



Aplicación del índice de Treynor en pymes del sector logístico colombiano periodo: 2019-2023

Application of the Treynor index in SMEs in the Colombian logistics sector period: 2019-2023

Aplicação do índice de Treynor nas PME do setor logístico colombiano período: 2019-2023

Daniel Isaac Roque; Andrés Caicedo Carrero; Oscar Humberto Quintero Landinez

Magister en Contabilidad, Universidad de la Habana, Cuba. Docente investigador de la Escuela de Negocios, Fundación Universitaria Konrad Lorenz. ORCID: 0000-0002-7536-025X. E-mail: daniel.isacr@konradlorenz.edu.co. Bogotá-Colombia.

Magister en Finanzas, Universidad Externado de Colombia. Docente investigador de la Facultad de Ciencias Empresariales, Corporación Universitaria Iberoamericana. ORCID: 0000-0001-7749-684X. E-mail: andres.caicedo@docente.iberu.edu.co. Bogotá-Colombia.

Magister en Educación, Corporación Universitaria Minuto de Dios. Docente investigador de la Facultad de Ciencias Empresariales, Corporación Universitaria Iberoamericana. ORCID: 0000-0002-4966-484X. E-mail: oscar.quintero@docente.iberu.edu.co. Bogotá-Colombia.

Recibido: 19 de marzo de 2025

Aceptado: 11 de junio de 2025

DOI: <https://doi.org/10.22267/rtend.252602.274>

Cómo citar este artículo: Roque, D., Caicedo, A. y Quintero, O. (2025). Aplicación del índice de Treynor en pymes del sector logístico colombiano periodo: 2019-2023. *Tendencias*, 26(2), 27-54. <https://doi.org/10.22267/rtend.252602.274>

Resumen

Introducción: en Colombia, las pequeñas y medianas empresas (pymes) operan en un entorno económico volátil, lo que las expone significativamente al riesgo sistemático. Por ello, es crucial contar con herramientas que permitan evaluar su desempeño financiero ajustado al riesgo. **Objetivo:** Analizar la viabilidad del índice de Treynor como herramienta de medición de la compensación del riesgo en pymes del sector de agentes de carga. **Metodología:** a través de un enfoque cuantitativo, se examinaron datos financieros de 59 empresas representativas, utilizando modelos de regresión con efectos fijos y aleatorios, además de pruebas de hipótesis. **Resultados:** los resultados indican que, en promedio, la rentabilidad de estas pymes no compensa adecuadamente el riesgo sistemático al que están expuestas. No obstante, se evidenció que el índice de Treynor puede adaptarse a las características específicas del sector logístico, lo que sugiere su utilidad como herramienta de gestión del riesgo. **Conclusión:** trasladar el uso del índice de Treynor desde las finanzas de mercado hacia las finanzas corporativas, constituye una alternativa válida para mejorar la competitividad financiera de las pymes logísticas colombianas, al proporcionar una forma objetiva de evaluar la relación entre riesgo y rentabilidad.

Palabras clave: administración financiera; correlación; ganancia; gestión del riesgo; rendimiento.

JEL: C12; C23; F65; G30; G32.



Abstract

Introduction: In Colombia, small and medium-sized enterprises (SMEs) operate in a volatile economic environment, which exposes them significantly to systematic risk. Therefore, it is crucial to have tools to evaluate their risk-adjusted financial performance. **Objective:** To analyze the viability of the Treynor index as a tool for measuring risk compensation in SMEs in the freight forwarding sector. **Methodology:** through a quantitative approach, financial data from 59 representative companies were examined, using regression models with fixed and random effects, as well as hypothesis testing. **Results:** the results indicate that, on average, the profitability of these SMEs does not adequately compensate the systematic risk to which they are exposed. However, it was found that the Treynor index can be adapted to the specific characteristics of the logistics sector, suggesting its usefulness as a risk management tool. **Conclusion:** Moving the use of the Treynor index from market finance to corporate finance constitutes a valid alternative to improve the financial competitiveness of Colombian logistics SMEs, by providing an objective way of evaluating the relationship between risk and profitability.

Keywords: financial management; correlation; profit; risk management; return.

JEL: C12; C23; F65; G30; G32.

Resumo

Introdução: Na Colômbia, as pequenas e médias empresas (PMEs) operam em um ambiente econômico volátil, o que as expõe significativamente ao risco sistemático. Portanto, é fundamental ter ferramentas para avaliar seu desempenho financeiro ajustado ao risco. **Objetivo:** analisar a viabilidade do índice Treynor como uma ferramenta para medir a compensação de riscos em PMEs do setor de agenciamento de cargas. **Metodologia:** usando uma abordagem quantitativa, os dados financeiros de 59 empresas representativas foram examinados usando modelos de regressão de efeitos fixos e aleatórios e testes de hipóteses. **Resultados:** os resultados indicam que, em média, a lucratividade dessas PMEs não compensa adequadamente o risco sistemático ao qual estão expostas. No entanto, verificou-se que o índice de Treynor pode ser adaptado às características específicas do setor de logística, o que sugere sua utilidade como ferramenta de gerenciamento de risco. **Conclusão:** Transferir o uso do índice de Treynor das finanças de mercado para as finanças corporativas é uma alternativa válida para melhorar a competitividade financeira das PMEs de logística colombianas, fornecendo uma maneira objetiva de avaliar a relação entre risco e retorno.

Palavras-chave: gestão financeira; correlação; lucro; gestão de riscos; retorno.

JEL: C12; C23; F65; G30; G32.

Introducción

El sector logístico colombiano es un actor importante en el desarrollo económico y social del país, ya que actúa como facilitador del intercambio comercial entre naciones y desempeña un papel clave en la integración de las cadenas de valor (World Economic Forum, 2020). Este sector adquiere una relevancia particular en el contexto actual, caracterizado por el crecimiento sostenido de las exportaciones no tradicionales y la implementación de diversos tratados de libre comercio, los cuales impulsan la competitividad del país en los mercados internacionales (Gutiérrez et al., 2019).

Como parte del sector logístico, se encuentran los agentes de carga, empresas que desempeñan un papel fundamental en el comercio global y, en consecuencia, en la economía, al proveer soluciones logísticas adaptadas y eficaces para diversas demandas. Meyer y Clausen (2006) argumentan que los agentes de carga son esenciales en el ciclo de vida de los productos, con un enfoque en mejorar la eficiencia en términos económicos, de calidad y de servicio al cliente. Estas organizaciones están integradas en una amplia red de empresas vinculadas al transporte y la logística, necesarias para la planificación, supervisión y control de los flujos de materiales en las etapas de suministro, producción y distribución de bienes, así como en la gestión de desechos (Mateus et al., 2023).

En Colombia, estas compañías ofrecen una gama completa de servicios logísticos, que incluyen el transporte de cargamentos completos o consolidados, gestión aduanera, almacenamiento, distribución y consultoría. No obstante, según la Encuesta Nacional Logística del año 2022, los costos operativos han aumentado de manera significativa. Este incremento se debe a: (i) el alza en los precios de peajes y combustibles, (ii) fluctuaciones del tipo de cambio, (iii) cambios en la normativa tributaria y (iv) bajo acceso a financiamiento. Estos factores han generado que los agentes de carga estén expuestos a la volatilidad económica, lo que afecta negativamente su desempeño financiero.

El desempeño financiero de una empresa constituye una medida integral de su salud económica, basada en su capacidad para captar y distribuir recursos de manera eficiente. Este

análisis, como señalan Yunus y Lukum (2021), abarca indicadores como la cobertura de capital, la liquidez y la rentabilidad. Estos factores reflejan el estado actual de la empresa y permiten evaluar qué tan eficientemente se están utilizando los recursos disponibles para alcanzar los objetivos estratégicos (Wani y Dar, 2015).

