

ORIGINAL ARTICLE

Indicadores de riesgo y el retorno esperado en la inversión extranjera directa en el sector minero de Perú y Chile (2006-2023)

Risk indicators and expected returns on foreign direct investment in the mining sector of Peru and Chile (2006-2023)

Mamani Escobar, Carlos Ernesto Junior*, Martínez Soto, Melanie Gabriela^a, Medina Huamaliano, Flavio Emanuel^a

^aCarrera de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Empresariales, Universidad San Ignacio de Loyola, Lima, 15024, Peru

*Corresponding author

Email:

carlos.mamani@usil.pe

Cite as:

Mamani, et al. (2024). Risk indicators and expected returns on foreign direct investment in the mining sector of Peru and Chile (2006-2023). *Journal of Economics, Finance and International Business*, 8(1), 73-100

Doi: <https://doi.org/10.20511/jefib.2024.v8n1.2077>

© Universidad San Ignacio de Loyola, 2024.

This article is distributed under license CC BY-NC-ND 4.0 Internacional



(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Clasificación JEL:

C220

E220

E7

F630

G12

Keywords:

ARDL

CAPM

Corrupción

Minería

Inversión extranjera directa

ABSTRACT

The aim of this study is to analyze the impact of the expected return on capital and risk indicators on investors' decision-making in the mining

sector of Peru and Chile during the 2006-2023 period. The research focuses on three exogenous variables: the cost of capital calculated using the CAPM model, the corruption perception index, and the governance index. The endogenous variable is Foreign Direct Investment, with all variables expressed in annual periods. Additionally, the methodology employed corresponds to the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. As main results, it is shown that the political risks captured in the Corruption Perception Index (CPI) and the governance index (WGI) are not significant for the flows of foreign direct investments for Peru, however, if they are significant, it is said that they do influence Chile's foreign direct investment flows. On the other hand, the expected performance of the mining sector presents positive effects on the investment flows for the study countries, that is, there is a direct relationship, with an increase in the expected performance of the sector, foreign investment from the countries of study will increase.

RESUMEN

El objetivo del presente estudio es analizar el impacto del retorno esperado de capital y de los indicadores de riesgo en la toma de decisiones de los inversores en el sector minero de Perú y Chile durante el período del 2007-2023 en frecuencia anual. La investigación se enfoca en tres variables exógenas: el costo de capital calculado mediante el modelo CAPM, el índice de percepción de corrupción y el índice de gobernanza. La variable endógena es la Inversión extranjera directa, todas las variables son expresadas en períodos anuales. Asimismo, la metodología empleada corresponde al modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL). Como principales resultados, se demuestra que los riesgos políticos captados en el Índice de percepción de corrupción (CPI) y el índice de gobernanza (WGI) no son significativos para los flujos de inversiones extranjera directa para Perú, sin embargo, si son significativos, es decir que si tienen un efecto en los flujos de inversión extranjera directa de Chile. Por otro lado, el rendimiento esperado del sector minero presente efectos positivos a los flujos de inversión para los países de estudio, es decir, que existe una relación directa, frente un aumento del rendimiento esperado del sector minero aumentará la inversión extranjera de los países de estudio

Introducción

La inversión extranjera directa (IED), es una pieza clave para el desarrollo del mercado de valores, ya que contribuye de manera significativa en cubrir las necesidades de capital de las empresas locales y a su vez, aumentar la liquidez del mercado secundario de valores¹. Los inversores en su demanda de rentabilidad y diversificación buscan dirigir sus recursos hacia los mercados que mejor se ajusten a sus objetivos, por lo tanto, una manera en que los países compitan por la atracción de inversiones extranjeras es ofreciendo mercados de valores eficientes, transparentes y accesibles. (MEF, 2024)

Según (Bloomberg, 2023), el escenario europeo es preocupante para las inversiones debido a la coyuntura generada por la invasión de Rusia a Ucrania, generando inestabilidad y bajas en los mercados financieros, sin embargo, no es el caso para la región Latinoamericana que, por el lado contrario, presenta un comportamiento atípico debido a un incremento de fondos en países como México, Chile, Brasil, entre otros. Además, dicho reporte resalta que diversos sectores son afectados en los conflictos internacionales como el energético, agroalimentario, minero y de construcción, permitiendo generar oportunidades en economías lejanas al ámbito geográfico involucrado.

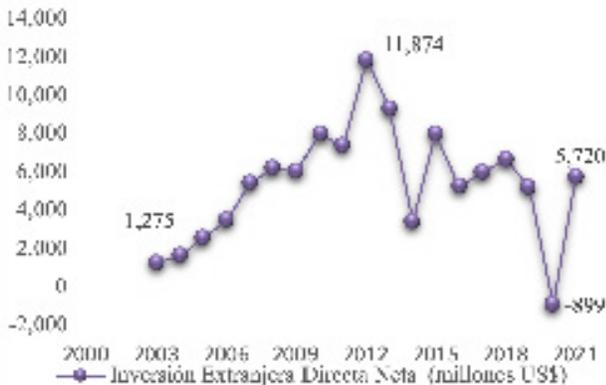
Según el informe de CEPAL (2023) titulado: “La inversión extranjera directa en países latinoamericanos y el caribe 2023”, la IED en países sudamericanos ha ido acrecentándose en los últimos años. Por ejemplo, Chile tuvo un ingreso bajo este concepto por US\$20,865 millones en el 2022, cantidad que representa un aumento de 31% respecto al periodo anterior. Colombia recibió US\$16,689 millones de IED, lo que significó un crecimiento de 76.4% respecto al 2021. Para el mismo periodo, Argentina presentó un incremento del 123.2%, Perú creció un 46% y Uruguay destacó con el mayor crecimiento de la región con 155%. Por lo tanto, se puede inferir que las tasas de retorno de estas empresas, o proyectos ubicados en esta zona, son atractivas para el inversor extranjero.

Como se observa en la Figura 1, Perú experimentó un fuerte dinamismo en

¹ Según MEF (2024), se define como un mercado en el que los inversores pueden intercambiar valores o activos, para posteriormente venderlos u obtener un ingreso a cambio.

la IED desde el 2003 hasta el 2012, debido al marco jurídico promocional² y el incremento de los precios de los productos primarios³ que facilitaron ingresos de capital y financiamiento para sectores como la minería e hidrocarburos. Sin embargo, también se puede visualizar una desaceleración de este indicador desde el 2012 al 2014 debido a la caída del precio del petróleo. Por otro lado, el año más crítico para este tipo de inversiones fue en el 2020, debido a la crisis sanitaria y económica producido por la gestión pública durante el periodo del COVID-19, no obstante, en el 2021 se presentó una recuperación alcanzando los US\$ 5,720 millones por reinversión de utilidades. Cabe mencionar que Perú cuenta con importantes proyectos por desarrollarse, principalmente en sectores como el minero, agroindustrial e inmobiliario (Trade-European Commision, 2022).

