



Transferencias por derecho de vigencia minera y PBI no extractivo departamental en el Perú, 2007-2024

Mining Concession Fee Transfers and Departmental Non-Extractive GDP in Peru, 2007-2024

Condori-Sotacuro, Daria¹

Ramos-Kerhuayo, Valeria Julian^{1*}

Zamora-Concha, Letizia Rocío¹

¹Escuela Profesional de Economía, Universidad Ricardo Palma, Lima, Perú

Recibido: 15 Jul. 2026 | **Aceptado:** 20 Set. 2026 | **Publicado:** 23 Set. 2026

Autor de correspondencia*: j202320780@urp.edu.pe

Cómo citar este artículo: Condori-Sotacuro, D., Ramos-Kerhuayo, V. J., & Zamora-Concha, L. R. (2026). Transferencias por derecho de vigencia minera y PBI no extractivo departamental en el Perú, 2007-2024. *Revista Amazónica de Ciencias Económicas*, 5(2), e1707. <https://doi.org/10.51252/race.v5i2.1707>

RESUMEN

Las transferencias por derecho de vigencia minera constituyen una fuente de recursos para los gobiernos subnacionales, aunque su contribución al crecimiento regional ha sido poco examinada. El estudio tuvo como objetivo estimar su incidencia sobre el PBI no extractivo per cápita de los departamentos del Perú entre 2007 y 2024. Se construyó un panel balanceado de 19 departamentos y 342 observaciones con información del INEI, MEF, MINEM e IPE. Se aplicaron pruebas de raíz unitaria y cointegración, y posteriormente se estimaron modelos agrupados, de efectos fijos y de efectos aleatorios. La prueba de Hausman favoreció la especificación de efectos fijos, mientras que los problemas de heterocedasticidad y dependencia transversal se corrigieron mediante errores estándar de Driscoll-Kraay. Los resultados mostraron que un incremento de 1 % en las transferencias per cápita se asoció con un aumento aproximado de 0.13 % en el PBI no extractivo per cápita. También se identificaron efectos positivos de la inversión pública, la participación laboral y el acceso a electricidad, así como efectos negativos de la pobreza y el analfabetismo. Se concluyó que estas transferencias favorecieron la actividad económica no extractiva, aunque su impacto dependió de la gestión pública y de las condiciones estructurales de cada departamento.

Palabras clave: datos de panel; desarrollo regional; econometría; efectos fijos; inversión pública

ABSTRACT

Mining concession fee transfers constitute a source of resources for subnational governments, although their contribution to regional growth has received limited attention. This study aimed to estimate their effect on departmental non-extractive GDP per capita in Peru between 2007 and 2024. A balanced panel comprising 19 departments and 342 observations was constructed using information from INEI, MEF, MINEM, and IPE. Unit root and cointegration tests were applied, followed by the estimation of pooled, fixed-effects, and random-effects models. The Hausman test favored the fixed-effects specification, while heteroskedasticity and cross-sectional dependence were addressed using Driscoll-Kraay standard errors. The results showed that a 1% increase in per capita transfers was associated with an approximate 0.13% rise in non-extractive GDP per capita. Positive effects were also identified for public investment, labor participation, and access to electricity, whereas poverty and illiteracy showed negative effects. It was concluded that these transfers supported non-extractive economic activity, although their impact depended on public management and the structural conditions of each department.

Keywords: panel data; regional development; econometrics; fixed effects; public investment



1. INTRODUCCIÓN

La disponibilidad de recursos naturales representa una oportunidad para financiar infraestructura, servicios públicos y actividades productivas. Sin embargo, su presencia no garantiza por sí misma un mayor crecimiento económico. Los efectos dependen de la capacidad de los gobiernos para administrar los ingresos obtenidos y orientarlos hacia usos que incrementen la productividad. Singh et al. (2024) sostienen que la relación entre riqueza natural y crecimiento varía según la calidad de las instituciones, mientras que Zallé (2019) destaca la importancia del capital humano para evitar que la abundancia de recursos produzca resultados económicos desfavorables.

En el ámbito local, la actividad minera genera ingresos fiscales, empleo y demanda de bienes y servicios, pero sus beneficios presentan diferencias entre territorios. Coulibaly et al. (2024) muestran que la minería contribuye a elevar los ingresos de los hogares y reducir la pobreza cuando las rentas extractivas se incorporan a la economía de las zonas productoras. Del mismo modo, Lapeyronie y Szedlacsek (2025) señalan que la gobernanza territorial condiciona la capacidad de la minería para promover el desarrollo, mientras que Murillo et al. (2024) relacionan sus efectos favorables con la capacidad de los gobiernos locales para convertir los recursos recibidos en inversión pública.

En el Perú, la minería ocupa una posición relevante por su contribución a la producción, las exportaciones y la recaudación fiscal. Parte de los recursos asociados con esta actividad se distribuye entre los gobiernos subnacionales mediante el canon, las regalías y el derecho de vigencia minera. Este último se vincula con el pago que realizan los titulares para mantener vigente una concesión y constituye una fuente de financiamiento para las jurisdicciones beneficiarias. Por ello, resulta necesario establecer si estas transferencias se relacionan con el crecimiento de actividades económicas diferentes de la extracción minera.