En un escenario marcado por constantes cambios, la medición del desempeño financiero se convierte en un elemento fundamental para la sostenibilidad empresarial. Evaluar aspectos como la rentabilidad, el crecimiento y la maximización de la riqueza de los accionistas, permite estimar en qué medida se compensa el riesgo asumido por los inversionistas y orientar la toma de decisiones estratégicas (Roque y Carrero, 2021a; Susanti y Restiana, 2018).

Desde la perspectiva financiera, es necesario prestar atención a la relación entre el riesgo y la rentabilidad, una dependencia que debe ser determinada y gestionada (Kristjanpoller y Morales, 2011), dado que el comportamiento del riesgo incide directamente en el desempeño financiero de la empresa (Faiteh y Aasri, 2022). Por ello, la literatura reconoce diversos enfoques para medir el desempeño financiero y su relación con el riesgo (Atmaca, 2022).

Entre los indicadores más utilizados se encuentran el Alfa de Jensen, el índice de Treynor, el índice de Sharpe, el índice de Modigliani y Modigliani (M2), el ratio de Sortino, el ratio de información (IR), el ratio de Omega, el ratio de Kappa, entre otros (Pesce et al., 2018). De este grupo de métricas, el índice de Treynor destaca por su capacidad para capturar de forma precisa el rendimiento por unidad de riesgo sistemático, lo cual lo posiciona como una herramienta superior en determinados contextos (Qur'anitasari et al., 2019).

El índice de Treynor se utiliza para evaluar el rendimiento ajustado al riesgo en el mercado de valores. Su propósito es clasificar los activos según su capacidad para compensar el riesgo, conectando el nivel de rendimiento de la cartera con el riesgo asumido (Hertina et al., 2021; Pilotte & Sterbenz, 2006). Es una medida del rendimiento adicional obtenido en comparación con una inversión libre de riesgo sistemático diversificable (Tajdini et al., 2021). El índice de Treynor es un indicador utilizado en el análisis de inversiones que permite determinar si un portafolio rinde por debajo o por encima del promedio del mercado (Lekovic, 2017).

A diferencia de otros indicadores que consideran la volatilidad total del portafolio, el índice de Treynor se enfoca en el riesgo sistemático, es decir, aquel riesgo que no puede eliminarse mediante diversificación y que está relacionado con los movimientos generales del mercado (Bacon, 2023). Este índice utiliza el valor beta como medida del riesgo sistemático y permite analizar la eficiencia de un portafolio en función del riesgo asumido (Halim et al., 2020). Esta lógica resulta útil en mercados donde los riesgos sistémicos son inevitables y donde las empresas de capital cerrado, buscan posicionarse estratégicamente sin contar con amplios recursos para diversificar. En contraste con otros indicadores que incluyen tanto riesgos sistemáticos como no sistemáticos (como el ratio de Sharpe o el M2), el índice de Treynor se enfoca en lo esencial, el rendimiento frente al riesgo que no se puede evitar (Lo, 2002). Esta característica le otorga una ventaja cuando se desea evaluar la eficiencia inherente de la empresa frente a los cambios del mercado.

A pesar del amplio uso del ratio de Sharpe, es evidente su dependencia del riesgo total (desviación estándar), lo que genera sesgos en el análisis de las pymes, donde el riesgo no sistemático es alto y difícil de diversificar. Aunque el ratio M2 mejora la interpretación del Sharpe, hereda la limitación antes expuesta. Otras métricas, como el ratio de información, el ratio Omega (Van Dyk et al., 2014) y el ratio Kappa (Auer, 2015), aportan profundidad técnica, pero su complejidad metodológica puede convertirse en una barrera práctica para las pymes, que suelen contar con recursos analíticos limitados (Ferson, 2013).

En este sentido, la simplicidad y enfoque del índice de Treynor lo hacen atractivo, dado que no requiere suposiciones complejas, es intuitivo y puede adaptarse fácilmente a los marcos de evaluación de riesgo sistemático. Además, permite comparar de forma directa distintos proyectos o portafolios en función de su rendimiento relativo al mercado, lo cual resulta útil en sectores volátiles o altamente expuestos a los ciclos económicos (DeBoeuf et al., 2013). Aunque es recomendable complementar el índice de Treynor con herramientas adicionales que capturen características específicas del negocio, su capacidad para traducir el riesgo sistemático en un valor comprensible lo convierte en una métrica viable para ser implementada en las pymes (Pavláková & Kocmanová, 2018; Soekarno et al., 2020; Zaato et al., 2020).

En los últimos años, se han desarrollado investigaciones enfocadas en el mercado de valores que exponen la viabilidad del uso del índice de Treynor como indicador de medición del rendimiento ajustado al riesgo. Entre las investigaciones realizadas, destaca la desarrollada

por Lu et al. (2021), donde se utilizan métricas basadas en el índice de Treynor para evaluar el riesgo sistemático. Los resultados confirman que este índice ofrece mediciones consistentes con otros modelos de riesgo, haciéndolo útil para gestionar carteras diversificadas. El estudio concluye que el índice de Treynor es viable en mercados desarrollados, dadas sus condiciones económicas estables y predecibles.

Otro estudio, realizado por Atmaca (2022) en el sector energético de Turquía, aplicó el índice de Treynor para optimizar carteras en un entorno volátil. Los resultados indican que, aunque las herramientas tradicionales de gestión de carteras son útiles, el índice de Treynor ofrece una ventaja particular al enfocarse exclusivamente en la medición del riesgo sistemático. Esto lo posiciona como una herramienta eficaz para gestionar carteras en sectores volátiles, como el energético.

La investigación de Mohan et al. (2022), en la India, en el sector de redes de energía renovable, fue evaluada mediante un modelo basado en el índice de Treynor. Los resultados evidencian que la aplicación del índice de Treynor permite construir portafolios más robustos, incrementar la participación de energías renovables y mantener los niveles de riesgo por debajo del portafolio de mercado, concluyendo que el índice de Treynor aporta una herramienta poderosa para tomar decisiones de inversión energética bajo criterios de sostenibilidad y eficiencia económica.

La investigación de Pavic et al. (2023), realizada en el sector financiero croata, utilizó el índice de Treynor para analizar empresas que cotizan en el mercado de valores. Los resultados muestran que factores como el tamaño de la empresa, la rentabilidad y el nivel de apalancamiento, influyen en el rendimiento financiero ajustado al riesgo. El estudio concluyó que el índice de Treynor es una herramienta válida para evaluar inversiones en mercados emergentes, siempre que se tengan en cuenta el contexto sectorial y las características financieras específicas de cada empresa.

El estudio de Jana et al. (2024) aplicó el índice de Treynor a carteras difusas de múltiples objetivos, con el fin de mejorar la diversificación y el rendimiento ajustado al riesgo. Los resultados indican que este enfoque permite reducir el riesgo sistemático y optimizar la composición de las carteras, mientras que los hallazgos confirman la viabilidad del índice de Treynor como herramienta aplicable en mercados emergentes con dinámicas económicas

complejas.

El estudio de Manap et al. (2024) evaluó el desempeño financiero de empresas de inversión en Indonesia mediante el método Treynor-Black, que combina carteras con un alfa alto en contraste con el mercado. Los resultados destacan que el método mejora las métricas de rendimiento ajustado al riesgo. Esto evidencia su viabilidad para optimizar carteras en sectores de inversión diversificados y en mercados emergentes.

La literatura especializada reconoce al índice de Treynor como una herramienta sólida para evaluar la rentabilidad ajustada al riesgo sistemático en distintos sectores y regiones. Su utilidad se destaca en mercados emergentes y volátiles, donde logra captar el riesgo sistemático. Dicho lo anterior, los estudios aplicados en los sectores energético, financiero y de inversión, demostraron que esta métrica facilita la gestión de portafolios y aporta información para la toma de decisiones en entornos marcados por la variabilidad de los factores macroeconómicos.

