Anales del Instituto de Actuarios Españoles

4ª Época, Número 31, Año 2025/35-55
DL M-3160-1961 – ISSN 0534-3232 – eISSN 2531-2308

SCR DE RIESGO DE PRIMA Y DE RESERVA DEL SEGURO DE NO VIDA: LIMITACIONES DEL MODELO NORMATIVO Y ALTERNATIVAS ESTADÍSTICAS

SCR FOR PREMIUM AND RESERVE RISK IN NON-LIFE INSURANCE: LIMITATIONS OF THE STANDARD MODEL AND STATISTICAL ALTERNATIVES

Jaime Guiance Lapido
Universidad Rey Juan Carlos. Madrid, España.
ORCID: https://orcid.org/0000-0002-4234-769X
jaime.guiance@urjc.es
(Autor para correspondencia)

Francisco Rabadán Pérez
Universidad Rey Juan Carlos. Madrid, España.
ORCID: https://orcid.org/0000-0002-4234-7244
francisco.rabadan@urjc.es

Sonia de Paz Cobo
Universidad Rey Juan Carlos. Madrid, España.
ORCID: https://orcid.org/0000-0003-2098-0301

Fecha de recepción: 02/11/2023
Fecha de aceptación: 01/08/2025

RESUMEN

Este artículo presenta un enfoque estadístico alternativo para el cálculo del Requisito de Capital de Solvencia (SCR) asociado al riesgo de primas y reservas en seguros No Vida, en el marco de Solvencia II. Se propone como herramienta de análisis un estadístico denominado ϕ, que se construye sin considerar los efectos de diversificación que establece la fórmula estándar.

Para analizar la utilidad de esta medida alternativa, se aplican simulaciones Monte Carlo y técnicas *bootstrap* bajo diversas distribuciones de probabilidad, incluyendo la normal, uniforme, log-normal y Pareto. El estudio proporciona una visión detallada sobre cómo las características distribucionales y las dependencias entre riesgos influyen en la estimación del capital.

Los resultados muestran que el uso de cuantiles empíricos y modelos internos basados en cópulas puede complementar las metodologías existentes, ofreciendo herramientas adicionales para comprender la agregación del riesgo en carteras de seguros No Vida. Esta investigación contribuye al análisis actuarial del SCR, aportando una perspectiva técnica que puede ser útil en el desarrollo de enfoques adaptados a la naturaleza estadística de las carteras aseguradoras.

Palabras clave: SCR, Seguros No Vida, Cópulas, Simulación, Modelos Internos.

DOI 10.26360/2025_03

ABSTRACT

This article presents an alternative statistical approach for calculating the Solvency Capital Requirement (SCR) for premium and reserve risk in non-life insurance, complementing the standard methodology outlined in Solvency II. A statistic called ϕ is proposed as an analysis tool, which is constructed without considering the diversification effects established by the standard formula

To evaluate the usefulness of this alternative measure, Monte Carlo simulations and bootstrap techniques are applied under various probability distributions, including normal, uniform, log-normal, and Pareto. The analysis provides insights into how distributional assumptions and dependency structures influence the estimation of capital needs.

The results highlight the potential of empirical quantile-based methods and internal modeling techniques, such as copulas, to enhance the understanding of risk aggregation in non-life portfolios. This study contributes to the actuarial literature by offering a complementary perspective on SCR estimation, supporting the development of tools that align with the diverse statistical characteristics of insurance portfolios.

Keywords: SCR, Non-Life Insurance, Copulas, Simulation, Internal Models

1. INTRODUCCIÓN

Desde la implementación de Solvencia II, el sector asegurador europeo ha adoptado un marco regulatorio armonizado que busca garantizar la solvencia y estabilidad financiera de las entidades aseguradoras, protegiendo así los intereses de los asegurados. Dicho marco regulatorio establece que para calcular el capital de solvencia obligatorio (SCR, de sus siglas en inglés Solvency Capital Requirement) cada compañía pueda elegir entre utilizar la fórmula estándar fijada o desarrollar modelos internos. Estos últimos, basados en la experiencia de la entidad, deben justificarse rigurosamente y desempeñan un papel crucial para garantizar el cumplimiento normativo. La directriz sobre el uso de modelos internos (EIOPA, 2015b) establece pautas para su aprobación y supervisión, enfatizando la necesidad de alinearlos con el perfil de riesgo real de cada aseguradora.

En el documento técnico "The underlying assumptions in the standard formula for the Solvency Capital Requirement calculation" (EIOPA, 2014), la Autoridad Europea de Seguros y Pensiones de Jubilación (EIOPA) expone de manera detallada los fundamentos estadísticos que sustentan la fórmula estándar para el cálculo del capital de solvencia requerido (SCR). Según este documento, la metodología regulatoria se basa en un enfoque de varianza-covarianza, lo que implica que los diferentes riesgos se modelizan como variables aleatorias con un comportamiento aproximadamente normal. Esta suposición permite la agregación de riesgos mediante correlaciones lineales, simplificando así el cálculo del capital necesario para cubrir los riesgos agregados de la entidad. No obstante, si bien esta aproximación facilita la aplicación práctica y la comparabilidad entre entidades, también presenta limitaciones significativas, especialmente en la capacidad de capturar comportamientos extremos o relaciones complejas entre riesgos que pueden surgir en escenarios de dependencia no lineal o colas pesadas en las distribuciones de pérdidas (EIOPA, 2014).

En particular, el cálculo del SCR para primas y reservas en seguros distintos al seguro de vida presenta desafíos metodológicos relevantes debido a la heterogeneidad y complejidad de los riesgos involucrados. La fórmula estándar utiliza un enfoque basado en la agregación de riesgos mediante una matriz de correlaciones, asumiendo distribuciones y dependencias que pueden no ajustarse completamente a la realidad de las carteras aseguradoras. Ante esta situación, se ha promovido el desarrollo de metodologías alternativas y modelos internos que permitan una mejor adaptación a las características específicas de los riesgos, incluyendo el uso de simulaciones y estadísticos que no dependan exclusivamente de supuestos regulatorios predefinidos (Christiansen & Niemeyer, 2014).

Por otro lado, y en relación a los diversos sistemas de cálculo en diferentes países, cabe destacar que, a pesar de compartir el mismo objetivo fundamental, la gestión y aplicación de estos métodos varía significativamente de un país a otro (Garayeta et al., 2022). En este contexto, Ferri et al. (2013) enfatizan la importancia de la elección de una variable aleatoria representativa del riesgo tratado como paso previo a la definición de un modelo interno, garantizando así su validez técnica y operativa.

En línea con la literatura que propone el uso de modelos internos y simulaciones estocásticas para una mejor adaptación a la realidad de las carteras aseguradoras, Barañano Abasolo et al. (2016) desarrollan un procedimiento para cuantificar el riesgo de suscripción en Solvencia II, ajustando los datos a la mejor distribución estadística y aplicando simulaciones de Monte Carlo. Sus resultados evidencian que el capital necesario para soportar el riesgo de suscripción depende de la estructura y experiencia histórica de la cartera, lo que refuerza la importancia de emplear metodologías flexibles y adaptadas frente a la aplicación estricta de la fórmula estándar, especialmente en contextos de alta heterogeneidad y asimetría de riesgos.

De este modo, la literatura ha señalado que estas limitaciones pueden conducir a estimaciones del capital que no reflejan adecuadamente el riesgo, especialmente en presencia de colas pesadas o dependencias no lineales (Bølviken & Guillen, 2017; Filipović, 2009). Eling & Jung (2020) consideran un marco alternativo utilizando cópulas de Vine[1] que permiten una dependencia no lineal y se estiman con parámetros específicos de la entidad, mostrando que los modelos estándar conducen a requerimientos de capital más de un 50% superiores en promedio.

