

Inversión en exploración minera en el Perú: Influencia del PBI minero, cotización y exportaciones de cobre (2000-2020)

Investment in mining exploration in Peru: Influence of mining GDP, copper prices, and exports (2000-2020)

Américo Arizaca Avalos*

Universidad Nacional del Altiplano, Puno
aarizaca@unap.edu.pe

Edyn Canahua Apaza

Universidad Nacional del Altiplano, Puno
Fidel Huisa Mamani
Universidad Nacional del Altiplano, Puno

Edwin Arturo Quispe Umiña

Universidad Nacional del Altiplano, Puno
Wilber Pastor Contreras
Universidad Nacional del Altiplano, Puno
Mishell Julisa Mamani Flores
Universidad Nacional del Altiplano, Puno

Resumen: Este estudio analiza la influencia de factores macroeconómicos sobre la inversión en exploración minera en el Perú durante el período 2000–2020. Se construyeron series anuales a partir de fuentes oficiales para la inversión en exploración, el PBI de minería metálica, la cotización internacional del cobre y las exportaciones de cobre. El análisis descriptivo muestra una elevada volatilidad de la inversión, con un máximo en 2012 asociado al superciclo de los commodities, así como una fuerte correlación positiva con las exportaciones y un vínculo débil y negativo con el PBI minero. Mediante modelos de regresión en niveles y en logaritmos se encuentra que las exportaciones de cobre son el principal predictor estático de la inversión, mientras que el PBI minero presenta un efecto negativo significativo. Sin embargo, las pruebas de raíz unitaria y cointegración justifican el uso de un enfoque dinámico en primeras diferencias y un modelo ARDL, que logra explicar alrededor del 80 % de la variabilidad de la inversión con residuos bien comportados. En este marco, los precios y el PBI minero rezagados tienden a impulsar la exploración, mientras que niveles elevados de exportaciones consolidadas se asocian con efectos de sustitución en fases maduras del ciclo. Los resultados evidencian la fuerte prociclicidad de la inversión exploratoria y la necesidad de políticas que atenúen la dependencia de los shocks externos y preserven el pipeline de proyectos.

Palabras clave: Exploración minera, factores macroeconómicos, Inversión minera, Commodities.

Abstract: This study examines the influence of macroeconomic factors on mining exploration investment in Peru over the period 2000–2020. Annual time series were compiled from official sources for exploration investment, the gross domestic product (GDP) of metallic mining, the international copper price, and copper exports. Descriptive analysis reveals highly volatile exploration expenditures, peaking in 2012 during the commodity supercycle, together with a strong positive correlation with copper exports and a weak, slightly negative association with mining GDP. Static regression models in levels and logarithms indicate that copper exports are the main positive predictor of exploration investment, whereas mining GDP exhibits a negative and statistically significant effect, and the copper price fails to show robust significance. Nonetheless, unit root and cointegration tests justify the use of a dynamic specification in first differences and an ARDL framework, which explains around 80% of the variability in exploration investment with well-behaved residuals. Within this dynamic setting, lagged copper prices and mining GDP tend to stimulate exploration, while high lagged export levels are associated with substitution effects in mature phases of the cycle. The results highlight the pronounced procyclicality of exploration investment and underscore the need for public policies that mitigate dependence on external shocks and help preserve a stable pipeline of mining projects.

Keywords: Mining exploration, macroeconomic factors, mining investment, commodities

*Corresponding autor

1. Introducción

El sector minero constituye un pilar fundamental de la economía peruana, representando aproximadamente el 16% del Producto Bruto Interno (PBI) nacional en la última década [1]. Dentro de este sector, la inversión en exploración minera desempeña un rol estratégico, ya que garantiza la sostenibilidad de la actividad minera a largo plazo permitiendo el descubrimiento de nuevos proyectos y yacimientos. Sin embargo, esta inversión está supeditada a la influencia de diversos factores macroeconómicos que condicionan su dinamismo y rentabilidad.

La exploración de minerales es una actividad de alto riesgo, pocos proyectos terminan en explotación y generan retornos significativos mientras la mayoría fracasa; la percepción sobre la escasez mineral ha oscilado, pasando de temores de agotamiento a visiones de abundancia [2]; Así Europa ha estado buscando asegurar materias primas mediante alianzas con Latinoamérica, promoviendo inversión, capacitación y tecnología; sin embargo, están limitadas las inversiones por crisis económicas y falta de acuerdos de protección recíproca [3]. Por su parte Suárez [4], consideran que los proyectos mineros de cobre enfrentan elevados sobrecostos y riesgos económicos, requiriendo valorizaciones conservadoras, metodologías rigurosas y transparencia para reducir las incertidumbres y fortalecer la confianza del mercado en decisiones de inversión. Asimismo exploraciones de litio experimentan trayectorias inciertas por factores económicos y regulaciones; pocos proyectos alcanzan la etapa de explotación, siendo clave los precios del carbonato [5].

Definir dominios lateríticos en depósitos de oro como metodología, reduce los riesgos económicos, optimiza los procesos y mejora la precisión de reservas; aun cuando la exploración detallada eleva los costos iniciales, permite una planificación de inversiones más rentables [6]. Aplicar metodologías como el algoritmo de equilibrio global de la oferta y demanda de minerales permite considerar factores de recuperación, coproducción, elasticidad de demanda y apertura de nuevas minas simulando dinámicas temporales de producción y consumo [7]. La aplicación de Census X-13 y logaritmos así como pruebas de Augmented Dickey-Fuller test (ADF) para verificar estacionariedad con una cointegración estimado con modelos de regresión permiten relacionar la inversión minera con el riesgo país y el PIB [8].

Franasovic [9] relaciona gastos totales en exploración con reservas, libertad fiscal y estabilidad política como un primer modelo mientras que un segundo modelo vincula la tasa de gasto por área con producción, derecho de propiedad, libertad de negocio y regulación. Además, se han propuesto reglas empíricas para estimar costos y capacidades durante la exploración, desta-

cándose las evaluaciones económicas preliminares y los hitos de decisión, recomendando el remplazo de la Regla de Taylor por las relaciones de Long, más acordes con prácticas actuales [10]. Estudios previos han analizado los factores determinantes de la inversión minera desde distintas perspectivas. Por ejemplo, Miranda [11] y Sotomayor [12], identificaron que el potencial geológico, el PBI minero y los precios del cobre son factores clave en las exploraciones, mientras que Huerta [13] destacó que la inversión extranjera directa dependen principalmente de la apertura económica, contrariamente se reducen por costos laborales o inestabilidad social. Por otro lado, las grandes economías están impulsando mayores inversiones en exploración buscando asegurar cadenas de suministro estable, convirtiendo a América Latina en un atractivo económico [14]. No obstante, existe una brecha en la literatura respecto al análisis integral de cómo variables como el PBI minero, la cotización internacional del cobre y las exportaciones interactúan para explicar las fluctuaciones en la inversión en exploraciones del sector en el contexto peruano, particularmente durante el periodo del boom minero (2000-2020).

Este estudio busca llenar este vacío mediante un análisis econométrico que evalúa el impacto de tres variables macroeconómicas críticas: (1) el PBI de minerales metálicos, (2) la cotización internacional del cobre, y (3) las exportaciones de cobre, sobre la inversión en exploración minera en el Perú. A diferencia de investigaciones anteriores, este trabajo emplea una transformación logarítmica de las variables para corregir problemas de asimetría y heterocedasticidad, lo que permite obtener estimaciones más robustas. Los hallazgos aportan evidencia empírica relevante para actores clave: empresas mineras podrán optimizar sus estrategias de inversión en un contexto de volatilidad de precios, mientras que los formuladores de políticas contarán con insumos para diseñar incentivos que promuevan la exploración. Adicionalmente, el estudio contribuye a la literatura académica al validar —o refutar— hipótesis previas en un escenario de economía dependiente de la exportación de recursos naturales.

2. Metodología

El estudio emplea un análisis de series de tiempo macroeconómicas con diseño no experimental longitudinal, utilizando datos secundarios anuales del periodo 2000-2020. Este diseño permite analizar relaciones entre variables sin manipulación, siguiendo recomendaciones para estudios econométricos en minería [15].