Dado el contexto que enfrenta la economía colombiana, marcado por fluctuaciones económicas, la creciente integración global y los efectos persistentes de la pandemia de COVID-19, el índice de Treynor se presenta como una alternativa útil para evaluar la gestión del riesgo sistemático en las pequeñas y medianas empresas del país. Una visión diferente a la tratada en estudios anteriores, al incorporar esta métrica en empresas de capital cerrado, donde la información financiera es precaria. En este sentido, el objetivo de esta investigación es adaptar el índice de Treynor, utilizado comúnmente en mercados de valores, como herramienta de medición de la compensación del riesgo en pymes del sector de agentes de carga.

Metodología

El estudio se desarrolló mediante un enfoque cuantitativo con un diseño exploratorio, orientado a generar posibles respuestas a problemáticas identificadas y a formular hipótesis de prueba, vinculadas con la situación analizada (Maldonado, 2018). Para la selección de las empresas incluidas en la muestra, se empleó como criterio el análisis de aquellas que presentaron información financiera en el Sistema de Información de la Sociedad Integrada

(SIIS), administrado por la Superintendencia de Sociedades de Colombia, durante el período comprendido entre 2019 y 2023. A partir de los datos recolectados, se identificó un total de 59 empresas que divulgaron información financiera en el período de estudio establecido.

Una vez identificada la muestra representativa del análisis, se procedió al cálculo del índice de Treynor, tomando como referencia la estructura de cálculo descrita en la Ecuación 1.

$$T_{e_a} = \frac{(\delta_{e_a} - \omega_a)}{\beta} \quad (1)$$

Donde δ_{e_a} representa la rentabilidad anualizada generada por el fondo o la cartera, mientras que ω_a representa la tasa de rentabilidad libre de riesgo en base anual y el β representa el coeficiente del beta de la cartera (Ali et al., 2023). Los resultados del índice de Treynor indican que, a mayor valor del indicador, mejor es el desempeño del portafolio (Qur'anitasari et al., 2019). En correspondencia con lo antes expuesto, se puede definir que:

- Si el índice de Treynor experimenta un resultado negativo, significa que el activo financiero analizado advierte un rendimiento inferior a la tasa libre de riesgo.
- Si el índice de Treynor arroja un resultado menor a 1, significa que la rentabilidad obtenida por el activo financiero no compensa el riesgo asumido.
- Si el índice de Treynor es mayor que 1, significa que el rendimiento obtenido por el activo financiero se encuentra ajustado al riesgo.

Debido a que la aplicación del índice de Treynor se efectúa en pymes del sector logístico colombiano, la estructuración de las variables financieras se realiza a partir de la información financiera de las empresas objeto de investigación y del sector de operación.

En el caso de la rentabilidad, se planteó el uso del rendimiento sobre el patrimonio (ROE). El cálculo del ROE se propone como la relación entre las ganancias por actividades de operación y el valor del patrimonio del período anterior, bajo la perspectiva de no reconocer en el ROE los efectos del financiamiento o endeudamiento (si existiera) de la empresa (Reyes et al., 2023).

Debido a que la información financiera está sujeta a cambios del entorno y a

condiciones de operación diversas, que conllevan un comportamiento no lineal, se propone la transformación logarítmica del indicador como técnica para normalizar las series de datos de las empresas objeto de estudio (Roque et al., 2024). A continuación, se presenta en la Ecuación 2 la estructura de cálculo de la rentabilidad.

$$ROE = \ln \left(1 + \left(\frac{\text{Profit from operating activities}}{\text{Net Asset Value} - 1} \right) \right) \quad (2)$$

La tasa libre de riesgo, según Popović y Paunović (2018) representa el rendimiento requerido de un activo con un flujo de caja futuro garantizado, característica que teóricamente lo convierte en un activo libre de riesgo (Botello, 2021). Para la presente investigación se propone la estructura de cálculo propuesta por Roque et al. (2023), descrita en la Ecuación 3.

$$DTF = \sum_{n=1}^N \left(\frac{\left\{ \sum_{n=1}^{-90} \left\{ \left(\frac{r_{en}}{T_n} \right) * i_{en} \right\} \right\}}{N} \right) \quad (3)$$

Donde r_{en} representa el valor de recaudo de la entidad e , en el día n , mientras que T_n reconoce el total de los recaudos de las entidades financieras (bancos, corporaciones y compañías de financiamiento comercial). Para el caso de i_{en} representa la tasa de captación de productos de los Certificado de Depósito a Término (CDT) a 90 días de la entidad en el día n .

Como última variable, se define el coeficiente beta, representando una medida del riesgo derivado de la exposición de una inversión a los movimientos generales del mercado y expresa la sensibilidad del rendimiento de una inversión en comparación con el de todo el mercado (Angelopoulos et al., 2016). Para la investigación se utiliza el coeficiente beta contable (Bc), indicador que permite determinar la relación entre las variables no controladas y el riesgo sistemático de las empresas de capital cerrado (Roque & Carrero, 2021b). El Bc está representado por la covarianza entre el rendimiento contable de la empresa y el rendimiento de la contable del sector, dividido entre la dispersión del sector (Roque et al., 2021). A continuación, se presenta en la Ecuación 4, la estructura de cálculo del coeficiente beta contable.

$$Bc = \frac{COV(R_E, R_{IMm})}{VAR(R_{IMm})} \quad (4)$$

Aunque la estructura de cálculo planteada para el coeficiente beta contable es la más difundida y utilizada para la medición del riesgo sistemático. Autores como Konieva y Stavárek (2023) recomiendan el uso del beta contable apalancado, donde se incluyen los efectos del endeudamiento sobre el beta contable mediante la aplicación del factor de apalancamiento propuesto por Damodaran (2012). A continuación, se presenta en la Ecuación 5, la estructura de cálculo del coeficiente beta contable apalancado.

$$\beta_{CA} = \beta_{Cd} * \left[1 + (1 - t) * \left(\frac{\kappa}{\lambda} \right) \right] \quad (5)$$

β_{Cd} representa el beta contable desapalancado, mientras que t representa la tasa efectiva de tributación en la organización en el periodo fiscal analizado. Para el caso de κ representa el valor total de los pasivos y λ es el valor del patrimonio de la empresa.

Una vez identificados los resultados del índice de Treynor, se procedió a la aplicación de una serie de pruebas estadísticas que validaran los hallazgos de la investigación. En correspondencia con esto, se efectúan las pruebas de correlación como una medida natural de la relación entre dos cantidades aleatorias (Wooldridge, 2009). La asociación entre las variables definidas se midió mediante la matriz de correlación que se presenta en la Ecuación 6:

$$M = \begin{pmatrix} 1 & m_{12}(x_{1et}, x_{2et}) & m_{13}(x_{1et}, x_{3et}) & m_{14}(x_{1et}, x_{4et}) & m_{15}(x_{1et}, x_{5et}) & m_{16}(x_{1et}, x_{6et}) \\ m_{21}(x_{2et}, x_{1et}) & 1 & m_{23}(x_{2et}, x_{3et}) & m_{24}(x_{1et}, x_{4et}) & m_{25}(x_{1et}, x_{5et}) & m_{26}(x_{1et}, x_{6et}) \\ m_{31}(x_{3et}, x_{1et}) & m_{32}(x_{3et}, x_{2et}) & 1 & m_{34}(x_{1et}, x_{4et}) & m_{35}(x_{1et}, x_{5et}) & m_{36}(x_{1et}, x_{6et}) \\ m_{41}(x_{4et}, x_{1et}) & m_{42}(x_{4et}, x_{2et}) & m_{43}(x_{2et}, x_{3et}) & 1 & m_{45}(x_{1et}, x_{5et}) & m_{46}(x_{1et}, x_{6et}) \\ m_{51}(x_{5et}, x_{1et}) & m_{52}(x_{5et}, x_{2et}) & m_{53}(x_{2et}, x_{3et}) & m_{54}(x_{1et}, x_{4et}) & 1 & m_{56}(x_{1et}, x_{6et}) \\ m_{61}(x_{6et}, x_{1et}) & m_{62}(x_{6et}, x_{2et}) & m_{63}(x_{2et}, x_{3et}) & m_{64}(x_{1et}, x_{4et}) & m_{65}(x_{1et}, x_{5et}) & 1 \end{pmatrix} \quad (6)$$

Donde:

$x_{1et} = \frac{v_{et}}{\gamma_{t-1e}}$: mide la proporción de las ventas sobre el patrimonio del periodo anterior de la empresa e en el año t .