Por otro lado, investigaciones recientes sugieren también que indicadores financieros como la tasa de reinversión, el efectivo y equivalentes, y las inversiones a largo plazo (como porcentaje del activo total), así como los gastos por pérdidas y ajustes (como porcentaje de los ingresos totales), pueden servir como predictores clave para monitorear y anticipar variaciones en los coeficientes del capital de solvencia. Este enfoque, respaldado por métodos computacionales avanzados como regresiones OLS y técnicas LASSO, permite una gestión más dinámica y precisa del SCR, especialmente en contextos post-implementación de Solvencia II donde la adaptabilidad es crítica (Siopi et al., 2023).

El estudio de Abd Mutalip et al. (2023) sobre el cálculo del capital requerido en seguros no vida mediante cópulas D-vine ofrece evidencias relevantes para el desarrollo de metodologías alternativas al enfoque regulatorio estándar. En su análisis del mercado asegurador malasio, los autores demuestran que la modelización de dependencias no lineales entre líneas de negocio (seguro de incendios, automóvil, entre otros) mediante cópulas de Vine, combinada con medidas de riesgo como el VaR y TVaR, permite una estimación más precisa del capital necesario para cubrir eventos extremos. Este hallazgo refuerza la crítica implícita del presente trabajo hacia el uso exclusivo de correlaciones lineales en Solvencia II, ya que evidencian que la diversificación real del riesgo en carteras multivariantes puede subestimarse significativamente cuando se prescinde de herramientas como las cópulas de Vine. Su enfoque híbrido, validado mediante simulaciones de Monte Carlo, coincide con nuestra propuesta de incorporar métodos empíricos basados en distribuciones reales para corregir las limitaciones de la fórmula estándar, particularmente en contextos con colas pesadas y dependencias complejas (Mutalip et al., 2023). Algunos trabajos previos sugerían ya que las matrices de correlación de Solvencia II podrían ser eliminadas y reemplazadas por cópulas (Bølviken & Guillen, 2017).

Este trabajo se inscribe en la línea de investigación descrita y contribuye a la literatura y práctica actuarial mediante la comparación crítica entre la fórmula estándar y una metodología alternativa que elimina el efecto de diversificación impuesto por la matriz de correlaciones (uso del estadístico ϕ). Así, se identifican posibles escenarios de sobreestimación o infraestimación del capital, proporcionando herramientas que pueden

[1] La cópula de Vine se diseñó para abordar el problema de modelado probabilístico de alta dimensión. En lugar de usar una cópula N-dimensional, se descompone la densidad de probabilidad en probabilidades condicionales, y luego estas en cópulas bivariadas.

mejorar la gestión del riesgo y la asignación eficiente del capital en las compañías aseguradoras.

2. OBJETIVOS

Con el fin de abordar las posibles limitaciones identificadas en la metodología estándar para el cálculo del SCR en seguros distintos al seguro de vida, esta investigación se plantea los siguientes objetivos, que orientan el desarrollo y análisis del trabajo.

El objetivo principal de esta investigación es analizar y comparar la metodología estándar establecida por Solvencia II para el cálculo del SCR de primas y reservas en seguros no vida con una metodología alternativa basada en un nuevo estadístico ϕ que prescinde del efecto de diversificación impuesto por la matriz de correlaciones.

Para alcanzar este objetivo general, se plantean los siguientes objetivos específicos, en línea con lo propuesto en Eling & Jung (2020):

- Evaluar la adecuación y suficiencia del método normativo para el cálculo del SCR en función de distintas distribuciones de probabilidad para primas y reservas, a través de simulaciones y análisis empírico.
- Cuantificar el impacto de la estructura de dependencia entre líneas de negocio sobre el capital requerido, mediante la comparación de los resultados obtenidos con la fórmula estándar y el estadístico alternativo propuesto.
- Analizar la robustez de la metodología estándar frente a escenarios con colas pesadas y dependencias lineales estresadas, identificando posibles situaciones de sobreestimación o infraestimación del riesgo.
- Proponer un método de cálculo alternativo de la estimación del capital de solvencia, considerando la incorporación de cuantiles empíricos y enfoques basados en simulación, en línea con las mejores prácticas internacionales y la evidencia científica reciente.

En consecuencia, este estudio busca responder a las siguientes preguntas de investigación:

¿En qué medida la fórmula estándar de Solvencia II refleja adecuadamente el riesgo real de primas y reservas en seguros no vida?

¿Cuál es el impacto de la estructura de dependencia entre líneas de negocio en la estimación del SCR?

¿Qué ventajas y limitaciones presenta la utilización de un estadístico alternativo que elimina el efecto de diversificación regulatorio?:

3. METODOLOGÍA

El artículo 115b de la normativa (EIOPA, 2015a) define el estadístico V_{nl} que representa la medida de volumen del riesgo de prima y reserva en seguros distintos a los de vida. Se observa que al aplicar el artículo 115b de la normativa este estadístico se simplifica en el cálculo de $SCR_{nl\,prem\,res}$, como sigue:

$$SCR_{nl\,prem\,res} = 3 \cdot \sigma_{nl} \cdot V_{nl} \quad (art. 115) \tag{1}$$

$$\sigma_{nl} = \frac{1}{V_{nl}} \cdot \sqrt{\sum_{s,t} CorrS_{(s,t)} \cdot \sigma_s \cdot V_s \cdot \sigma_t \cdot V_t} \quad (art. 117.1) \tag{2}$$

Reordenando y sustituyendo la expresión (2) en la expresión (1) se obtiene:

$$SCR_{nl\,prem\,res} = 3 \cdot V_{nl} \cdot \frac{1}{V_{nl}} \cdot \sqrt{\sum_{s,t} CorrS_{(s,t)} \cdot \sigma_s \cdot V_s \cdot \sigma_t \cdot V_t} = 3 \cdot \sqrt{\sum_{s,t} CorrS_{(s,t)} \cdot} \tag{3}$$

Se identifica la desviación conjunta de todos los segmentos como σ:

$$\sigma = \sqrt{\sum_{s,t} CorrS_{(s,t)} \cdot \sigma_s \cdot V_s \cdot \sigma_t \cdot V_t} \tag{4}$$

Donde $\mathbf{CorrS_{(s,t)}}$ representa el parámetro de correlación del riesgo de prima y de reserva del seguro distinto del de vida con respecto al segmento $\boldsymbol{s}$ y el segmento $\boldsymbol{t}$ contemplado en el anexo IV (EIOPA, art. 117c). Los valores de las correlaciones que propone la normativa de Solvencia II para las líneas de negocio analizadas en este trabajo se muestran en la Tabla 2.

Los términos $\boldsymbol{D}_{\text{prem},\boldsymbol{s}}$ y $\boldsymbol{D}_{\text{res},\boldsymbol{s}}$ representarán, respectivamente, la desviación estándar absoluta del riesgo de prima y del riesgo de reserva del seguro no vida en el segmento $\boldsymbol{s}$. Cada uno se define como el producto entre la desviación típica relativa del riesgo considerado por su correspondiente medida de volumen. Es decir:

$$D_{prem,s} = \sigma_{prem,s} \cdot V_{prem,s} \;\; ; \;\; D_{res,s} = \sigma_{res,s} \cdot V_{res,s} \tag{5}$$

Con el objetivo de establecer una relación entre la fórmula normativa (4) y el estadístico propuesto en esta investigación, denotado por ϕ, se recurre a la fórmula de la varianza conjunta de dos variables aleatorias correlacionadas. Esta permite expresar la varianza agregada del riesgo total $\boldsymbol{s}$ en términos de sus componentes:

$$(\sigma_s \cdot V_s)^2 = D^2_{prem,s} + D^2_{res,s} + 2\rho D_{prem,s} D_{res,s} \tag{6}$$

Aplicando la raíz cuadrada, se obtiene la desviación estándar total del riesgo s:

$$\sigma_s \cdot V_s = \sqrt{D^2_{prem,s} + D^2_{res,s} + 2\rho D_{prem,s} D_{res,s}} \tag{7}$$

