Anales
del Instituto de Actuarios Españoles

4ª Época, Número 32, Año 2026/139-163
DL M-3160-1961 – ISSN 0534-3232 – eISSN 2531-2308

VALORACIÓN ACTUARIAL DEL REASEGURO NO PROPORCIONAL EN SEGUROS DE AUTOMÓVILES: APLICACIÓN DE LA TARIFICACIÓN DEL BURNING COST

ACTUARIAL VALUATION OF NON-PROPORTIONAL REINSURANCE IN MOTOR INSURANCE: APPLICATION OF BURNING COST PRICING

David Enrique Chávez Vega
Actuario. Máster de Ciencias Actuariales y Financieras. Universidad de Barcelona, Barcelona, España.
ORCID: https://orcid.org/0009-0005-3527-7637
E-mail: davidchavezvega1900@gmail.com
(Autor de contacto)

Eva Boj del Val
Departamento de Matemática Económica, Financiera y Actuarial. Universidad de Barcelona, Barcelona, España.
ORCID: https://orcid.org/0000-0002-9487-0693
E-mail: evaboj@ub.edu

Francisco Javier Sarrasí Vizcarra
Departamento de Matemática Económica, Financiera y Actuarial. Universidad de Barcelona, Barcelona, España.
ORCID: https://orcid.org/0000-0001-9309-5229
E-mail: sarrasi@ub.edu

Fecha de recepción: 13 de mayo de 2026
Fecha de aceptación: 18 de julio de 2026

RESUMEN

En el mercado asegurador es fundamental contar con mecanismos para mitigar los riesgos asociados a la intensidad de los siniestros. En este proceso interviene un agente clave, el reasegurador, quien proporciona cobertura ante eventos inesperados. En este contexto, el presente trabajo aborda la modalidad no proporcional de los contratos de reaseguro, en particular *Excess Loss* y *Stop Loss*, centrándose en su tarificación mediante la metodología *Burning Cost*. Asimismo, se aplican distintas técnicas de triángulos de *run-off* para analizar la sensibilidad en la estimación de la prima de reaseguro. El estudio se basa en una cartera real (modificada) de seguros de automóviles perteneciente a una aseguradora con reconocimiento a nivel nacional.

Palabras clave: Reaseguro, Automóviles, Exceso de pérdidas, Exceso de Siniestralidad, Chain-Ladder.

ABSTRACT

In the insurance market, it is essential to have mechanisms in place to mitigate the risks

CC BY NC ND

DOI 10.26360/2026_08

associated with the intensity of claims. A key player in this process is the reinsurer, who provides coverage against unexpected events. In this context, this paper addresses the non-proportional modality of reinsurance contracts, in particular Excess Loss and Stop Loss, focusing on their pricing using the burning cost methodology. In addition, different run-off triangle techniques are applied to analyze the sensitivity in the estimation of the reinsurance premium. The study is based on a real (modified) motor insurance portfolio belonging to a nationally recognized insurer.

Keywords: Reinsurance, Automobiles, Excess-Loss, Stop-Loss, Chain-Ladder.

1. INTRODUCCIÓN

El aseguramiento de automóviles ha sido históricamente y continúa siendo uno de los ramos con mayor exposición a la volatilidad de la siniestralidad. Esta puede verse afectada tanto por la frecuencia como por la severidad de los siniestros, influida a su vez por diversos factores: el incremento de los costes operacionales, las modificaciones de normativas, los ajustes en el baremo de autos o cambios regulatorios en materia de seguros. Para preservar la estabilidad del mercado asegurador y garantizar la accesibilidad de los productos para los asegurados, el reaseguro se presenta como una herramienta estratégica clave en la mitigación del riesgo (Nieto de Alba y Vegas, 1993; Barón *et al.*, 2010; Pérez, 2011).

En este contexto, el presente estudio se centra en el análisis y tarificación de contratos de reaseguro no proporcionales existentes en el mercado, *Excess Loss* (XL) y *Stop Loss* (SL).
La tarificación en el caso de los contratos XL se basa en los siniestros individuales que superan la prioridad del contrato; mientras que en los contratos SL, se considera la siniestralidad agregada anual que exceda la prioridad pactada.

Desde la perspectiva del reasegurador, se analiza el impacto que tiene cada modalidad en el cálculo de la prima pura, considerando la naturaleza del riesgo transferido.

El análisis se realiza utilizando una base de datos reales proporcionada por una entidad aseguradora con presencia nacional. En particular, el estudio se enfoca en la cobertura de Responsabilidad Civil Obligatoria (RCO), concretamente en la RCO Corporal. Esta elección se debe tanto a su carácter obligatorio para la circulación de vehículos en el territorio español, como a la disponibilidad de información detallada sobre primas, exposiciones y siniestros.

Del análisis exploratorio obtenido con los datos reales, se observa que el coste medio por siniestro en RCO Corporal asciende a 4.580,7 €, con una frecuencia anual situada entre el 2,25 % y 3,19 %, lo que implica un coste medio por póliza en el rango de 103 € y 140 €. En términos de riesgos individuales, esto representa un coste esperado mínimo de, al menos, 100 € por póliza.

		Percentiles						
Periodo	**Media**	**50**	**75**	**90**	**95**	**99**	**99,5**	**99,9**
2018	4.779,6	1.223,4	3.070,2	6.913,7	11.778,7	59.908,3	89.961,4	333.030,3
2019	4.062,0	1.292,5	3.300,0	7.407,6	13.200,0	46.323,7	67.456,0	220.087,4
2020	5.143,8	1.311,1	3.272,3	7.271,8	12.925,6	64.205,6	96.062,1	242.687,3
2021	4.493,9	1.490,6	3.535,2	7.700,0	12.638,5	38.546,8	74.900,5	275.379,1
2022	4.586,0	1.450,1	3.300,0	6.600,0	11.266,9	44.427,2	71.562,9	336.260,3
Total	4.580,7	1.316,0	3.300,0	7.150,0	12.396,9	53.366,8	85.535,8	302.844,3

Tabla 1: Distribución del coste individual de RCO Corporal. Fuente: Elaboración Propia.

Como se puede observar la Tabla 1 muestra la distribución de los costes por siniestro. Si bien la media del coste es 4.580,70€, se observa que existen indemnizaciones elevadas en los percentiles más altos. Por ejemplo, en los percentiles 95 % y 99,9 %, el coste por siniestro se multiplica por más de cuatro, alcanzando hasta 300.000 € en los casos más extremos.

Con el fin de estimar la prima de los contratos de reaseguro, se aplica la metodología

tradicional del *Burning Cost* (BC). Su cálculo suele fundamentarse en la estimación de reservas a través de triángulos *run-off*, principalmente mediante el método Chain-Ladder (CL), ampliamente reconocido en la literatura actuarial. Sin embargo, dada la sensibilidad del resultado de la prima del reaseguro a la elección del modelo de provisiones, se considera adecuado evaluar el impacto de aplicar diferentes métodos, tanto deterministas como estocásticos.

En este estudio se emplean diversas técnicas actuariales para estimar el BC y analizar su comportamiento bajo distintos modelos de provisión. El objetivo es desarrollar herramientas que permitan obtener estimaciones más precisas de la prima de reaseguro y explorar diferentes escenarios de prioridad del contrato, evaluando así la sensibilidad del BC a la metodología empleada.

2. OBJETIVOS

Como se ha señalado en relación con la tarificación tradicional, el objetivo principal de este estudio es estimar la prima de reaseguro de una cartera de seguros de automóviles mediante la aplicación de distintos modelos actuariales de provisiones basados en los triángulos de *run-off*, considerando los atributos que cada metodología tiene sobre la estimación del BC desde la perspectiva del reasegurador.

En particular, se pretenden cuantificar las primas de reaseguro para las modalidades no proporcionales SL y XL, evaluando distintos escenarios de prioridad y de límite de responsabilidad del reasegurador. Para ello, se emplean diversas metodologías de estimación de provisiones, con el fin de proyectar escenarios futuros de siniestralidad y analizar su efecto sobre la tarificación del reaseguro.

En cuanto a la estructura del trabajo, este se divide en tres secciones. En primer lugar, en la sección 3, se presenta el marco teórico, que incluye los fundamentos del reaseguro y los modelos de actuariales para la estimación de provisiones. En segundo lugar, en la sección 4, se exponen los resultados del estudio, analizando la sensibilidad de las primas de reaseguro obtenidas bajo los distintos métodos. Finalmente, en la sección 5, se presentan las conclusiones, remarcando sus implicaciones prácticas y las diferencias observadas entre los enfoques considerados.