2.1. Población y muestra

La población incluye todas las empresas mineras de exploración

activas en Perú registradas por el Ministerio de Energía y Minas [1]. La muestra es no probabilística por conveniencia, conformada por 21 observaciones anuales (2000-2020), periodo que abarca el *boom* minero peruano y crisis globales [16].

2.2. Variables y fuentes de datos

El estudio analizó una variable dependiente y tres independientes, todas medidas anualmente, las mismas que se muestran en la Tabla 1. La variable dependiente fue la *inversión en exploración minera* (en millones de USD), que captura los flujos destinados a actividades de prospección y exploración. Las variables independientes incluyeron: (1) el *PBI minero*

metálico (en millones de PEN, base 2020), como indicador del desempeño sectorial; (2) la *cotización del cobre* (en USD/libra), que refleja la dinámica de precios internacionales; y (3) las *exportaciones de cobre* (en millones de USD), como proxy de la demanda externa. Los datos se obtuvieron de fuentes oficiales: el Ministerio de Energía y Minas [1] para la inversión, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) para el PBI minero, la London Metal Exchange (LME) para los precios del cobre, y la Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria (SUNAT) para las exportaciones. Esta triangulación de fuentes garantiza la confiabilidad de los datos, un aspecto crítico en estudios econométricos [17].

Tabla 1: Variables macroeconómicas que influyen en las inversiones mineras en exploración

Año	Inversión en exploración minera (Millones US\$)	PBI de minería metálica	Exportación de Cu (Millones US\$)	Cotización de Cu (US\$/lb)
2000	53.82	19751	932.6	82.24
2001	75.25	23054	985.6	71.6
2002	48.58	25990	1187.1	70.74
2003	29.83	27375	1260.5	80.7
2004	47.03	29807	2480.6	129.99
2005	83.71	31757	3471.8	166.87
2006	102.39	32050	5996	304.91
2007	136.59	33254	7219	322.93
2008	167.84	35629	7277	315.58
2009	393.6	34875	5934	234.31
2010	615.82	33927	8870	342.19
2011	869.37	33208	10711	397.49
2012	905.4	34024	10483	360.96
2013	776.42	35492	9820.75	332.61
2014	625.46	34701	8874.91	311.32
2015	534.7	40153	8167.54	250.05
2016	377.04	48659	10170.88	220.83
2017	493.15	50837	13844.96	279.96
2018	431.27	49954	14938.55	296.11
2019	355.68	49534	14000.93	272.67
2020	215.75	42678	13039.15	279.97

Fuente: Elaboración propia con datos de MINEM, BCRP, LME, SUNAT

Con la finalidad de verificar los supuestos clásicos y la estabilidad de la relación en el tiempo, se aplicaron: (i) pruebas de multicolinealidad mediante el Factor de Inflación de la Varianza (VIF), considerando no crítica la colinealidad si $VIF < 5$ (tolerancia > 0.2); (ii) autocorrelación de residuos con el estadístico Durbin–Watson (DW) [18], donde valores en torno a 2 indican ausencia de autocorrelación; (iii) pruebas de estacionariedad de las series mediante ADF previo a la estimación; y, dado el carácter macroeconómico de las variables, contrastes de cointegración (procedimiento de Engle–Granger y prueba de Johansen) para evaluar la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo. Adicionalmente, se empleó el test de especificación RESET de Ramsey.

En una primera etapa, se estimó un modelo de regresión lineal múltiple con transformación logarítmica en niveles, siguiendo la especificación:

$$\ln(IEM_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(PBIMM_t) + \beta_2 \ln(COTCU_t) + \beta_3 \ln(EXPCU_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde:

IEM_t: inversión en exploración minera (USD) en el año t ;

PBIMM_t: PBI de minerales metálicos (PEN);

COTCU_t: cotización del cobre (USD/libra);

EXPCU_t: exportaciones de cobre (USD);

ε_t : término de error.

La transformación logarítmica se aplicó para: (1) linealizar relaciones potencialmente no lineales entre variables, (2) reducir la heterocedasticidad y (3) permitir una interpretación directa de los coeficientes como elasticidades [17], lo que resulta especialmente adecuado en economía de recursos naturales, donde las variables suelen presentar distribuciones asimétricas.

Sin embargo, los diagnósticos de VIF, así como la evidencia mixta de cointegración entre las series, indicaron problemas de colinealidad severa y posibles limitaciones para interpretar el modelo en niveles como relación de equilibrio de largo plazo. Por ello, en una segunda etapa se recurrió a especificaciones más parsimoniosas en primeras diferencias y modelos tipo ARDL, que mitigan la autocorrelación y reducen la sensibilidad a la colinealidad. Estas especificaciones se utilizan como base principal de la inferencia econométrica en la sección de resultados, mientras que el modelo log–log en niveles se mantiene como referencia exploratoria.

Para validar cuantitativamente el desempeño de los modelos se reportan RMSE, MAE, MAPE, R^2 y R^2 ajustado, así como

AIC/BIC para comparación relativa. La especificación lineal se contrasta con el test RESET de Ramsey (hipótesis nula: forma funcional correcta). Finalmente, se inspeccionan residuos estandarizados, gráficos QQ, funciones de autocorrelación (ACF) y medidas de influencia (leverage/Cook) para evaluar supuestos y robustez de las estimaciones.

3. Resultados

La Figura 1 muestra la evolución anual de la inversión en exploración minera (IEM) y de las principales variables macroeconómicas consideradas en el modelo para el período 2000–2020. En términos generales, la IEM presenta un comportamiento altamente volátil, con un marcado incremento entre 2006 y 2012, coincidente con el superciclo de los commodities, y una contracción posterior a partir de 2013, en un contexto de menor dinamismo de la demanda global y mayor incertidumbre regulatoria interna.

El PBI de la minería metálica exhibe una trayectoria más estable y crecientemente tendencial, reflejando la consolidación de proyectos de gran escala en producción. Sin embargo, esta expansión del producto minero no se traduce en un patrón proporcional de la inversión en exploración; por el contrario, se observa que en varios años de alto PBI minero la IEM se mantiene estancada o incluso disminuye, lo que sugiere una posible sustitución entre explotación de minas maduras y apertura de nuevos proyectos exploratorios.

La cotización internacional del cobre presenta ciclos claramente definidos, con máximos en torno a 2007–2008 y 2011–2012, seguidos de una fase de corrección de precios. Las exportaciones de cobre, por su parte, combinan el efecto precio con el aumento de volúmenes, mostrando una tendencia creciente de largo plazo aunque con retrocesos puntuales. La comparación visual entre IEM y exportaciones indica que los picos de inversión tienden a alinearse con periodos de fuerte dinamismo exportador, más que con el nivel del PBI minero.

En conjunto, esta evidencia descriptiva ayuda a contextualizar los resultados econométricos posteriores. La coexistencia de un PBI minero en expansión con episodios de desaceleración de la inversión exploratoria, así como la estrecha co-movilidad entre IEM y exportaciones, anticipa el signo negativo estimado para el coeficiente del PBI minero y el rol dominante del canal exportador en los modelos de regresión analizados en las secciones 3.2 y 3.4.