Los estudios desarrollados para el caso peruano muestran que los efectos territoriales de la minería no siguen un patrón uniforme. Aragón y Rud (2013) identifican encadenamientos económicos alrededor de una operación minera que favorecen el ingreso de las comunidades cercanas. Loayza y Rigolini (2016) encuentran mejores indicadores de consumo y pobreza en distritos mineros, aunque advierten que el aprovechamiento de las transferencias fiscales depende de la capacidad de gestión de los gobiernos subnacionales.

La evidencia más reciente también resalta que la asignación de recursos mineros no produce automáticamente mejoras sociales y económicas. Cruz-Lauracio y Garabito-Monteagudo (2025) vinculan el canon minero con el desarrollo regional, pero señalan que sus resultados dependen del destino de los recursos y de la calidad de la gestión pública. Asimismo, Huacani Sucasaca et al. (2024) muestran que la incidencia del canon y las regalías sobre la pobreza varía entre departamentos, debido a las diferencias en los montos recibidos y en la eficiencia con que estos se administran.

La mayoría de estas investigaciones analiza el canon minero, las regalías, la pobreza, el consumo o el ingreso de los hogares. En cambio, existe menor evidencia sobre las transferencias por derecho de vigencia minera y su relación con el PBI no extractivo per cápita. Este indicador permite observar el desempeño de las actividades ajenas al sector extractivo y aproximarse a la capacidad de las transferencias mineras para favorecer la diversificación productiva departamental.

Esta ausencia de evidencia limita la comprensión de un mecanismo de distribución que mantiene presencia en las finanzas subnacionales. Además, dificulta determinar si los recursos recibidos producen beneficios más allá de la propia actividad minera. En ese contexto, el estudio tiene como propósito analizar la incidencia de las transferencias por derecho de vigencia minera sobre el PBI no extractivo per cápita de los departamentos del Perú durante el periodo 2007-2024, mediante un modelo econométrico de datos de panel.

2. MATERIALES Y MÉTODOS

2.1 Área de estudio

El estudio se realizó en el Perú y consideró información anual correspondiente al periodo 2007-2024. Las unidades territoriales estuvieron constituidas por los departamentos que dispusieron de registros completos para todas las variables incorporadas en el análisis. Con este criterio se conformó una base de datos de panel balanceada integrada por 19 departamentos y 18 años de observación.

2.2 Tipo y diseño de investigación

Se siguió un enfoque cuantitativo, debido a que el análisis se sustentó en información estadística y en la estimación de relaciones econométricas. La investigación tuvo un alcance explicativo, pues examinó la incidencia de las transferencias por derecho de vigencia minera sobre el PBI no extractivo per cápita, controlando otros factores asociados con el desempeño económico departamental.

Se empleó un diseño no experimental y longitudinal. Las variables se observaron sin intervención de los investigadores y se analizaron a lo largo del periodo establecido. La combinación de información territorial y temporal permitió aplicar modelos de datos de panel y controlar características departamentales no observadas que permanecieron relativamente constantes durante los años estudiados.

2.3 Población y muestra

La población incluyó los 24 departamentos y la Provincia Constitucional del Callao. La muestra no probabilística estuvo formada por 19 departamentos con series completas. Amazonas, Lambayeque, Loreto, Tumbes y Ucayali fueron excluidos por falta de información en al menos una variable, mientras que el Callao no correspondió a la unidad territorial definida. Cada registro representó un departamento en un año determinado.

2.4 Variables de estudio

Tabla 1. Sistema de variables estudiadas

Función	Variable	Unidad o transformación	Fuente
Dependiente	PBI no extractivo per cápita	Logaritmo natural	INEI
Principal	Transferencias por derecho de vigencia per cápita	Logaritmo natural	MINEM
Control	Inversión pública per cápita	Logaritmo natural	MEF
Control	Analfabetismo	Porcentaje	INEI
Control	Proporción de la PEA	Proporción	INEI
Control	Acceso a electricidad	Porcentaje de viviendas	INEI
Control	Pobreza monetaria	Porcentaje	IPE

2.5 Técnicas de recolección y procesamiento de datos

Los registros se obtuvieron mediante revisión documental de bases institucionales. La información provino de bases estadísticas públicas del Instituto Nacional de Estadística e Informática, el Ministerio de Economía y Finanzas, el Ministerio de Energía y Minas y el Instituto Peruano de Economía.

Se ordenaron por departamento y año y se integraron utilizando identificadores territoriales y temporales comunes. Durante la depuración se revisaron unidades de medida, continuidad de las series, valores ausentes y consistencia de las denominaciones departamentales.