3. METODOLOGÍA

El propósito general de un contrato de reaseguro es permitir que la compañía aseguradora gestione y distribuya sus riesgos. En función de su nivel de solvencia y su apetito de riesgo, la aseguradora puede transferir una parte de sus responsabilidades a un reasegurador, con el objetivo de reducir la exposición a pérdidas financieras derivadas de los contratos de seguro.

En cuanto a las modalidades del reaseguro no proporcionales consideradas, se establece un reparto de responsabilidad entre la cedente (aseguradora) y el reasegurador en función de los importes de los siniestros individuales, o de la suma de ellos (siniestralidad), según se trate de la modalidad de reaseguro XL o SL respectivamente. En esta estructura del contrato, el reasegurador interviene cuando el importe del siniestro o la siniestralidad supera un umbral previamente acordado, denominado prioridad, y hasta el límite de responsabilidad que este haya asumido.

En el trabajo nos centraremos en la modalidad de reaseguro XL por siniestro, que opera cuando el importe individual de cada siniestro excede la prioridad del contrato, así como también la modalidad de SL, en la que el reasegurador actúa cuando la siniestralidad de la cedente supera también una determinada prioridad establecida en el contrato. Ambas modalidades contarán con un límite de cobertura máximo establecido por el reasegurador, es decir, el reasegurador tendrá responsabilidad limitada y tendrán un período de vigencia contractual anual. También, se adoptará un enfoque de ocurrencia de los siniestros, según el cual se cubrirán todos los siniestros ocurridos durante la vigencia del contrato de reaseguro,

con independencia del ejercicio donde se contrató la póliza.
Finalmente, se incorporará un recargo de seguridad en las estimaciones, determinado a partir del error de predicción de los modelos de provisiones utilizados, los cuales corresponderán a modelos estocásticos.

3.1 Reaseguro Excess Loss y Stop Loss

Siguiendo el esquema del reaseguro con responsabilidad limitada, sea M la prioridad establecida por la cedente y L el límite de cobertura del reasegurador, denominado tramo *working*. En el reaseguro XL la prioridad y el límite de cobertura actúa a nivel de siniestro individual, mientras que en el SL se define sobre la siniestralidad, es decir, sobre la suma de los siniestros. Por tanto, la capacidad del contrato de reaseguro vendrá dada por $M + L$, cubriendo el reasegurador el exceso que va desde M hasta $M + L$.

Definimos Y como la variable de referencia, donde:

- $Y = x$ para XL.
- $Y = S$ para SL.

Siendo x el importe del siniestro y S la siniestralidad de la cartera obtenida como suma de los siniestros. La distribución de la variable Y se encuentra en la Tabla 2:

Rango $\boldsymbol{Y}$	Riesgo de la cedente	Riesgo asumido por el reasegurador
$\boldsymbol{Y < M}$	Y	0
$\boldsymbol{M \leq Y < M + L}$	M	$Y - M$
$\boldsymbol{Y \geq M + L}$	$Y - L$	L

Tabla 2: Distribución de la variable de referencia. Fuente: Elaboración Propia.

Como se puede observar, el esquema es idéntico para los contratos XL y SL, la única diferencia es la variable considerada: el importe del siniestro individual x en el XL o la siniestralidad S en el caso del SL.

En lo que respecta a la tarificación de un contrato de reaseguro, y siguiendo las características de dichos contratos, sus condiciones económicas se negocian anualmente entre la cedente y reasegurador. Por lo que, nos centraremos en la metodología determinista, basada en la experiencia histórica de la cedente en términos de primas y siniestros. Dicha metodología se fundamenta en la proyección hacia el periodo de cotización, por ello, será necesario contar de una experiencia de siniestralidad suficiente para la estimación del BC.

3.2 Método de *Burning Cost*

El método del BC permite calcular y ajustar las primas de reaseguro, adaptándolas a las variaciones de la siniestralidad reportadas por la cedente. El BC se puede interpretar como una ratio de siniestralidad, ya que representa la relación entre los siniestros que habrían sido asumidos por el reasegurador y las primas totales devengadas por la cedente, bajo la hipótesis de que el contrato de reaseguro hubiese estado vigente durante un periodo prefijado. Las primas de reaseguro estimadas al inicio del ejercicio en las modalidades no proporcionales se calculan como un coeficiente de las primas totales estimadas que devengará la cedente en ese ejercicio. Cuando la cedente no dispone de información estadística histórica suficiente sobre la siniestralidad del ramo que se pretende reasegurar, entonces este coeficiente lo propone el reasegurador en base a su experiencia. Sería, por ejemplo, el caso en el que la cedente operase en un nuevo ramo y quisiera reasegurarlo. Sin embargo, si la cedente sí dispone de información estadística histórica sobre la siniestralidad del ramo que quiere reasegurar, entonces el coeficiente vendrá dado por el BC.

Teniendo en cuenta que el BC se obtiene al inicio del ejercicio, tomando como referencia para su cálculo un periodo prefijado de experiencia de siniestralidad de la cedente de los últimos años, el cálculo de la prima de reaseguro estimada al inicio del ejercicio se obtiene multiplicando la tasa BC por el volumen de primas que la cedente espera cobrar en el ejercicio

en curso, denominado *Estimated Premium Income* (EPI). Cabe destacar que, al final del ejercicio, la prima de reaseguro se ajusta una vez que se conocen las primas devengadas efectivas, pudiendo resultar una prima adicional a cobrar o, alternativamente, un extorno de prima.

Según Sarrasí (2003), el cálculo de la prima de reaseguro en t para un período de cobertura comprendido en el intervalo o ejercicio $[t, t+1]$, se obtiene multiplicando las primas totales estimadas que la cedente espera obtener en el intervalo $[t, t+1]$ por el BC asociado al periodo prefijado de experiencia de siniestralidad de la cedente de los últimos t años $[0, t]$:

$$P_t^R = P_{t,t+1} \cdot BC_t = P_{t,t+1} \cdot \frac{Suma\ de\ siniestros\ a\ cargo\ del\ reasegurador\ en\ el\ intervalo\ [0,t]}{Suma\ de\ primas\ devengadas\ por\ la\ cedente\ en\ el\ intervalo\ [0,t]},$$

donde:

- P_t^R : prima de reaseguro estimada en el momento *t*.
- $P_{t,t+1}$: primas totales estimadas que la cedente espera obtener en el intervalo $[t, t+1]$. A estas primas se las conoce como *Estimated Premium Income*, EPI.
- BC_t: *Burning Cost*, BC, en el momento *t* asociado al periodo de experiencia $[0, t]$. Es la ratio que relaciona los siniestros a cargo del reasegurador, si el contrato de reaseguro pactado en *t* hubiese estado vigente en el intervalo $[0, t]$, y las primas devengadas por la cedente durante dicho periodo.

Cabe destacar algunas observaciones para el cálculo de las primas de reaseguro. La primera es que el periodo de experiencia o intervalo que se suele aplicar para calcular el BC suele ser el de los últimos 5 años respecto a la fecha del contrato de reaseguro. Períodos más cortos darían lugar a pérdida de información sobre la siniestralidad, ya que en ésta se deben de tener en cuenta los retrasos en la notificación y liquidación de siniestros de cada ejercicio. Sin embargo, considerar periodos más largos hace que las condiciones de los riesgos puedan verse alteradas por cambios normativos o modificaciones en la composición de la cartera a lo largo del tiempo, lo que reduce la fiabilidad de los datos más antiguos. La segunda observación es que al calcularse la prima de reaseguro en t sobre las primas totales estimadas que la cedente espera obtener en el intervalo $[t, t+1]$, esta prima será provisional. Una vez finalizado el ejercicio y conocidas las primas totales efectivamente devengadas por la cedente en *t*+1, se procederá a reajustar la prima de reaseguro obteniéndose la prima de reaseguro definitiva. La tercera observación es que este método de tarificación, si se mantiene en el tiempo, el valor del BC variará en cada ejercicio por tener en cuenta la siniestralidad de los últimos años, permitiendo reajustar de forma regular y paulatina las primas de reaseguro, adaptándolas a las variaciones de siniestralidad prevista en base a la información de la cedente.

En función del grado de ajuste aplicado a la experiencia histórica existen diferentes variantes de cálculo del BC. El BC Puro (BCP) se define como el cociente entre los siniestros que habrían sido imputados al reasegurador y las primas devengadas sin realizar correcciones por provisiones ni desviaciones. Por otro lado, el BC Indexado (BCI) introduce un ajuste inflacionario, permitiendo una valoración homogénea de primas y siniestros. Por otra parte, el BC Triangulado (BCT) aplica técnicas actuariales sobre las provisiones de siniestros, con el objetivo de corregir los efectos derivados a los retrasos en la notificación y liquidación de estos.

