https://doi.org/10.5089/9798400276514.002>
- IMF. (2025). Peru: 2025 Article IV consultation—press release; and staff report. *IMF Staff Country Reports*, 25(125). <https://doi.org/10.5089/9798229013628.002>
- Katona, G. (1951). Psychological analysis of economic behavior. McGraw-Hill.
- Keynes, J. M. (1936). The general theory of employment, interest, and money. Harcourt, Brace, Company.
- Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, 99(3), 1053-1069. <https://doi.org/10.1257/aer.99.3.1053>
- Kose, M. A. (2002). Explaining business cycles in small open economies: How much do world prices matter? *Journal of International Economics*, 56(2), 299-325. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(01\)00120-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(01)00120-9)
- Kose, M. A., Otrok, C., & Whiteman, C. H. (2003). International business cycles: World, region, and country-specific factors. *American Economic Review*, 93(4), 1216-1239. <https://doi.org/10.1257/000282803769206278>
- Kozlowski, J., Veldkamp, L., & Venkateswaran, V. (2020). Scarring Body and Mind: The Long-Term Belief-Scarring Effects of COVID-19. (27439). <https://doi.org/10.3386/w27439>
- Levchenko, A. A., & Pandalai-Nayar, N. (2020). Tfp, news, and “sentiments”: The international transmission of business cycles. *Journal of the European Economic Association*, 18(1), 302-341. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvy044>
- MEF. (2024). Marco macroeconómico multianual 2025–2028. Ministerio de Economía y Finanzas del Perú. <https://www.mef.gob.pe/es/marco-macroeconomico-multianual>
- Mendoza, E. G. (1995). The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. *International Economic Review*, 36(1), 101-137. <https://doi.org/10.2307/2527429>

- Mendoza Bellido, W., & Collantes Goicochea, E. (2018). Private investment in a mining export economy: A model for Peru (Working Paper 460). Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://doi.org/10.18800/2079-8474.0460>
- Miescu, M., & Rossi, R. (2021). Covid-19-induced shocks and uncertainty. *European Economic Review*, 139, 103893. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2021.103893>
- Ojeda Cunya, J. A., & Rodríguez, G. (2022). Time-varying effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in Peru: Empirical application using TVP-VAR-SV models (Working Paper 507). Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://doi.org/10.18800/2079-8474.0507>
- Park, S. J., & Matunhire, I. I. (2011). Investigation of factors influencing the determination of discount rate in the economic evaluation of mineral development projects. *Journal of the Southern African Institute of Mining and Metallurgy*, 111(11), 773-780. <https://www.saimm.co.za/Conferences/BM2011/413-Matunhire.pdf>
- Peersman, G., & Van Robays, I. (2012). Cross-country differences in the effects of oil shocks. *Energy Economics*, 34(5), 1532-1547. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.11.010>
- Prebisch, R. (1950). The economic development of Latin America and its principal problems. United Nations, Economic Commission for Latin America.
- Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821-852. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00353.x>
- Raddatz, C. (2007). Are external shocks responsible for the instability of output in low-income countries? *Journal of Development Economics*, 84(1), 155-187. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.11.001>
- Rodríguez, G., Villanueva Vega, P., & Castillo Bardalez, P. (2018). Driving economic fluctuations in Peru: the role of the terms of trade. *Empirical Economics*, 55(3), 1089-1119. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1318-2>
- Rodríguez, G., Castillo B., P., & Ojeda Cunya, J. A. (2024). Time-varying effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in Peru: An empirical application using TVP-VAR-SV models. *Open Economies Review*, 35(5), 1015-1050. <https://doi.org/10.1007/s11079-023-09742-5>
- Rodríguez, G., Vassallo, R., & Castillo B., P. (2023). Effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in Pacific Alliance countries. *Economic Modelling*, 124. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106302>
- Sánchez, W., & Vassallo, R. (2023). Expectativas empresariales e inversión privada en el Perú: un análisis no lineal para el periodo 2003–2019 (Working Papers 002). Consejo Fiscal del Perú. <https://cf.gob.pe/documentos/documento-de-investigacion-n-002-2023-expectativas-empresariales-e-inversion-privada-en-el-peru-un-analisis-no-lineal-para-el-periodo-2003-2019/>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Singer, H. W. (1950). The distribution of gains between investing and borrowing countries. *American Economic Review*, 40(2), 473-485.

- Teodoru, I. R. (2020). Confidence as a driver of private investment in selected countries of central america. *IMF Working Papers*, 20(270). <https://doi.org/10.5089/9781513563275.001>
- Towbin, P., & Weber, S. (2015). Price expectations and the U.S. housing boom. *IMF Working Papers*, 15(182). <https://doi.org/10.5089/9781513596235.001>
- Valdebenito Espinoza, A. (2016). Efectos de las expectativas de inversionistas en la volatilidad del crecimiento económico de Chile [Master's thesis]. Universidad de Talca.
- Wong, B. (2018). Historical decompositions for nonlinear vector autoregression models (Working Paper 62). Centre for Applied Macroeconomic Analysis (CAMA). <https://doi.org/10.2139/ssrn.3057759>
- World Bank. (2025). Perú: Aprovechando las oportunidades para el crecimiento y la prosperidad. Washington D.C.