Este valor se sustituye en la expresión 4, y se elevan al cuadrado ambos términos de la igualdad para simplificar la raíz cuadrada de la suma correlacionada:

$$\sigma^2 = \sum_{s,t} CorrS_{s,t} \sqrt{D^2_{prem,s} + D^2_{res,s} + 2\rho D_{prem,s} D_{res,s}} \sqrt{D^2_{prem,t} + D^2_{res,t} + 2\rho D_{prem,t} D_{res,t}} \tag{8}$$

En una segunda etapa, se define el valor de $\boldsymbol{\phi}$ prescindiendo de cualquier tipo de correlación entre líneas de negocio, lo que equivale a emplear una matriz identidad como matriz de correlación: $\mathbf{CorrS_{(s,t)}} = \boldsymbol{\delta_{s,t}}$. Asimismo, se asume que no existe correlación entre los riesgos de prima y de reserva dentro de cada ramo, por lo que $\boldsymbol{\rho} = \mathbf{0}$. Bajo estos dos supuestos, únicamente se consideran los términos diagonales de la matriz de correlación entre ramos, y la ecuación anterior se simplifica de la siguiente forma:

$$\phi^2 = \sum_{s,t} \delta_{s,t} \sqrt{D^2_{prem,s} + D^2_{res,s}} \sqrt{D^2_{prem,t} + D^2_{res,t}} = \sum_{s} \left(\sqrt{D^2_{prem,s} + D^2_{res,s}} \right)^2 \tag{9}$$

Por lo que:

$$\phi^2 = \sum_{s} (D^2_{prem,s} + D^2_{res,s}) \tag{10}$$

Expresando ahora el resultado en función de las contribuciones independientes de primas y reservas:

$$\phi = \sqrt{\phi_p^2 + \phi_r^2} \tag{11}$$

Donde:

$$\phi_p = \sqrt{\sum_s \left(V_{prem,s} \cdot \sigma_{prem,s}\right)^2} \ ; \ \phi_r = \sqrt{\sum_s \left(V_{res,s} \cdot \sigma_{res,s}\right)^2} \tag{12}$$

Para investigar el efecto de la correlación sobre la formula estándar se definen los siguientes escenarios: i) Escenario Central en el que se evalúan los valores de los estadísticos propuestos para la cartera ficticia respetando la estructura de interdependencia actualmente vigente. ii) Escenario Autos Colineales en el que se evalúan los valores de los estadísticos propuestos para la cartera ficticia incrementando la estructura de interdependencia entre los ramos *Seguro y reaseguro proporcional de responsabilidad civil de vehículos automóviles* y *Otro seguro y reaseguro proporcional de vehículos automóviles*. iii) Escenario Incendios Independientes en el que se evalúan los valores de los estadísticos propuestos para la cartera ficticia haciendo independiente al ramo *Seguro y reaseguro proporcional de incendio y otros daños a los bienes* respecto al resto de ramos.

La simulación mediante el método *bootstrap* (Albarrán & Alonso, 2010) se lleva a cabo a través de la generación de vectores aleatorios que representen primas y reservas para cada ramo considerado. En este estudio se han realizado 10 millones de simulaciones de los vectores de primas y reservas. Se aplican cópulas gaussianas bivariadas con parámetro de correlación ρ (tomando ρ el valor 0,5 cuando se calcula $\hat{\sigma}$ y tomando ρ el valor 0 cuando se calcula $\hat{\phi}$), lo que permite capturar la dependencia estocástica entre ambas variables dentro de un mismo segmento s. En este contexto, se definen Z_1 como el vector asociado a las primas y Z_2 como el correspondiente a las reservas, ambos pertenecientes al mismo segmento. La distribución conjunta de estos vectores queda entonces representada como:

$$\begin{pmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{pmatrix} \sim N\left(0, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right) \tag{13}$$

A partir de esta construcción, se procede a calcular las probabilidades marginales asociadas a Z_1 y Z_2 aplicando la función de distribución acumulada (CDF) de la normal estándar. Así, se obtienen dos nuevos vectores $\mathrm{u}_1 = \Phi(Z_1)$ y $\mathrm{u}_2 = \Phi(Z_2)$, ambos distribuidos uniformemente en el intervalo (0,1). Esta transformación permite aplicar el método de la inversa para generar observaciones de distribuciones no normales. Asimismo, para dar mayor alcance a la investigación, se ha seleccionado un conjunto de siete distribuciones de probabilidad alternativas sobre las cuales se aplica el método de la inversa, con el fin de explorar el comportamiento de los estadísticos σ y ϕ bajo diferentes supuestos distribucionales para primas y reservas

$$X_{prem_s}^{dist} = V_{prem_s} \times F_{X_{dist}}^{-1}(\mathrm{u}_1), \qquad X_{res_s}^{dist} = V_{res_s} \times F_{X_{dist}}^{-1}(\mathrm{u}_2) \tag{14}$$

donde $dist \in \{1, \dots, 7\}$ representa cada una de las distribuciones de probabilidad consideradas en la investigación: la distribución uniforme, denotada como $U(0,1)$; la distribución normal estándar $N(0,1)$; la distribución exponencial con parámetro $\lambda = 1$, $Exp(1)$; la distribución gamma con forma $k = 2$ y escala $\theta = 1$, $Gamma(2,1)$; la distribución de Weibull con forma $k = 2$ y escala $\lambda = 1$, $Weibull(2,1)$; la distribución log-normal con media logarítmica 0 y desviación estándar logarítmica 1, $Lognormal\,(0,1)$; y, por último, la distribución de Pareto de tipo I con mínimo $x_{min} = 1$ y parámetro de forma $k = 2$, denotada como $Pareto(1,2)$. En todos los casos, $F_{X_{dist}}^{-1}$ representa la función inversa de la CDF correspondiente.

Posteriormente, para cada ramo s se construye una matriz cuadrada $M(s)$ de orden k (con $k = 7$), cuyos elementos $m_{i,j,s}$ están definidos como la suma de las variables simuladas de primas y reservas para cada combinación $(dist_i, dist_j)$ y cada ramo s.

$$M(s) = \left(m_{i,j,s}\right) = \left(X_{prem_s}^{(dist_i,dist_j)} + X_{res_s}^{(dist_i,dist_j)}\right) \tag{15}$$

A partir de esta matriz se calculan los vectores de desviaciones típicas asociadas a cada combinación del par $(dist_i, dist_j)$ para cada ramo s. Se denota ese conjunto de vectores como $\boldsymbol{\theta}_{i,j} = (\theta_1, \dots, \theta_s)^T$ donde cada componente del vector $\boldsymbol{\theta}_{i,j}$ corresponde a la desviación típica del conjunto $\{m_{i,j,s}\}$.

Implícitamente, se consideran dos cópulas gaussianas diferentes. La primera, de matriz de correlación igual a la propuesta por la normativa de Solvencia II (matriz $C = \mathrm{CorrS}_{s,t}$ mostrada en la Tabla 2) para el cálculo de $\hat{\sigma}$, mientras que para el cálculo de $\hat{\phi}$ se utiliza la matriz identidad ($C' = (\delta_{s,t})$). Finalmente se calcula el producto matricial $S = \boldsymbol{\theta}_{i,j}{}^T \cdot C \cdot \boldsymbol{\theta}_{i,j}$ y $S' = \boldsymbol{\theta}_{i,j}{}^T \cdot C' \cdot \theta_{i,j}$ para cada combinación del par $(dist_i, dist_j)$, y se calcula $\sqrt{S}$ y $\sqrt{S'}$ como estimación de la desviación estándar muestral de los conjuntos $\{m_{i,j,s}\}$ bajo las dos cópulas gaussiana consideradas. Con ello, se consigue estimar el valor de los estadísticos σ de la expresión (4) y ϕ de la expresión (11) como indica la expresión (16):

$$\hat{\sigma} = \sqrt{S} \text{ y } \hat{\phi} = \sqrt{S'} \tag{16}$$

Los cuantiles muestrales al 99,5% a los que se hace referencia en la Sección 4 de Resultados (ver Tabla 6, por ejemplo) corresponden a estimaciones de los cuantiles del conjunto de simulaciones $\{\sum_s m_{i,j,s}\}$ para cada par $(dist_i, dist_j)$. Es decir, se calculan estimaciones de $VaR_{99{,}5\%}(\{\sum_s m_{i,j,s}\})$.