$x_{2et} = \frac{\varphi_{et}}{\gamma_{t-1e}}$: mide la proporción del costo de ventas sobre el patrimonio del periodo anterior de la empresa e en el año t .

$x_{3et} = \frac{\phi_{et}}{\gamma_{t-1e}}$: mide la proporción de los gastos de administración sobre el patrimonio del periodo anterior de la empresa e en el año t .

$x_{4et} = \frac{\psi_{et}}{\gamma_{t-1e}}$: mide la proporción de los gastos de ventas sobre el patrimonio del

periodo anterior de la empresa e en el año t .

$x_{5et} = \beta_{CAet}$: Beta contable apalancado de la empresa e en el año t .

$x_{6et} = \frac{S_{et}}{\gamma_{et}}$: mide la relación del pasivo/ patrimonio de la empresa e en el año t .

Para medir la relación entre el índice de Treynor y las variables financieras analizadas, se utilizó la escala de relación planteada por los autores Martínez et al. (2009):

- Si el rango se encuentra entre 0 a 0.25 la relación es escasa.
- Si el rango se encuentra entre 0.26 a 0.50 la relación es débil.
- Si el rango se encuentra entre 0.51 a 0.75 la relación es moderada.
- Si el rango se encuentra entre 0.76 a 1 la relación es fuerte.

Con el objetivo de determinar si, en promedio, en cada uno de los años analizados, la rentabilidad de las empresas es mayor a su riesgo sistemático, se planteó la prueba de hipótesis que aparece a continuación para cada uno de los años:

- H_0 = En promedio, la rentabilidad de las pymes del sector de agentes de carga no compensó el riesgo en el año a sus propietarios.
- H_1 = En promedio, la rentabilidad de las pymes del sector de agentes de carga compensó el riesgo en el año a sus propietarios.

La fórmula para el cálculo del estadístico de prueba se presenta en la Ecuación 7.

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)} \quad (7)$$

Donde:

Z representa el Estadístico de prueba; mientras que \bar{X} es el coeficiente de Treynor de las empresas; donde μ representa el umbral de compensación del riesgo sistémico; en tanto σ representa la desviación estándar del coeficiente de Treynor; n es el número de empresas; y siendo el valor de rechazo: $Z > 1,64$ con un Alfa del 5%.

Como complemento a la anterior prueba de hipótesis, se planteó una segunda prueba con el objetivo de determinar si es una situación estructural dentro de las empresas. Para ello se definió lo siguiente:

- H_0 = La rentabilidad promedio de la pyme “e”, durante la ventana de observación, NO compensó el riesgo a sus propietarios.
- H_1 = La rentabilidad promedio de la pyme “e”, durante la ventana de observación, compensó el riesgo a sus propietarios.

Tomando como referencia que el horizonte de observación es de 5 años (2019 al 2023), se propone el uso de la Ecuación 8:

$$t_e = \frac{\bar{X}_e - \mu}{\left(\frac{\sigma_e}{\sqrt{n}}\right)} \quad (8)$$

Donde t_e representa el estadístico t de la pyme e , siendo \bar{X}_e el puntaje promedio del coeficiente de Treynor; mientras que el σ_e expresa el coeficiente de Treynor; n es el número de años analizados; siendo $t_e > 2,1318$ el valor de rechazo, para un valor alfa de 5% para $n-1$ GL.

Para llevar a cabo esta investigación, se empleó una metodología econométrica basada en datos panel, la cual permite integrar la dimensión temporal y estructural de diferentes unidades de análisis (Mayorga y Muñoz, 2000). En el proceso analítico, se examina la correlación entre las variables objeto de estudio y se estiman tanto el Modelo de Efectos Fijos (MEF) como el Modelo de Efectos Aleatorios (MEA). Posteriormente, se aplica la prueba de Hausman con el propósito de determinar cuál de los dos enfoques es más apropiado para la especificación del modelo. A continuación, se presenta en la Ecuación 9 la estructura de cálculo del MEF.

$$T_{et} = b_0 + b_1x_{1et} + b_2x_{2et} + b_3x_{3et} + b_4x_{4et} + b_5x_{5et} + b_6x_{6et} + \varepsilon_{et} \quad (9)$$

Seguidamente, se presenta en la Ecuación 10 la estructura de cálculo del MEA.

$$T_{et} = b_0 + b_1x_{1et} + b_2x_{2et} + b_3x_{3et} + b_4x_{4et} + b_5x_{5et} + b_6x_{6et} + \tau_e + \varepsilon_{et} \quad (10)$$

En la Ecuación 11, se presenta el Test de Hausman:

$$h = (\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_f)' (\Sigma \hat{\beta}_f - \Sigma \hat{\beta}_a)^{-1} (\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_f) \quad (11)$$

Donde:

- $\hat{\beta}_a$ = Estimadores del modelo de efectos aleatorios
- $\hat{\beta}_f$ = Estimadores del modelo de efectos fijos
- $\sum \hat{\beta}_f$ = Matriz de Varianza y Covarianzas del modelo de efectos fijos
- $\sum \hat{\beta}_a$ = Matriz de Varianza y Covarianzas del modelo de efectos aleatorios

Para la validación del test de Hausman, se plantearon las siguientes pruebas de hipótesis:

- H_0 = El modelo de efectos aleatorios (P-Valor > 0.05) refleja de manera adecuada el comportamiento de los datos. Por tanto, el efecto inobservable no está correlacionado con las variables explicativas.
- H_1 = El modelo de efectos fijos (P-Valor < 0.05) refleja de manera adecuada el comportamiento de los datos.

Resultados

Esta sección comienza con el análisis del índice de Treynor, donde se examina la correlación entre las variables financieras y dicho índice, seguida por la evaluación de las hipótesis planteadas; luego, se presentan los resultados de los modelos de efectos fijos y aleatorios. Finalmente, se exponen los hallazgos derivados de la prueba de Hausman. En la Tabla 1 se detalla el comportamiento del índice de Treynor durante el periodo 2019 – 2023.

Tabla 1

Comportamiento del índice de Treynor en el periodo 2019 – 2023

Métrica	2019	2020	2021	2022	2023
Percentil 25	0,14	-0,47	0,49	0,47	-0,41
Mediana	0,43	0,48	1,39	1,19	0,24
Percentil 75	0,76	1,02	2,27	1,79	0,39
Rango Intercuartil	0,62	1,48	1,78	1,32	0,80

Fuente: Elaboración propia.

En 2019, el cuartil inferior mostró un valor de 0,14, y la mediana y el percentil 75, tampoco alcanzaron el umbral de compensación del riesgo, con valores de 0,43 y 0,76. Esto

indica que el desempeño fue insuficiente para compensar el riesgo sistémico en la mayoría de las empresas. Sin embargo, en 2020, mientras que el percentil 25 pasó al -0,47, esto es muestra de que, para este grupo de compañías, la rentabilidad ni siquiera compensó la tasa libre de riesgo, el percentil 75 mejoró, alcanzando un valor de 1,02, lo que señala una capacidad de algunas organizaciones para generar un rendimiento compensado con el riesgo asumido.