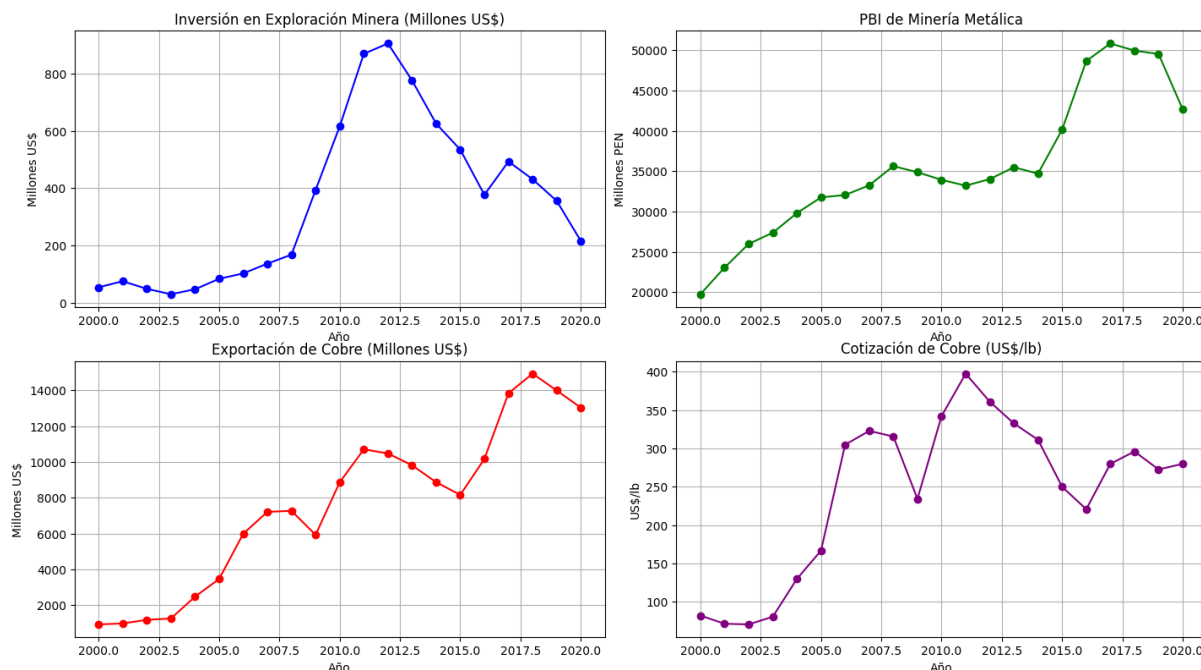


Figura 1: Evolución temporal de la inversión en exploración minera y variables macroeconómicas seleccionadas, Perú 2000–2020.

Fuente: Elaboración propia.

3.1. Análisis descriptivo correlacional

Entre 2000 y 2020, la inversión en exploración minera mostró una elevada volatilidad, con picos asociados al superciclo de los commodities y una contracción posterior. De forma paralela,

el PBI minero metálico y las exportaciones de cobre siguieron trayectorias crecientes en el largo plazo, mientras que la cotización internacional del cobre presentó fuertes oscilaciones de corto plazo.

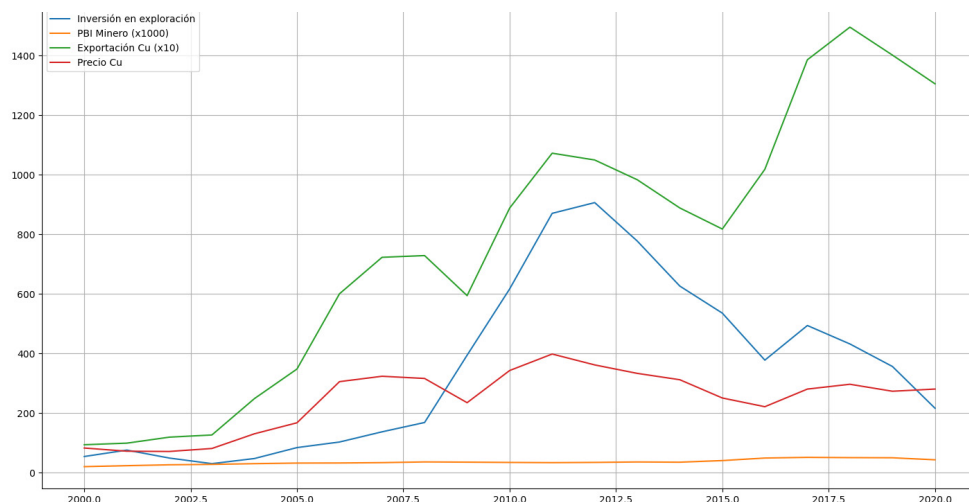


Figura 2: Evolución de variables macroeconómicas (2000–2020)

Fuente: Elaboración propia variables económicas en millones de dólares

La Figura 2 muestra la evolución temporal conjunta de las cuatro variables principales de estudio, en la que se observa un aumento sostenido de las exportaciones y la cotización internacional del cobre en el periodo 2011–2012, seguido de un

descenso moderado y cierta recuperación en los últimos años analizados. La inversión en exploración exhibe picos coincidentes con periodos de altos precios del cobre, aunque con retardos temporales.

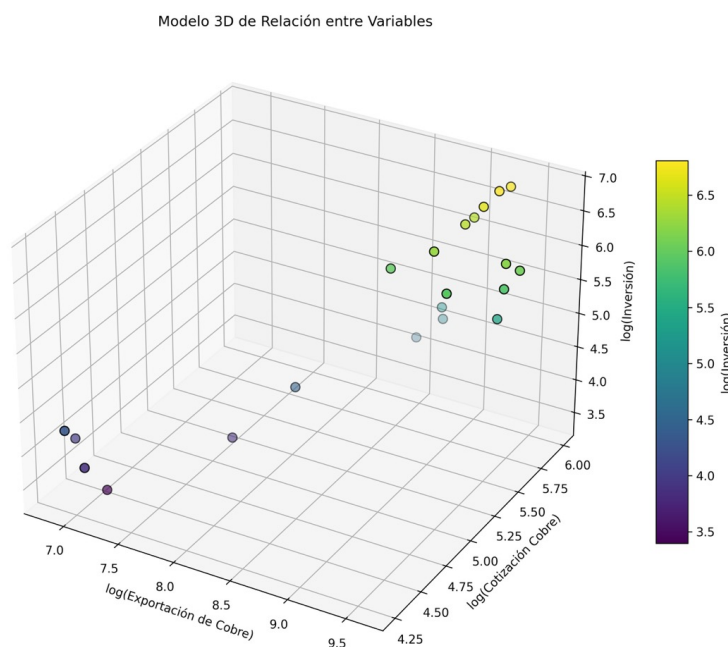


Figura 3: Modelo 3D de relación entre variables

Fuente: Elaboración propia con datos procesados de variables económicas

El diagrama 3D Figura 3 muestra la relación de la inversión ($\log(\text{Inversión})$, color y eje Z) con $\log(\text{Exportación de cobre})$ (eje X) y $\log(\text{Cotización del cobre})$ (eje Y). Se observa un gradiente ascendente claro de la inversión conforme aumentan las exportaciones, evidenciando una asociación positiva fuerte y coherente con los resultados econométricos donde la exportación emerge como principal predictor. En cambio, para un mismo nivel de exportaciones, los cambios en la cotización sólo desplazan levemente los puntos en Z, sugiriendo un efecto más débil o inestable del precio. La nube forma una “cresta” dominada por exportaciones altas, con mayor dispersión en niveles medios–altos, lo que apunta a heterogeneidad no explicada (p. ej., rezagos, expectativas o condiciones financieras). No se aprecian outliers extremos ni curvaturas marcadas, compatibles con una especificación log-lineal; sin embargo, la ligera apertura del abanico sugiere explorar interacciones y comprobar heterocedasticidad. Esta visual apoya la conclusión: la profundidad del mercado exportador impulsa la inversión más que las variaciones contemporáneas del precio.

En el periodo se evidenció una alta variabilidad en los montos destinados a las inversiones en exploración minera en el Perú, en un contexto caracterizado por el auge de la demanda internacional de metales y algunos episodios de volatilidad de precios. La inversión anual promedio fue de 382.32 millones de dólares, con una desviación estándar de 296.38, reflejando una dispersión significativa respecto de la media. El valor mínimo registrado fue de 29.83 millones (2003), mientras que el máximo alcanzó 905.4 millones (2012). Por otro lado, el PBI de la minería metálica mostró un promedio de 36,296 millones de soles, siendo también elevada la dispersión (desviación estándar: 9,379 millones). La cotización internacional del cobre presentó una media de 241.65 US\$/lb y una marcada amplitud entre su mínimo (70.74 US\$/lb) y máximo histórico (397.49 US\$/lb). Finalmente, las exportaciones anuales de cobre registraron un promedio de 7,713 millones de dólares, con un máximo que superó los 14,900 millones en el año 2018 como se muestra en la Tabla 2.