Figura 1. IED peruana neta 2003-2021, expresado en millones de dólares americanos corrientes



Nota: El presente gráfico muestra el comportamiento de la inversión extranjera directa en millones de dólares durante el periodo de 2003-2021. Adaptado del Banco Central de Reserva del Perú.

2 En 1991, se implementaron dos leyes con la intención de incrementar la inversión privada: (1) Ley de Promoción de la Inversión Extranjera (D.L. N.º 662) y (2) Ley Marco para el crecimiento de la Inversión Privada (D.L. N.º 757).

3 El cobre, zinc, plomo y estaño gozaron de un incremento de precios desde el 2004. (Rumbo Minero, 2016)

Perú es reconocido internacionalmente por su riqueza mineral, ya que es uno de los mayores productores de metales básicos y preciosos⁴ del mundo. Asimismo, se destaca por ser el segundo país productor mundial del cobre y además cuenta con el 9.1% de las reservas mundiales. Por otro lado, las inversiones locales y extranjeras se impulsaron debido a la liberalización en 1990, atrayendo importantes empresas mineras como Glencore, Rio Tinto, Freeport-McMoRan, Anglo American, Chinalco, MMG, Teck y Barrick Gold. (García, 2023). La importancia de la minería en el Perú es de gran relevancia puesto que ha contribuido de manera significativa (10.3%) al PBI real en el horizonte temporal del 2007-2022. (Mamani & Noda, 2024).

De acuerdo con el informe del (MINEM, 2024) titulado “Cartera de proyectos de inversión minera 2024”, detalla que el financiamiento de la inversión minera en el Perú de capital proviene mayormente del extranjero, siendo China el principal inversionista con US\$ 11,371 millones, seguido de Canadá con US\$ 10,335 millones y México como tercer mayor inversionista extranjero con US\$ 9,450 millones. Por lo tanto, se infiere, por el tamaño de las cifras de estos tres países juntos que alcanzan los (US\$ 31,200 millones) de capital invertido en minería, que este sector es donde los inversionistas extranjeros invierten su capital. Bajo esta línea

A su vez ProInversión (2023) reporta que en el 2023 la mayor concentración de los saldos de inversión extranjera directa es cubierta por el sector de la minería (23%), seguido por las finanzas (22%), comunicaciones (18%) y otros sectores económicos. (ver Figura 2)

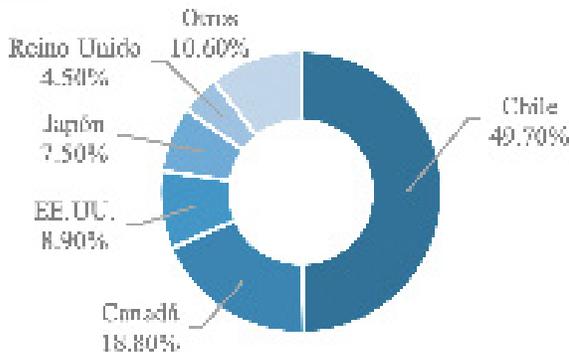
Figura 2. Saldo de Inversión extranjera directa por sector económico-Perú 2023.



Nota: El presente gráfico muestra la proporción por sector económico de IED del Perú en 2023. Adaptado de ProInversión.

Asimismo, Chile también se caracteriza por ser un país reconocido por la importancia de la minería en el desarrollo de su economía, contribuyendo el 14.2% del PBI en el 2022, además es el primer país productor mundial del cobre y cuenta con el 21% de reservas mundiales (SERNAGEOMIN, 2023). Las principales inversiones del sector provienen de Chile (Figura 3), como inversión estatal, con un aporte de US\$ 36,620 millones, destacando la participación de las empresas mineras CODELCO y Antofagasta Minerals; seguido de Canadá con US\$ 13,818 millones, con la participación de los inversores TECK, Capstone Copper, Los Andes Copper y Kinross; como tercer principal inversor se encuentra EE. UU. con US\$ 6,573 millones, representada por las empresas Newmont y Freeport-McMoRan. (COCHILCO, 2022)

Figura 3. Porcentaje de procedencia de inversión de Chile



Nota: El presente gráfico muestra el porcentaje de participación de procedencia de inversión del 2022 para Chile. Adaptado de la comisión chilena del cobre

La presente investigación tiene como problemática principal responder de qué manera el retorno esperado del sector minero y los indicadores de riesgos políticos impactan en la toma de decisiones de inversores extranjeros de Perú y Chile en los periodos de 2006-2023.

Según Parra (2018) menciona que el retorno esperado de capital es un indicador necesario para seleccionar una alternativa de inversión a largo plazo, ya que son el instrumento que mide el rendimiento esperado de la operación de una empresa y genera valor para el accionista. Santos (1998)

indica que el retorno esperado de capital representa el retorno mínimo que los acreedores exigen a las empresas para poder llevar a cabo la inversión, por lo tanto, la determinación adecuada de este costo deberá de facilitar la toma de decisiones financieras. [Valderrama et al. \(2011\)](#), indica que el retorno esperado de capital es clave y que un error en la estimación puede conducir en grandes pérdidas a posibles inversores o por el lado contrario a generar ganancias excesivas. En base al contexto precedente, se infiere que conocer el retorno esperado de capital influye en la toma de decisiones en la IED, por ello, es de interés para el estudio determinar la siguiente problemática: ¿Cuál es el impacto del retorno esperado de capital del sector minero en la IED en Perú y Chile en el periodo 2006-2023?

La corrupción se encuentra presente en la mayoría de los países, tanto en emergentes como en desarrollados, sin embargo, la postura que toma en las economías es relativo, ya que, lo que algunas personas consideran correcto puede no serlo para otras. [Rico-Segura et al \(2020\)](#). Por ende, se realiza la siguiente pregunta: ¿Cuál es el impacto de los riesgos políticos captados en el índice de la percepción de la corrupción (CPI) en la IED en Perú y Chile en el periodo 2006-2023?

Finalmente, el horizonte temporal que abarcará la presente investigación es desde el 2006 hasta el 2023, en frecuencia trimestral, permitiendo analizar hitos importantes como la crisis financiera del 2008 y la crisis sanitaria del Covid-19, comparando un enfoque previo, durante y post de las crisis mencionadas.