2.6 Especificación del modelo econométrico

Para estimar la relación entre las transferencias por derecho de vigencia minera y el desempeño económico no extractivo se planteó el siguiente modelo:

$$\ln(\text{pibnoextractivo}_{pc,it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{montodevigencia}_{pc,it}) + \beta_2 \ln(\text{inversión pública}_{pc,it}) + \beta_3 \text{analfabetismo}_{it} + \beta_4 \text{proporción pea}_{it} + \beta_5 \text{electricidad}_{it} + \beta_6 \text{pobreza}_{it} + u_{it}$$

Donde:

- $i = 1, \dots, 19$ representa cada departamento.
- $t = 2007, \dots, 2024$ representa cada año del período de estudio.
- $\ln(\text{pibnoextractivo}_{pc,it})$ corresponde al logaritmo natural del PBI no extractivo per cápita, utilizado como variable dependiente.
- $\ln(\text{montodevigencia}_{pc,it})$ representa el logaritmo natural de las transferencias por derecho de vigencia minera per cápita.
- $\ln(\text{inversión pública}_{pc,it})$ corresponde al logaritmo natural de la inversión pública per cápita.
- $\text{Analfabetismo}_{it}$ representa el porcentaje de población analfabeta.
- $\text{proporción pea}_{it}$ representa la proporción de la población económicamente activa.
- electricidad_{it} corresponde al porcentaje de población con acceso al servicio de electricidad.
- pobreza_{it} representa el porcentaje de población en condición de pobreza monetaria.
- β_0 corresponde al intercepto del modelo.
- $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_6$ representan los parámetros asociados a cada variable explicativa.
- u_{it} representó el componente de error asociado con cada unidad y periodo.

2.7 Análisis estadístico

El análisis comenzó con estadísticos descriptivos y pruebas de raíz unitaria de Levin-Lin-Chu, Breitung, Im-Pesaran-Shin, Fisher-ADF y Fisher-PP. Para las series no estacionarias se aplicaron los contrastes de cointegración de Kao y Pedroni. Luego se estimaron los modelos Pooled OLS, de efectos fijos y de efectos aleatorios; la prueba de Hausman orientó la selección. El diagnóstico incluyó VIF, Wald modificado y Pesaran CD. Finalmente, se utilizó una estimación de efectos fijos con errores estándar de Driscoll-Kraay y dos rezagos. El procesamiento se efectuó en Stata 16.

3. RESULTADOS Y DISCUSIONES

3.1 Estadísticos descriptivos

La Tabla 2 presentó los estadísticos descriptivos de las variables correspondientes a los 19 departamentos y 18 años analizados. La base estuvo conformada por 342 observaciones y mantuvo una estructura de panel balanceado.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos de las variables del modelo

Variable	N	Media	Desv. estándar	Mínimo	Máximo
Logaritmo del PBI no extractivo per cápita	342	9.0784	0.4887	8.0062	10.5208
Logaritmo de las transferencias por derecho de vigencia per cápita	342	2.2832	0.9812	-0.2199	4.2974
Logaritmo de la inversión pública per cápita	342	7.1048	0.6571	4.9372	8.7178
Tasa de pobreza	342	29.9152	16.2469	2.4000	85.0000

Tasa de analfabetismo	342	8.2213	4.3555	2.0000	19.9000
Proporción de la PEA	342	0.5441	0.0747	0.3591	0.9554
Acceso a electricidad	342	89.687	8.8164	46.5627	99.7625

La pobreza presentó la mayor heterogeneidad territorial, con registros entre 2.4 % y 85.0 %. La cobertura eléctrica alcanzó una media de 89.69 %, aunque su mínimo fue de 46.56 %. Las transferencias también exhibieron una dispersión considerable entre los departamentos.

3.2 Pruebas de raíz unitaria

La estacionariedad de las series se examinó mediante las pruebas Levin-Lin-Chu, Breitung, Im-Pesaran-Shin, Fisher-ADF y Fisher-PP. Los contrastes se aplicaron en niveles y primeras diferencias, considerando especificaciones con intercepto, intercepto y tendencia, y sin componentes determinísticos. La Tabla 3 resumió los resultados obtenidos.

Tabla 3. Prueba de raíz unitaria

Variable	Método	Especificación					
		Intercepto		Intercepto y tendencia		Ninguna	
		Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias
LN_PBI NOEX TRAC TIVO _PC	Levin, Lin & Chu t	-6.759	-8.406	-3.52	-9.998	7.87	-8.60
	Breitung t-stat	—	—	1.60	-8.923	—	—
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.467	-7.248	1.32	-8.216	—	—
	ADF - Fisher Chi-square	54.858	118.659	24.29	127.19	1.60	134.14
	PP - Fisher Chi-square	179.62	519.969	63.40	289.09	0.80	255.56
LN_MONT ODEVIGE NCIA_PC	Levin, Lin & Chu t	-2.507	-4.749	-0.95	-3.62	5.77	-10.68
	Breitung t-stat	—	—	-0.78	-3.11	—	—
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.148	-7.471	0.78	-6.40	—	—
	ADF - Fisher Chi-square	31.644	122.305	30.40	104.05	5.67	153.94
	PP - Fisher Chi-square	73.446	313.858	62.41	244.36	7.40	322.29
LN_INVER SIONPUBL ICA_PC	Levin, Lin & Chu t	-4.409	-15.473	-9.144	-13.95	4.34	-17.752
	Breitung t-stat	—	—	-2.323	-4.363	—	—
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.839	-11.552	-5.909	-8.593	—	—
	ADF - Fisher Chi-square	89.547	158.805	67.383	118.412	4.355	213.354
	PP - Fisher Chi-square	171.83	269.59	148.93	242.148	1.392	301.71
ANALFAB ETISMO	Levin, Lin & Chu t	-3.518	-10.257	-3.347	-8.825	-8.33	-13.201
	Breitung t-stat	—	—	-2.929	-4.176	—	—
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.353	-10.397	-2.270	-7.614	—	—
	ADF - Fisher Chi-square	31.908	165.801	56.886	120.008	106.34	201.605