Por otro lado, en este tipo de contratos de reaseguro es habitual utilizar como horizonte temporal del periodo de experiencia para calcular el BC los últimos 4 o 5 años. Esto se debe a que, al considerar un periodo histórico más amplio, las condiciones de los riesgos pueden verse alteradas por cambios normativos, variaciones en la exposición o modificaciones en la composición de la cartera a lo largo del tiempo, lo que reduce la fiabilidad de los datos más antiguos. Por otro lado, considerar periodos más cortos podría no reflejar el comportamiento actual de la cartera por falta de información, incrementando el riesgo de estimación.

En este trabajo adoptaremos la metodología más completa basada en el BC Indexado y

Triangulado (BCIT). Por tanto, combinaremos los dos enfoques anteriores, incorporando la indexación y la proyección de los valores futuros de los siniestros mediante técnicas basadas en triángulos de *run-off*. En particular, se abordará la proyección de los sinestros desde un enfoque tanto determinista como estocástico.

Asimismo, este enfoque resulta adecuado para coberturas de larga cola, como la RC Corporal, y permite obtener una estimación más robusta de la prima de riesgo.

A continuación, se enumeran los pasos que se han seguido para calcular la prima de reaseguro en *t*, aplicando el BCIT:

1. Recopilación de la información histórica de siniestros por parte de la cedente y determinación de los siniestros a cargo del reasegurador. La cedente debe de tener información detallada sobre la evolución de cada uno de los siniestros que componen su cartera en el periodo $[0, t]$, teniendo en cuenta los posibles retrasos en la notificación y liquidación de los mismos. Con esta información se obtiene la carga siniestral a cargo del reasegurador en el periodo $[0, t]$. Para el caso del reaseguro XL, se determina el siniestro a su cargo en función de la prioridad y el límite pactado en el contrato. En el caso del SL el procedimiento es similar, pero en este caso se suman los siniestros de cada ejercicio de ocurrencia y sobre estos, en función de la prioridad y el límite pactado en el contrato, se determina el importe de la siniestralidad a cargo del reasegurador al final de cada ejercicio.
2. Recopilación de las primas devengadas en el periodo $[0, t]$.
3. Indexación de cuantías monetarias tanto de las primas como de los siniestros históricos asociados al periodo $[0, t]$, expresándolos en unidades monetarias del momento *t*.
4. Cálculo del BC y aplicación de recargos de seguridad al BC calculado. Se incorporan recargos de seguridad para cubrir las posibles desviaciones que pueda haber respecto al valor esperado.
5. Cálculo de la prima de reaseguro estimada en *t* (Society of Actuaries, 2023).

3.3 Modelos actuariales de cálculo de provisiones de triángulo de *run-off*

La estimación adecuada del *ultimate*, entendido como el coste total que incluye tanto los siniestros reportados como los no reportados, constituye un elemento clave para la tarificación de los contratos no proporcionales, especialmente en los casos en que el ramo o riesgos tienen una estructura de cola larga (*long-tailed*). En este contexto, los retrasos en la notificación y liquidación de los siniestros generan una infraestimación de la siniestralidad observada (*reported*) en los primeros ejercicios de desarrollo, lo que puede derivar en una infraestimación de la prima de reaseguro.

Con el objetivo de dar respuesta a este escenario, en este trabajo se emplearán modelos de proyección basados en triángulos de *run-off* para la estimación de provisiones por siniestros ocurridos, pero no reportados (*Incurred But No Reported, IBNR*). Estas metodologías nos permitirán proyectar el desarrollo futuro de los siniestros, obteniendo estimaciones del *ultimate*, las cuales se incorporarán posteriormente a la metodología del BC.

Para el cálculo de las provisiones IBNR se aplicarán distintas metodologías, recogidas en la Tabla 3, que se encuentran descritas desde el punto de vista metodológico en el Anexo del trabajo. La consideración de varios métodos tiene como objetivo analizar la sensibilidad de los resultados del cálculo del BC y las correspondientes primas de reaseguro ante diferentes enfoques de estimación de provisiones.

Modelos Deterministas	**Modelos Estocásticos**
Chain-Ladder	Mack

Cape Cod	*Bootstrap* para el modelo lineal generalizado.
	Munich Chain-Ladder

Tabla 3: Modelos de cálculo de provisiones considerados en este estudio. Fuente: Elaboración propia.

4. CASO PRÁCTICO

Para el desarrollo del caso práctico, se ha trabajado en lenguaje de programación R (R Development Core Team, 2026), con en el que se ha llevado a cabo todo el proceso de cálculo y análisis (Grolemund y Wickham, 2011; Wickham, 2016; Auguie, 2017; Wickham *et al.*, 2025, 2026a y 2026b). La base de datos utilizada procede de una entidad aseguradora y reaseguradora. Por razones de confidencialidad y conforme a la política de la entidad, la información ha sido debidamente anonimizada y tratada bajo la supervisión de un responsable.

Durante el proceso de tarificación se han aplicado métodos deterministas y estocásticos sobre los triángulos de *run-off* previamente descritos en el marco teórico. Este enfoque permite evaluar la adecuación de los distintos modelos, así como establecer criterios de selección e incorporar recargos de seguridad. Finalmente, los resultados obtenidos se han comparado en función del modelo utilizado y de los criterios adoptados, con el objetivo de extraer conclusiones consistentes.

4.1 Análisis exploratorio de los datos

Se dispone de una base de datos principal, denominada *BBDD Reinsurance*, que contiene información sobre los factores de riesgo, primas devengadas, exposiciones al riesgo y pólizas en vigor. Asimismo, se cuenta con cinco bases de datos adicionales que recogen los siniestros registrados durante los últimos cinco ejercicios, con cierre a fecha 31 de diciembre de cada año. En estas bases, cada registro corresponde a un siniestro individual.

En el caso de *BBDD Reinsurance*, cada fila representa a una póliza. La información recopilada hace referencia a siniestros, primas y pólizas asociadas a la cobertura de RCO Corporales (Boletín Oficial del Estado, 2004), y se limita a riesgos ubicados en territorio español.

A continuación, se presenta una tabla resumen, Tabla 4, con las características principales de las bases de datos utilizadas.

Resumen BBDD	Reinsurance	Sin_18	Sin_19	Sin_20	Sin_21	Sin_22
Núm. Filas	930.868	8.283	16.045	21.683	29.780	40.752
Núm. Columnas	24	14	14	14	14	14

Tabla 4: Resumen de las Bases de Datos, BBDD. Fuente: Elaboración Propia.

Como se puede observar en la Tabla 4, las BBDD que comienzan con el prefijo *Sin* corresponden a información de siniestros. Todas ellas presentan una misma estructura homogénea, diferenciándose únicamente por la fecha de cierre del ejercicio. Por otro lado, la *BBDD Reinsurance* contiene información relativa a los atributos del riesgo, primas y exposición.

Composición de la cartera

Previamente a la tarificación de los contratos XL y SL, se realiza un análisis de la cartera de automóviles con el objetivo de evaluar el volumen de primas devengadas y de riesgos expuestos. Esto nos permitirá comprender la composición y estructura de la cartera. La segmentación de la cartera se ha realizado en función de tres categorías de vehículo, agrupadas de la siguiente manera:

- Categoría 1: turismos, autocaravanas y otros vehículos de uso particular, como taxis y furgones.

- Categoría 2: camiones, cabezas tractoras, autocares, autobuses, vehículos industriales, agrícolas, y remolques.
- Categoría 3: ciclomotores, motocicletas y motocarros.

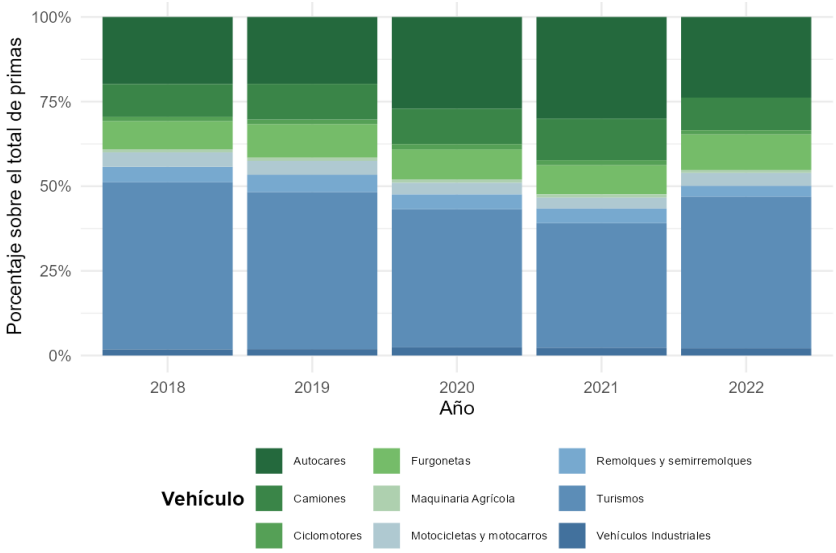


Figura 1: Evolución de la composición de las primas según la tipología de vehículo. Fuente: Elaboración Propia.