La tendencia mejora en 2021 en el percentil 25 (pasa de una cifra negativa a 0,49) y la mediana superó el umbral de insolvencia con 1,39, mientras que el percentil 75 alcanzó un valor 2,27, siendo señal de que, para este año, las empresas que se encontraban en este grupo, compensaron de manera holgada el riesgo sistemático. Esta mejora se mantuvo en 2022, aunque en 2023 se observó un deterioro; la cifra del percentil 25 cayó a -0,41 y tanto la mediana como el percentil 75 también estuvieron por debajo del umbral de compensación del riesgo, con valores de 0,24 y 0,39. Estas cifras muestran un año difícil en términos de rentabilidad y variabilidad en el desempeño.

En la Tabla 2, se ilustra cómo fue el comportamiento de las variables y el coeficiente de Treynor durante el periodo 2019 - 2023.

Tabla 2

Correlación variables e índice de Treynor en el periodo 2019 – 2023

Variable	2019		2020		2021		2022		2023	
	r	Relación	r	Relación	r	Relación	r	Relación	r	Relación
X1	0,03	Escasa	0,04	Escasa	0,05	Escasa	0,03	Escasa	0,05	Escasa
X2	0,04	Escasa	0,02	Escasa	0,04	Escasa	0,03	Escasa	0,08	Escasa
X3	0,01	Escasa	0,04	Escasa	0,05	Escasa	0,01	Escasa	0,03	Escasa
X4	0,06	Escasa	0,06	Escasa	0,07	Escasa	0,00	Escasa	-0,32	Débil
X5	0,07	Escasa	0,09	Escasa	0,05	Escasa	0,03	Escasa	0,08	Escasa
X6	0,06	Escasa	-0,41	Débil	-0,16	Escasa	-0,81	Fuerte	0,06	Escasa

Fuente: Elaboración propia.

Las ventas/patrimonio, costos directos/patrimonio y gastos de administración/patrimonio presentan correlaciones escasas (r entre 0,01 y 0,08), lo que indica que no son características predominantes en la compensación del riesgo, sugiriendo que otros factores no examinados juegan roles importantes en el desempeño. Los gastos de ventas/patrimonio mostraron un cambio en 2023, con una correlación negativa (r= -0,32), apuntando a una posible variación en la eficiencia de estas actividades.

Por otro lado, la variable de pasivo/patrimonio mostró la mayor variabilidad en sus correlaciones, oscilando entre escasas y asociación fuerte, pero negativa (r hasta $-0,81$), evidente en 2020 y 2022. Esto refleja que, en ciertos años, el apalancamiento ha sido una característica importante en empresas con bajo rendimiento. En línea con la teoría financiera que asocia niveles más altos de deuda con un aumento en el riesgo y mayores costos de capital. En la Tabla 3, se muestran los resultados de las pruebas de hipótesis año por año.

Tabla 3

Resultados de la prueba de hipótesis por año

Métrica	2019	2020	2021	2022	2023
Promedio	-2.562,66	-14,41	-13,35	0,00	-3,85
Promedio Teórico	1	1	1	1	1
Desviación estándar	19.482,01	77,32	76,44	5,18	22,59
Observaciones	59	59	59	59	59
Estadístico de Prueba	-1,01	-1,53	-1,44	-1,48	-1,65
Valor de Rechazo	1,64	1,64	1,64	1,64	1,64
Decisión	No se rechaza H_0				

Fuente: Elaboración propia.

Las pruebas de hipótesis anuales indican que la rentabilidad de las pymes no compensó el riesgo sistemático durante la ventana de observación objeto de estudio. Para el año 2019, el promedio del índice de Treynor fue de $-2,562.66$ con una desviación estándar de $19,482.01$, lo que muestra la presencia de valores extremos en la medición, con un estadístico de prueba de $-1,01$, que no alcanza el valor crítico de $1,64$, conllevando el no rechazo de la hipótesis nula. Esta tendencia se mantuvo en 2020 y 2021, con promedios negativos de $-14,41$ y $-13,35$, y estadísticos de prueba que también quedaron por debajo del umbral, confirmando que, en términos generales, los niveles de rentabilidad obtenidos por las organizaciones, no logran compensar el riesgo sistemático asumido.

Para 2022, se observó una neutralidad del índice con un promedio de $0,00$, y un estadístico de $-1,48$, aún insuficiente para rechazar la hipótesis nula. En 2023, aunque el promedio mejoró a $-3,85$, el resultado sigue siendo negativo, y el estadístico de prueba de -1.65 , siendo lejano al valor crítico, que resultó en el no rechazo de H_0 . Estos resultados reflejan una persistencia en la falta de compensación del riesgo, sugiriendo que otros factores influyen

en el desempeño de las organizaciones.

Como complemento a la prueba anterior, la segunda prueba de hipótesis aplicada individualmente a cada una de las empresas, revela una carencia generalizada en la compensación del riesgo, evidenciada por un 100 % de los casos en los que no se rechazó la hipótesis nula. Esta consistencia sugiere la presencia de condiciones estructurales en el sector que afectan transversalmente a las organizaciones, independientemente de su tamaño o de las estrategias financieras adoptadas. Entre los factores identificados se encuentran la alta volatilidad de la industria, deficiencias en la gestión del riesgo y estructuras de costos poco eficientes, las cuales limitan la rentabilidad ajustada por riesgo, indicando que los modelos de negocio actuales no están generando un retorno suficiente frente al riesgo asumido.

Respecto a la implementación de la metodología de datos panel, los resultados correspondientes al modelo de efectos fijos se detallan en la Tabla 4.

Tabla 4

Resultados modelo de efectos fijos del índice de Treynor

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	295	
Group variable: Empresa		Number of groups	=	59	
R-sq:		Obs per group:			
within	= 0,0009	min	=	5	
between	= 0,0005	avg	=	5	
overall	= 0,0000	max	=	5	
		F(6,230)	=	0,03	
corr(u_i, Xb) = -0,2294		Prob > F	=	0,9998	
Treynor	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
X ₁	-50,2416	165,2771	0,3000	0,7610	-375,8924 275,4091
X ₂	48,6875	166,1853	0,2900	0,7700	-278,7526 376,1276
X ₃	115,9684	299,6917	0,3900	0,6990	-474,5236 706,4603
X ₄	-43,2567	634,9074	0,0700	0,9460	-1.294,2350 1.207,7210
X ₅	-2,2047	217,2391	0,0100	0,9920	-430,2378 425,8285
X ₆	-62,5835	523,2354	0,1200	0,9050	-1.093,5310 968,3638
_cons	-599,1814	893,6020	0,6700	0,5030	-2.359,8740 1.161,5110

sigma_u	4043,4852	
sigma_e	8898,0176	
rho	0,1712	(fraction of variance due to u_i)
F test that all u_i=0: F(58. 230) = 0,97		Prob > F = 0,5370

Fuente: Elaboración propia.

El modelo de efectos fijos revela una capacidad limitada para explicar la variabilidad del índice de Treynor, como lo demuestran los valores de R-cuadrado en todos los contextos analizados (dentro = 0,0009, entre = 0,0005, general = 0,0000). Esto es muestra de que las variables seleccionadas bajo este modelo, proporcionan poco o ningún poder explicativo sobre las variaciones en la compensación del riesgo. Asimismo, la prueba F con un valor de $F(6,230) = 0,03$ y una probabilidad mayor a F de 0,9998, sugiere que los índices del modelo, en conjunto, no difieren estadísticamente de cero, reforzando la insuficiencia del modelo para esclarecer la compensación del riesgo sistemático.

En cuanto a las variables independientes, como ventas/patrimonio, costo directo/patrimonio, y otros, todos resultaron estadísticamente no significativos, con tamaños de efecto pequeños e intervalos de confianza que cruzan el valor cero, confirmando que no influyen en el índice de Treynor. La mayor parte de la variabilidad en los indicadores financieros se atribuye a los términos de errores idiosincráticos, con el componente de varianza Sigma_u (4.043,4852) y Sigma_e (8.898,0176) indicando que los errores específicos de año y empresa son predominantes. El valor de Rho (0,1712) muestra que solo aproximadamente el 17% de la variación total se debe a diferencias entre empresas. Dicho lo anterior, se concluye que la mayoría de la oscilación proviene de otros factores no capturados por el modelo. En la Tabla 5 se muestran los resultados del modelo de efectos aleatorios.