La simulación se realiza con R (Gross & Ligges, 2015; R Core Team, 2023; RStudio Team, 2020; Wickham, 2016; Wickham & Bryan, 2023; Wickham & Seidel, 2022).

4. RESULTADOS

Los datos utilizados en el marco de esta investigación se extraen de una cartera ficticia (Tabla 1) que pertenecería a una compañía de seguros especializada en el ramo de No-Vida compuesta por varias líneas de negocio: Seguro y reaseguro proporcional de responsabilidad civil de vehículos automóviles (RC Auto), Otro seguro y reaseguro proporcional de vehículos automóviles (Otros Auto), Seguro y reaseguro proporcional de incendio y otros daños a los bienes (Incendios), Seguro y reaseguro proporcional de responsabilidad civil general (RC General) y Seguro y reaseguro proporcional de pérdidas pecuniarias diversas (Pérdidas Pecuniarias).

Tabla 1: Cartera ficticia usada para la investigación. Fuente: Elaboración propia.

	RC Auto	**Otros Auto**	**Incendios**	**RC General**	**Pérdidas Pecuniarias**
V_{prem}	177.000.000	123.000.000	67.000.000	6.400.000	2.400.000
V_{res}	90.000.000	11.300.000	11.000.000	1.700.000	320.000
σ_{prem}	0,080	0,080	0,064	0,112	0,130
σ_{res}	0,090	0,080	0,100	0,110	0,200

Se aplica el factor corrector establecido en el Artículo 117.3 como un 80% de la desviación típica del riesgo de los segmentos de Seguro y reaseguro proporcional de responsabilidad civil de vehículos automóviles, Seguro y reaseguro proporcional de incendio y otros daños a los bienes, Seguro y reaseguro proporcional de responsabilidad civil general.

Las correlaciones lineales que establece la normativa para el cálculo del SCR según las expresiones (2), (3) y (4) entre las líneas de negocio consideradas son las siguientes:

Tabla 2: Matriz de correlaciones. Fuente: EIOPA (2015a). Anexo IV.

	RC Auto	**Otros Auto**	**Incendios**	**RC General**	**Pérdidas Pecuniarias**
RC Auto	1	0,5	0,25	0,5	0,5
Otros Auto	0,5	1	0,25	0,25	0,5
Incendios	0,25	0,25	1	0,25	0,5
RC General	0,5	0,25	0,25	1	0,5
Pérdidas Pecuniarias	0,5	0,5	0,5	0,5	1

4.1. Estimación de los estadísticos σ y ϕ

4.1.1. Cálculo determinista

Siguiendo la normativa en vigor, más concretamente los artículos 115, 116 y 117, se calcula el valor de σ (4) aplicando la fórmula estándar del SCR de primas y reservas utilizando las cifras de la cartera ficticia (Tabla 1), obteniendo un resultado de 28.675.401€.

Para la estimación de ϕ, se calcula la desviación de primas y la desviación de reservas como el producto del volumen de cada segmento por su respectiva desviación. Se eleva al cuadrado la magnitud obtenida de cada ramo, y se suma de manera independiente primas y reservas. Al hacer la raíz cuadrada de la suma, ϕ_p = 17.785.648€, ϕ_r = 8.226.559€, por tanto, ϕ = 19.596.060€, tal y como se deduce de la expresión (11).

Comparando ambos estadísticos se obtiene:

$$d_\sigma = \frac{\sigma - \phi}{\phi} = \frac{28.675.401 - 19.596.060}{19.596.060} = 0{,}4633 \tag{17}$$

De la expresión 17 se deduce que, para el ejemplo considerado, la fórmula estándar considera un capital de solvencia obligatorio superior en un 46,33% al que se obtendría si no se consideraran interdependencias entre los riesgos de prima y de reserva y entre las líneas de negocio que intervienen.

4.1.2. Cálculo estocástico

Para esta investigación se ha procedido como se ha descrito en la Sección 3 de Metodología, para obtener las simulaciones de las magnitudes necesarias asociadas a cada ramo $s \in \{\text{RC Auto}, \text{Otros Auto}, \text{Incendios}, \text{RC General}, \text{Perdidas pecuniarias}\}$. Los valores obtenidos según la expresión (16) son $\hat{\sigma} = 28.669.800$ y $\hat{\phi} = 19.596.553$. Este resultado confirma la consistencia de la simulación y su coherencia con la formulación determinista del modelo por la coincidencia de valores.

$$d_{\hat{\sigma}} = \frac{\hat{\sigma} - \hat{\phi}}{\hat{\phi}} = \frac{28.669.800 - 19.596.553}{19.596.553} = 0{,}4630 \tag{18}$$

4.2. Escenario Central

4.2.1. Cálculo por bootstrap de $\hat{\sigma}$ y $\hat{\phi}$

Como se ha indicado en la Sección 3, se realizan 10 millones de simulaciones de los vectores de primas y reservas para cada par de distribuciones (filas y columnas de la Tabla 3), obteniendo los siguientes resultados.

Tabla 3: Valor estimado de σ en millones. Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	8,24	13,69	13,50	17,06	9,45	23,04	51,12
Normal	24,40	28,67	28,35	31,31	25,34	35,77	44,83
Exponencial	24,29	28,34	28,36	31,21	25,23	36,08	44,22
Gamma	33,85	37,72	37,63	40,32	34,76	44,56	51,49
Weibull	12,14	17,14	16,99	20,36	13,26	26,00	39,47
Log-normal	50,80	53,85	54,06	56,30	51,56	60,23	66,29
Pareto	89,62	84,50	100,56	95,45	99,61	102,90	97,46

En la Tabla 3 se recogen los valores de $\hat{\sigma}$ para cada combinación de distribución de primas y de reservas. Se observa que el valor $\hat{\sigma}$ cuando las primas y reservas siguen una distribución normal coincide con el resultado obtenido en la expresión (17), unos 28,67 millones. Sin embargo, si las primas siguiesen una distribución normal y las reservas siguiesen una distribución gamma, el valor de este estadístico ascendería a 31,31 millones.

Resulta de especial interés que el valor del estadístico sea muy similar cuando las primas se modelan mediante una distribución normal y cuando se emplea una distribución exponencial (filas 2 y 3). Este comportamiento podría explicarse por el hecho de que la dispersión en ambas distribuciones se cuantifica en una escala comparable, puesto que ambas tienen varianza igual a uno y el presente estudio se centra en el análisis de la desviación de cada distribución.

En lo que respecta a las distribuciones de cola larga (Weibull, log-normal y Pareto), se observa un comportamiento diferente en cuanto al valor estimado del estadístico σ bajo el supuesto de normalidad. Específicamente, los resultados muestran que $\hat{\sigma}$ alcanza valores significativamente más elevados cuando se utilizan distribuciones log-normal o Pareto, mientras que en el caso de la Weibull el valor es considerablemente inferior. Esta diferencia puede atribuirse a las características específicas de los parámetros utilizados.

La distribución log-normal y la Pareto presentan colas más pesadas, lo que da lugar a una mayor dispersión y, en consecuencia, a valores más elevados del estadístico σ. En particular, cuando las primas siguen una distribución $Pareto(2,1)$ y las reservas una $Log-normal(0,1)$, el valor estimado de σ alcanza los 102,9 millones, evidenciando un comportamiento extremo derivado de la interacción entre ambas distribuciones de cola larga.