PROPORCIÓN_PEA	PP - Fisher Chi-square	62.895	502.016	92.102	267.40	192.74	330.109
	Levin, Lin & Chu t	-2.622	-10.88	-2.393	-9.168	0.25	-16.58
	Breitung t-stat	—	—	1.373	-7.24	—	—
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.631	-10.1302	0.882	-10.1270	—	—
	ADF - Fisher Chi-square	45.47	162.422	31.60	153.343	15.26	260.488
	PP - Fisher Chi-square	70.98	430.288	50.69	306.086	15.52	402.511
ELECTRICIDAD	Levin, Lin & Chu t	-10.263	-6.4776	-4.539	-8.17	5.32	-10.21
	Breitung t-stat	—	—	4.471	-5.40	—	—
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-6.715	-6.2083	-0.56	-7.864	—	—
	ADF - Fisher Chi-square	116.66	105.98	46.73	123.807	2.280	158.761
	PP - Fisher Chi-square	411.48	237.50	101.30	254.70	0.81	232.786
	Levin, Lin & Chu t	-7.2711	-6.378	-4.662	-7.29	-7.33	-11.65
POBREZA	Breitung t-stat	—	—	3.027	-7.10	—	—
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-5.37	-6.059	0.154	-6.78	—	—
	ADF - Fisher Chi-square	93.78	100.817	35.72	109.907	105.69	171.157
	PP - Fisher Chi-square	143.67	226.371	59.51	254.103	141.37	302.174

3.3 Prueba de cointegración

El logaritmo del PBI no extractivo per cápita, proporción pea y el logaritmo de las transferencias fueron clasificados como I(1); por ello, se evaluó su relación de largo plazo mediante los contrastes de Kao y Pedroni.

Tabla 4. Prueba de cointegración de Kao

Estadístico	Valor	valor p	Decisión
Modified Dickey-Fuller t	-4.0148	0.0000	Rechaza H_0
Dickey-Fuller t	-4.3645	0.0000	Rechaza H_0
Augmented Dickey-Fuller t	-1.6400	0.0505	Rechaza H_0 al 10%
Unadjusted Modified Dickey-Fuller t	-5.4857	0.0000	Rechaza H_0
Unadjusted Dickey-Fuller t	-4.8960	0.0000	Rechaza H_0

La prueba de Kao proporcionó evidencia favorable a una relación de largo plazo. La mayoría de sus estadísticos rechazó la hipótesis nula al 5 %, mientras que el estadístico ADF presentó significancia al 10 %. En conjunto, los resultados indicaron que las series no evolucionaron de forma independiente durante el periodo analizado

Tabla 5. Prueba de cointegración de Pedroni

Estadístico	Valor	valor p	Decisión
Modified Phillips-Perron t	0.8420	0.1999	No rechaza H_0
Phillips-Perron t	-3.0888	0.0010	Rechaza H_0
Augmented Dickey-Fuller t	-4.1911	0.0000	Rechaza H_0

En la prueba de Pedroni, los estadísticos Phillips-Perron y ADF rechazaron la ausencia de cointegración, aunque el estadístico Phillips-Perron modificado no alcanzó significancia. Al considerar conjuntamente las pruebas de Kao y Pedroni, se encontró evidencia mayoritaria de una relación estable de largo plazo entre el PBI no extractivo per cápita y las transferencias por derecho de vigencia minera.

3.4 Estimación de modelos

Como estimación preliminar se utilizó el modelo Pooled OLS, el cual trató las 342 observaciones como una muestra agrupada y no incorporó explícitamente las diferencias permanentes entre departamentos.

Tabla 6. Estimación del modelo Pooled OLS

Variable explicativa	Coefficiente	Error estándar	t	valor p
ln_montodevigencia_pc	0.0515	0.0213	2.42	0.016
ln_inversionpublica_pc	0.0350	0.0352	0.99	0.321
analfabetismo	-0.0403	0.0069	-5.78	0.000
proporcion_pea	-0.6766	0.2472	-2.74	0.007
electricidad	0.0074	0.0028	2.61	0.010
pobreza	-0.0092	0.0019	-4.79	0.000
constante	9.0240	0.3250	27.76	0.000

En esta especificación, las transferencias por derecho de vigencia minera mostraron una relación positiva y significativa con el PBI no extractivo per cápita. Sin embargo, el modelo agrupado no controló las características departamentales no observadas, por lo que sus resultados fueron considerados únicamente como una referencia inicial.

Posteriormente se estimó el modelo de efectos fijos, que controló las características propias de cada departamento que permanecieron constantes durante el periodo de estudio.