Como se puede observar en la Figura 1 se representa la evolución de la composición de primas por tipología de vehículos. Entre 2018 y 2022 las primas totales crecieron de 47.698.916 € a 75.970.477 €, lo que representa un aumento del 59,27%.

El crecimiento medio por categoría en ese periodo ha oscilado entre el 43% y el 70%, siendo la Categoría 2 la que mostró un mayor incremento. Esta variabilidad se explica en parte por el alto valor de la prima media en vehículos como autocares, cercana a 2.286 €, lo que implica que pequeños cambios en el número de pólizas pueden generar un impacto significativo en términos de primas. En la Categoría 1, el crecimiento entre 2021 y 2022 fue del 48%, impulsado por un aumento del 30,19% en el número de pólizas, debido a nuevas contrataciones de turismos durante esa anualidad.

Hipótesis y parámetros para la valoración de los contratos de reaseguros

Para realizar una valoración adecuada de los contratos XL y SL, es necesario incorporar una hipótesis de indexación de las cuantías monetarias, tanto en primas como en siniestros, con el fin de reflejar la evolución real y evitar distorsiones derivadas de valores nominales. En este contexto, se establece el año 2022 como año base para el proceso de indexación.

En este caso, la actualización de las cuantías se ha llevado a cabo utilizando el Índice de Precios de Consumo (IPC) de España, a partir de datos publicados por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Para períodos posteriores, se han considerado las previsiones de inflación publicadas por el Banco de España en su informe trimestral (4/2022). Ver Figura 2.

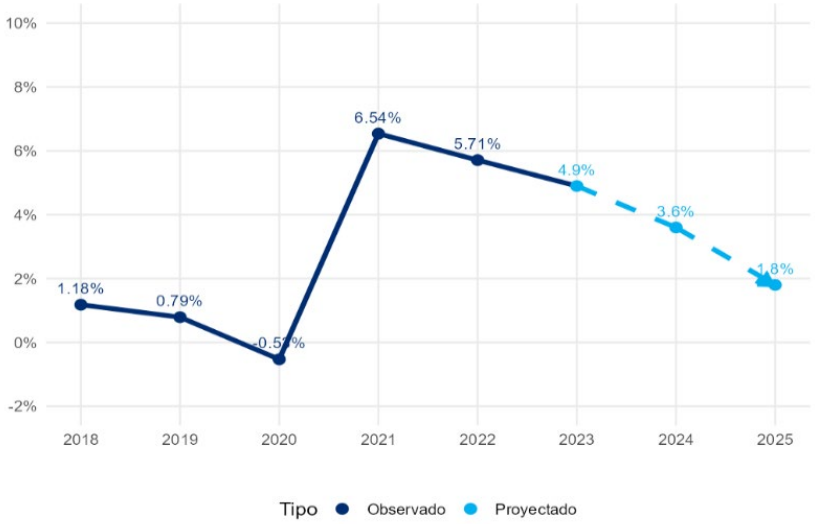


Figura 2: Revalorización aplicada para la indexación de primas y siniestros. Fuente: Elaboración Propia.

Reaseguros - Primas indexadas

Para la evolución de los contratos de reaseguro, se analizará el contrato XL considerando las categorías 1 y 3, y el contrato SL considerando el total de la cartera.

En relación con la Figura 3, se presenta la evolución de las primas nominales e indexadas. En la figura de la izquierda, se observa que las categorías primera y tercera mantienen una evolución relativamente estable hasta 2021, registrando un incremento significativo en 2022 debido al aumento del número de vehículos asegurados, alcanzando una prima indexada de 45,8 millones de euros.

Por otra parte, la figura de la derecha muestra un crecimiento sostenido, explicado principalmente por una mayor captación de riesgos en la segunda categoría, que en 2022 alcanza una prima indexada de 75,9 millones de euros. Cabe destacar que las primas representadas en ambas figuras corresponden a valores indexados, los cuales se emplearán en el cálculo del BC para las modalidades de XL y SL.

Una vez analizada la composición de la cartera y definidas las primas aplicables a cada modalidad de reaseguro, se procede a desarrollar la tarificación de los contratos mediante la evaluación del BC. A continuación, se presentan los resultados obtenidos con los distintos modelos. La estimación de la prima de reaseguro para el ejercicio 2023 se realizará en los siguientes apartados, dado que las hipótesis aplicadas son comunes para ambos contratos.

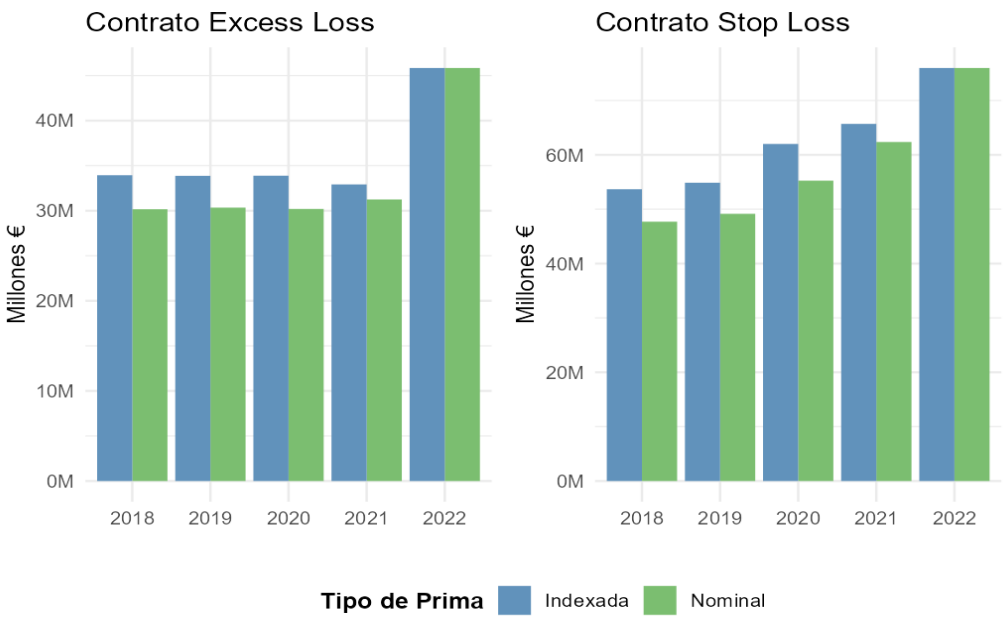


Figura 3: Evolución de las primas según el contrato de reaseguro. Fuente: Elaboración Propia.

Metodología de triángulos run-off

La cuantificación de los triángulos de *run-off* se ha realizado mediante el lenguaje de programación R, utilizando la librería ChainLadder (Carrato *et al.*, 2025), concretamente con las siguientes funciones:

- **MackChainLadder**: Calcula las provisiones de siniestros mediante el modelo de Mack, incluyendo errores de predicción del modelo.
- **glmReserve**: Estima las provisiones utilizando un GLM. Para este estudio se ha seleccionado la distribución de Poisson, evaluando sus errores de predicción mediante *bootstrap* con 1000 simulaciones.
- **MunichChainLadder**: Esta función calcula las provisiones utilizando el modelo MCL que trabaja simultáneamente con triángulos de pagos e incurridos, modelizando su ratio y correlación.
- **Modelo_Chain_Ladder**: Función determinista desarrollada para este estudio, basada en los fundamentos teóricos del modelo CL clásico.
- **Modelo_CapeCod**: Función determinista desarrollada para este estudio según el modelo Cape Cod, el cual incorpora información externa (primas) mediante la tasa de siniestralidad observada.

Estas funciones permiten obtener el triángulo de *run-off* completo en cuantías acumuladas, proyectando los pagos futuros por año de origen y su total. Entre las principales variables devueltas se incluyen:

- **Latest**: Importe de la última cuantía acumulada de los siniestros observados por año de origen.
- **Ultimate**: Estimación del importe total de siniestros al finalizar el desarrollo del triángulo.
- **Reserve**: Estimación de los pagos futuros (IBNR).
- **SD**: Error estándar asociado a la estimación de provisiones en modelos estocásticos, junto con su coeficiente de variación (CV).
- **Loss Ratio**: Relación entre primas ajustadas y el Latest, utilizada en el modelo Cape Cod. También devuelve la variable Adjusted Premium.
- **Dev.to.Date**: Relación entre Latest y Ultimate, que refleja el grado de desarrollo del siniestro por año de origen y total.
- **Ratio Pagos/Incurrido**: Proporción entre los pagos y los siniestros incurridos, específica del modelo MCL.