Tabla 5

Resultados modelo de efectos aleatorios índice de Treynor

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	295
Group variable: Empresa	Number of groups	=	59
R-sq:	Obs per group:		
within = 0,0000	min	=	5
between = 0,0134	avg	=	5
overall = 0,0012	max	=	5
	Wald chi2(6)	=	0,31

corr(u _i , X) = 0 (assumed)			Prob > chi2		=	0,9994
Treynor	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
X ₁	2,8086	91,7081	0,0300	0,9760	-176,9360	182,5533
X ₂	-2,0733	94,3756	0,0200	0,9820	-187,0461	182,8995
X ₃	-5,1930	113,3943	0,0500	0,9630	-227,4418	217,0558
X ₄	9,0613	482,2864	0,1900	0,8510	-854,6507	103,5877
X ₅	5,7306	165,5310	0,3500	0,7290	-267,1284	381,7413
X ₆	9,1953	288,1017	0,3200	0,7500	-472,7157	656,6221
_cons	-7,3821	685,4982	1,0800	0,2820	-2081,7590	605,3446
sigma_u	1060,8856					
sigma_e	8898,0176					
rho	0,0140	(fraction of variance due to u _i)				

Fuente: Elaboración propia.

El modelo de efectos aleatorios revela que este explica una fracción mínima de la variabilidad de los factores del índice de Treynor, como lo demuestran los valores de R-cuadrado (dentro = 0,0000, entre = 0,0134, general = 0,0012). Esto señala que las variables seleccionadas no capturan los factores que influyen en la compensación del riesgo en el sector. Además, el Wald Chi² de 0,31 con una probabilidad mayor a Chi² de 0,9994 confirma que las variables independientes, en conjunto, no tienen significancia estadística, lo que sugiere que poseen una influencia limitada en la compensación del riesgo sistemático.

En cuanto a las variables independientes, todas presentan valores p altos, superiores a 0,05, confirmando que no son estadísticamente significativos. Los intervalos de confianza, también amplios, confirman la incertidumbre en las estimaciones de estos parámetros. El modelo evalúa un sigma_u de 1.060,8856 y un sigma_e de 8.898,0176, lo que muestra que la variabilidad dentro de las empresas es mayor que la variabilidad entre empresas, debido a efectos aleatorios. El valor de Rho de 0,0140 indica que solo el 1,4 % de la variación total del índice de Treynor se atribuye a diferencias entre organizaciones, lo que sugiere que estas no representan una fuente significativa de las oscilaciones observadas. En la Tabla 6, se exponen los resultados del Test de Hausman.

Tabla 6

Test de Hausman índice de Treynor

Variables	(b)	(B)	(b-B)	$\sqrt{\text{diag}(V_b - V_B)}$
	fe1	re1	Difference	S.E.
X ₁	-50,2416	2,8086	-53,0502	137,4996
X ₂	48,6875	-2,0733	50,7608	136,7874
X ₃	115,9684	-5,1930	121,1613	277,4109
X ₄	-43,2567	90,6133	-133,8700	412,9251
X ₅	-2,2047	57,3065	-59,5112	140,6852
X ₆	-62,5835	91,9532	-154,5366	436,7753

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic
 $\chi^2(6) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$
 = 0,66
 Prob>chi2 = 0,9953

Fuente: Elaboración propia.

La prueba de Hausman evidencia discrepancias entre las variables independientes de los modelos de efectos fijos y aleatorios para las variables X1 a X6, destacándose diferencias en X4 y X6, con valores de -133,8700 y -154,5366, respectivamente, acompañadas de errores estándar elevados. El valor de χ^2 fue de 0,66 con 6 grados de libertad y un valor p de 0,9953, lo que indica que no se puede rechazar la hipótesis nula. Esto propone que las diferencias entre los indicadores financieros no son sistemáticas, por lo que el modelo de efectos aleatorios resulta ser el más apropiado para este tipo de análisis. Este resultado sugiere que las variaciones entre empresas son consideradas aleatorias y no correlacionadas con las variables a lo largo del tiempo, lo cual valida el uso del modelo de efectos aleatorios en el contexto específico de las pymes del sector.

Discusión

El estudio presenta limitantes relacionadas con la ausencia de variables externas relevantes, como los costos de combustible y las fluctuaciones regulatorias, lo que podría limitar su aplicabilidad práctica. Estas limitaciones son coherentes con las observadas en investigaciones previas, como las de Manap et al. (2024), que señalaron la importancia de

incorporar variables contextuales en el análisis del índice de Treynor.

A diferencia de estudios previos que se centran en mercados de valores desarrollados (Lu et al., 2021) o en sectores con una estructura más definida (Atmaca, 2022), esta investigación aborda un mercado emergente con características únicas de las empresas de capital cerrado, como la alta fragmentación y la dependencia de cadenas de suministro internacionales; por ende, la investigación aporta un análisis novedoso al aplicar el índice de Treynor en un sector sensible a factores macroeconómicos, operativos y a empresas que no cotizan en un mercado de valores.

A partir de los hallazgos, como línea de investigación futura, se sugiere investigar cómo variables contextuales específicas, como la adopción de tecnologías digitales y la sostenibilidad, pueden influir en la rentabilidad ajustada al riesgo de las pymes logísticas. Esto es consistente con las recomendaciones de estudios como los de Manap et al. (2024) y Jana et al. (2024), que abogan por integrar factores dinámicos en la evaluación del índice de Treynor. Asimismo, se propone la incorporación de variables contextuales macro y microeconómicas, como el precio del combustible y/o la volatilidad cambiaria, mediante modelos econométricos o enfoques de machine learning explicativo, que permitan ampliar la capacidad predictiva del índice de Treynor en contextos de alta incertidumbre.

Otra línea futura de investigación podría enfocarse en la comparación del índice de Treynor con otros indicadores de medición del rendimiento ajustado al riesgo (ratio de Sortino, índice de Modigliani y Modigliani (M^2) y alfa de Jensen), lo cual permitiría determinar la métrica que brinda mayor capacidad explicativa sobre el desempeño financiero ajustado al riesgo en pymes. De igual manera, otra futura línea de investigación es el diseño de un método híbrido adaptado al contexto de pymes, donde se integren el riesgo sistemático, total y el rendimiento negativo. Este modelo híbrido permitiría adaptar la medición del desempeño financiero al perfil de riesgo de las pequeñas y medianas empresas en Colombia.

Conclusiones

El comportamiento del coeficiente de Treynor propone diferencias en la capacidad de las empresas para equilibrar el riesgo. A pesar de que la rentabilidad, en general, no neutralizó el riesgo sistemático, los años 2020, 2021 y 2022 mostraron una excepción en el percentil 75. De la misma manera, se observaron desafíos en el 2020, con un segmento de empresas reportando rendimientos negativos. Como complemento, el análisis de correlación entre variables y el coeficiente de Treynor sugiere que, aunque la mayoría de las relaciones son escasas, las variaciones anuales en algunas métricas ameritan una revisión detallada.

La uniformidad en los análisis anuales, donde se sostiene la hipótesis nula, indica un patrón evidente, en promedio, las pymes no lograron la compensación del riesgo de sus inversores propietarios. La variabilidad observada, especialmente en 2019, sugiere la influencia de elementos atípicos o una diversidad dentro del sector que podría estar impactando en la rentabilidad ajustada al riesgo. Ante estos resultados que reflejan una insuficiencia en la compensación del riesgo, es prudente que estas empresas reconsideren y modifiquen sus enfoques en la gestión financiera.