Tabla 4: Valor estimado de ϕ en millones. Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	5,66	9,70	9,70	12,72	6,40	18,51	46,31
Normal	17,94	19,60	19,60	21,25	18,20	25,12	34,88
Exponencial	17,95	19,59	19,60	21,25	18,18	25,17	33,73
Gamma	25,27	26,47	26,46	27,71	25,44	30,81	38,44
Weibull	8,57	11,64	11,64	14,26	9,08	19,59	33,43
Log-normal	38,50	39,26	39,30	40,22	38,59	42,39	48,49
Pareto	68,68	63,34	76,79	69,64	75,23	77,56	71,77

En la Tabla 4 se presentan los resultados obtenidos para la estimación del estadístico ϕ, correspondientes al mismo conjunto de simulaciones empleadas previamente en la Tabla 3. A diferencia de σ, el estadístico ϕ excluye cualquier tipo de correlación: ni entre los riesgos de prima y de reserva, ni entre las distintas líneas de negocio entre sí. Por tanto, resulta coherente esperar que los valores de $\hat{\phi}$ sean sistemáticamente inferiores a los obtenidos para σ. De hecho, en todos los casos simulados, se mantiene la relación $\hat{\phi} < \hat{\sigma}$

De forma análoga a lo observado en el caso de $\hat{\sigma}$, cuando las primas y reservas se distribuyen como una normal estándar, el valor resultante de $\hat{\phi}$ coincide con el calculado en la expresión (17), alcanzando aproximadamente los 19,6 millones.

Tabla 5: Diferencia estimada en los impactos en fondos propios ($d_{\hat{\sigma}}$) si se considera la dependencia propuesta por la fórmula estándar ($\hat{\sigma}$) frente a una situación en la que no se tienen en cuenta ninguna estructura de dependencia ($\hat{\phi}$). Escenario Central. Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	0,46	0,41	0,39	0,34	0,48	0,24	0,10
Normal	0,36	0,46	0,45	0,47	0,39	0,42	0,29
Exponencial	0,35	0,45	0,45	0,47	0,39	0,43	0,31
Gamma	0,34	0,43	0,42	0,45	0,37	0,45	0,34
Weibull	0,42	0,47	0,46	0,43	0,46	0,33	0,18
Log-normal	0,32	0,37	0,38	0,40	0,34	0,42	0,37
Pareto	0,30	0,33	0,31	0,37	0,32	0,33	0,36

Se procede a calcular la diferencia en los impactos en los fondos propios ($d_{\hat{\sigma}}$) de la misma manera que en la expresión (17) con el objetivo de analizar el efecto de las interdependencias para cada combinación de distribuciones de primas y reservas. En la Tabla 5 se aprecia que en un gran número de casos el valor de la diferencia $d_{\hat{\sigma}}$ se sitúa en torno a una media de 0,377, con un coeficiente de variación de 0,204. Este resultado sugiere que, para esta muestra de tamaño 49, dicha media representa de forma razonablemente significativa el valor de la diferencia en los impactos agregados sobre los fondos propios.

Se observa que combinaciones como Pareto–Uniforme o Log-normal–Uniforme presentan valores de $d_{\hat{\sigma}}$ considerablemente inferiores a la media, lo que sugiere una menor sensibilidad a la diversificación normativa en presencia de distribuciones asimétricas en primas o reservas. Este comportamiento podría estar relacionado con la menor varianza relativa de las distribuciones uniformes frente a las de cola pesada.

Tabla 6: Cuantiles muestrales en millones al 99,5%. Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	21,23	35,24	34,75	43,92	24,34	59,34	131,62
Normal	62,82	73,83	73,00	80,62	65,25	92,10	115,44
Exponencial	62,53	72,98	73,02	80,36	64,97	92,90	113,88
Gamma	87,14	97,11	96,87	103,80	89,49	114,73	132,60
Weibull	31,26	44,14	43,74	52,43	34,14	66,95	101,64
Log-normal	130,81	138,65	139,19	144,95	132,76	155,09	170,69
Pareto	230,83	217,63	258,92	245,77	256,45	264,96	250,96

En la Tabla 6 se presentan los valores estimados de los cuantiles muestrales al nivel del 99,5% para cada combinación de distribuciones de primas y reservas. Una primera observación destacable es la notable diferencia entre los distintos valores, que van desde los 21,23 millones (Uniforme-Uniforme) hasta los 264,96 millones (Pareto-Lognormal).

Cuando las primas y las reservas se distribuyen mediante una distribución normal, el cuantil al 99,5% asciende a 73,83 millones, valor que podría interpretarse como el capital de solvencia requerido de no vida. Sin embargo, la normativa actual no permite utilizar este cuantil como estimación del SCR, sino que propone una simplificación (3), consistente en multiplicar σ por 3. Esta simplificación se basa en que, bajo la hipótesis de normalidad, tres desviaciones estándar cubren aproximadamente el 99,5% de la distribución. No obstante, al multiplicar por 3, en realidad se está cubriendo un nivel de confianza superior, cercano al 99,73%, lo que equivale a que la compañía no podría hacer frente a sus obligaciones futuras solo 1 vez cada 370, en lugar del 99,5% requerido por la norma, que se corresponde con un evento extremo cada 200 observaciones. Esta diferencia puede dar lugar a una sobreestimación del capital requerido.

Tabla 7: Comparativa SCR (3σ) vs cuantiles muestrales al 99,5%. Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	3,05	1,44	1,48	0,96	2,53	0,45	-0,35
Normal	0,37	0,17	0,18	0,07	0,32	-0,07	-0,25
Exponencial	0,38	0,18	0,18	0,07	0,32	-0,07	-0,24
Gamma	-0,01	-0,11	-0,11	-0,17	-0,04	-0,25	-0,35
Weibull	1,75	0,95	0,97	0,64	1,52	0,29	-0,15
Log-normal	-0,34	-0,38	-0,38	-0,41	-0,35	-0,45	-0,50
Pareto	-0,63	-0,60	-0,67	-0,65	-0,66	-0,68	-0,66

La Tabla 7 presenta los coeficientes de variación relativa entre el capital exigido por el método normativo y el valor obtenido mediante los cuantiles muestrales presentados en la Tabla 6. El valor de referencia para el cálculo normativo se fija en 86.026.203 €, obtenido al multiplicar la desviación estándar conjunta ($\sigma = 28.675.401$) por 3, según lo estipulado por la normativa (3). Posteriormente, se calcula para cada combinación de distribuciones de primas y reservas la diferencia relativa entre el resultado de la fórmula estándar y el cuantil empírico al 99,5%. Un valor positivo del coeficiente indica que el capital exigido por la normativa es superior al necesario para cubrir el percentil 99,5%, es decir, una sobreestimación del riesgo. Por el contrario, un valor negativo implica una infraestimación del riesgo y, por tanto, una posible insuficiencia en la dotación de reservas.

Combinaciones con distribuciones de colas ligeras (como la uniforme, normal o exponencial) tanto en primas como en reservas tienden a arrojar coeficientes positivos, lo cual sugiere que el SCR exigido por el regulador supera al realmente necesario si se aplicase un enfoque basado en cuantiles. Específicamente, la combinación Normal-Normal, presenta un coeficiente de +0,17, lo que confirma que el multiplicador normativo (3σ) ofrece una aproximación prudente, aunque levemente sobredimensionada, frente al valor empírico del cuantil al 99,5%.

En contraste, las combinaciones que incorporan distribuciones con colas pesadas, como la log-normal o la Pareto, generan en su mayoría coeficientes negativos, lo cual revela una infraestimación sistemática del riesgo bajo el enfoque normativo. Por ejemplo, la combinación Pareto–Log-Normal alcanza un coeficiente de -0,68. Estos resultados ponen de manifiesto una limitación estructural del modelo regulatorio, que, al basarse en un supuesto de normalidad, no logra captar adecuadamente la magnitud del riesgo en escenarios donde los eventos extremos tienen una probabilidad significativamente mayor.