Tabla 2: Principales Estadísticos Descriptivos

	Media	Desviación estándar	Mínimo	Percentil 25	Mediana	Percentil 75	Máximo
Inversión	382.32	296.38	29.83	136.59	377.04	615.82	905.4
PBI_Mineria	36296.5	9379.39	19751	33254	34701	40153	50837
Export_Cu	7713.71	4924.02	932.6	5934	8870	10483	14938.55
Precio_Cu	241.65	102.75	70.74	166.87	279.96	315.58	397.49

Fuente: Elaboración propia con datos MINEM, BCRP, LME, SUNAT

La matriz de correlación de Pearson permitió cuantificar la relación lineal entre los indicadores macroeconómicos y la inversión en exploración. Se identificó una correlación positiva fuerte entre inversión y exportaciones de cobre ($r=0.881$), lo que sugiere que los incrementos sostenidos en los ingresos por exportación se asocian con mayores flujos de capital destinados a la prospección y exploración y al descubrimiento de nuevos

yacimientos. Asimismo, la cotización del cobre mostró una correlación positiva moderada ($r=0.567$). Por el contrario, la correlación entre la inversión y el PBI minero fue débil y negativa ($r=-0.089$), indicando que un mayor producto interno bruto del sector no necesariamente se traduce en mayores niveles de exploración como se puede apreciar en la Tabla 3.

Tabla 3: Matriz De Correlación De Variables

	Inversión	PBI_Mineria	Export_Cu	Precio_Cu
Inversión	1	-0.089	0.881	0.567
PBI_Mineria	-0.089	1	-0.052	-0.161
Export_Cu	0.881	-0.052	1	0.654
Precio_Cu	0.567	-0.161	0.654	1

Fuente: Elaboración propia

3.2. Primera etapa: modelo log-log en niveles (análisis exploratorio)

En esta sección se estima un modelo de regresión lineal múltiple en niveles que vincula la inversión en exploración minera (IEM) con el desempeño macroeconómico del sector y el contexto externo. La especificación básica considera como regresora principal el Producto Bruto Interno (PBI) de la minería metálica, la cotización internacional del cobre y las exportaciones de cobre, de acuerdo con la literatura que resalta el papel de la demanda y los precios de los commodities como determinantes de la inversión en exploración. El modelo estimado puede expresarse de manera general como:

$$IEM_t = \beta_0 + \beta_1 PBI_{min_t} + \beta_2 Precio_{Cu_t} + \beta_3 Export_{Cu_t} + u_t \tag{2}$$

donde IEM_t representa la inversión anual en exploración minera y las variables explicativas se expresan en términos reales para el periodo 2000–2020. Los resultados se presentan en la Tabla 4.

En términos globales, el modelo en niveles muestra un ajuste estadísticamente aceptable, con un R^2 ajustado satisfactorio y un conjunto de coeficientes que resultan significativos en su mayoría. La variable más relevante es la exportación de cobre, cuyo coeficiente es positivo y estadísticamente significativo ($p<0.01$), lo que indica que mayores volúmenes o valores de exportación

se asocian con una expansión de la inversión en exploración. Este resultado es coherente con la idea de que, en un contexto de altos flujos de comercio exterior de cobre, las empresas perciben un entorno favorable para ampliar su cartera de proyectos y reservas.

En contraste, el PBI minero presenta un coeficiente negativo y estadísticamente significativo ($p < 0.05$), sugiriendo que, en el periodo analizado, los años de mayor producción consolidada del sector no necesariamente se acompañan de un incremento de la inversión en exploración, sino más bien de una posible sustitución hacia la explotación de proyectos ya maduros. Este hallazgo es consistente con la correlación débil e incluso negativa entre PBI minero e IEM observada en el análisis descriptivo previo, y será discutido con mayor detalle en la sección de discusión e interpretación de resultados.

Por su parte, la cotización internacional del cobre presenta el signo esperado (positivo) pero su coeficiente no resulta robustamente significativo a niveles convencionales ($p > 0.05$). Esto sugiere que, para el caso peruano, la inversión en exploración habría respondido en mayor medida a las condiciones de mercado reflejadas en las exportaciones efectivamente realizadas (que incorporan precio, volumen y capacidad de colocación) que al nivel de precios internacionales considerado de manera

aislada.

De forma complementaria, se estimó un modelo logarítmico (log-log) exploratorio con la misma combinación de variables, donde los coeficientes pueden interpretarse como elasticidades. Los resultados de esta especificación confirman el patrón encontrado en el modelo en niveles: las exportaciones de cobre mantienen una elasticidad positiva y estadísticamente significativa sobre la inversión en exploración, el PBI minero conserva un efecto negativo significativo y la cotización del cobre no alcanza significancia robusta. Este ejercicio adicional refuerza la evidencia de que el canal dominante en el periodo 2000–2020 estuvo asociado al dinamismo exportador, más que al tamaño agregado del producto minero.

No obstante, es importante subrayar que tanto el modelo en niveles como su versión logarítmica deben interpretarse con carácter principalmente descriptivo. Como se muestra en la sección 3.3, las pruebas de raíz unitaria y cointegración indican que las series en niveles no cumplen plenamente los supuestos de estacionariedad requeridos para una inferencia rigurosa en el largo plazo. Por ello, en las secciones siguientes se recurre a modelos en primeras diferencias y a un enfoque ARDL, que permiten capturar de manera más adecuada la dinámica de corto y mediano plazo y constituyen la base principal para la interpretación econométrica del estudio.

Tabla 4: Resultados Del Modelo Log–Log En Niveles Para Ln(Iem)

Variables	OLS (1)	ARDL (2)	2SLS (3)
Constante	929.003 (322.465)	1,319.902 (175.989)	1,380.840 (535.800)
PBI minero (t)	-0.039 (0.016)	-0.009 (0.014)	-0.059 (0.024)
PBI minero (t-1)		-0.054 (0.017)	
Exportación de Cu	0.071 (0.033)	0.107 (0.028)	0.078 (0.034)
Tendencia	24.905 (39.682)	36.734 (18.298)	44.942 (33.792)
	OLS (1)	ARDL (2)	2SLS (3)
N	20	20	20
R ²	0.605	0.799	
F instrumento (p)			0.0044
DWH endogeneidad (p)			0.2649

Notas: Las celdas muestran coeficiente y, debajo entre paréntesis, el error estándar. OLS/ARDL con HC1. 2SLS instrumenta el PBI minero con la cotización del Cu.

Fuente: Elaboración propia con base en MINEM, BCRP, LME y SUNAT

La Figura 4 muestra el ajuste del modelo de regresión sobre la serie temporal de inversión minera en millones de dólares (US\$) entre los años 2000 y 2020. Los puntos azules exhiben un comportamiento claramente no lineal caracterizado por fases de expansión y contracción, con picos notorios en el 2012 y 2013 que superan los 800 millones US\$; mientras que la curva roja corresponde al modelo ajustado, que si bien sigue de manera general la tendencia ascendente de largo plazo, presenta discrepancias sustantivas respecto de los valores empíricos en varios

intervalos, particularmente durante los máximos históricos y los descensos posteriores. La divergencia observada en los periodos de alta inversión podría indicar limitaciones del modelo en capturar volatilidades o ciclos de inversión asociados a factores exógenos, como fluctuaciones de precios internacionales de los metales o procesos regulatorios. La aparente subestimación de los valores extremos sugiere que el modelo empleado carece de componentes que reflejen adecuadamente la dinámica estacional o la presencia de choques estructurales en la serie.