El modelo de efectos fijos revela que las variables financieras seleccionadas no logran explicar las variaciones del coeficiente de Treynor. Esta insuficiencia también se evidencia en el modelo de efectos aleatorios. Acorde con los resultados del test de Hausman, se recomienda la utilización del modelo de efectos aleatorios, aunque esta elección tendría que ser complementada con un análisis de la pertinencia de los factores.

Los hallazgos revelan que el índice de Treynor no logra capturar adecuadamente la compensación del riesgo en las pymes del sector logístico colombiano entre 2019 y 2023. Las pruebas de hipótesis y los modelos de efectos fijos y aleatorios muestran una insuficiencia general en la rentabilidad ajustada al riesgo, lo que implica que las empresas enfrentan dificultades para manejar el riesgo sistemático de manera eficiente. Este resultado tiene implicaciones para las políticas corporativas y la toma de decisiones financieras, destacando la necesidad de mejorar las estrategias de apalancamiento y optimización de costos. Asimismo, la falta de compensación del riesgo sugiere que las pymes logísticas deben adoptar herramientas

financieras más avanzadas y diversificar sus fuentes de financiamiento para mitigar vulnerabilidades macroeconómicas.

La relevancia de la presente investigación radica en la necesidad de contar con herramientas financieras que permitan evaluar de manera precisa la relación entre rentabilidad y riesgo en contextos económicos volátiles, como el colombiano. En particular, el uso del índice de Treynor permite profundizar en el análisis del desempeño financiero ajustado al riesgo sistemático en pequeñas y medianas empresas, un segmento empresarial que, aunque estratégico para la economía, suele estar expuesto a condiciones estructurales adversas y con escasos mecanismos de cobertura de riesgo.

Este estudio aporta evidencia empírica sobre la aplicabilidad del índice en el sector logístico, en empresas de capital cerrado, y ofrece una base metodológica replicable para otros sectores y regiones con estas características; además, abre la puerta a futuras investigaciones que exploren la integración de otros factores financieros que expliquen el rendimiento, compensando al riesgo sistemático, y adaptando metodologías que se creían exclusivas de las finanzas de mercado a las finanzas corporativas.

Consideraciones éticas

La presente investigación no requirió de aval ético debido a que se utilizaron datos de libre acceso publicados en el Sistema Integrado de Información Societaria de la Superintendencia de Sociedades de Colombia.

Conflicto de interés

Todos los autores realizaron aportes significativos al documento y declaran que no existe ningún conflicto de interés relacionado con este artículo.

Declaración de contribución de los autores

Daniel Isaac Roque: Conceptualización, Metodología, Análisis formal, Escritura - Borrador original Redacción: revisión y edición.

Andrés Caicedo Carrero: Conceptualización, Metodología, Análisis formal, Escritura - Borrador original Redacción: revisión y edición.

Oscar Humberto Quintero Landinez: Conceptualización, Metodología, Análisis formal, Escritura - Borrador original.

Fuente de financiación

La presente investigación no demandó la utilización de fuentes de financiamiento.

Referencias

- (1) Ali, M. A., Aqil, M., Alam, S. H. & Zaman, S. I. (2023). Evaluation of risk adjusted performance of mutual funds in an emerging market. *International journal of finance & economics*, 28(2), 1436-1449. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2486>
- (2) Angelopoulos, D., Brückmann, R., Jirouš, F., Konstantinavičiūtė, I., Noothout, P., Psarras, J., Tesnière, L. & Breitschopf, B. (2016). Risks and cost of capital for onshore wind energy investments in EU countries. *Energy & Environment*, 27(1), 82-104. <https://doi.org/10.1177/0958305X16638573>
- (3) Atmaca, M. E. (2022). Portfolio management and performance improvement with Sharpe and Treynor ratios in electricity markets. *Energy Reports*, 8, 192-201. <https://doi.org/10.1016/j.egy.2021.11.287>
- (4) Auer, B. R. (2015). Does the choice of performance measure influence the evaluation of commodity investments? *International Review of Financial Analysis*, 38, 142-150. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.10.003>
- (5) Bacon, C. R. (2023). *Practical portfolio performance measurement and attribution*. John Wiley & Sons. <https://acortar.link/VOnJ2t>
- (6) Botello, H. A. (2021). Normas contables NIIF y la valoración del riesgo de las empresas colombianas. *Desarrollo Gerencial*, 13(1), 1–20. <https://doi.org/10.17081/dege.13.1.4049>
- (7) Damodaran, A. (2012). *Investment valuation: Tools and techniques for determining the value of any asset*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons. <https://acortar.link/PAIecn>
- (8) DeBoeuf, D., Lee, H. & Stanley, A. (2013). Improved alternatives to price multiple and earnings growth ratios used by bottom-up investors. *Applied Financial Economics*, 23(22), 1745-1754. <https://doi.org/10.1080/09603107.2013.848028>

- (9) Faiteh, A. & Aasri, M. R. (2022). Accounting beta as an indicator of risk measurement: the case of the casablanca stock exchange. *Risks*, 10(8), 149. <https://doi.org/10.3390/risks10080149>
- (10) Ferson, W. E. (2013). Ruminations on investment performance measurement. *European Financial Management*, 19(1), 4-13. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036x.2012.00657.x>
- (11) Gutiérrez, C. R., González, J. L. & Moreno, L. M. (2019). Efectos del mercado globalizado y nuevos proyectos logísticos para la región de Urabá, Colombia. *Prisma Tecnológico*, 10(1), 3-10. <https://doi.org/10.33412/pri.v10.1.2162>
- (12) Halim, N. A., Gazali, N., Yaso, S. Z. & Ahmad, W. M. (2020). Efficiency testing of Malaysian Takaful fund using Treynor's and Sharpe's ratio. En *Proceedings of the 27th National Symposium on Mathematical Sciences*, Bangi, Malaysia. <https://doi.org/10.1063/5.0018871>
- (13) Hertina, D., Destriani, N., Naufal, M. D., Dauliah, R. D., Sinaga, D. S., Nursapriti, A. W. & Saudi, M. H. (2021). Sharpe, Treynor and Jensen methods in doing stock portfolio performance analysis. *Review of International Geographical Education Online*, 11(5), 829-834. <http://dx.doi.org/10.48047/rigeo.11.05.78>
- (14) Jana, P., Rosadi, D. & Supandi, E. D. (2024). Fuzzy portfolio with multi-objective approach using the treynor ratio. *International Journal of Computer Science*, 51(8), 1086-1093. https://www.iaeng.org/IJCS/issues_v51/issue_8/IJCS_51_8_16.pdf
- (15) Konieva, T. & Stavárek, D. (2023). The cost of equity of Ukrainian food processing companies as a measure of competitiveness. *Journal of Competitiveness*, 15(2), 1-29. <https://doi.org/10.7441/joc.2023.02.09>
- (16) Kristjanpoller, W. y Morales, M. (2011). Teoría de la asignación del precio por arbitraje aplicada al mercado accionario chileno. *Lecturas de Economía*, (74), 37-59. <https://www.redalyc.org/pdf/1552/155222746002.pdf>
- (17) Lekovic, M. (2017). Mutual funds portfolio performance evaluation models - Sharpe, Treynor and Jensen index. *Bankarstvo*, 46(4), 108-133. <http://dx.doi.org/10.5937/bankarstvo1704108L>
- (18) Lo, A. W. (2002). The statistics of Sharpe ratios. *Financial analysts journal*, 58(4), 36-52. <https://doi.org/10.2469/faj.v58.n4.2453>