4.3. Escenario Autos Colineales

En este segundo escenario, se ha considerado que los ramos de RC Auto y Otros Auto tienen una correlación casi perfecta. Si bien es cierto que se intuye poco probable que desde EIOPA se modifique de una manera tan significativa la estructura de dependencia entre ramos, para facilitar el análisis se ha preferido generar un caso extremo de dependencia lineal con el que poder estudiar el comportamiento de las medidas de desviación. El coeficiente de correlación propuesto (sombreado en gris en la Tabla 8) es inferior a la unidad para permitir que la matriz sea invertible y se pueda realizar la simulación.

En este escenario, se generarán dichos impactos sustituyendo $C = \mathrm{CorrS}_{s,t}$ por los valores de la Tabla 8.

Tabla 8: Matriz de correlaciones modificada. Escenario Autos Colineales. Fuente: Elaboración propia.

	RC Auto	**Otros Auto**	**Incendios**	**RC General**	**Pérdidas Pecuniarias**
RC Auto	1	0,95	0,25	0,5	0,5
Otros Auto	0,95	1	0,25	0,25	0,5
Incendios	0,25	0,25	1	0,25	0,5
RC General	0,5	0,25	0,25	1	0,5
Pérdidas Pecuniarias	0,5	0,5	0,5	0,5	1

4.3.1. Cálculo por bootstrap de $\hat{\sigma}$

Tabla 9: Valor estimado de σ en millones. Escenario Autos Colineales Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	9,11	14,83	14,63	18,33	10,39	24,51	53,25
Normal	27,09	31,68	31,34	34,48	28,11	39,17	48,56
Exponencial	26,97	31,33	31,35	34,37	28,00	39,50	47,90
Gamma	37,60	41,78	41,68	44,55	38,59	49,06	56,32
Weibull	13,46	18,76	18,59	22,12	14,65	27,97	41,85
Log-normal	56,46	59,76	59,99	62,41	57,29	66,61	73,04
Pareto	100,02	94,07	111,35	105,83	110,37	113,77	107,66

En la Tabla 9, se observa un incremento generalizado del valor de $\hat{\sigma}$ respecto del escenario central. Este efecto es especialmente notorio en aquellas combinaciones que incluyen distribuciones como la log-normal o la Pareto donde alcanza una desviación de 113,77 millones, lo cual evidencia la sensibilidad del estadístico ante colas pesadas en presencia de dependencia lineal casi perfecta entre dos líneas de negocio. En el caso de la hipótesis de normalidad, el valor de $\hat{\sigma}$ asciende a 31,68 millones, lo que supone un incremento de un 10,5% respecto el escenario central.

Tabla 10: Diferencia estimada en los impactos en fondos propios. Escenario Autos Colineales Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	0,61	0,53	0,51	0,44	0,62	0,32	0,15
Normal	0,51	0,62	0,60	0,62	0,55	0,56	0,39
Exponencial	0,50	0,60	0,60	0,62	0,54	0,57	0,42
Gamma	0,49	0,58	0,58	0,61	0,52	0,59	0,47
Weibull	0,57	0,61	0,60	0,55	0,61	0,43	0,25
Log-normal	0,47	0,52	0,53	0,55	0,48	0,57	0,51
Pareto	0,46	0,49	0,45	0,52	0,47	0,47	0,50

El cálculo de ϕ omite cualquier tipo de correlación entre ramos y entre primas y reservas, esto implica que los valores de este estadístico no se verán afectados por los escenarios propuestos en esta investigación. En la Tabla 10 se recoge la diferencia en los impactos en los fondos propios ($d_{\hat{\sigma}}$), que se calcula como indica la expresión (17). Dado que $\hat{\phi}$ se mantiene constante (Tabla 4), y $\hat{\sigma}$ aumenta, se observa el incremento de la variabilidad en todos los casos. Esto se traduce en que en presencia de una mayor correlación entre 2 ramos, la fórmula estándar considera una diferencia en los impactos en fondos propios por riesgo de prima y reserva aún mayor que la que se obtendría si no se consideraran ningún tipo de interdependencias entre los riesgos de prima y de reserva ni entre las líneas de negocio. El valor de $d_{\hat{\sigma}}$ se sitúa en torno a una media de 0,516, con un coeficiente de variación de 0,184.

Tabla 11: Cuantiles muestrales en millones al 99,5%. Escenario Autos Colineales Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	23,46	38,19	37,66	47,20	26,76	63,11	137,11
Normal	69,76	81,57	80,69	88,80	72,40	100,87	125,03
Exponencial	69,45	80,66	80,71	88,51	72,09	101,71	123,34
Gamma	96,82	107,57	107,32	114,71	99,36	126,32	145,01
Weibull	34,65	48,30	47,87	56,95	37,72	72,03	107,75
Log-normal	145,40	153,88	154,47	160,69	147,53	171,51	188,06
Pareto	257,50	242,20	286,79	272,42	284,26	292,93	277,26

En la Tabla 11 se aprecia con claridad el impacto amplificador de la colinealidad: todos los valores crecen notablemente en comparación con el escenario central (Tabla 6), pero el efecto es mucho más marcado en distribuciones con colas pesadas. El caso Pareto–Pareto alcanza los 277,26 millones, más del triple del capital exigido por la normativa estándar (86 millones), lo cual implicaría una subestimación del riesgo si se mantuviera el modelo regulatorio sin ajustes.

Tabla 12: Comparativa SCR (3σ) vs cuantiles muestrales al 99,5%. Escenario Autos Colineales Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	2,67	1,25	1,28	0,82	2,21	0,36	-0,37
Normal	0,23	0,05	0,07	-0,03	0,19	-0,15	-0,31
Exponencial	0,24	0,07	0,07	-0,03	0,19	-0,15	-0,30
Gamma	-0,11	-0,20	-0,20	-0,25	-0,13	-0,32	-0,41
Weibull	1,48	0,78	0,80	0,51	1,28	0,19	-0,20
Log-normal	-0,41	-0,44	-0,44	-0,46	-0,42	-0,50	-0,54
Pareto	-0,62	-0,64	-0,70	-0,68	-0,70	-0,71	-0,69

En este escenario colineal se observa una notable infraestimación del riesgo en presencia de distribuciones con colas pesadas, como log-normal o Pareto. Por ejemplo, la combinación Pareto-LogNormal muestra un coeficiente de valor de -0,71, lo que implica que el capital normativo subestima en un 71% el valor requerido por el cuantil al 99,5%, puesto que la normativa obligaría a dotar unos 86 millones, mientras que el valor en riesgo bajo esa combinación sería de casi 293 millones.

4.4. Escenario Incendios Independientes

En este escenario, se ha considerado que el ramo de incendios es absolutamente independiente respecto al resto de ramos. Esto es, un escenario distinto al anterior para conocer el efecto de un ramo linealmente independiente con todos los demás.

Tabla 13: Matriz de correlaciones modificada. Escenario Incendios Independientes. Fuente: Elaboración propia.

	RC Auto	**Otros Auto**	**Incendios**	**RC General**	**Pérdidas Pecuniarias**
RC Auto	1	0,5	0	0,5	0,5
Otros Auto	0,5	1	0	0,25	0,5
Incendios	0	0	1	0	0
RC General	0,5	0,25	0	1	0,5
Pérdidas Pecuniarias	0,5	0,5	0	0,5	1

4.4.1. Cálculo por bootstrap de $\hat{\sigma}$

Tabla 14: Valor estimado de σ en millones. Escenario Incendios Independientes. Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	Uniforme	Normal	Exponencial	Gamma	Weibull	Log-normal	Pareto
Uniforme	7,85	13,14	12,95	16,41	9,02	22,22	49,87
Normal	23,14	27,29	26,98	29,86	24,06	34,20	43,10
Exponencial	23,04	26,97	26,99	29,76	23,95	34,50	42,22
Gamma	32,09	35,85	35,76	38,37	32,97	42,51	49,30
Weibull	11,54	16,39	16,24	19,52	12,62	25,01	38,28
Log-normal	48,15	51,11	51,31	53,50	48,89	57,32	63,28
Pareto	85,25	80,03	94,67	90,35	93,09	97,65	91,56

En comparación con el escenario colineal, en la Tabla 14 se observa una reducción generalizada en los valores estimados de σ, lo que refleja el efecto de la menor correlación entre los ramos. La combinación Normal–Normal alcanza un valor de 27,29 millones, lo que representa una reducción respecto al mismo caso en el escenario colineal (31,68 millones) y, también, con respecto al misom caso en es escenario central (28,67 millones). Este descenso es particularmente evidente en combinaciones que involucran distribuciones con colas pesadas (como Pareto o log-normal), aunque estas aún conservan valores relativamente elevados. Por ejemplo, la combinación Pareto–Pareto, si bien se reduce respecto al caso colineal, alcanza los 91,56 millones, evidenciando que la presencia de colas pesadas sigue teniendo un peso significativo incluso bajo independencia de un ramo con respecto a los demás.