Por otro lado, en los modelos de triángulo de *run-off*, no profundizaremos en el desarrollo relacionado con la incorporación de un factor en la cola del triángulo. Esta aplicación puede tener impacto en modelos como Mack, MCL y *bootstrap*, ya que permite incluir un factor de cola en la función del modelo. En cuanto al modelo MCL, sería posible incorporar un factor de cola tanto para los pagos como para los incurridos. Sin embargo, dado que esto no forma parte del objetivo principal de este trabajo, no se aplicará ningún factor de cola en los modelos analizados

4.2 Tarificación de *Excess Loss*

Habiendo explicado la metodología y las funciones aplicadas, se procede a aplicar la tarificación mediante el método del BC, centrado en las categorías 1 y 3. Para ello, se utiliza información de los últimos cinco años, priorizando la actualidad de los datos y evitando distorsiones por cambios en la composición o gestión de siniestros.

Tras indexar primas y siniestros, se modelan los triángulos de *run-off* para obtener los factores de desarrollo acumulados. Estos permiten ajustar los siniestros por inflación, considerando la actualización anual del baremo de RC según el IPC, y por provisiones IBNR. A partir de los importes individuales ya indexados, se simulan diferentes escenarios de prioridad para determinar qué parte de los siniestros habría sido cubierta por el reasegurador bajo distintos escenarios.

Una vez obtenidos los triángulos, se simulan escenarios de prioridad y límite de responsabilidad, aplicando diversos modelos de *run-off*. Esto permite evaluar el impacto de la elección del modelo de provisiones sobre la cesión de riesgos al reasegurador.

Para la simulación del BC se ha asumido la hipótesis de que la banda de fluctuación de la prioridad, *M*, está comprendida entre 5.000€ y 1.000.000€, y que el límite de responsabilidad del reasegurador, *L*, es 5 veces la prioridad.

Por lo tanto, se ha construido el triángulo (ver Tabla 5) de aquellos siniestros ocurridos por año de origen incluyendo los comunicados en ejercicios posteriores.

Origen	Año de desarrollo				
	0	1	2	3	4
2018	23.189.039,34	25.644.836,78	27.332.539,24	28.250.191,05	29.153.106,41
2019	20.401.060,36	20.857.073,46	21.186.551,93	21.642.173,06	
2020	19.402.422,01	20.114.353,69	20.364.685,25		
2021	21.534.872,94	22.333.739,78			
2022	32.396.052,46				

Tabla 5: Triángulo de *run-off* de cuantías acumuladas para la cobertura RC Corporales. Incurridos Indexados. Fuente: Elaboración Propia.

A partir de este triangulo se han aplicado distintos modelos de triangulo *run-off*. A continuación, se analizan los resultados obtenidos mediante las diferentes metodologías.

Análisis de los resultados: Triángulos run-off

Se han aplicado distintos modelos de proyección sobre los triangulo de *run-off* con el objetivo de estimar los factores de desarrollo y así evaluar su impacto en la tarificación del reaseguro. En primer lugar, el modelo CL ha permitido obtener los factores de desarrollo acumulados para proyectar los siniestros. Como extensión estocástica, el modelo de Mack incorpora la estimación del error de predicción que nos permite añadir un recargo de seguridad a cada siniestro.

Adicionalmente, se ha implantado un modelo de *bootstrap* bajo un enfoque de GLM con distribución de Poisson sobredispersa, que permite obtener la distribución predictiva de las

provisiones. Aunque su estimación media es consistente con CL y Mack, presenta una mayor variabilidad, lo que resultaría útil en contextos de mayor aversión al riesgo mediante el uso de los percentiles.

Por otro lado, el modelo Cape Cod ha incorporado información externa a través de las primas devengadas, ajustando la proyección mediante la tasa de siniestralidad. Este enfoque permite proyectar el desarrollo completo del triángulo, integrado de forma implícita la siniestralidad histórica, las primas y los factores de desarrollo.

Asimismo, el modelo MCL presenta una diferencia significativa respecto a los modelos anteriores. Mientras que estos asumen independencia en los datos, el modelo MCL trabaja de forma conjunta con los triángulos de pagos e incurridos, lo que permite capturar la relación entre ambos y evitar estimaciones inconsistentes, como ratios de pagos sobre incurridos superiores al 100%, habituales en modelos que consideran un único triángulo. En este enfoque, ambos triángulos se proyectan de manera simultánea, estimándose los factores de desarrollo mediante un proceso recursivo que incorpora, además de los factores clásicos, un componente de dependencia y la evolución de la ratio de pagos e incurridos.

A continuación, en la Tabla 6, se presentan los resultados obtenidos mediante los distintos métodos aplicados para estimar la provisión de siniestros para la RC Corporal. La comparación entre modelos se basa en la estimación total de las provisiones generadas por cada enfoque

Modelos	Ultimate Total	Reserva Estimada	Error Estándar	CV Total
Chain Ladder	135.011.775	9.122.018		
Cape Cod	134.907.610	9.017.853		
Mack	135.011.776	9.122.019	2.151.435,27	0,24
Munich Chain Ladder	131.025.114	5.135.357		
Boostrap Media	134.838.709	8.948.952	3.761.464,82	0,42
Boostrap Percentil 0,75	136.996.599	11.106.843		
Boostrap Percentil 0,95	141.836.665	15.946.908		
Boostrap Percentil 0,99	145.886.827	19.997.070		
Boostrap Percentil 0,995	147.237.562	21.347.805		

Tabla 6: Resumen de los resultados obtenidos mediante la aplicación de distintos métodos a los triángulos de *run-off*. Fuente: Elaboración Propia.

- La elección del modelo de provisiones más adecuado no responde a un único criterio, ya que depende en gran medida del nivel de aversión al riesgo y de los objetivos estratégicos de la entidad.

- Si se prefiere trabajar con modelos estocásticos que ofrezcan estimaciones con menor error de predicción, el modelo de Mack puede ser una opción recomendable.

- En contextos de mayor aversión al riesgo, pueden priorizarse metodologías conservadoras como el *bootstrap*, utilizando percentiles elevados para reflejar escenarios extremos.

- Si se considera importante modelizar la dependencia entre pagos e incurridos, el modelo MCL permite estimaciones más coherentes, evitando distorsiones como ratios superiores al 100%.

- Por otro lado, el modelo Cape Cod, que integra información externa (primas), puede resultar recomendable si preferimos la proyección de la tasa de siniestralidad.

En cualquier caso, la selección del modelo debe basarse en el juicio experto del actuario, considerando tanto el perfil de riesgo de la compañía como su estrategia de gestión.

A continuación, se presentan los factores de proyección obtenidos para cada modelo, visualizados en la Figura 4, donde se observa que los factores de proyección obtenidos mediante los modelos Mack, CL y *bootstrap* (media) presentan patrones idénticos. Esto se debe a que todos estiman una evolución idéntica de los siniestros, diferenciándose principalmente en los errores de predicción de los modelos estocásticos.

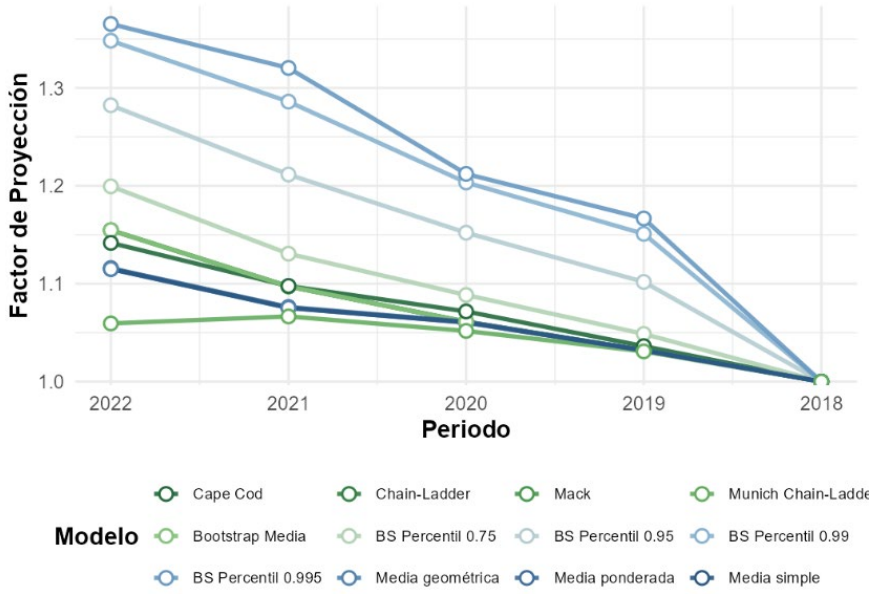


Figura 4: Factores de proyección estimados a partir de los triángulos de *run-off*. Fuente: Elaboración Propia.