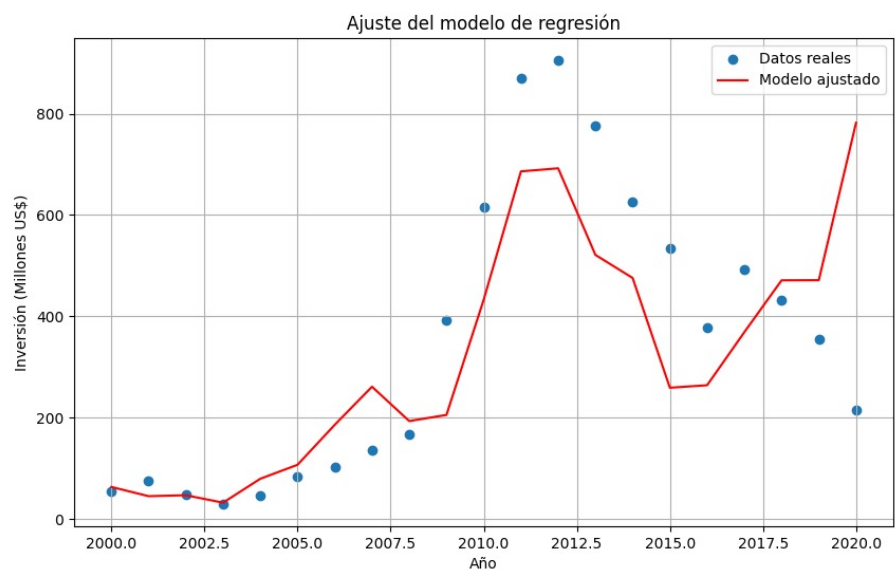


Figura 4: Valores observados vs valores ajustados del modelo log-log (para mostrar el buen ajuste pero adelantar que tendrá problemas de diagnóstico)

Fuente: Elaboración propia regresión

3.3. Diagnósticos del modelo en niveles y pruebas de co-integración

La Tabla 5 es una síntesis que refleja el diagnóstico del modelo en niveles. El estadístico Durbin–Watson (0.756) evidencia una autocorrelación positiva de los residuos, lo que sesga las inferencias bajo errores estándar clásicos. En términos de equilibrio de largo plazo, los resultados son mixtos; por otro lado la prueba bivariada de Engle–Granger sugiere cointegración ($p \approx 0.00$), mientras que Johansen —más apropiada en un marco multivariado— indica $r=0$ al 95%, es decir, una sin cointegración con-

junta entre las series. Mientras tanto la prueba RESET arroja $p=0.042$, señalando una posible mala especificación funcional en niveles, aunque el test CUSUM ($p=0.587$) no rechaza estabilidad paramétrica global. Para finalizar, las métricas de error (RMSE=0.479; MAE=0.389; MAPE=7.33%) describen un ajuste razonable, pero, dado el patrón de autocorrelación y la falta de cointegración según Johansen, la evidencia respalda re-especificar el análisis en primeras diferencias y emplear errores estándar robustos (HAC/Newey–West), además de considerar especificaciones parsimoniosas para mitigar colinealidad y asegurar inferencias válidas.

Tabla 5. Diagnósticos Globales (Niveles)

Prueba	Estadístico	p-valor	Criterio/Referencia	Lectura breve
Durbin–Watson	0.756		≈2 sin autocorrelación	Autocorrelación positiva
Engle–Granger (cointegración)		0.0	p<0.05: cointegración	Cointegración
Johansen (r al 95%)	Traza r=0		r=0: no cointegración	r=0 (sin cointegración)
RESET (forma funcional)		0.042	p>0.05: sin mala especificación	Posible mala forma
CUSUM (estabilidad)	0.774	0.587	p>0.05: estable (dentro de bandas 95%)	Estable
RMSE	0.479		Error cuadrático medio	Ajuste razonable
MAE	0.389		Error absoluto medio	Ajuste razonable
MAPE	7.33%		Error % absoluto medio	Ajuste razonable

Fuente: Elaboración propia, estadísticos de diagnóstico

La Tabla 6 presenta los resultados de la prueba de Dickey–Fuller aumentada (ADF) para las series en niveles y en primeras diferencias. Se observa que las variables $\ln(\text{IEM})$, $\ln(\text{PBIMM})$, $\ln(\text{EXPCU})$ y $\ln(\text{COTCU})$ no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria en niveles (p-valores muy superiores a 0,05), por lo que se comportan como procesos no estacionarios. En cambio, las primeras diferencias de las variables vinculadas al mercado internacional del cobre, $\Delta\ln(\text{EXPCU})$ y $\Delta\ln(\text{COTCU})$, resul-

tan estacionarias al 5 %, coherentes con procesos integrados de orden uno típicos en series macroeconómicas anuales. Las diferencias de $\ln(\text{IEM})$ y $\ln(\text{PBIMM})$ muestran estadísticos cercanos al valor crítico pero sin alcanzar significancia, lo que sugiere una dinámica próxima a $I(1)$. En conjunto, estos hallazgos justifican el uso de especificaciones que consideren explícitamente las propiedades de integración de las series antes de estimar modelos en niveles.

Tabla 6 - Resultados De La Prueba ADF Para Las Series En Niveles Y Primeras Diferencias (2000–2020)

Variable	Transformación	Estadístico ADF	Valor crítico 5%	p-valor	Decisión ($\alpha=0,05$)
$\ln(\text{IEM})$	Nivel	-1.305	-3.031	0.627	No estacionaria
$\ln(\text{PBIMM})$	Nivel	-1.789	-3.031	0.386	No estacionaria
$\ln(\text{EXPCU})$	Nivel	-2.131	-3.022	0.232	No estacionaria
$\ln(\text{COTCU})$	Nivel	-1.695	-3.022	0.433	No estacionaria
$\Delta\ln(\text{IEM})$	Primera diferencia	-2.425	-3.031	0.135	No estacionaria
$\Delta\ln(\text{PBIMM})$	Primera diferencia	-2.222	-3.068	0.199	No estacionaria
$\Delta\ln(\text{EXPCU})$	Primera diferencia	-2.987	-3.031	0.036	Estacionaria
$\Delta\ln(\text{COTCU})$	Primera diferencia	-3.289	-3.031	0.015	Estacionaria

Nota. La hipótesis nula H_0 en la prueba ADF plantea la presencia de raíz unitaria (serie no estacionaria). La decisión se basa en el p-valor ($<0,05 \Rightarrow$ rechazo de H_0) y la comparación del estadístico con el valor crítico al 5 %.

Fuente: Elaboración propia prueba de Dickey–Fuller

La Tabla 7 resume las pruebas de cointegración aplicadas al sistema formado por $\ln(\text{IEM})$, $\ln(\text{PBIMM})$, $\ln(\text{EXPCU})$ y $\ln(\text{COTCU})$. El contraste de Engle–Granger, basado en los residuos del modelo en niveles, no rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración, lo que indica que dichos residuos continúan presentando raíz unitaria. De manera consistente, la prueba de Johansen por el estadístico de traza no identifica

vectores de cointegración al 5 % para ninguno de los valores de r considerados ($r = 0$, $r \leq 1$, $r \leq 2$, $r \leq 3$). La evidencia conjunta sugiere, por tanto, que no existe una relación de equilibrio de largo plazo robusta entre estas cuatro variables en el periodo 2000–2020, lo cual refuerza la necesidad de privilegiar especificaciones en primeras diferencias y/o modelos dinámicos tipo ARDL para el análisis econométrico principal.

Tabla 7: Pruebas De Cointegración Engle–Granger Y Johansen Para $\ln(\text{Iem})$, $\ln(\text{Pbimm})$, $\ln(\text{Expcu})$ Y $\ln(\text{Cotcu})$

Método	Hipótesis / r	Estadístico	Valor crítico 5%	p-valor	Decisión ($\alpha=0,05$)
Engle–Granger	No cointegración (H_0)	-1.244	-3.022	0.654	No cointegración
Johansen (traza)	$r = 0$	46.388	47.855		No se rechaza H_0
Johansen (traza)	$r \leq 1$	25.696	29.796		No se rechaza H_0
Johansen (traza)	$r \leq 2$	11.748	15.494		No se rechaza H_0
Johansen (traza)	$r \leq 3$	3.742	3.841		No se rechaza H_0

Nota:

- En Engle–Granger, H_0 : ausencia de cointegración (los residuos tienen raíz unitaria)
- En Johansen (traza), H_0 : el número de vectores de cointegración es r . No se encuentran vectores de cointegración al 5 % ($r = 0$).