Marco Referencial

En esta sección, se revisará la literatura existente, destacando los hallazgos más importantes y las teorías aplicables que pretende abordar la investigación. También se establecerán las bases teóricas y conceptuales que fundamentan el presente estudio, proporcionando un contexto sólido para la comprensión del problema de investigación.

Revisión de Literatura

[Sansores \(2008\)](#) realiza un trabajo de investigación en el cual busca verificar que el modelo del CAPM es aplicable para países emergentes, en este caso lo desarrolla en el país de México para el periodo temporal de

1997-2006, analizando el precio de las acciones de las empresas que se encuentran dentro del CPI⁵, realizando el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) obtiene que la beta del portafolio de 0.89, lo cual se interpreta que este subreacciona al comportamiento del mercado. Por otro lado, se concluye que hay otros elementos que tienen efecto en los retornos esperados en el mercado accionario de México.

Corredor & Mejía (2011) los autores estudiaron el modelo CAPM aplicado a una muestra con periodicidad semanal a 38 acciones que cubren el 80% del mercado colombiano durante los años 2007 y 2008. Para ellos los autores estimaron la beta del modelo a las 38 empresas y las agruparon de acuerdo con su sector económico. Para encontrar el estimador se realizó un análisis econométrico al modelo de CAPM por empresa. Su análisis concluye con 16 estimadores significativos de la beta por empresa por encima de 1, lo cual determina que en el mercado de capitales en Colombia el rendimiento de las empresas está correlacionadas al riesgo sistemático de sus mercados. Además, su ponderación por sector muestra tres empresas donde el riesgo es menor las cuales son Energía y recursos, Entidades financieras e Inversiones, mientras que Industriales y Comercio son sectores donde la volatilidad del mercado mostrada en sus betas supera el cinco de unidad.

Azam et al. (2012) estudiaron la repercusión potencial del riesgo e incertidumbre político a la IED en el sur de Asia, el estudio se realiza en un marco oligopolista y de competencia imperfecta para el país receptor. Se desarrolla un modelo empírico basándose en el modelo de equilibrio parcial incorporando factores económicos, de riesgo político y de incertidumbre de política macro prudencial, en cuanto a la data se utilizaron datos de panel de Bangladesh, India, Pakistan y Sri Lanka entre 1990 al 2008. Las variables estudiadas son el FDI, trade openness (OT), el consumo per cápita de electricidad (EPC), estas fueron obtenidos del portal World Development Indicator (WDI) y finalmente el riesgo político extraído de la ICRG⁶. La metodología implementada fue un modelo de corrección del error (VEC) dado que las ecuaciones planteadas para las endógenas son cointegradas, lo cual se aplicará a cada país previamente mencionado.

5 Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores

6 The International country Risk Guide

En base a los resultados, los autores concluyen que existe una relación negativa de 0.04 de largo plazo entre el riesgo político y la IED, por lo que recomiendan priorizar acciones de incentivo de la IED y de fortalecimiento de las instituciones de anticorrupción para disminuir los impactos que estas puedan tener en la variable.

[Diaz & Higuera \(2012\)](#) analizaron el mercado bursátil de Chile durante los años de 1997 hasta 2007, tomando el enfoque del CAPM, para lo cual escogieron las acciones más representativas de la Bolsa de Comercio de Santiago, evaluaron si el adicional del retorno esperado respecto a una acción cualquiera posee una relación directamente proporcional sobre el riesgo sistemático del mercado accionario chileno. Mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) obtuvieron que la hipótesis planteada se cumple para 49 de 50 empresas estudiadas, por lo tanto, se concluyó que el CAPM logra de manera óptima el poder describir la conducta del mercado de acciones de Chile.

[Dutta & Roy \(2011\)](#), desarrollan una investigación de determinantes que influencia a la IED, para ello recopilan data anualizada de 97 países en los cuales se desarrollaran la importancia de crecimiento financiero (FD) de un país y la implicancia de los riesgos políticos (POL RISK). Para las variables se usan las siguientes bases de datos, United Nations Conference on Trade and Development, Beck data, Demirguc-Kunt and Levine data y bancos centrales en frecuencia anualizada. Para el análisis se desarrolló un modelo económico. Las variables que desarrollaran a la IED son FD, 12 componente de riesgo políticos de cada país (POL RISK ti) dados por el ICRG, variables de control (X), dummies regionales (REGIONAL) y dummies de tiempo (Z). Para encontrar los estimadores se corrigen un OLS con Feasible Generalized Least Square Technique (FGLS), y se logra demostrar que la relación del FDI y la FD no es lineal y se comporta de forma negativa; además se concluye que para cada nivel de riesgo político existe una asociación cóncava al IED que ciertos factores como la estabilidad del gobierno, el perfil de inversión y la situación socioeconómica son en comparación más importantes entre todas los componentes del POL RISK. En base a lo mencionado el autor concluye que una infraestructura financiera eficaz logrará poco en términos de atracción de la inversión extranjera, si el país sufre de inestabilidad política.

Ferruz & Badia (2014) analizan dos estrategias de financiamiento a 39 empresas que componen el IBEX 35 desde enero del 2005 a diciembre del 2013 basándose en el CAPM sectorial. Para su análisis fue importante como primera instancia evaluar los CAPM de las empresas y compararlas con su valor real para conocer si estuvieron infravaloradas. Para la segunda estrategia se necesitó del estadístico de Jensen para conocer si hay rentabilidad por riesgo superior al mercado. Los resultados muestran que hay 9 empresas sobrevaloradas al mercado y que la rentabilidad de estas puede incluirse en carteras para obtener mejores rendimientos.

Quazi et al. (2014) analizaron el impacto de la corrupción en la IED de 53 países de África durante el periodo de 1995-2012, para corroborar si la evidencia empírica existente respalda la hipótesis del *grabbing hand*, es decir, que la corrupción aumenta la incertidumbre y los costos de transacción impidiendo potenciar la IED, o del *helping hand*, es decir, que la corrupción promueve el comercio por medio de marcos regulatorios, facilitando los flujos de la IED. La metodología utilizada por los autores fue por medio de una regresión de datos de panel dinámico en donde estimaron parámetros para las variables: IED (porcentaje del PBI), tamaño de mercado (PBI per cápita), infraestructura (índice de calidad), apertura económica (porcentaje del volumen de comercio del PBI), Índice de desarrollo humano e Índice de percepción de corrupción. La principal conclusión que obtuvieron fue que la corrupción impacta positivamente en la IED, es decir, valida la hipótesis del *helping hand*. La corrupción tiene una participación en las ruedas de comercio en presencia de marcos regulatorios débiles, como es en el caso de países africanos, facilitando la entrada de IED.