A. Apéndice A: detalles adicionales

Modelo	Log-ML	SD	Rank	DIC	SD	Rank
TVP-VAR-SV	-1677.46	0.15	5	3090.33	0.69	5
TVP-VAR	-1905.54	2.99	7	3308.63	3.29	7
TVP-VAR-R1-SV	-1655.32	0.26	1	3024.67	0.92	3
TVP-VAR-R2-SV	-1664.23	0.26	3	3057.05	1.25	4
TVP-VAR-R3-SV	-1669.54	1.31	4	2994.33	1.37	2
CVAR-SV	-1656.04	0.07	2	2988.55	1.35	1
CVAR	-1833.55	0.01	6	3239.56	0.12	6

Cuadro 3: Selección de modelos para el baseline

Nota. Las estimaciones del Log-ML y del DIC se basan en 10,000 iteraciones del algoritmo MCMC, descartando las primeras 4,000 como burn-in. El Log-ML se calcula mediante integración numérica de la verosimilitud marginal, mientras que el DIC se obtiene como medida de ajuste promedio del modelo.

CVAR-SV	Log-ML	SD	Rank	DIC	SD	Rank
Baseline	-1656.04	0.07	4	2988.55	1.35	4
Robustness 1	-1572.29	0.04	1	3080.71	0.66	5
Robustness 2	-1626.83	0.05	2	2928.44	0.75	2
Robustness 3	-1659.15	0.04	5	2987.64	0.85	3
Robustness 4	-1650.06	0.06	3	2840.60	0.56	1

Cuadro 4: Evaluación de robustez del modelo CVAR-SV

Nota. Los resultados corresponden al modelo CVAR-SV estimado bajo distintas especificaciones de robustez. El Log-ML se basa en integración de verosimilitud marginal y el DIC evalúa el ajuste promedio del modelo. Menores valores de DIC indican mejor desempeño.

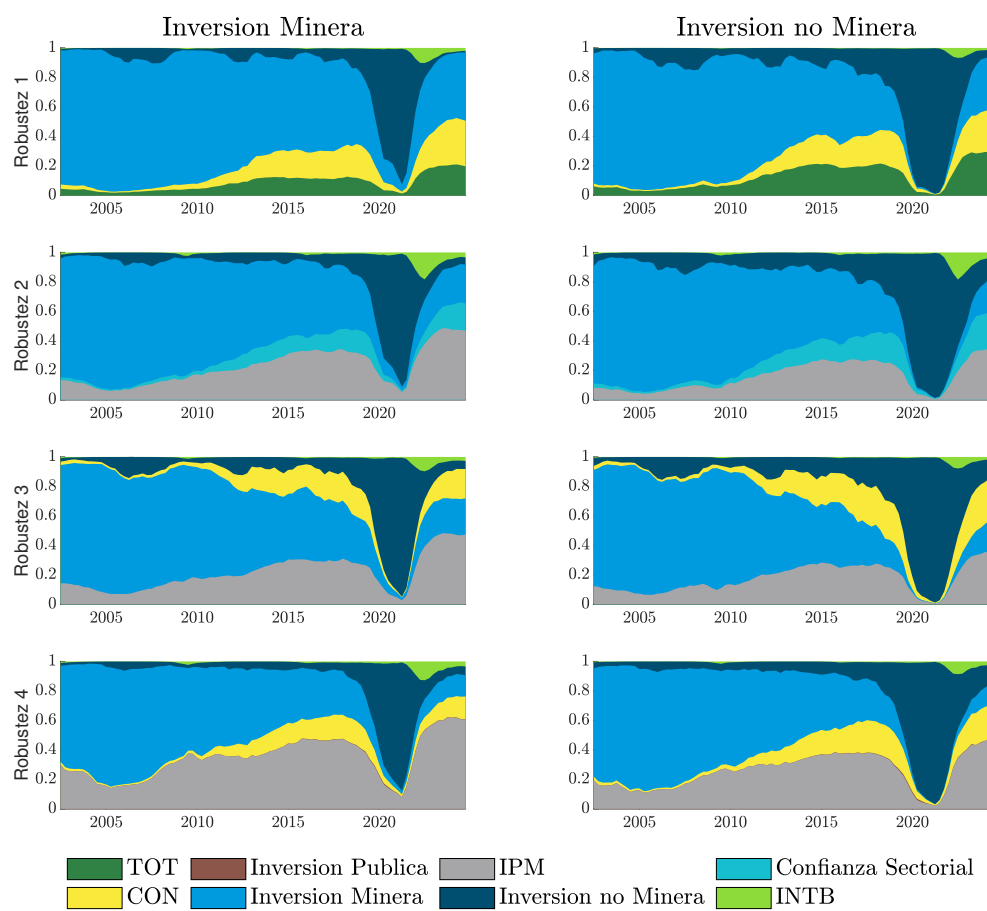


Figura 11: Pruebas de Robustez: Descomposición de Varianza del Error de Predicción de la inversión minera y no minera. Evolución en distintos periodos del tiempo