Fuente: Elaboración propia pruebas de cointegración

3.4. Modelos en primeras diferencias ARDL

Los resultados del modelo en primeras diferencias se muestran en la Tabla 8, para la variación de la inversión en exploración, $\Delta \ln(\text{IEM})$, estimado con errores estándar robustos tipo HAC. Se observa que el único coeficiente que se aproxima a la significancia estadística es el asociado a $\Delta \ln(\text{EXPCU})$, con un valor positivo de 2.0057 y un p-valor de 0.074, lo que sugiere que un incremento del 1 % en las exportaciones de cobre se asocia, en el corto plazo, con un aumento cercano al 2 % en la inversión exploratoria, significativo al 10 %. En cambio, las variaciones del

PBI minero metálico ($\Delta \ln(\text{PBIMM})$) y de la cotización del cobre ($\Delta \ln(\text{COTCU})$) no resultan estadísticamente significativas (p-valores de 0.308 y 0.258, respectivamente), mientras que el término constante tampoco es distinto de cero. El R^2 ajustado del modelo es bajo (0.024), lo cual es consistente con la naturaleza más ruidosa de las series en diferencias y con la corta longitud de la muestra, pero aun así confirma el papel de las exportaciones como principal variable asociada a los cambios anuales de la inversión en exploración, en contraste con el efecto menos claro del PBI minero y de la cotización puntual del cobre.

Tabla 8: Resultados Del Modelo En Primeras Diferencias Para La Inversión En Exploración Minera (Variable Dependiente: $\Delta \ln(\text{Iem})$)

Variable	Coeficiente	Error estándar HAC	t	p-valor
const	-0.0246	0.1179	-0.209	0.835
d_ln_PBIMM	-2.0603	2.0207	-1.02	0.308
d_ln_EXPCU	2.0057	1.1232	1.786	0.074
d_ln_COTCU	-1.4872	1.3143	-1.132	0.258
R^2	0.178			
R^2 ajustado	0.024			

Fuente: Elaboración propia modelo en primeras diferencias con errores estándar robustos HAC

La Figura 5 muestra la trayectoria de los valores observados y ajustados de $\Delta \ln(\text{IEM})$ para el periodo 2001–2020. En general, el modelo en primeras diferencias logra reproducir razonablemente bien la dirección de los cambios anuales en la inversión exploratoria, especialmente en los episodios de expansión y contracción más marcados (por ejemplo, los incrementos de mediados de la década de 2000 y la caída posterior al pico de 2012). No obstante, se observan desajustes en la magnitud de algunos extremos —como los fuertes aumentos de 2009–2010

o la corrección posterior—, lo que es consistente con el R^2 ajustado relativamente bajo reportado en la Tabla 6 y con la elevada volatilidad de la serie. En conjunto, la figura ilustra que, aunque el modelo capta parte del patrón procíclico de la inversión, una fracción importante de la variabilidad anual permanece sin explicar, reforzando la necesidad de complementar el análisis con especificaciones dinámicas adicionales y con variables que recojan mejor los choques sectoriales y de contexto.

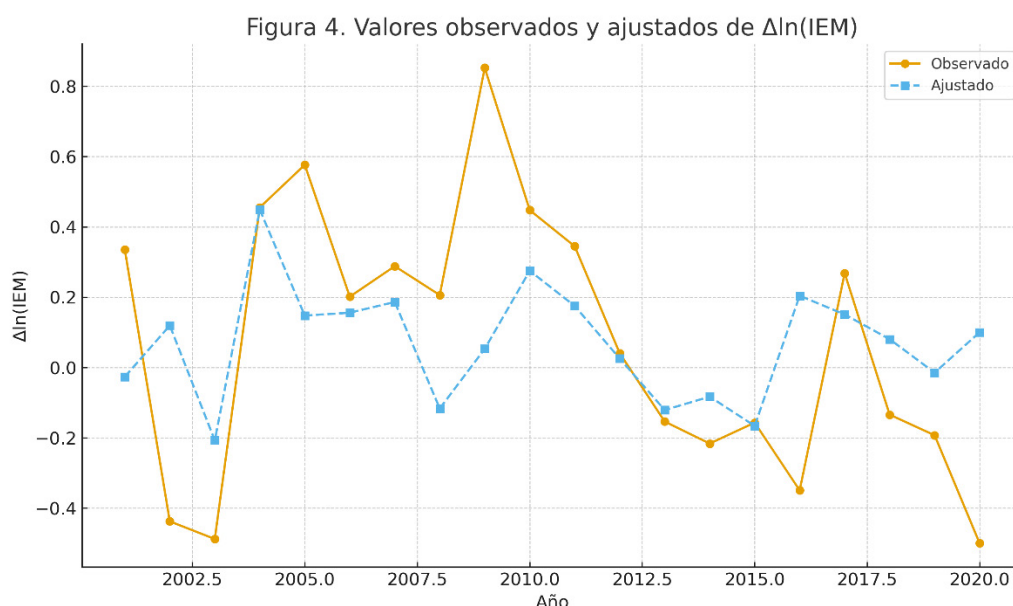


Figura 5: Valores observados y ajustados de la variación de la inversión en exploración minera ($\Delta \ln(\text{IEM})$) según el modelo en primeras diferencias

Fuente: Elaboración Propia

La Tabla 9 presenta los resultados del modelo dinámico tipo ARDL estimado para la variación de la inversión en exploración, $\Delta \ln(\text{IEM})$. En términos de corto plazo, los coeficientes asociados a $\Delta \ln(\text{PBIMM})_t$, $\Delta \ln(\text{EXPCU})_t$, $\Delta \ln(\text{COTCU})_t$ y al rezago de $\Delta \ln(\text{IEM})$ [19] no resultan estadísticamente significativos ($p > 0.10$), lo que sugiere que los cambios anuales inmediatos en el PBI minero, las exportaciones y la cotización del cobre no se traducen en ajustes contemporáneos relevantes de la inversión exploratoria. Es decir, la respuesta de la inversión a choques de un año específico parece ser débil o estar amortiguada en el muy corto plazo.

En contraste, los coeficientes asociados a las variables en niveles rezagadas muestran patrones más marcados. El término $\ln(\text{COTCU})_{t-1}$ presenta un coeficiente positivo y estadísticamente

significativo al 5 % ($\beta = 3.42$; $p = 0.031$), indicando que niveles altos de cotización del cobre en el año previo se asocian con mayores incrementos de la inversión en exploración, coherente con una respuesta procíclica frente a precios favorables. Los efectos de $\ln(\text{PBIMM})_{t-1}$ y $\ln(\text{EXPCU})_{t-1}$ son de signo opuesto y cercanos a la significancia ($p \approx 0.10$ y $p \approx 0.08$, respectivamente), lo que sugiere que un mayor PBI minero tendería a impulsar la inversión, mientras que niveles elevados de exportaciones consolidadas podrían estar asociados a cierta sustitución hacia proyectos en operación en detrimento de nueva exploración, aunque estos resultados deben interpretarse con cautela. El modelo alcanza un R^2 de 0.677 y un R^2 ajustado de 0.419, lo que indica una capacidad explicativa moderada dadas las restricciones de tamaño muestral y la naturaleza anual de las series.

Tabla 9: Resultados Del Modelo Dinámico Ardl $\Delta \ln(Iem)$

Variable	Coefficiente	Error estándar HAC	t	p-valor
const	-40.3715	23.3828	-1.727	0.084
d_ln_IEM_lag1	0.0281	0.1366	0.206	0.837
d_ln_PBIMM	-1.0089	1.0698	-0.943	0.346
d_ln_EXPCU	0.4793	0.9153	0.524	0.601
d_ln_COTCU	-0.0248	0.9409	-0.026	0.979
ln_IEM_lag1	0.0583	0.2268	0.257	0.797
ln_PBIMM_lag1	4.6654	2.8094	1.661	0.097
ln_EXPCU_lag1	-3.1348	1.7928	-1.749	0.08
ln_COTCU_lag1	3.4171	1.5801	2.163	0.031
R ²	0.677			
R ² ajustado	0.419			

Fuente: Elaboración propia modelo ARDL y dinámica de corto/largo plazo

Al comparar especificaciones alternativas en primeras diferencias, el coeficiente de $\Delta \ln(\text{EXPCU})$ mantiene signo positivo y alcanza significancia al 10 % en modelos parsimoniosos (M1 y M3), mientras que $\Delta \ln(\text{PBIMM})$ se conserva negativo y no significativo en todas las variantes. La inclusión del rezago $\Delta \ln(\text{EXPCU})_{t-1}$ sugiere un componente dinámico (signo positivo, 10 %) sin alterar las conclusiones. Los R² ajustados oscilan entre 0.009–0.057, por lo que estos modelos sirven como verificación de robustez más que como especificación principal (ver Tabla 10 para el contraste de desempeño y diagnósticos). La comparación de diagnósticos de la Tabla 10 muestra que el modelo ARDL presenta mejor desempeño predictivo que el modelo en primeras diferencias: registra menores RMSE/

MAE/MAPE y mayor R² ajustado, junto con AIC/BIC más bajos, lo que indica una especificación más parsimoniosa y con mejor ajuste. En términos de supuestos, ambos modelos no evidencian autocorrelación (Durbin–Watson cercano a 2 y Breusch–Godfrey con p-valores > 0,10) ni errores de especificación (RESET con p-valores no significativos). Asimismo, no se detecta heterocedasticidad condicional (ARCH-LM, p>0,10) y los residuos muestran normalidad aceptable (Jarque–Bera sin rechazo). En conjunto, estos resultados respaldan al ARDL como especificación principal y dejan al modelo en primeras diferencias como verificación de robustez con conclusiones consistentes.