Tabla 15: Diferencia estimada en los impactos en fondos propios. Escenario Incendios Independientes. Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	Uniforme	Normal	Exponencial	Gamma	Weibull	Log-normal	Pareto
Uniforme	0,39	0,35	0,34	0,29	0,41	0,20	0,08
Normal	0,29	0,39	0,38	0,41	0,32	0,36	0,24
Exponencial	0,28	0,38	0,38	0,40	0,32	0,37	0,25

Gamma	0,27	0,35	0,35	0,38	0,30	0,38	0,28
Weibull	0,35	0,41	0,40	0,37	0,39	0,28	0,14
Log-normal	0,25	0,30	0,31	0,33	0,27	0,35	0,31
Pareto	0,24	0,26	0,23	0,30	0,24	0,26	0,28

En este escenario, como el valor estimado del estadístico ϕ permanece inalterado frente a los cambios en la estructura de dependencia, la reducción en $\hat{\sigma}$ conlleva una disminución generalizada en la diferencia relativa de los impactos en los fondos propios ($d_{\hat{\sigma}}$) respecto a los escenarios anteriores. Comparando los valores medios de $d_{\hat{\sigma}}$ entre los escenarios simulados, se observa un incremento del 36,8% en el escenario colineal respecto al central, y una reducción del 16,7% en el escenario de independencia respecto al escenario central. Esto parece confirmar que la estructura de correlación entre ramos tiene un impacto directo y significativo sobre la variabilidad del capital requerido. En este escenario se refleja en los menores valores registrados en la Tabla 15, cuyo promedio es aproximadamente 0,314

Tabla 16: Cuantiles muestrales en millones al 99,5%. Escenario Incendios Independientes. Fuente: Elaboración propia.

Reservas / Primas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	20,21	33,82	33,36	42,25	23,24	57,24	128,46
Normal	59,60	70,29	69,49	76,90	61,95	88,11	110,97
Exponencial	59,32	69,46	69,51	76,65	61,68	88,88	108,74
Gamma	82,63	92,31	92,08	98,82	84,91	109,49	126,98
Weibull	29,71	42,23	41,84	50,27	32,50	64,40	98,58
Log-normal	123,98	131,60	132,13	137,75	125,88	147,59	162,99
Pareto	219,51	206,06	243,75	232,68	239,71	251,42	235,74

La combinación Normal–Normal requiere un capital de 70,29 millones, aproximadamente un 14% inferior al observado en el escenario de autos colineales. A pesar de la independencia del ramo de incendios con los demás ramos, las combinaciones con distribuciones de colas pesadas (como Pareto–Pareto o Log-normal–Log-normal) siguen mostrando cuantiles elevados (235–251 millones), lo que indica que la forma de la distribución tiene un peso mayor que la estructura de dependencia. Además, el rango de valores oscila desde los 20,21 millones (Uniforme–Uniforme) hasta los 251,42 millones (Log-normal–Pareto), lo que nuevamente evidencia la sensibilidad del capital requerido a la elección de la distribución.

Tabla 17: Comparativa SCR (3σ) vs cuantiles muestrales al 99,5%. Escenario Incendios Independientes. Fuente: Elaboración propia.

Primas \ Reservas	**Uniforme**	**Normal**	**Exponencial**	**Gamma**	**Weibull**	**Log-normal**	**Pareto**
Uniforme	3,26	1,54	1,58	1,04	2,70	0,50	-0,33
Normal	0,44	0,22	0,24	0,12	0,39	-0,02	-0,22
Exponencial	0,45	0,24	0,24	0,12	0,39	-0,03	-0,21
Gamma	0,04	-0,07	-0,07	-0,13	0,01	-0,21	-0,32
Weibull	1,89	1,03	1,05	0,71	1,65	0,34	-0,13
Log-normal	-0,31	-0,35	-0,35	-0,38	-0,32	-0,42	-0,47
Pareto	-0,61	-0,58	-0,65	-0,63	-0,64	-0,66	-0,64

Por último, la Tabla 17 compara el capital regulatorio bajo Solvencia II con el cuantil muestral al 99,5%. El caso Normal–Normal, con un valor de 0,22, sugiere una leve sobreestimación del capital necesario. Se observa un efecto moderador de la independencia del ramo de incendios con el resto de líneas de negocio: en comparación con el escenario autos colineales (Tabla 12), los coeficientes negativos son menos extremos.

5. DISCUSIÓN

El cálculo del Requisito de Capital de Solvencia (SCR) para primas y reservas en seguros No Vida, tal como lo establece la fórmula estándar de Solvencia II, se basa en una estructura normativa orientada a favorecer la simplicidad operativa y la comparabilidad entre entidades aseguradoras. Sin embargo, esta aproximación presenta limitaciones significativas cuando se contrasta con la complejidad real de los riesgos aseguradores. En particular, la dependencia de supuestos como la normalidad multivariante y la agregación mediante correlaciones lineales puede inducir sesgos relevantes en la estimación del capital necesario para cubrir eventos extremos.

El presente trabajo introduce un estadístico alternativo, denotado como ϕ, diseñado para evaluar el SCR de primas y reservas en seguros no vida, que prescinde de la matriz de correlaciones y de la correlación entre riesgos de prima y reserva dentro de cada línea de negocio.

La comparación entre el estadístico normativo σ, utilizado en la fórmula estándar de Solvencia II, y el estadístico alternativo ϕ, propuesto en este estudio, pone de manifiesto diferencias significativas en la estimación del capital de solvencia requerido (SCR). Estas diferencias no son constantes, sino que dependen de dos factores clave: por un lado, la estructura de dependencia entre las distintas líneas de negocio dentro de la cartera aseguradora; y por otro, la distribución de probabilidad que siguen las variables de primas y reservas.

En el escenario central, donde se mantiene la estructura de correlación definida por EIOPA, se observa que el valor de σ supera en un 46% al de ϕ para la cartera planteada en este estudio. Esta diferencia cuantifica el efecto de la diversificación regulatoria, que en este caso actúa como un amplificador del capital requerido.

Cuando primas y reservas siguen una distribución normal, el valor de 3σ está levemente sobredimensionado respecto del cuantil 99,5% de la distribución simulada. Sin embargo, cuando se consideran distribuciones con colas pesadas, como la log-normal o la Pareto, el capital requerido por la fórmula estándar resulta significativamente inferior al valor del cuantil empírico. En el caso extremo de la combinación Pareto–Log-normal, la subestimación alcanza el 68%, lo que pone en evidencia una grave insuficiencia en la dotación de capital frente a eventos extremos.

Este hallazgo es particularmente relevante desde una perspectiva prudencial. La normativa de Solvencia II tiene como objetivo último garantizar la solvencia de las entidades aseguradoras incluso en escenarios de baja probabilidad y alto impacto. Si el modelo regulatorio no captura adecuadamente la severidad de las colas de las distribuciones de pérdidas, se corre el riesgo de que las entidades no cuenten con los recursos necesarios para hacer frente a sus obligaciones en situaciones críticas.