Tabla 7. Estimación del modelo de efectos fijos

Variable explicativa	Coefficiente	Error estándar	t	valor p	Significancia
ln_montodevigencia_pc	0.1302	0.0133865	9.73	0.000	Significativa al 1%
ln_inversionpublica_pc	0.0633	0.0101865	6.22	0.000	Significativa al 1%
analfabetismo	-0.0167	0.0030977	-5.41	0.000	Significativa al 1%
proporcion_pea	0.3763	0.0790034	4.76	0.000	Significativa al 1%
electricidad	0.0055	0.0007669	7.20	0.000	Significativa al 1%
pobreza	-0.0037	0.0005989	-6.29	0.000	Significativa al 1%
constante	7.88129	0.1194731	65.97	0.000	Significativa al 1%

Tabla 8. Estadísticos generales del modelo de efectos fijos

Indicador	Valor
Número de observaciones	342
Número de grupos	19
Observaciones por grupo	18
R-cuadrado within	0.8982
R-cuadrado between	0.3305
R-cuadrado overall	0.3860
F-statistic	466.03
Prob > F	0.0000
sigma_u	0.3937
sigma_e	0.0552
rho	0.98068
F test all u_i = 0	516.46
Prob > F	0.0000

El modelo de efectos fijos presentó significancia conjunta y explicó una proporción elevada de los cambios temporales ocurridos dentro de los departamentos. El valor de $\rho=0.9806$ indicó que una parte sustancial de la variación del error se relacionó con diferencias permanentes entre las unidades territoriales.

Asimismo, la prueba conjunta de los efectos departamentales rechazó que dichos componentes fueran iguales a cero, por lo que la estimación agrupada resultó insuficiente.

Como especificación alternativa se estimó un modelo de efectos aleatorios, bajo el supuesto de que las características departamentales no observadas no estuvieron correlacionadas con las variables explicativas.

Tabla 9. Estimación del modelo de efectos aleatorios

Variable explicativa	Coefficiente	Error estándar	t	valor p	Significancia
ln_montodevigencia_pc	0.1249	0.01331	9.39	<0.001	Significativa al 1%
ln_inversionpublica_pc	0.0619	0.0102	6.05	<0.001	Significativa al 1%
analfabetismo	-0.0181	0.0030	-5.88	<0.001	Significativa al 1%
proporcion_pea	0.3535	0.0792	4.46	<0.001	Significativa al 1%
electricidad	0.0054	0.0007	7.08	<0.001	Significativa al 1%
pobreza	-0.0038	0.00060	-6.47	<0.001	Significativa al 1%
constante	7.93590	0.14295	55.51	<0.001	Significativa al 1%

Tabla 10. Estadísticos de ajuste y componentes de varianza del modelo de efectos aleatorios

Indicador	Valor
Número de observaciones	342
Número de grupos	19
Observaciones por grupo	18
R-cuadrado within	0.8981
R-cuadrado between	0.3633
R-cuadrado overall	0.4113
Wald chi2(6)	2761.84
Prob > chi2	0.0000
sigma_u	0.34176
sigma_e	0.0552671
rho	0.97451

Los coeficientes obtenidos conservaron signos y niveles de significancia similares a los del modelo de efectos fijos. No obstante, la validez del estimador dependió del supuesto de ausencia de correlación entre los efectos específicos y los regresores, condición que posteriormente fue evaluada mediante la prueba de Hausman.

3.5 Prueba de Hausman

La elección entre efectos fijos y efectos aleatorios se realizó mediante la prueba de Hausman.

Tabla 11. Resultados de la prueba de Hausman

Variable	Efectos fijos (FE)	Efectos aleatorios (RE)	Diferencia (FE - RE)	Error estándar
ln_montodevigencia_pc	0.1302134	0.1249405	0.0052730	0.0022240
ln_inversionpublica_pc	0.0635656	0.0619525	0.0014131	0.0006546
analfabetismo	-0.0167716	-0.0181411	0.0013695	0.0004720
proporción_pea	0.3763240	0.3535585	0.0227655	0.0074549
electricidad	0.0055240	0.0054560	0.0000680	0.0000426
pobreza	-0.0037661	-0.0038922	0.0001261	0.0000457

La prueba de Hausman registró un estadístico de $\chi^2(6)=11.28$ y un valor $p=0.0302$. Debido a que la probabilidad fue inferior al nivel de significancia de 5 %, se rechazó la hipótesis nula. En consecuencia, se seleccionó el modelo de efectos fijos, lo que indicó que las características departamentales no observadas estuvieron correlacionadas con las variables explicativas.

3.6. Pruebas del modelo

3.6.1 Multicolinealidad con VIF

La posible asociación lineal entre las variables explicativas se examinó mediante el factor de inflación de la varianza.

Tabla 12. Resultados de la prueba de Multicolinealidad.