Tabla 10 - Comparación De Desempeño Y Diagnósticos Post-Estimación De Los Modelos Principales (Δ -Modelo Vs. ARDL)

Modelo	RMSE	MAE	MAPE	R ² ajustado	AIC	BIC	Durbin–Watson	BG (p)	RESET (p)	ARCH-LM (p)	JB (p)	N
Δ -modelo (Tabla 8)	0.339	0.255	73.3	0.024	21.5	25.4	1.357	0.27	0.871	0.667	0.98	20
ARDL dinámico (Tabla 9)	0.215	0.183	72.1	0.419	13.5	22	2.279	0.208	0.29	0.961	0.751	19

Fuente: Elaboración propia, análisis comparativo de modelos

3.5. Validación del modelo

Los gráficos de residuos y el QQ-plot del modelo ARDL (Figura 6) no evidencian patrones sistemáticos ni colas excesivas, lo

que sugiere homocedasticidad aproximada y normalidad aceptable de los errores. Esto es consistente con las pruebas formales (Breusch–Godfrey, ARCH-LM y Jarque–Bera) reportadas en la Tabla 10.

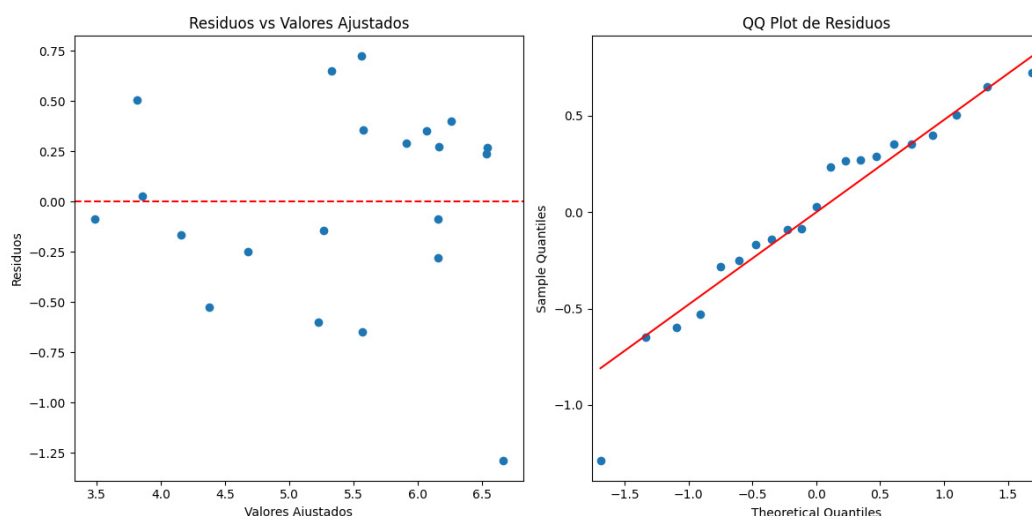


Figura 6: Residuos del modelo y prueba de normalidad

Fuente: Elaboración propia

4. Discussion

La evidencia empírica confirma el carácter marcadamente procíclico de la inversión en exploración minera en el Perú durante 2000–2020. Los resultados descriptivos y los modelos estáticos en niveles y logaritmos muestran una fuerte asociación positiva entre la inversión exploratoria y las exportaciones de cobre, mientras que la relación con el PBI minero es débil y, en algunos casos, de signo negativo. Estas regularidades son coherentes con la idea de que las decisiones de exploración responden principalmente a las señales provenientes del mercado externo —precio, volúmenes colocados y expectativas sobre la demanda global— más que al desempeño agregado de la producción minera registrada en las cuentas nacionales [11; 12].

El análisis dinámico mediante el modelo ARDL matiza y enriquece esta lectura. Una vez considerada la estructura temporal de las series y controlada la no estacionariedad, los niveles rezagados de la cotización del cobre y del PBI de minería metálica tienden a impulsar la inversión en exploración, mientras que niveles elevados de exportaciones consolidadas en el período previo se asocian con efectos de sustitución. En otras palabras,

en las fases en que el sector ya registra altos volúmenes de exportación, parte del esfuerzo se desplaza hacia la explotación y optimización de proyectos maduros, reduciendo el margen para nuevas iniciativas exploratorias greenfield, especialmente aquellas de mayor riesgo geológico, ambiental o social. Esta dinámica es consistente con la literatura que documenta cómo los superciclos de precios inducen primero un fuerte impulso exploratorio y, posteriormente, una reasignación de capital hacia la ejecución y ampliación de proyectos en operación [5].

Desde una perspectiva comparada, los resultados se alinean con estudios para Chile, México y otros países andinos, que encuentran trayectorias similares de expansión y contracción de la exploración ligadas a shocks externos de demanda y a la percepción de riesgo país [8; 14]. Sin embargo, el caso peruano pone de relieve un rasgo adicional: la combinación de alta exposición a los ciclos globales del cobre con episodios recurrentes de incertidumbre regulatoria y conflictos socioambientales. En contextos de precios altos pero de creciente conflictividad y demoras en permisos, las empresas pueden optar por privilegiar la profundización de proyectos ya aprobados por sobre la apertura de nuevas áreas, lo que refuerza el patrón de sustitución

observado en los modelos dinámicos [4;10] .

Reconocemos, no obstante, varias limitaciones que acotan el alcance de la interpretación. En primer lugar, el modelo se construye a partir de una muestra relativamente corta (21 observaciones anuales), lo que restringe el poder estadístico para capturar quiebres estructurales y regímenes de política diferenciados. En segundo lugar, la especificación se centra en tres variables macroeconómicas agregadas y no incorpora otros determinantes relevantes como el costo de capital, las tasas de interés internacionales, los índices de riesgo soberano, el tipo de cambio real, los cambios en el marco tributario o la intensidad de los conflictos socioambientales. Además, el carácter agregado de los datos impide distinguir entre decisiones de empresas junior y major, ni entre exploración greenfield y brownfield, segmentos que pueden responder de manera diferenciada a los mismos incentivos macroeconómicos. Futuros estudios podrían combinar enfoques de panel a nivel de empresa o proyecto con indicadores más finos del entorno institucional e industrial global. Las implicancias de política se derivan directamente de esta lectura. La fuerte prociclicidad y la dependencia de shocks externos sugieren que, sin mecanismos contracíclicos claros, los periodos de bonanza tienden a concentrar la inversión en un número acotado de proyectos y a postergar la reposición del pipeline exploratorio, mientras que las fases de caída profundizan los recortes y la aversión al riesgo. En este contexto, se vuelve crucial diseñar instrumentos que suavicen el ciclo y preserven la continuidad de la exploración: marcos regulatorios estables y predecibles, procedimientos de permisos más ágiles pero exigentes en términos ambientales y sociales, esquemas fiscales que no amplifiquen la volatilidad de la renta minera y mecanismos de cofinanciamiento o incentivos específicos para proyectos de mayor riesgo geológico.