El modelo MCL proyecta un patrón más suavizado, ya que asume una evolución más estable de las cuantías estimadas. Por otro lado, los resultados del modelo *bootstrap* bajo percentiles, 0,75, 0,95, 0,99 y 0,995, muestran proyecciones más conservadoras, como se comentó en su apartado. Estos percentiles reflejan escenarios con mayor prudencia, útiles en contextos de una elevada aversión al riesgo.

En cuanto a los factores de proyección medios (geométrico, ponderado y simple), se han calculado a partir de un triángulo de factores individuales. El análisis se ha centrado en los dos últimos periodos para reflejar la evolución reciente frente a los datos históricos. Estos métodos suavizan los factores respecto al CL, aunque siguen una tendencia similar en los años anteriores. La mayor variabilidad se concentra en el año 2022.

Análisis de los resultados: Burning cost

Como se indicó, las primas utilizadas para el contrato se basan en la Figura 3. Asimismo, y de acuerdo con las hipótesis iniciales de la simulación, se trabaja con siniestros individuales previamente indexados y ajustados mediante los factores de proyección obtenidos a partir de los modelos anteriores. A partir de ello, se simula cada cuantía individual con el objetivo de evaluar si supera la prioridad definida y, en su caso, determinar el importe cubierto hasta el límite de responsabilidad del reasegurador.

En este análisis, se consideran los modelos CL, Mack y *bootstrap*, con el fin de comparar los enfoques estocásticos que permiten estimar el error de predicción e incorporar un recargo de seguridad proporcional al coeficiente de variación, CV, por año de origen, según la siguiente expresión:

$$\hat{X}_i = X_i^{adj} \cdot (1 + \alpha \cdot CV_i),$$

donde:

- $\hat{X}_i$: cuantía ajustada del siniestro incluyendo el recargo de seguridad.
- X_i^{adj}: cuantía individual del siniestro previamente indexada y ajustada mediante el factor de proyección de siniestro obtenido para el año de origen i.
- α: parámetro del recargo de seguridad, con valores entre 0 y 1.
- CV_i: coeficiente de variación, CV, estimado para el año de origen i, obtenido a partir del modelo estocástico de provisiones.

Dado que la incertidumbre del modelo se estima de forma agregada por año de origen, el coeficiente de variación CV_i se aplica homogéneamente a todos los siniestros individuales pertenecientes a dicho año.

Para este estudio, aplicaremos diferentes valores de α, los cuales irán aumentando en 0,1, con el objetivo de observar el impacto del recargo aplicado a las estimaciones del modelo y a su vez, analizar los distintos escenarios de prioridad. A continuación, en la Figura 5, se presentan los resultados de las simulaciones bajo esta hipótesis.

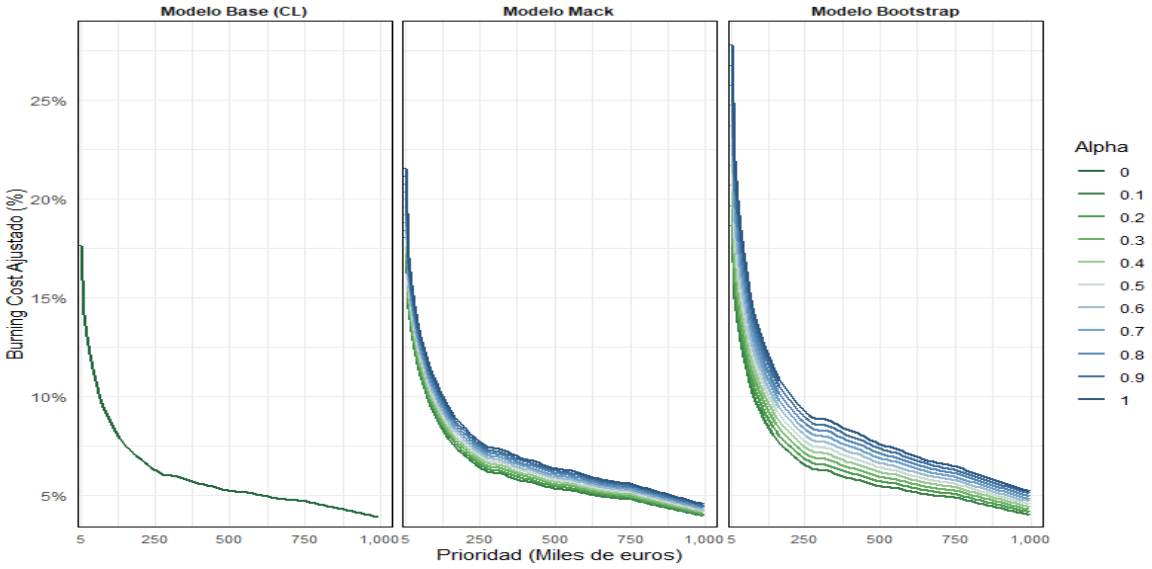


Figura 5: Simulación del BC con distintos niveles de recargo de seguridad. Fuente: Elaboración Propia.

Como se puede observar en la Figura 5, al utilizar el modelo CL, el BC se sitúa en un rango entre 0,0387 y 0,1764, con un valor medio de 0,0599. Sin embargo, al aplicar recargos de seguridad, el BC aumenta, incorporando un margen frente a la incertidumbre asociada a los siniestros.

Este efecto es especialmente notable en el modelo *bootstrap*, donde la relación entre prioridad y BC no es lineal y la reducción del BC con el aumento de la prioridad es más gradual. Esto refleja la sensibilidad del modelo ante escenarios más extremos.

Para una opción intermedia, el modelo Mack resulta preferible, ya que presenta menor error de predicción y ofrece un ajuste más equilibrado del BC.

4.3 Tarificación de *Stop Loss*

En el caso del contrato SL, el análisis se realiza sobre la cartera agregada, incluyendo la segunda categoría de vehículos, a diferencia del contrato XL, que considera únicamente las categorías primera y tercera. Este tipo de contrato se fundamenta en la siniestralidad agregada, entendida como la suma total de los importes de los siniestros, a partir de la cual se determinan la prioridad y el límite de responsabilidad del reasegurador.

El comportamiento de los triángulos de *run-off* resulta estable, y el proceso de proyección de la siniestralidad sigue una lógica análoga a la descrita para el contrato XL. No obstante, en este caso, los factores de desarrollo se aplican sobre la siniestralidad total agregada, en lugar de sobre siniestros individuales.

Dado que el enfoque metodológico es equivalente al previamente descrito, no se detallan nuevamente los modelos de provisión.

A continuación, se presentan los modelos CL, Mack y *bootstrap*, aplicados bajo un conjunto de hipótesis de simulación. Para la simulación del BC se ha asumido la hipótesis de que la banda de fluctuación de la prioridad, *M*, está comprendida entre 30.000.000€ y 60.000.000€, y que el límite de responsabilidad del reasegurador, *L*, es 1,5 veces la prioridad.

Como se observa en la Figura 6, la tasa de BC presenta una mayor volatilidad en niveles bajos de prioridad, en torno a los 30 millones de euros, siendo esta sensibilidad más acusada en el modelo *bootstrap*. Por otra parte, el modelo de Mack se mantiene como un escenario central en la estimación. Aunque, a partir de niveles de prioridad superiores a 40 millones de euros, ambos modelos convergen, dando lugar a estimaciones de BC similares.