Romero et al. (2017) buscan determinar por medio de un análisis empírico los factores que influyen en la IED en 17 países latinoamericanos, durante el periodo de 1990-2013. La metodología aplicada por los autores es la de un modelo de efectos fijos en datos de panel dinámico, en donde estimaron parámetros para las variables: IED (Variable Dependiente), Exportaciones de recursos naturales, Corrupción, Estado de derecho, Inestabilidad política, Inflación, Tipo de cambio real, Comercio, Homicidios y PBI expresado en millones de dólares. La principal conclusión que se obtuvo fue que la corrupción impacta negativamente en la IED, es decir, que un aumento de la corrupción en un estado de derecho débil (riesgo político alto), la IED disminuirá.

Ortega et al. (2017) identifican y analizan los factores que inciden sobre los flujos de la IED en México, durante el periodo 1994-2015. La metodología que aplicaron fue por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios para estimar los parámetros y significancia de las siguientes variables: IED, PBI de México, PBI de EE. UU., PBI mundial, Salarios, Acuerdos internacionales, Corrupción y Fuerza laboral. La principal conclusión muestra que, si el PBI mundial presenta un incremento, se reduce las posibilidades de flujos de IED para México. Por otro lado, las variables control analizadas, no muestran significancia en el modelo propuesto ya que el p-value obtenido para los acuerdos internacionales y corrupción son mayores al 10% de significancia.

Barrientos & Villada (2020) desarrollan un trabajo de investigación en el cual analizan la tasa de descuento para los proyectos de energía eléctrica en Colombia para lo cual toman en consideración el CAPM para la elaboración del WACC del sector, de esta manera analizan el riesgo y la tasa de actualización por región de Colombia, concluyen que analizar el wacc de manera unificada no es lo adecuado, por lo tanto, se debe analizar el wacc por región.

E. & Cedano (2020) estudiaron el impacto del riesgo político del Perú en la inversión bruta fija privada (INVP) la frecuencia de las variables es trimestral y parten desde el segundo trimestre de 1992 hasta el segundo trimestre del 2018, teniendo de variable dependiente el INVP y como variables independientes el riesgo político (RIEDGP), el precio de cobre (US\$ por libra) (COBR), el producto bruto interno (precios constantes del 2007) (PBIR), el tipo de cambio real (TCR), el indicador de corrupción (CORR) y una Dummy (donde 1 es en periodo democrático y 0 en periodo no democrático). Para conocer la relación de las variables, se realiza una búsqueda de estimadores de corto y largo plazo mediante un modelo econométrico de series de tiempo autorregresivas y rezagos distribuidos (ARDL). Los resultados del modelo nos indican que en el largo plazo el COBR, TCR y PBIR tienen un impacto significativo en la INVP y en el corto plazo solo el PBIR hasta su tercer rezago es significativo en la INVP. La conclusión de los autores es que variables fundamentales de la economía como COBR, TCR y PBIR impactan en la INVP, mientras que esta no se ve influenciada por el riesgo político, aun a pesar de que ellos consideran que durante el segundo trimestre de 1992 al cuarto trimestre del 2000 la política peruana atravesaba por periodos de autoritarismo económico.

Huaman-Ñope et al. (2023) determinaron como el riesgo reputacional afecta al precio de las acciones que cotizan en bolsa, para ello se analizó como muestra indicadores en frecuencia anual como variación de gobernanza corporativa, variación de reputación corporativa, ROA, ROE, costo de capital, precio de acciones extraídos de la BLV entre el 2015 y 2019. El procedimiento llevado a cabo fue el análisis de documentos con ayuda de los modelos financieros de Gordon Shapiro y CAPM. Los resultados confirman que el precio de las acciones son afectas a riesgos reputacionales corporativos a cada marca.

Castillo et al. (2020) estudiaron los determinantes que causan la IED para ellos se propuso un modelo teórico con las variables tasa de crecimiento del PBI (TCPBI), inflación, tasa de desempleo, Ingreso nacional bruto per cápita (INBPC) y la IED rezagada en un periodo; la frecuencia de las variables es anual del 2000-2017, los datos fueron extraídas del banco mundial y del CEPAL. La metodología usada es un análisis econométrico de mínimos cuadrados generalizados, debido a la alta volatilidad de las variables, cuya finalidad es encontrar estimadores significativos que demuestren que las variables estudiadas causan a la IED. Finalmente, el estudio concluye que la IED es determinada a un nivel de significancia de 5% por la IED rezagada en un periodo, TCPBI e INBPC; por el contrario, al nivel del 5% la tasa de inflación y desempleo no son variables que determinan a la IED.

Reyes-Clavijo et al. (2023) evaluaron el riesgo de mercado y el rendimiento mínimo de empresas por sectores en Ecuador, para ello contaron con información contable anual de 48,667 empresas entre 2009-2019 del cual clasificaron y ponderaron los rendimientos sectoriales, clasificados bajo el CIIU. El método empleado fue la esperanza matemática para hallar el rendimiento de mercado y sectorial, lo cual dio continuidad al uso de mínimos cuadrados ordinarios aplicado al modelo de CAPM para obtener los coeficientes beta. Se concluye finalmente que el rendimiento esperado del mercado ecuatoriano en el respectivo intervalo temporal es de 9.19%, así mismo se llega a la conclusión de que sectores como sector de minas y canteras, industrias manufactureras, mayoristas y minoristas, reparación de vehículos a motor y bicicletas, transporte y almacenamiento, información y comunicaciones, actividades profesionales, científicas y técnicas, servicios administrativos y de soporte son más riesgosos a cambios en su economía debido a que el beta estimado para estos sectores está por encima de la unidad.

Modelo teórico

Hassan (2022) desarrolló un modelo en el cual buscaba explicar inversión extranjera directa (IED) en función al riesgo país (CR), producto bruto interno (GDP), disponibilidad de recursos naturales, inversión en infraestructura y la apertura comercial para los países miembros del V4 (República Checa, Hungría, Polonia y Eslovaquia). Donde encontró que todos esos países presentan parámetros significativos asociados al riesgo país, es decir que la inversión extranjera directa en países perteneciente al V4 guardan relación con el riesgo país.

Habib & Zurawicki (2002) realizaron una investigación en la cual explicaron la inversión extranjera directa (IED) en relación con el Corruption Perception Index (CPI), variables macroeconómicas, sociales, tecnológico, culturales y estabilidad política. En los modelos econométricos que estiman, resulta siendo significativo la variable CPI en todos los modelos al 1% 5% y 10% de significancia.