- (19) Lu, R., Cheung, A., Hoang, V. T. & Islam, S. M. (2021). Which measure of systematic risk should we use? An empirical study on systematic risk and Treynor measure using the economic index of riskiness and operational measure of riskiness. *International Journal of Finance & Economics*, 26(2), 1739 - 1744. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1875>
- (20) Maldonado, J. E. (2018). *Metodología de la investigación social: paradigmas: cuantitativo, sociocrítico, cualitativo, complementario*. Ediciones de la U. <https://acortar.link/tiX0hm>
- (21) Manap, A., Glorya, G., Rievay, R., Gabriela, S. & Zahra, Y. A. (2024). Evaluating financial performance of investment companies using the treynor-black method: an analysis of risk-adjusted returns and portfolio optimization. *Journal on Economics, Management and Business Technology*, 3(1), 33-40. <https://doi.org/10.35335/jembut.v3i1.244>
- (22) Martínez, R. M., Tuya, L. C., Martínez, M., Pérez, A. y Cánovas, A. M. (2009). El coeficiente de correlación de los rangos de Spearman caracterización. *Revista Habanera de Ciencias Médicas*, 8(2), 1-19. <http://scielo.sld.cu/pdf/rhcm/v8n2/rhcm17209.pdf>
- (23) Mateus, F., Santos, A., Brito, M. & Madureira, A. (2023). A Novel Approach to the Two-Dimensional Cargo Load Problem. *Lecture Notes in Networks and Systems*, (pp.120-128). https://doi.org/10.1007/978-3-031-27499-2_11
- (24) Mayorga, M. y Muñoz, E. (2000). *La técnica de datos de panel una guía para su uso e interpretación*. Banco Central de Costa Rica. <https://repositorioinvestigaciones.bccr.fi.cr/server/api/core/bitstreams/be8969f0-d0fd-4f45-8ff9-52b28cb9f64b/content>
- (25) Meyer, P. & Clausen, U. (2006). Eco-efficient logistic networks within product life cycles. En *Proceedings of the 13th CIRP International Conference on Life Cycle Engineering, LCE 2006*, Lovaina, Bélgica. <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=a4cc2d7a8438923aded5813b291cdae2e41dc9f9>

- (26) Mohan, V., Thomas, M. S. & Bu, S. (2022). Treynor Ratio guided risk-return model for TSO-DSO mutualism. *Sustainable Energy, Grids and Networks*, 32, 100852. <https://doi.org/10.1016/j.segan.2022.100852>
- (27) Pavic, T., Miletic, M. & Pepur, P. (2023). The treynor ratio as a risk-adjusted return of croatian listed firms. *International Journal of Economic Sciences*, 12(2), 92-106. <https://doi.org/10.52950/ES.2023.12.2.006>
- (28) Pavláková, M. & Kocmanová, A. (2018). Comparison of sustainable environmental, social, and corporate governance value added models for investors decision making. *Sustainability*, 10(3), 649. <https://doi.org/10.3390/su10030649>
- (29) Pesce, G., Redondo, J. I., Milanese, G. S., Menna, J. y Amarilla, R. (2018). Índice multifactorial para la evaluación del desempeño financiero de fondos comunes. *Estudios Gerenciales*, 34(147), 200-215. <https://doi.org/10.18046/j.estger.2018.147.2853>
- (30) Pilotte, E. A. & Sterbenz, F. P. (2006). Sharpe and Treynor ratios on treasury bonds. *The Journal of Business*, 79(1), 149-180. <https://doi.org/10.1086/497409>
- (31) Popović, Z. & Paunović, M. (2018). The dependence of the cost of capital on degree of diversification. *Montenegrin Journal of Economics*, 14(1), 53-67. <http://dx.doi.org/10.14254/1800-5845/2018.14-1.4>
- (32) Qur'anitasari, Q. A., Nuzula, N. F. & Darmawan, A. (2019). Critical analysis of sharpe, treynor and jensen methods in analyzing stock portfolio performance lq-45 stock studies. *APMBA (Asia Pacific Management and Business Application)*, 8(2), 89-104. <https://doi.org/10.21776/ub.apmba.2019.008.02.2>
- (33) Reyes, M. A., Pinos, L. G., Orellana, I. F. y Tonon, L. B. (2023). Modelo de valoración de activos financieros (capm) aplicado al sector empresarial de Ecuador. *Retos Revista de Ciencias de la Administración y Economía*, 13(25), 123-136. <https://doi.org/10.17163/ret.n25.2023.08>
- (34) Roque, D. I. y Carrero, A. C. (2021a). Uso del valor económico agregado en empresas no cotizantes en el mercado de valores de Colombia. *Universidad y Sociedad*, 13(S3), 592-602. <https://rus.ucf.edu.cu/index.php/rus/article/view/2525>

- (35) Roque, D. I. y Carrero, A. C. (2021b). Relación entre la creación de valor económico y la insolvencia financiera en empresas no cotizantes en el mercado de valores de Colombia (2016-2019). *Semestre Económico*, 24(57), 76-97. <https://doi.org/10.22395/seec.v24n57a4>
- (36) Roque, D. I., Álvarez, A. N., Rodríguez, J. H. & de Con, F. D. (2021). The use of accounting beta as a risk assessment method for unlisted companies in Colombia. *Universidad y Sociedad*, 13(2), 23-30. <https://rus.ucf.edu.cu/index.php/rus/article/view/1938>
- (37) Roque, D. I., Carrero, A. C. y De Con, F. D. (2023). Medición de los factores que determinan la creación de valor en los sectores económicos colombianos: periodo 2016-2020. *Revista Finanzas y Política Económica*, 15(1), 213-244. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v15.n1.2023.9>
- (38) Roque, D. I., Carrero, A. C., Cortes, J. A., de Con, F. D. & Murillo, W. A. (2024). Comparison of fixed effects and random effects panel models for the estimation of accounting beta coefficient. *Investigación Operacional*, 45(3), 282-293. <https://rev-inv-ope.pantheonsorbonne.fr/sites/default/files/inline-files/45324-03.pdf>
- (39) Soekarno, S., Magetsari, R. R., Mirzanti, I. R. & Lantu, D. C. (2020). Performance assessment framework for small and medium enterprises. *International Journal of Business and Globalisation*, 26(1-2), 57-70. <https://doi.org/10.1504/IJBG.2020.109831>
- (40) Susanti, N. & Restiana, N. G. (2018). What's the best factor to determining firm value? *Jurnal Keuangan dan Perbankan*, 22(2), 301-309. <https://doi.org/10.26905/jkdp.v22i2.1529>
- (41) Tajdini, S., Mehrara, M. & Tehrani, R. (2021). Hybrid Balanced Justified Treynor ratio. *Managerial finance*, 47(1), 86-97. <https://doi.org/10.1108/MF-03-2019-0118>
- (42) Van Dyk, F., van Vuuren, G. & Heymans, A. (2014). Hedge fund performance evaluation using the Sharpe and Omega ratios. *The International Business & Economics Research Journal*, 13(3), 485-512. <https://doi.org/10.19030/iber.v13i3.8588>
- (43) Wani, A. A. & Dar, S. A. (2015). Relationship between financial risk and financial performance: an insight of Indian insurance industry. *International Journal of Science and Research*, 4(11), 1424-1433. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3553374

- (44) Wooldridge, J. M. (2009). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno*. Cengage Learning. <https://herioscarlanda.wordpress.com/wp-content/uploads/2018/10/wooldridge-2009-introduccion-a-la-econometria-un-enfoque-moderno.pdf>
- (45) World Economic Forum. (2020). *The Global Competitiveness Report 2020*. WEF. <https://www.weforum.org/reports/global-competitiveness-report-2020>
- (46) Yunus, I. & Lukum, A. (2021). Comparative analysis of financial performance before and after acquisition. En *Proceedings of the 7th Regional Accounting Conference* (pp. 175–186). <https://www.atlantispress.com/proceedings/kra-20/125955605>
- (47) Zaato, S. G., Ismail, M., Uthamaputhran, S. & Owusu-Ansah, W. (2020). The impact of entrepreneurial orientation on SMEs performance in Ghana: the role of social capital and government support policies. *Jurnal Manajemen Dan Kewirausahaan*, 22(2), 99-114. <https://doi.org/10.9744/jmk.22.2.99-114>