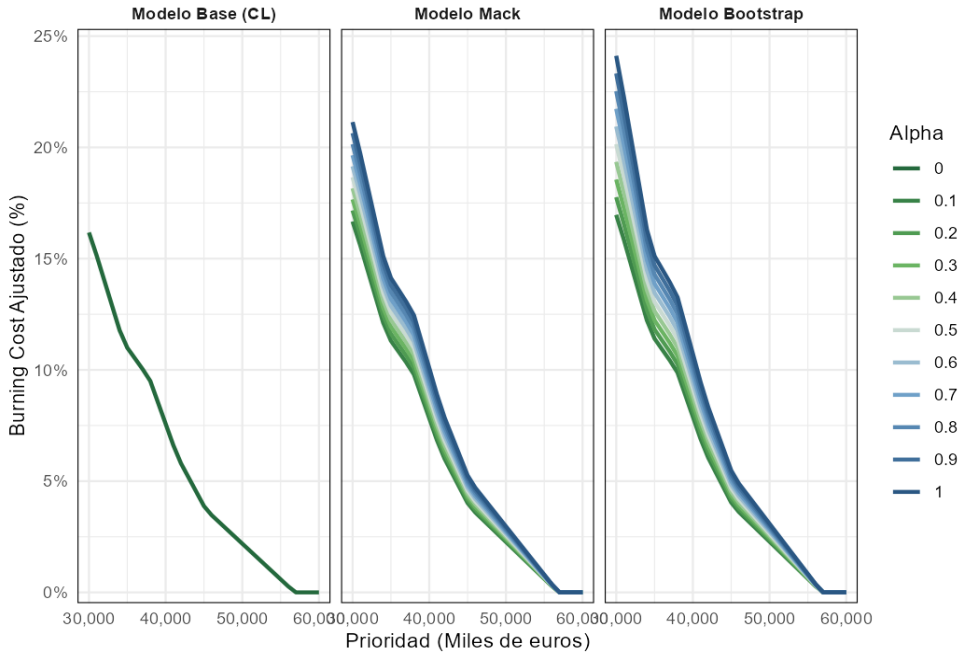


Figura 6: Simulación del BC con distintos niveles de recargo de seguridad.
Fuente: Elaboración Propia.

En comparación al modelo CL representa una estructura base, al no incorporar el error de predicción debido a su naturaleza determinista, lo que puede conducir a una infraestimación del riesgo en escenarios adversos.

Finalmente, desde un punto de vista de la tarificación del reaseguro, estos resultados describen que la elección del modelo y del nivel de prioridad resulta determinante en la estimación de la prima reaseguro, en particular en contratos con *tramo working* bajos, donde la incertidumbre es mayor.

4.4 Prima de reaseguro *Excess Loss* y *Stop Loss*

Una vez evaluado el horizonte temporal 2018–2022 para ambas modalidades no proporcionales, junto con sus respectivos BC, se procede a estimar la prima de reaseguro para el ejercicio 2023.

Tal y como se ha definido, la prima de reaseguro en t, asociada al intervalo $[t, t+1]$ se obtiene como el producto entre la prima estimada por la cedente el intervalo $[t, t+1]$ y la tasa de BC asociada al intervalo $[0, t]$ obtenida de los distintos modelos. De este modo, la prima de reaseguro se expresa como:

$$P_t^R = P_{t,t+1} \cdot BC_t = P_{t,t+1} \cdot \frac{Suma\ de\ siniestros\ a\ cargo\ del\ reasegurador\ en\ el\ intervalo\ [0,t]}{Suma\ de\ primas\ devengadas\ por\ la\ cedente\ en\ el\ intervalo\ [0,t]}.$$

Para la proyección de la prima de la cedente, se consideran hipótesis basadas en la evolución de la cartera y la nueva producción. En particular, se utilizan parámetros como el porcentaje de pólizas de nueva producción y la tasa de caída de cartera, junto con la estimación de primas medias para ambos segmentos.

Adicionalmente, se incorporan factores de ajuste que reflejan tanto condiciones técnicas como económicas, incluyendo incrementos por suficiencia técnica en segmentos deficitarios y la actualización de primas conforme a la evolución esperada del IPC.

A partir de estas hipótesis, se obtiene la prima proyectada para cada tipología de vehículo y, de forma agregada, para el conjunto de la cartera. Para el ejercicio 2023, los valores estimados son los siguientes:

- Prima estimada para el contrato XL: 60.021.230€
- Prima estimada para el contrato SL: 99.256.627€

Estas primas constituyen la base para la determinación de la prima de reaseguro al inicio del contrato. Cabe señalar que la prima definitiva se ajustará al cierre del ejercicio, una vez conocida la composición real y definitiva de la cartera.

A continuación, se presentan los resultados de las primas de reaseguros obtenidas en ambas modalidades.

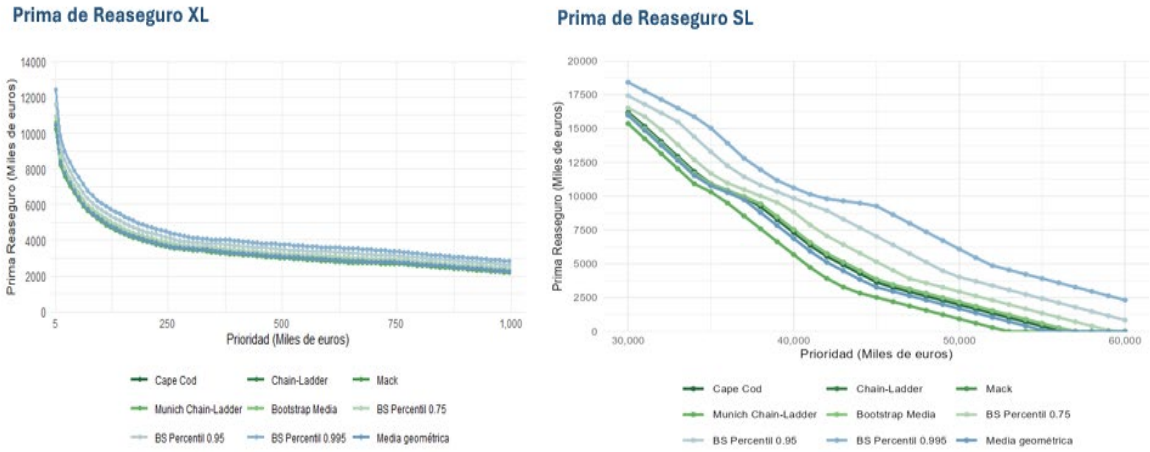


Figura 7: Estimación de la prima de reaseguro en las modalidades XL y SL. Fuente: Elaboración Propia.

Como se puede observar en la Figura 7, las primas de reaseguro son más elevadas debido al coste asociado a este contrato de SL. Se aprecia una reducción progresiva en la prima de reaseguro a medida que se incrementa la prioridad, lo cual está directamente relacionado con el BC estimado.

En particular, en el caso del SL, los modelos CL, MCL, Cape Cod y Mack siguen un mismo patrón hasta una prioridad de 35.000.000 €, y a partir de ese punto, continúan mostrando un comportamiento similar en cuanto a la prima de reaseguro, con la excepción del modelo MCL, que estima una prima más baja. En cambio, los modelos basados en *bootstrap* generan primas de reaseguro de cuantía más elevada.

Como se ilustra en la Figura 7, la prima del contrato de XL se encuentra en un rango que va desde 2.190 hasta 12.400 miles de euros. Se observa que los modelos que estiman una prima de reaseguro más elevada corresponden a los modelos *bootstrap* con percentiles superiores al 0,75. Por otro lado, el modelo que ofrece la prima de reaseguro más económica es el MCL, con un importe estimado de 2.190,42 miles de euros.

Por otro lado, se aprecia que la prima de reaseguro del XL sigue una función decreciente de tipo exponencial en el tramo de prioridad entre 5.000 € y 250.000€. A partir de ese punto, tanto la prima como el BC continúan disminuyendo conforme aumenta la prioridad, aunque de manera más suavizada.

5. CONCLUSIONES

El presente estudio aborda la tarificación de las dos modalidades de reaseguro no proporcional, XL y SL, aplicadas a una cartera real de seguros de automóviles. La metodología se basa en la utilización de distintos modelos estadísticos fundamentados en triángulos de *run-off*, que permiten estimar el BC asociado a cada contrato y, a partir de este, determinar la prima de reaseguro correspondiente.

El análisis se centra en la cuantificación de la prima de ambas modalidades mediante la evaluación de distintos escenarios de prioridad de la cedente y límite de responsabilidad del reasegurador (conocido como *tramo working*). Este enfoque ha permitido analizar la sensibilidad del BC frente a la aplicación de diferentes metodologías de *run-off*, así como el efecto de la incorporación de recargos de seguridad en el marco de modelos estocásticos.
Asimismo, se ha realizado una comparativa entre diversos modelos de triángulos de *run-off*, aplicando distintos criterios de selección con el objetivo de identificar aquellos más adecuados para la estimación de provisiones y su impacto en la tarificación del reaseguro.

El caso práctico se ha desarrollado a partir de información de una entidad aseguradora y reaseguradora correspondiente al periodo 2018–2022, incluyendo datos de siniestros y pólizas relativos a primas, exposición y atributos de riesgo. Con el fin de preservar la confidencialidad, la base de datos fue previamente anonimizada. El análisis se ha centrado en la cobertura de RCO por daños corporales.