Mulyaningsih & Heikal (2022) hallaron que en el sector bancario la aplicación del modelo CAPM, es de utilidad para la toma de decisión en los inversionistas. Por lo expuesto anteriormente, se llegó a conclusión que las variables como el índice de gobernanza en control de corrupción, el índice de percepción de la corrupción y el CAPM, presentan relación de causalidad con la IED. De este modo, se propone el siguiente modelo teórico y econométrico.

$$IED=f(CAPM,WGI,CPI) \quad (1)$$

Modelo Econométrico

$$IED_t=\beta_0+\pi CAPM_t+\omega WGI_t+\phi CPI_t+\varepsilon_t \quad (2)$$

En donde IED, representa la Inversión Extranjera Directa; CAPM representa el retorno esperado del capital; WGI representa el índice de gobernanza mundial-control de la corrupción; y por último el CPI representa el Índice de percepción de corrupción

Variables

En esta sección se definirán las variables que serán utilizadas para la estimación de la regresión econométrica, el cual estará conformado por las siguientes variables: (i) IED (ii) CAPM, (iii) WGI y (iv) CPI. Los datos fueron recolectados de los Bancos Centrales de cada país, Bloomberg y de la base de datos de la Transparencia Internacional. El horizonte temporal analizado será desde 2007 hasta el 2023, en frecuencia anual, con 18 observaciones.

Tabla 1 Definición de las variables

Variables	Abreviatura	Descripción
Inversión Extranjera Directa	IED⁷	Inversión extranjera neta expresado en millones de dólares, en frecuencia anual desde 2006 a 2023.
Costo de capital	CAPM	Retorno neto esperado en frecuencia anual desde 2006 al 2023
World Governance Index (Control of corruption)	WGI	Capta la percepción del uso del poder público para beneficio privado, incluyendo corrupción y “captura” del estado por élites.
Índice de percepción de corrupción	CPI	Indicador que se basa en los niveles de corrupción percibidos en el sector público, en frecuencia anual desde 2006 al 2023.

Elaboración propia

Muestra

El horizonte temporal de la investigación abarca desde 2006 hasta el 2023, en frecuencia anual, por lo tanto, la muestra que se obtendrá es de un total de 18 observaciones para cada variable por país. A continuación, se detalla las empresas mineras que serán analizadas por medio del cálculo del retorno esperado del sector minero (CAPM).

Tabla 2: Tickers de empresas mineras de Perú y Chile

⁷ En el caso de Perú es inversión extranjera directa en minería, para el caso de Chile es inversión extranjera directa.

Perú	Chile
DNT PE Equity	CAP CI Equity
CORAREC1 PE EQUITY	
SIDERC1 PE EQUITY	
CVERDEC1 PE EQUITY	INVERC CI Equity
VOLCABC1 PE EQUITY	

Nota. La tabla muestra los tickers de las empresas mineras que representan el sector minero para Perú y Chile para el estudio respectivamente. Adaptado del terminal de Bloomberg.

Instrumentos de investigación

En la [tabla 3](#) se puede observar los softwares utilizados para el desarrollo de la presente investigación, la data utilizada fue de fuentes de tipo secundaria—BCCh, Bloomberg, ProInversión, World Bank y Transparency Org.—la cual mediante los programas de análisis cuantitativo se trataron para el desarrollo de los modelos econométricos.

Tabla 3. Softwares

Software	Función
Microsoft Excel	Desarrollo y gestión de la base de datos.
Eviews 12	Análisis estadístico y econométrico.

Nota: Elaboración propia

Metodología

Se iniciará con el procedimiento de extracción de datos, para posteriormente importarlas en el software estadístico “Eviews”, después se analizará el resultado de las estadísticas descriptivas y matriz de correlación de las variables en nivel, debido a que se trata de variables en frecuencia anual, no se aplica ajuste estacional, porque no hay componente estacional en el comportamiento de las series. Se analizará la estacionariedad de las variables mediante la prueba de raíz unitaria, para la detección de raíz unitaria en las series y así determinar el proceso de integración de las series. Luego de la verificación de la estacionariedad de las variables, estas variables estacionarias se les aplicará el test de causalidad de Granger

(Granger, 1969). Después de haberse identificado las causalidades en sentido Granger entre las variables de estudio, se realizará el desarrollo del modelo, para efectos de esta investigación se analizará la dependiente con un modelo uniecuacional dinámico y que todas las variables incluidas en modelo sean estacionarias, por lo tanto, no se evaluará la cointegración. Es así como se desarrollará un modelo de rezagos distribuidos finito (ARDL), que se define de la siguiente manera:

Luego se aplicará las pruebas de autocorrelación, normalidad y heterocedasticidad para evaluar el adecuado comportamiento del residual, también se verá la especificación del modelo mediante la prueba de Ramsey, para la evaluación del elemento autorregresivo se analizará matemáticamente la condición de estabilidad. Por otro lado, se analizará con las pruebas de Cusum la presencia de quiebres estructurales.

Resultados

Análisis de estacionariedad

Ahora se mostrará el proceso de análisis, estimación y evaluación de los modelos óptimos. En la *tabla 4* y *tabla 5* se muestran los resultados de la prueba de raíz unitaria para Perú y Chile respectivamente. Los resultados obtenidos para Perú muestran que las variables de estudios son estacionarias en nivel, es decir que siguen un proceso de integración de orden cero, $I(0)$.

Tabla 4. Test de Raíz Unitaria en series de Perú.

Serie	Modelo Auxiliar	τ -estadístico	LM- stat.	P-valor	Integración
IED	C & T*	—	0.1429***	—	0
CPI	Constante**	-3.2619	—	0.0337	0
CAPM	C & T **	-4.9606	—	0.0068	0
WGI	C & T *	—	0.1515****	—	0

(*) KPSS Unit Root test. (**) Augmented Dickey-Fuller Unit Root test. (***) estadísticamente significativo al 10%. (****) estadísticamente significativo al 5%. C&T: Constante y tendencia.

Nota: La tabla muestra los resultados del contraste de raíz unitaria para las series de Perú. Elaboración propia.

En el caso de Chile se evidenció que las series CPI y IED son estacionarias en nivel, por lo tanto, corresponden a series $I(0)$, mientras que para el caso de las series CAPM y WGI corresponden a series $I(1)$, es decir que no estacionarias, por lo tanto, se debe aplicar primera diferencia para que sea estacionarias. Al aplicarse las primeras diferencias, resultó que al 5% y 10% de significancia siguen un proceso de integración de orden cero respectivamente.

Series	Orden de Integración	t-stat	P-valor	Modelo Auxiliar	Rezago
CPI	0	-3.309099	0.036301	C&T	4
CAPM	1	-3.607577	0.018195	Constant	0
WGI	1	-3.096353	0.054124	Constant	4
IED	0	-3.097083	0.046000	Constant	0

Tabla 5. Prueba de raíz unitaria para series de Chile.