Variable	VIF	1/VIF	Decisión
pobreza	3.87	0.2587	No presenta multicolinealidad grave
electricidad	3.60	0.2777	No presenta multicolinealidad grave
analfabetismo	2.45	0.4082	No presenta multicolinealidad grave
ln_inversionpublica_pc	2.09	0.4781	No presenta multicolinealidad grave
ln_montodevigencia_pc	1.71	0.5858	No presenta multicolinealidad grave
proporcion_pea	1.33	0.7539	No presenta multicolinealidad grave
VIF promedio	1.87	—	Aceptable

Los resultados muestran que todos los valores del VIF son menores a cinco y el VIF promedio fue de 1.87. Los valores más elevados correspondieron a pobreza y electricidad, pero ninguno alcanzó un nivel que indicara multicolinealidad grave. En consecuencia, las variables explicativas permanecieron en la especificación final.

3.6.2 Prueba de heterocedasticidad

La igualdad de la varianza de los errores entre departamentos se evaluó mediante la prueba de Wald modificada.

Tabla 13. Prueba Modified Wald

Prueba	Hipótesis nula	Estadístico	valor p	Decisión
Modified Wald test	Varianza constante para todos los grupos	Chi2(19) = 122.95	0.0000	Se rechaza H_0

El contraste obtuvo un estadístico de $\chi^2(19)=122.95$ y una probabilidad inferior a 0.001. Este resultado rechazó la hipótesis de varianza constante y confirmó la presencia de heterocedasticidad grupal. Por ello, los errores estándar convencionales no fueron adecuados para realizar la inferencia estadística.

3.6.3 Prueba de dependencia transversal

La correlación contemporánea de los errores entre departamentos se verificó mediante la prueba CD de Pesaran.

Tabla 14. Prueba de dependencia transversal de Pesaran

Prueba	Hipótesis nula	Estadístico	valor p	Decisión
Pesaran CD test	No existe dependencia transversal	8.388	0.0000	Se rechaza H_0

El promedio del valor absoluto de las correlaciones fuera de la diagonal fue de 0,299, mientras que el estadístico CD de Pesaran alcanzó un valor de 8,388 ($p < 0,001$). En consecuencia, se rechazó la hipótesis de independencia transversal, evidenciándose dependencia transversal entre los departamentos. Esta relación pudo estar asociada con la presencia de choques comunes, políticas nacionales o condiciones macroeconómicas compartidas que afectan simultáneamente a las unidades analizadas. En conjunto, la presencia de heterocedasticidad y dependencia transversal justificó el uso de una corrección robusta en la estimación definitiva, con el propósito de obtener errores estándar consistentes ante estas características de los datos.

3.7. Modelo final

El modelo de efectos fijos fue reestimado con errores estándar de Driscoll-Kraay y un rezago máximo de dos periodos. Esta corrección permitió realizar inferencias robustas ante heterocedasticidad y dependencia transversal, sin modificar los coeficientes estimados por efectos fijos.

Tabla 15. Modelo de efectos fijos con errores estándar Driscoll-Kraay

Variable explicativa	Coefficiente	Error estándar Driscoll-Kraay	t	valor p	Significancia
ln_montodevigencia_pc	0.1302	0.0188	6.90	0.000	Significativa al 1%
ln_inversionpublica_pc	0.0633	0.0154	4.10	0.001	Significativa al 1%
analfabetismo	-0.0167	0.0033	-4.98	0.000	Significativa al 1%
proporcion_pea	0.3763	0.1523	2.47	0.024	Significativa al 5%
electricidad	0.0055	0.0009	6.07	0.000	Significativa al 1%
pobreza	-0.0037	0.0008	-4.50	0.000	Significativa al 1%
constante	7.8812	0.1737	46.03	0.000	Significativa al 1%

El modelo final utilizó 342 observaciones correspondientes a 19 departamentos. La prueba conjunta resultó significativa ($F=230.22$; $p<0.001$), por lo que las variables incluidas explicaron conjuntamente el comportamiento del PBI no extractivo per cápita. El coeficiente de determinación within fue de 0.8982, lo que indicó que el modelo explicó aproximadamente el 89.82 % de la variación temporal observada dentro de los departamentos.

3.7.1 Interpretación económica de los resultados

Las transferencias por derecho de vigencia minera per cápita presentaron un coeficiente de 0,1302 y fueron significativas al 1 %. En consecuencia, un aumento de 1 % en las transferencias se asoció, en promedio, con un incremento de 0,1302 % en el PBI no extractivo per cápita, manteniendo constantes las demás variables. Este resultado fue compatible con la existencia de un efecto favorable de los recursos mineros sobre las actividades económicas no extractivas.

La inversión pública per cápita obtuvo un coeficiente de 0,0633 y también resultó significativa al 1 %. Así, un incremento de 1 % en esta variable se relacionó con un aumento aproximado de 0,0633 % en el PBI no extractivo per cápita. La magnitud positiva mostró que la acumulación de infraestructura y servicios públicos estuvo asociada con un mejor desempeño productivo departamental.

El coeficiente del analfabetismo fue de $-0,0167$. Como la variable dependiente estuvo expresada en logaritmos y el analfabetismo en puntos porcentuales, un aumento de un punto porcentual en esta tasa se asoció con una reducción aproximada de 1,67 % en el PBI no extractivo per cápita. Este resultado reflejó la importancia del capital humano para la productividad regional.