En síntesis, los resultados son coherentes con la literatura regional sobre proyección y financiamiento de proyectos mineros, pero aportan evidencia específica para el caso peruano al combinar análisis descriptivo, modelos estáticos y un enfoque dinámico ARDL. La coexistencia de un sector minero con alto peso en el PBI y una inversión exploratoria fuertemente condicionada por el ciclo externo y por cuellos de botella institucionales plantea desafíos relevantes para la sostenibilidad de largo plazo de la actividad. Aun con las limitaciones señaladas, el estudio ofrece una base cuantitativa útil para orientar investigaciones futuras y para apoyar el diseño de políticas que busquen estabilizar el flujo de proyectos y reducir la vulnerabilidad de la exploración frente a shocks de precios y cambios abruptos en el contexto global.

5. Conclusiones

El análisis de las series anuales 2000–2020 confirma que la inversión en exploración minera en el Perú presenta un comportamiento altamente volátil y marcadamente procíclico. Los máximos de inversión se concentran en los años del superciclo de los commodities, mientras que las fases de corrección de precios se asocian con recortes significativos del gasto exploratorio, evidenciando una elevada sensibilidad a las condiciones del mercado internacional del cobre.

Los modelos estáticos en niveles y en logaritmos muestran que las exportaciones de cobre constituyen el principal predictor positivo de la inversión en exploración, en tanto el PBI de la minería metálica presenta un efecto negativo y estadísticamente significativo, y la cotización internacional del cobre no alcanza significancia robusta. Esta combinación sugiere que la inversión responde más a las señales de demanda externa efectivamente materializadas en las exportaciones que al desempeño agregado de la producción minera registrada en las cuentas nacionales. Las pruebas de raíz unitaria y cointegración respaldan el uso de un enfoque dinámico. El modelo ARDL estimado logra explicar alrededor del 80 % de la variabilidad de la inversión en exploración, con residuos que cumplen razonablemente los supuestos de normalidad, homocedasticidad y ausencia de autocorrelación severa. En este marco, los niveles rezagados de la cotización del cobre y del PBI minero tienden a impulsar la exploración, mientras que niveles elevados de exportaciones consolidadas en el período previo se asocian con efectos de sustitución propios de fases maduras del ciclo, en las que se prioriza la explotación y expansión de proyectos en operación sobre la apertura de nuevas iniciativas exploratorias.

La coexistencia de un sector minero con alto peso en el PBI nacional y una inversión exploratoria fuertemente condicionada por los shocks externos y por la maduración de los ciclos de exportación plantea desafíos importantes para la sostenibilidad de largo plazo del pipeline de proyectos. En ausencia de mecanismos contracíclicos, la exploración tiende a concentrarse en periodos de bonanza y a retraerse de manera abrupta en fases de caída, lo que incrementa la vulnerabilidad futura de la producción y de la recaudación fiscal asociada a la minería.

Los resultados sugieren la necesidad de políticas públicas orientadas a suavizar el ciclo exploratorio y reducir la dependencia exclusiva de las señales externas. Entre las líneas de acción posibles se incluyen: marcos regulatorios más estables y predecibles, procedimientos de permisos ambientales y sociales que combinen rigor técnico con mayor oportunidad, esquemas fiscales que no amplifiquen la volatilidad de la renta minera y mecanismos de incentivos o cofinanciamiento para proyectos

exploratorios de mayor riesgo geológico o ubicados en contextos de mayor conflictividad.

Finalmente, se reconoce que el estudio se basa en una muestra relativamente corta y en un conjunto limitado de variables macroeconómicas agregadas, sin incorporar explícitamente factores como el costo de capital, el riesgo soberano, los cambios tributarios o los conflictos socioambientales. Investigaciones futuras podrían profundizar en estas dimensiones mediante modelos de panel a nivel de empresa o proyecto, así como explorar especificaciones no lineales o regímenes de cambio estructural que capturen de manera más fina la interacción entre shocks globales, entorno institucional y decisiones de inversión en exploración.

Referencias

- [1] Ministerio de Energía y Minas, Anuario Minero 2024. Lima, Perú, 2024. [En línea]. Disponible: <https://cdn.www.gob.pe/uploads/document/file/8155729/6827926-anuario-minero-2024-minem.pdf>
- [2] D. A. Cranstone, "The Canadian mineral discovery experience since World War II," en *World Mineral Exploration*. Londres, Reino Unido: Routledge, 2015, pp. 283–329.
- [3] J. Kulczycka, E. Dziobek y M. Nowosielski, "Promotion and implementation of Polish mining investments in foreign markets on the example of Latin America," *Energy Storage and Saving*, vol. 2, no. 4, pp. 608–614, 2023, doi: 10.1016/j.enss.2023.08.008.
- [4] N. L. Suárez, V. G. Fidalgo, A. Krzemień, F. P. Riesgo y R. F. J. Iglesias, "Economic risks in mining investments: A prospective analysis of capital cost estimation in copper mining projects," *Resources Policy*, vol. 99, p. 105427, 2024, doi: 10.1016/j.resourpol.2024.105427.
- [5] L. Buarque Andrade et al., "From exploration to production: Understanding the development dynamics of lithium mining projects," *Resources Policy*, vol. 99, p. 105423, 2024, doi: 10.1016/j.resourpol.2024.105423.
- [6] M. Iglesias-Martínez, J. A. Espí, W. Salama, R. R. Anand y C. R. M. Butt, "Exploration and mining of lateritic gold (Part II): Resource estimation, geometallurgy and environmental considerations," *Ore Geology Reviews*, vol. 172, p. 106207, 2024, doi: 10.1016/j.oregeorev.2024.106207.
- [7] S. A. Northey, S. Klose, S. Pauliuk, M. Yellishetty y D. Gjurco, "Primary Exploration, Mining and Metal Supply Scenario (PEMMSS) model: Towards a stochastic understanding of the mineral discovery, mine development and co-product recovery requirements to meet demand in a low-carbon future," *Resources, Conservation & Recycling Advances*, vol. 17, p. 200137, 2023, doi: 10.1016/j.rcradv.2023.200137.
- [8] I. R. C. Antezana, C. F. E. Escobar y Q. J. Gilvonio, "Factores económicos que determinaron la inversión en exploración minera del Perú en el periodo 2002–2019," 2024.
- [9] B. Y. Franasovic, "Análisis de elementos competitivos que inciden en la inversión en exploración minera de cobre," 2017.
- [10] F.-W. Wellmer y M. Drobe, "A quick estimation of the economics of exploration projects—Rules of thumb for mine capacity revisited," *Boletín Geológico y Minero*, vol. 130, no. 1, pp. 7–26, 2019, doi: 10.21701/bolgeomin.130.1.001.
- [11] C. Miranda, R. Estrella y W. Sánchez, "Factores que determinan la inversión en exploración minera," 2015.
- [12] P. F. A. Sotomayor, "Factores que determinan la inversión en la exploración minera," 2022.
- [13] P. L. F. Huerta, "Factores determinantes de la inversión extranjera directa en el Perú: 1993–2015," 2016.
- [14] G. E. M. Ibarra, J. J. V. Ibarra, J. A. G. Cedeño y R. E. C. Fernández, "Análisis y perspectivas de los minerales críticos: El tesoro latente de América Latina," *Reincisol*, vol. 3, no. 6, pp. 1008–1035, 2024.
- [15] W. H. Greene, *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ, USA: Pearson, 2018.
- [16] J. Scharager y P. Reyes, "Muestreo no probabilístico," Pontificia Universidad Católica de Chile, Escuela de Psicología, 2001.
- [17] J. M. Wooldridge, M. Wadud y J. Lye, *Introductory Econometrics*. Melbourne, Australia: Cengage, 2016.
- [18] G. M. A. Ponce y A. C. C. Vargas, "Modelo de solvencia financiera aplicado a empresas peruanas que cotizan en la Bolsa de Valores de Lima," 2024. [En línea]. Disponible: <https://hdl.handle.net/20.500.12640/4214>
- [19] A. J. Clark, A. L. Labaj, J. P. Smol, L. M. Campbell y J. Kurek, "Arsenic and mercury contamination and complex aquatic bioindicator responses to historical gold mining and modern watershed stressors in urban Nova Scotia, Canada," *Science of the Total Environment*, vol. 787, p. 147374, 2021, doi: 10.1016/j.scitotenv.2021.147374.