Nota. Elaboración propia. La tabla muestra los resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentado para las series de Chile.

Causalidad de Granger

En la [tabla 6](#) se muestran los resultados de la causalidad de Granger para las series de Perú, como se puede observar existe 4 causalidades en sentido Granger, teniendo un feedback⁸ y dos causalidades unidireccionales, en el caso del feedback se evidencia entre las series WGI y CPI, para el caso de las unidireccionales es CAPM respecto al IED y CAPM respecto al CPI.

Causalidad	Rezago	P-valor
CAPM IED	1.000000	0.007400
CAPM CPI	3.000000	0.015500
WGI CPI	2.000000	0.053200
CPI WGI	5.000000	0.093400

Tabla 6. Test de Causalidad de Granger para Perú

Nota: La tabla muestra los resultados del contraste de causalidad de Granger para las series estacionarias de Perú. Elaboración propia.

⁸ Granger (1969) definió como feedback a aquella causalidad bidireccional entre variables, es decir, ambas variables se causan entre sí.

La [tabla 7](#) muestra lo obtenido después de realizarse la prueba de causalidad de Granger para las series de Chile, hay tres causalidades, un feedback y una causalidad unidireccional, el feedback se da entre las variables de CPI y Δ WGI, por otro lado, la causalidad unidireccional se da Δ WGI respecto al IED.

Causalidad de Granger	p-valor	Rezago
CPI \rightarrow Δ WGI	0.030300	1.000000
Δ WGI \rightarrow CPI	0.051400	1.000000
Δ WGI \rightarrow IED	0.023900	2.000000

Tabla 7. Causalidad de Granger para el país de Chile

Nota: Elaboración propia. La tabla muestra las causalidades en sentido Granger para las series de Chile.

Modelo ARDL

En la [tabla 12](#) y [tabla 13](#) se observa las estimaciones de los modelos ARDL para Perú y Chile respectivamente, asimismo también pruebas adicionales para la comprobación de un modelo no espurio.

Para el caso de Perú, en la [tabla 8](#), se observa que el tiene un impacto positivo sobre la dependiente con un valor de 0.84462 al 1% de significancia estadística. Por otro lado está que presenta un impacto positivo, con un coeficiente de 4065.783 al 10% de significancia estadística. En cuanto las pruebas respectivas al error, en la prueba de autocorrelación de Breusch-Godfrey se evidencia que no hay autocorrelación, teniendo un p-valor de 0.93 el cual acepta la hipótesis nula de no correlación serial, para apoyar a la no presencia de autocorrelación también está el estadístico de Durbin-Watson⁹, con un valor de 1.79, cercano a 2, que indica no autocorrelación. Por otro lado, en cuanto a la detección de heterocedasticidad, se realizó las pruebas de Breusch-Pagan-Godfrey, White sin términos cruzados, Harvey y Glejser, en todos los test mencionados, se evidencia que el error es homocedástico al 1%, 5% y 10% de significancia. En la misma línea se empleó la prueba de normalidad mediante el probabilístico de Jarque-Bera, arrojando un p-valor de 0.48, indicando que el error sigue una distribución

⁹ El estadístico D de Durbin-Watson para modelos dinámicos sirve para la detección de autocorrelación de manera referencial, más no es concluyente por si sola.

normal al 10% de significancia. Se aplicó también la prueba de Dickey-Fuller al residual para comprobar la estacionariedad del error, con un p-valor de 0.0013 en el modelo auxiliar sin constante ni tendencia, se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, por lo tanto, el error es $I(0)$. Adicionalmente se evaluó la estabilidad matemática del modelo, obteniendo que el coeficiente asociado al regresando rezagado es menor a 1 (0.84). Se evidencia mediante la prueba de Ramsey la óptima especificación del modelo, teniendo un p-valor de 0.67, que acepta la hipótesis nula de funcionalidad del modelo.

Tabla 8. Modelo ARDL (1,0,0,1) para Perú

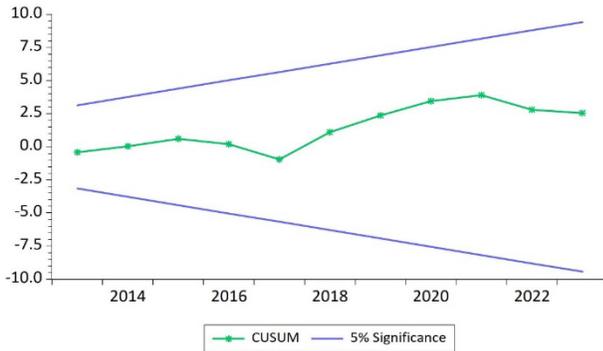
Variables	Coefficientes
	0.84462**
	4065.783*
Regresando	
Observaciones	17
	0.95505
Durbin-Watson test d-estadístico	1.79661
Breusch-Godfrey test Prob. LM-estadístico	0.9345
Breusch-Pagan-Godfrey test Prob. LM-estadístico	0.6731
White non-cross terms test Prob. LM-estadístico	0.6195
Harvey test Prob. LM-estadístico	0.9077
Glejser test Prob. LM-estadístico	0.7820
Jarque-Bera test Prob. JB-estadístico	0.4819
Dickey-Fuller test Prob. τ -estadístico del residual	0.0013
Condición de estabilidad AR	0.8444
Ramsey-Test Valor probabilístico	0.6756

(*) Estadísticamente significante al 10%. (**) Estadísticamente significante al 1%.

Nota: La presente tabla muestra el resumen de las pruebas estadísticas realizadas al modelo ARDL de Perú.

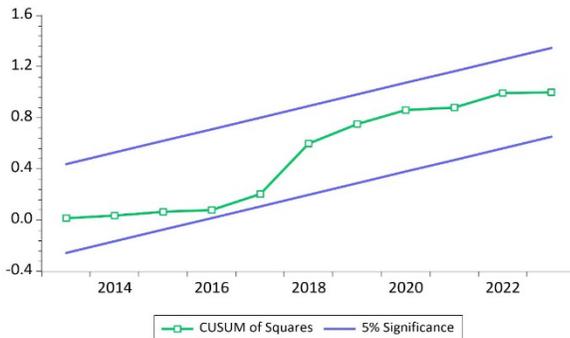
Finalizando el análisis del modelo ARDL de Perú, se evaluó la presencia de quiebre estructural mediante las pruebas de Cusum y Cusum-Squares, como se puede observar en la [figura 4](#) y [figura 5](#), no hay presencia de quiebre estructural.

Figura 4. Prueba Cusum para Perú.



Nota: Elaboración propia. La figura muestra la prueba Cusum para detección de quiebre estructural.