La proporción de la PEA registró un coeficiente de 0,3763 y fue significativa al 5 %. Debido a que esta variable estuvo expresada entre cero y uno, un incremento de 0,01, equivalente a un punto porcentual, se relacionó con un aumento aproximado de 0,376 % en el PBI no extractivo per cápita.

El acceso a electricidad presentó un coeficiente de 0,0055. Por tanto, un aumento de un punto porcentual en la cobertura eléctrica se asoció con un incremento aproximado de 0,55 % en el PBI no extractivo per cápita. La relación positiva resaltó el papel de la infraestructura energética en el funcionamiento de las actividades productivas.

Finalmente, la pobreza registró un coeficiente de $-0,0037$. Un incremento de un punto porcentual en la tasa de pobreza se relacionó con una disminución aproximada de 0,37 % en el PBI no extractivo per cápita. Este resultado indicó que las limitaciones de ingreso y consumo estuvieron vinculadas con un menor dinamismo de las actividades económicas no mineras.

3.2. Discusión

Las transferencias por derecho de vigencia minera mostraron una relación positiva y significativa con el PBI no extractivo per cápita. La elasticidad estimada de 0,1302 indicó que su contribución fue favorable, aunque moderada. Este resultado sugirió que los recursos distribuidos a los gobiernos subnacionales pudieron acompañar el crecimiento de actividades distintas de la extracción minera. Sin embargo, el diseño no experimental no permitió atribuirles una relación causal exclusiva.

El hallazgo coincidió con Aragón y Rud (2013) y Coulibaly et al. (2024), quienes identificaron efectos económicos locales derivados de la actividad minera. También fue compatible con Loayza y Rigolini (2016), Cruz-Lauracio y Garabito-Monteagudo (2025) y Huacani Sucasaca et al. (2024), quienes señalaron que los beneficios de las rentas mineras dependieron de la forma en que fueron administradas. Por ello, el coeficiente estimado representó un efecto promedio y no aseguró resultados similares en todos los departamentos.

La inversión pública, la participación de la PEA y el acceso a electricidad presentaron asociaciones positivas, mientras que el analfabetismo y la pobreza mantuvieron relaciones negativas. Estos resultados mostraron que el desempeño económico departamental no dependió únicamente de las transferencias mineras. La evidencia guardó relación con Zallé (2019) y Murillo et al. (2024), quienes destacaron la importancia del capital humano, la infraestructura y la capacidad estatal para aprovechar los recursos naturales.

En conjunto, las transferencias por derecho de vigencia constituyeron una fuente complementaria para el crecimiento no extractivo, pero no reemplazaron las políticas de infraestructura, educación y reducción de la pobreza. Entre las limitaciones del estudio se encontraron el uso de información agregada, la cobertura de 19 departamentos y la ausencia de indicadores directos sobre eficiencia del gasto y calidad institucional.

CONCLUSIONES

La estimación mediante efectos fijos con errores estándar de Driscoll-Kraay mostró que las transferencias por derecho de vigencia minera incidieron positiva y significativamente en el PBI no extractivo per cápita de los departamentos peruanos durante 2007-2024. En promedio, un aumento de 1 % en las transferencias per cápita se relacionó con un incremento aproximado de 0,13 % en la actividad económica no extractiva, manteniendo constantes las demás variables. La inversión pública, la participación de la población económicamente activa y el acceso a electricidad también mostraron efectos favorables, mientras que la pobreza y el analfabetismo se asociaron con un menor desempeño económico departamental. Estos resultados indican que el derecho de vigencia puede constituir una fuente complementaria para impulsar actividades distintas de la minería; sin embargo, su contribución debe acompañarse de una adecuada ejecución del gasto, mejoras en infraestructura y políticas orientadas al fortalecimiento del capital humano. La evidencia obtenida puede apoyar el diseño de decisiones públicas dirigidas a mejorar la asignación de estos recursos. Futuros estudios podrían ampliar el análisis al ámbito provincial o distrital e incorporar indicadores de calidad institucional, eficiencia del gasto y gobernanza territorial.

FINANCIAMIENTO

Los autores declaran que la presente investigación no recibió financiamiento de ninguna entidad pública, privada o de cooperación internacional, para llevar a cabo este estudio.

CONFLICTO DE INTERESES

Los autores declaran que no existe ningún tipo de conflicto de interés relacionado con la materia del trabajo ".