Por otro lado, el estudio también muestra que en contextos donde las distribuciones son más concentradas (como la uniforme), la fórmula estándar puede resultar excesivamente conservadora, obligando a las entidades a inmovilizar capital en exceso. Esta sobreestimación, aunque prudente desde el punto de vista regulatorio, puede tener implicaciones negativas en términos de eficiencia financiera, al limitar la capacidad de inversión y crecimiento de las aseguradoras.

En este contexto, el uso de simulaciones y cuantiles empíricos se presenta como una alternativa metodológica a tener en cuenta por las entidades. Estos enfoques permiten capturar la heterogeneidad de las distribuciones de pérdidas y modelar estructuras de dependencia más realistas, como las que se obtienen mediante cópulas. La literatura reciente respalda esta línea de investigación, destacando la superioridad de los modelos internos frente a la fórmula estándar en términos de precisión y adecuación al perfil de riesgo de cada entidad.

Los escenarios alternativos simulados (autos colineales e incendios independientes) permiten profundizar en el análisis del impacto de la estructura de dependencia. A mayor grado de correlación entre las distintas líneas de negocio, mayor será el valor del estadístico σ, ya que la fórmula estándar de Solvencia II incorpora explícitamente estas dependencias mediante una matriz de correlaciones. Esta estructura amplifica la varianza conjunta de los riesgos cuando las correlaciones son elevadas, reflejando un mayor nivel de riesgo agregado. Por el contrario, cuando las líneas de negocio presentan una baja correlación o son estadísticamente independientes, el efecto de diversificación es más pronunciado, lo que reduce la varianza total y, en consecuencia, disminuye el valor de σ. Esta relación directa entre el nivel de correlación y el valor del estadístico normativo ha sido confirmada empíricamente en los escenarios simulados del estudio, donde se observa un incremento sistemático de σ en contextos de alta dependencia entre ramos.

El estadístico ϕ permanece constante en todos los escenarios, ya que por construcción no incorpora correlaciones. Esta característica lo convierte en una herramienta útil para evaluar el efecto neto de la diversificación regulatoria, pero también limita su capacidad para recoger la realidad de carteras con estructuras de dependencia complejas. En este sentido, ϕ no debe interpretarse como un sustituto del modelo normativo, sino como un complemento que permite identificar posibles sesgos en la estimación del SCR.

6. CONCLUSIONES

Este trabajo contribuye a la literatura actuarial que plantea que la fórmula estándar de Solvencia II presenta limitaciones estructurales que pueden comprometer la precisión en la estimación del SCR para primas y reservas en seguros No Vida. Estas limitaciones derivan principalmente del uso de supuestos simplificadores como la normalidad multivariante y la agregación mediante correlaciones lineales.

Una de las aportaciones de este estudio es considerar el estadístico alternativo ϕ como base para cuantificar el efecto de la diversificación regulatoria, proporcionando una medida del capital requerido en ausencia de correlaciones. Se ha comprobado que ϕ siempre es menor que σ.

La distribución de probabilidad de primas y reservas tiene un impacto determinante sobre el capital requerido. En particular, las distribuciones con colas pesadas generan una subestimación sistemática del riesgo bajo el enfoque normativo, lo que puede comprometer la solvencia de las entidades en escenarios extremos.

Los escenarios simulados muestran que la estructura de dependencia entre líneas de negocio influye significativamente en el valor del SCR. Una mayor correlación entre ramos incrementa el capital requerido, mientras que la independencia relativa puede reducirlo.

El uso de simulaciones y cuantiles empíricos se presenta como una alternativa metodológica sólida para mejorar la estimación del SCR. Estos enfoques permiten capturar la complejidad de las distribuciones de pérdidas y adaptarse al perfil de riesgo específico de cada entidad, superando las limitaciones de la fórmula estándar.

Finalmente, desde una perspectiva regulatoria, los hallazgos de este estudio sugieren la necesidad de revisar y complementar la normativa vigente, promoviendo el uso de modelos internos o híbridos que integren mejor la realidad estadística de las carteras aseguradoras. Esto permitiría una asignación más eficiente del capital y una mayor protección de los asegurados.

Para terminar con algunas limitaciones del trabajo realizado, hay que indicar que se ha asumido la misma familia de funciones de distribución para las primas de todos los ramos y para las reservas de todos los ramos: podrían considerase otras casuísticas, como que las primas de un ramo siguieran una distribución uniforme pero las de otros ramos una distribución log-normal. Asimismo, la tipología de estructuras de dependencia que se ha considerado se ha limitado a las cópulas gaussianas, pero podrían tener en cuenta otras familias de cópulas en estudios futuros.

7. REFERENCIAS

Abd Mutalip, F. N. N., Ismail, I., & Long, K. S. (2024). Capital Requirement for Non-life Insurance Industry using D-vine Copula: An Empirical Evidence from Malaysia. *IAENG International Journal of Applied Mathematics*, 54(8), 1694-1704.

Albarrán, I., & Alonso, P. (2010). *Métodos estocásticos de estimación de las provisiones técnicas en el marco de Solvencia II*. Fundación MAPFRE, Instituto de Ciencias del Seguro.

Barañano Abasolo, A., De la Peña Esteban, J. I., & Garayeta Bajo, A. (2016). Medición del riesgo de suscripción mediante modelos internos en *Solvencia II. Innovar*, 26(62), 113-128. https://doi.org/10.15446/innovar.v26n62.59392.

Bølviken, E., & Guillen, M. (2017). Risk aggregation in Solvency II through recursive log-normals. *Insurance: Mathematics and Economics*, 73, 20-26.

Christiansen, M. C., & Niemeyer, A. (2014). Fundamental definition of the solvency capital requirement in solvency II. *ASTIN Bulletin: The Journal of the IAA*, 44(3), 501-533.

EIOPA (2014). *The underlying assumptions in the standard formula for the Solvency Capital Requirement calculation*. EIOPA-14-322. Disponible en: https://register.eiopa.europa.eu/Publications/Standards/EIOPA-14-322_Underlying_Assumptions.pdf

EIOPA. (2015a). *Delegated Regulation (EC) 2015/35*. https://eur-lex.europa.eu/eli/reg_del/2015/35/oj

EIOPA. (2015b). *Guidelines on the use of internal models*. https://www.eiopa.europa.eu/document/download/14416d09-81f8-454b-b967-6c5315515936_es?filename=Guidelines%20on%20the%20use%20of%20internal%20models

Eling, M., & Jung, K. (2020). Risk aggregation in non-life insurance: Standard models vs. internal models. *Insurance: Mathematics and Economics*, 95, 183-198.

Ferri, A., Bermúdez, L., & Guillén, M. (2013). Influencia de la variable aleatoria implícita en la fórmula estándar en el cálculo del SCR del riesgo de suscripción no vida. *Anales Del Instituto De Actuarios Españoles*, *19*, 63-84.

Filipović, D. (2009). Multi-level risk aggregation. *ASTIN Bulletin: The Journal of the IAA*, 39(2), 565-575.

Garayeta, A., De la Peña, J. I., & Trigo, E. (2022). Towards a global solvency model in the insurance market: A qualitative analysis. *Sustainability*, *14*(11), 6465.

Gross, J., & Ligges, U. (2015). *nortest: Tests for Normality*. https://CRAN.R-project.org/package=nortest

RStudio Team. (2020). *RStudio: Integrated Development Environment for R*. RStudio, PBC. http://www.rstudio.com/

R Core Team. (2023). R: *A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. https://www.R-project.org/

Siopi, E., Poufinas, T., Chen, J. M., & Agiropoulos, C. (2023). Can regulation affect the solvency of insurers? New evidence from european insurers. *International Advances in Economic Research*, *29*(1-2), 15-30.

Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant Graphics for Data Analysis* (New York). Springer-Verlag New York. https://ggplot2.tidyverse.org

Wickham, H., & Bryan, J. (2023). *readxl: Read Excel Files*. https://CRAN.R-project.org/package=readxl

Wickham, H., & Seidel, D. (2022). *scales: Scale Functions for Visualization*. https://CRAN.R-project.org/package=scales