Figura 5. Prueba Cusum-Squares para Perú.



Nota: Elaboración propia. La figura muestra la prueba Cusum-Squares para detección de quiebre estructural.

Para Chile, en la [tabla 13](#), se observa que el tiene un impacto positivo sobre el regresando con un valor de 39315.06 al 1% de significancia estadística. Por otro lado, está que presenta un impacto positivo, con un

coeficiente de 1028.291 al 10% de significancia estadística. Para el caso del , también muestra un impacto positivo, con un parámetro de 168.2572 al 1% de significancia. En cuanto las pruebas relacionadas al término estocástico, en la prueba de autocorrelación de Breusch-Godfrey se evidencia que no hay autocorrelación, teniendo un p-valor de 0.0710, añadido a esto el estadístico de Durbin-Watson arroja la cifra de 2.0610, cercano a 2, que denota no autocorrelación. Por otro lado, en cuanto a la determinación de heterocedasticidad, se realizó los contrastes de Breusch-Pagan-Godfrey, White sin términos cruzados, Harvey y Glejser, en todos los test mencionados, se evidencia que el error es homocedástico al 5% y 10% de significancia. En el mismo marco se aplicó el test de normalidad mediante el probabilístico de Jarque-Bera, resultando un p-valor de 0.66, indicando que el residual sigue una distribución normal al 10% de significancia. Se utilizó la prueba de Dickey-Fuller al factor aleatorio para comprobar la estacionariedad del residual, con un p-valor de 0.0000 en el modelo auxiliar con constante y tendencia, se acepta la hipótesis alterna de no presencia de raíz unitaria, por lo tanto, el error es estacionario. Adicionalmente se analizó el equilibrio matemático del modelo, obteniendo que la sumatoria entre los coeficientes asociados a la variable explicada rezagado es menor a 1 (-0.03). Se constata por medio de la prueba de Ramsey la correcta especificación del modelo, teniendo un p-valor de 0.33, que acepta la hipótesis nula de operatividad del modelo.

Variables	Coefficientes
	39315.06***
	1028.291*
	168.2572***
Regresando	
Observaciones	15
	0.5430
Durbin-Watson test d-estadístico	2.0610
Breusch-Godfrey test Prob. LM-estadístico	0.0710
Breusch-Pagan-Godfrey test Prob. LM-estadístico	0.2375
White non-cross terms test Prob. LM-estadístico	0.2707
Harvey test Prob. LM-estadístico	0.3151

Glejser test Prob. LM-estadístico	0.3206
Jarque-Bera test Prob. JB-estadístico	0.6600
Dickey-Fuller test Prob. τ -estadístico del residual	0.0000
Condición de estabilidad AR	-0.0352
Ramsey-Test Valor probabilístico	0.3365

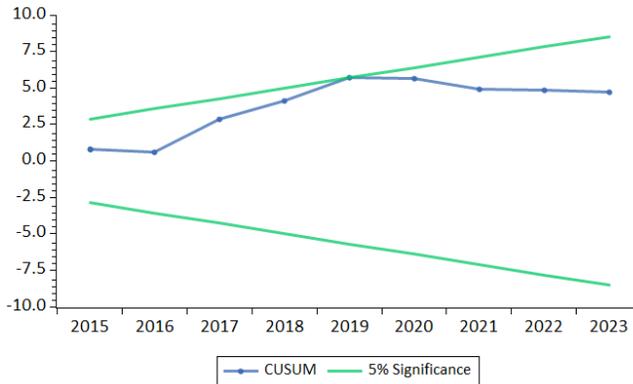
Tabla 13. Modelo ARDL (1,0,2,0) para Chile

(*) Estadísticamente significativo al 10%. (***) Estadísticamente significativo al 1%.

Nota: La presente tabla muestra el resumen de las pruebas estadísticas aplicadas al modelo ARDL de Chile.

Finalizando el análisis del modelo ARDL de Chile, se examinó la existencia de quiebre estructural mediante la prueba de Cusum, como se puede observar en la [figura 9](#), no se observa quiebre estructural.

Figura 6. Prueba Cusum para Chile.



Nota: Elaboración propia. La figura muestra la prueba Cusum para detección de quiebre estructural.

Discusión

En este apartado se busca despejar las dudas respecto a los resultados de la investigación, usando como marco referencial la literatura, teoría y preguntas expuestas al inicio del documento. Respecto al objetivo

principal de la presente investigación se obtuvo una relación de largo plazo de la variable endógena rezagada (β_1) en un 0.84462 al 1% de significancia y el (β_2) en un 4065.783 al 10% de significancia para el caso de Perú. Este resultado, coincide con lo expuesto por [E. & Cedano \(2020\)](#) quienes determinaron que para los periodos del segundo trimestre de 1992 y el segundo trimestre del 2018 la inversión privada, proxy de la IED, no se ve influenciada por el riesgo político y si por variables económicas como lo sería en periodos pasados, con lo cual se evidencia que para el inversor los indicadores de WGI y CPI de Perú puede no ser un motivo para deslindar operaciones en el país.

Para el caso de Chile los resultados arrojan relaciones de largo plazo tanto en la tasa del β_1 en un 39315.06 al 1% de significancia. En el corto plazo, el β_2 en un 1028.291 a un 10% de significancia y β_3 con un 168.2572 al 5% de significancia. Al igual que el caso peruano se demuestra que el CAPM influye en la IED, aunque esta vez tendrá un efecto positivo en un plazo menor. En cuanto al indicador WGI, este coincide con lo expuesto por [Dutta & Roy \(2011\)](#) que al recopilar data de 97 países determinaron que el crecimiento financiero, factor estabilidad del gobierno, factor perfil de inversión y factor socioeconómica, estas últimas tres proxys de los indicadores de riesgo político también son significantes para la IED. Y además concuerdan con [Azam et al. \(2012\)](#) los cuales determinaron que el índice de riesgo político del ICRG, que compone al WGI, tiene un efecto significativo. Con los modelos econométricos realizados para Perú y Chile se obtuvo estadísticamente la relación causal del WGI, CPI y CAPM en función de la IED. De acuerdo con el país estas son conjuntamente significativas y cumplen con la parte teórica.

De acuerdo con lo dicho sobre la IED, se obtuvo para el caso peruano que por cada millón invertido del año anterior hay un efecto de 0.84 millones en la IED, esta medida concuerda con [García & López \(2020\)](#) acerca de los componentes de la IED, este representaría la reinversión de utilidad expuesto en el marco teórico.