CONTRIBUCIÓN DE LOS AUTORES

1. Conceptualización: D. Condori-Sotacuro, V. Ramos-Kerhuayo, L. Zamora-Concha.
2. Curación de datos: D. Condori-Sotacuro, V. Ramos-Kerhuayo, L. Zamora-Concha.
3. Análisis formal: D. Condori-Sotacuro, V. Ramos-Kerhuayo, L. Zamora-Concha.
4. Adquisición de fondos: No aplica.
5. Investigación: D. Condori-Sotacuro, V. Ramos-Kerhuayo, L. Zamora-Concha.
6. Metodología: D. Condori-Sotacuro, V. Ramos-Kerhuayo, L. Zamora-Concha.
7. Administración del proyecto: D. Condori-Sotacuro, V. Ramos-Kerhuayo, L. Zamora-Concha.
8. Software: D. Condori-Sotacuro, V. Ramos-Kerhuayo, L. Zamora-Concha.
9. Redacción – borrador original: D. Condori-Sotacuro, V. Ramos-Kerhuayo, L. Zamora-Concha.
10. Redacción – revisión y edición: D. Condori-Sotacuro, V. Ramos-Kerhuayo, L. Zamora-Concha.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aragón, F. M., & Rud, J. P. (2013). Natural resources and local communities: Evidence from a Peruvian gold mine. *American Economic Journal: Economic Policy*. <https://doi.org/10.1257/pol.5.2.1>
- Bahlburg, F. (2023). The local impact of mining in Peruvian districts: Evidence of a subnational resource curse? *International Journal of Energy Economics and Policy*. <https://doi.org/10.32479/ijeeep.14319>
- Bai, R., & Liu, Y. (2023). Natural resources as a source of financing energy poverty reduction? Resources extraction perspective. *Resources Policy*. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103496>
- Coulibaly, M., Foltz, J., Parker, D., Olurotimi, O., & Traoré, N. (2024). The effects of mining on local poverty in developing countries: Evidence from Mali. *World Development*. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2024.106605>
- Cruz-Lauracio, J., & Garabito-Monteagudo, E. (2025). El canon minero y el desarrollo socioeconómico en las regiones del Perú. *Gestionar: Revista de Empresa y Gobierno*. <https://doi.org/10.35622/j.rg.2025.02.002>
- Henriquez-Sánchez, M., et al. (2022). Mining as a driving force in the economic development of Peru. LACCEI. https://laccei.org/LEIRD2022-VirtualEdition/full-papers/FP49.pdf?utm_source=
- Huacani Sucasaca, Y., De La Cruz Huanca, N. R., Gutiérrez Mayta, D. J., & Velásquez Vilca, E. (2024). Efectos del canon y las regalías en la pobreza extrema por regiones en el Perú. *Impulso: Revista en Administración*. <http://doi.org/10.59659/impulso.v.4i7.33>
- Huamanga-Chumbes, N., & Pérez-Rojas, E. (2025). Canon y regalías mineras en gobiernos locales: Gestión de proyectos sostenibles y desarrollo territorial. *Revista Venezolana de Gerencia*, 30(Especial). Disponible en Redalyc. https://www.redalyc.org/journal/5860/586084466003/html/?utm_source=
- Kotsadam, A., Tolonen, A., & Villanger, E. (2023). The local impacts of mining revisited: Evidence from developing countries. *World Development*. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106177>
- Lapeyronie, H., & Szedlacsek, E. (2025). Mining in Africa and the resource curse. *The Extractive Industries and Society*. <https://doi.org/10.1016/j.exis.2024.101565>
- Liu, Y., Zhang, Y., & Wang, X. (2024). Natural resource dependence, institutional quality and regional economic growth. *Resources Policy*. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104738>
- Li, J., Chen, Z., & Sun, H. (2023). Fiscal decentralization, natural resources and sustainable economic growth. *Resources Policy*. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103834>

- Loayza, N., & Rigolini, J. (2016). The local impact of mining on poverty and inequality: Evidence from the commodity boom in Peru. *World Development*. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.03.005>
- Martínez, G. (2021). Formalization Is Just the Beginning: Analyzing Post-Formalization Successes and Challenges in Peru's Small-Scale Gold Mining Sector. *Resources Policy*. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301420721003998>
- Medrano-Sánchez, E. J., et al. (2026). Extractive fiscal governance and subnational SDG progress: Evidence from mining canon and royalty transfers in Peru. *Frontiers in Political Science*. https://www.frontiersin.org/journals/political-science/articles/10.3389/fpos.2026.1863029/full?utm_source
- Murillo, D., Maldonado, S., & Sardon, S. (2024). Commodity Booms, Local State Capacity, and Development. Columbia University / Northwestern University https://www.researchgate.net/publication/385822605_Commodity_Booms_Local_State_Capacity_and_Development
- Rojas Victorio, R. A. (2025). Transferencia e impacto del canon minero en el desarrollo de las regiones del Perú. https://revistaimpulso.org/index.php/impulso/article/view/449?utm_source=
- Singh, S., Sharma, G. D., Radulescu, M., Balsalobre-Lorente, D., & Bansal, P. (2024). Do natural resources impact economic growth: An investigation of P5 + 1 countries under sustainable management. *Geoscience Frontiers*. <https://doi.org/10.1016/j.gsf.2023.101595>
- Wang, S., Li, Y., & Zhao, X. (2023). Natural resource rents, institutional quality and sustainable development: Evidence from emerging economies. *Journal of Cleaner Production*. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2023.136870>
- Yujra Capquequi, S., & Blanco Espezúa, M. P. (2019). Impacto del canon minero en el crecimiento económico y la pobreza en las regiones mineras del Perú, 2004-2015. *Semestre Económico*. <http://dx.doi.org/10.26867/se.2019.v08i1.85>
- Zallé, O. (2019). Natural resources and economic growth in Africa: The role of institutional quality and human capital. *Resources Policy*. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.11.009>