Sobre el CAPM minero peruano tenemos que la variable ha tenido en los años un comportamiento importante en la toma de decisiones sobre la IED tal que aumento del 1% de esta haría que la IED aumente en 4,065 millones para el año siguiente. Este rendimiento importante se debe a que como se aprecia en la [Figura 5](#) de los resultados se observa que el CAPM

del sector se comporta como una variable con volatilidad. Mientras que el CAPM chileno muestra un efecto importante tal que, dentro del espacio de un año, un aumento del 1% en la variación del CAPM, hace que la IED del país aumente en 1028.291 millones.

Conclusiones

El presente estudio concluye que para el caso de Perú las variables regresoras si afectan en conjunto a la inversión extranjera en minería, el retorno esperado de capital tiene impacto significativo en la inversión extranjera en minería, en cuanto a los índices (CPI y WGI) no tienen incidencia alguna en cuanto a la toma de decisiones de inversión en minería para Perú. En Chile existe incidencia de manera conjunta de las variables independientes respecto a la inversión extranjera directa, asimismo el retorno esperado de capital y los índices si tienen impacto con relación a los niveles de inversión extranjera directa.

Recomendaciones

Para el estudio de ambos países, se recomienda utilizar una frecuencia trimestral o mensual en el análisis, lo que permitiría observar de manera más precisa la influencia de las variables propuestas. En el caso de Perú, los resultados del modelo ARDL sugieren que es crucial mejorar las medidas de anticorrupción. De lo contrario, los efectos negativos de inversiones no transparentes podrían generar pérdidas de eficiencia en la sociedad. Aunque estas medidas anticorrupción puedan encarecer las operaciones, es preferible prevenir los perjuicios derivados de decisiones políticas inadecuadas, que podrían tener un impacto considerable tanto para las multinacionales como para la percepción de la población hacia la inversión extranjera directa (IED).

Además, se recomienda incluir en el modelo otros índices relacionados con la gestión ambiental y las cotizaciones de los minerales más vendidos en estos países, ya que podrían aportar mayor profundidad y relevancia en estudios futuros.

Bibliografía

Azam, M., Arshad, M., & Iqbal, N. (2012). Impact of Political Risk and Uncertainty on FDI in South Asia. *Transition Studies Review*, 19, 59-77. <https://doi.org/10.1007/s11300-012-0230-x>

Barrientos, J., & Villada, F. (2020). Regionalized Discount Rate to Evaluate Renewable Energy Projects in Colombia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(2), 332-336. <https://doi.org/10.32479/ijeeep.8924>

Bloomberg. (2023). ¿Cuáles serán los países más atractivos para invertir en LatAm y el Caribe en 2024? *Bloomberg Línea*. <https://www.bloomberglinea.com/2023/08/29/cuales-seran-los-paises-mas-atractivos-para-invertir-en-latam-y-el-caribe-en-2024/>

Castillo, E., Gonzales, M., & Zurita, E. (2020). Determinantes de la inversión extranjera directa en Latinoamérica (2000 – 2017). *Revista Espacios*, 41(50), 299-315. <https://doi.org/DOI: 10.48082/espacios-a20v41n50p21>

Corredor, C., & Mejía, R. de J. (2011). Comportamiento sectorial del mercado de renta variable en Colombia: Una aplicación del modelo CAPM. *Repositorio UTB*, 5, 109-144.

Díaz, C., & Higuera, F. (2012). Contraste empírico del CAPM en el mercado accionario chileno. *Ingeniare. Revista chilena de ingeniería*, 20(2), 255-266. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-33052012000200012>

Ferruz, L., & Badia, G. (2014). Propuesta de un CAPM Sectorial para optimizar la toma de decisiones en gestión de carteras (A Sector CAPM to Optimize Decision Making in Portfolio Management). *SSRN*. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2498396>

Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://www.jstor.org/stable/1912791>

Habib, M., & Zurawicki, L. (2002). Corruption and Foreign Direct Investment. *Journal of International Business Studies*, 33(2), 291-307. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8491017>

Hassan, A. (2022). Does Country Risk Influence Foreign Direct Investment Inflows? A Case of the Visegrád Four. *Economies*, 10(9), 22. <https://doi.org/10.3390/economies10090221>

Huaman-Ñope, A., Serrato-Cherres, A., Ramos-Cavero, M., & Cordova-Buiza, F. (2023). Reputational risk and stock price: A corporate management analysis. *Managerial Finance*, 49(7), 1113-1130. <https://doi.org/10.1108/MF-11-2021-0559>

Mulyaningsih, S., & Heikal, J. (2022). Investment Decision Using Capital Asset Pricing Model (CAPM) in Indonesia's Banking Sector. *Journal of Economics, Finance and Accounting Studies*, 4(4), 19-27. <https://doi.org/10.32996/jefas>

Ortega, P., Ortiz, C., & Infante, Z. (2017). El nuevo orden de la economía mundial y sus implicaciones sobre la inversión extranjera directa en México. *Repositorio de la Red Internacional de Investigadores en Competitividad*, 11, 1799-1818.

Parra, A. (2018). Un acercamiento al costo de capital de la empresa: Naturaleza y aplicación en las decisiones financieras. *Revistas de Investigación UGC*, 5-22. <https://doi.org/10.18634/CTXJ.7V.01.883>

Quazi, R., Vemura, V., & Soliman, M. (2014). Impact of Corruption on Foreign Direct Investment in Africa. *Internation Bussines Research*, 7(4), 1-10. <https://doi.org/10.5539/ibr.v7n4p1>

Reyes-Clavijo, M., Pinos-Luzuriaga, L., Orellana-Osorio, I., & Tonon-Ordoñez, L. (2023). Modelo de Valoración de Activos Financieros (CAPM) aplicado al sector empresarial de Ecuador. *Retos Revista de Ciencias de Administración y Economía*, 13(25). <https://retos.ups.edu.ec/index.php/retos/search/authors/view?givenName=Marco%20Antonio&familyName=Reyes-Clavijo&affiliation=Universidad%20del%20Azua&country=EC&authorName=Reyes-Clavijo%2C%20Marco%20Antonio>

Romero, P., Tashiguano, C., & Viteri, D. (2017). *INVERSIÓN EXTRANJERA DIRECTA EN AMÉRICA LATINA: EL ROL DE LOS RECURSOS NATURALES Y LAS INSTITUCIONES*. 1-29.

Sanchez, E., & Cedano, C. (2020). Impacto del riesgo político en la inversión privada en el Perú, periodo 1992-2018. *Revista Finanzas y Política Económica*, 12(1), 119-135. <https://doi.org/10.14718/revfinanz-politecon.v12.n1.2020.3144>

Sansores, É. (2008). El modelo de valuación de activos de capital aplicado a mercados financieros emergentes El caso de México 1997-2006. *Contaduría y Administración*, 226, 93-111.