En la tarificación del contrato XL se han considerado la primera y la tercera categoría de vehículos, que incluyen, entre otros, turismos, autocaravanas y motocicletas. Para el contrato SL, además de dichas categorías, se ha incorporado la segunda categoría, formada por camiones, autobuses, autocares y vehículos industriales. La estimación de siniestros y primas ha requerido la indexación de las cuantías mediante indicadores del INE, con el objetivo de homogeneizar los importes a lo largo del tiempo. Bajo las hipótesis de proyección adoptadas para primas medias y número de pólizas, se ha estimado una prima para el ejercicio 2023 de 60.221.230 € en el contrato XL y de 99.256.627 € en el contrato SL.

El estudio ha considerado los modelos CL, Mack, Cape Cod, *bootstrap* para GLM y MCL, abarcando tanto enfoques deterministas como estocásticos. En la estimación puntual de provisiones y factores de desarrollo se observa un comportamiento equivalente entre los modelos CL, Mack y *bootstrap*, dado que estos últimos constituyen formulaciones estocásticas del modelo CL y permiten, adicionalmente, la obtención de errores de predicción. Este aspecto resulta especialmente relevante para el análisis de sensibilidad del BC. En situaciones donde se opte por utilizar factores de proyección más prudentes, la aplicación del método *bootstrap* bajo distintos percentiles es útil para proporcionar estimaciones más conservadoras.

La elección del modelo de provisión no es única y depende de los criterios de valoración, del nivel de aversión al riesgo y del marco metodológico adoptado. En este contexto, los modelos de Mack y MCL destacan por su coherencia y aplicabilidad. El modelo de Mack presenta menores errores de predicción, facilitando la aplicación consistente de recargos de seguridad,

mientras que el modelo MCL permite modelizar la dependencia entre los triángulos de pagos e incurridos, aportando mayor consistencia en la estimación de provisiones.

Desde el punto de vista de la tarificación del reaseguro, en el contrato XL la metodología se basa en el ajuste individual de los siniestros que superan la prioridad, evaluando distintos escenarios de prioridad y límite de responsabilidad del reasegurador. En contraste, el contrato SL permite modelizar la siniestralidad agregada de la cartera una vez superada la prioridad, mediante simulación de escenarios alternativos. Ambos enfoques evidencian un comportamiento estable del BC bajo la mayoría de las metodologías analizadas, con la excepción de los modelos *bootstrap* aplicados a percentiles elevados (0,75, 0,95 y 0,995), que generan estimaciones más conservadoras y valores de BC superiores.

Como líneas de investigación futuras, los resultados obtenidos sugieren la conveniencia de profundizar en la determinación de prioridades óptimas en función del perfil de solvencia de la entidad, mediante modelos de probabilidad de ruina o insolvencia. Asimismo, en cuanto a los modelos de provisiones podría mejorarse la modelización del factor de cola para proyectar los siniestros más allá del horizonte del triángulo. Finalmente, la estimación de la prima esperada de la cedente podría refinarse mediante modelos GLM que separen frecuencia y severidad, o mediante modelos *Tweedie* para la estimación directa de la prima pura. Se podría complementar con modelos Logit o Probit (modelos de elección binaria) para la estimación de la probabilidad de caída de cartera.

6. AGRADECIMIENTOS

Agradecemos a la entidad aseguradora por la confianza y por facilitar las bases de datos utilizadas en este estudio.

7. REFERENCIAS

Auguie, B. (2017). *gridExtra: Miscellaneous Functions for "Grid"Graphics*. R package version 2.3. https://CRAN.R-project.org/package=gridExtra

Banco de España. (2022). Informe trimestral de la economía española [cuarto trimestre 2022]. *Boletín Económico*, 4/2022. https://repositorio.bde.es/handle/123456789/24967

Barón, D., Rosa, M. A., & Sanzo, C. (2010). *Introducción al reaseguro*. Instituto de Ciencias del Seguro, Fundación MAPFRE.

Boj, E., Claramunt, M., & Costa, T. (2021). *Tarificación y provisiones (3a ed.)*. Depósito Digital de la Universidad de Barcelona. https://hdl.handle.net/2445/149241

Boj, E., & Costa, T. (2014). *Modelo Lineal Generalizado y Cálculo de la Provisión Técnica*. Depósito Digital de la Universidad de Barcelona. https://hdl.handle.net/2445/49068

Boletín Oficial del Estado. (2004) Real Decreto Legislativo 8/2004, de 29 de octubre, por el que se aprueba el texto refundido de la Ley sobre responsabilidad civil y seguro en la circulación de vehículos a motor (Publicado en el Boletín Oficial del Estado, núm. 267, de 5 de noviembre de 2004).

Carrato, A., Concina, F., Gesmann, M., Murphy, D., Wüthrich, M., & Zhang, W. (2025). *ChainLadder: Statistical Methods and Models for Claims Reserving in General Insurance*.R package version 0.2.20. https://CRAN.R-project.org/package=ChainLadder

Grolemund, G., & Wickham, H. (2011). Dates and Times Made Easy with lubridate. *Journal of Statistical Software*, 40(3), 1-25.

Kramreiter, H., & Straub, E. (1973). On the Calculation of IBNR Reserves II. *Mitteilungen der Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker*, 73, 177-190.

Mack, T. (1993). Distribution-free Calculation of the Standard Error of Chain-Ladder Reserve Estimates. *Astin Bulletin*, 23(2), 213-225.

Nieto de Alba, U., & Vegas, J. (1993). *Matemática Actuarial*. Instituto de Ciencias del Seguro, Fundación MAPFRE.

Pérez, J. L. (2011). *Fundamentos del Seguro*. Editorial UMESER S.A.

Quarg, G., & Mack, T. (2004). Munich chain ladder: A reserving method that reduces the gap between ibnr projections based on paid losses and ibnr projections based on incurred losses. *Blätter der Deutschen Gesellschaft für Versicherungs- und Finanzmathematik*, 26(4), 597-630.

R Development Core Team (2026). *R Foundation for Statistical Computing*. Vienna, Austria.

Sarrasí, F. J. (2003). Matemática del Reaseguro. Edición 61 de la colección de publicaciones del Departamento de Matemática Económica, Financiera y Actuarial, Universidad de Barcelona.

Schmidt, K. D. (2006). Methods and models of loss reserving based on run–off triangles: A unifying survey. *Casualty Actuarial Society Forum*, Fall 2006, 269–317.

Society of Actuaries (2023). *Loss Data Analytics* (Versión en español) [Capítulo 7.3.1, Principios de Tarificación]. https://ewfrees.github.io/Loss-Data-Analytics-Spanish/

Tarbell, T. (1934). Incurred but not reported claims reserves. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*, 20, 275-280.

Taylor, G. (2000). Loss Reserving: An Actuarial Perspective. Springer.

Wickham, H. (2016). ggplot2: Elegant graphics for data analysis. Springer.

Wickham, H., Chang, W., Henry, L., Pedersen, T. L., Takahashi, K., Wilke, C., Woo, K., Yutani, H., Dunnington, D., van den Brand, T., & Posit, PBC. (2026a). ggplot2. R package version 4.0.2. https://CRAN.R-project.org/package=ggplot2

Wickham, H., François, R., Henry, L., Müller, K., & Vaughan, D. (2026b). *dplyr: A Grammar of Data Manipulation*. R package version 1.2.0. https://CRAN.R-project.org/package=dplyr

Wickham, H., Vaughan, D., & Girlich, M. (2025). *tidyr: Tidy Messy Data*. R package version 1.3.2. https://CRAN.R-project.org/package=tidyr

8. ANEXO: MÉTODOS DE CÁLCULO DE PROVISIONES

Sea $C_{i,j}$ la cuantía acumulada de siniestros correspondiente al año de ocurrencia i, pagada al final del año de desarrollo j. Los datos disponibles se organizan en una estructura triangular, conocida como triangulo *run-off*, definida sobre el dominio.

$$D = \{(i,j) |\ i \in I,\ j \in J\}$$

donde i representa el año de origen y j el año de desarrollo y donde $I = 0, \dots, k$ y $J = 0, \dots, k$. Para cada par (i,j) tal que $i + j \leq k$, el valor $C_{i,j}$ es observado, mientras que para aquellos casos en que $i + j > k$, las cuantías futuras $\hat{C}_{i,j}$ deben ser estimadas. Por otro lado, la contra-diagonal del triángulo, definida como $i + j = k$ representa los últimos valores observados disponibles para cada año de origen (*Reported o Latest*). A continuación, en la Figura 8, se presenta su estructura.

	Año de desarrollo (j)					
Origen (i)	0	1	...	$k-2$	$k-1$	k
0	$C_{0,0}$	$C_{0,1}$	...	$C_{0,k-2}$	$C_{0,k-1}$	$C_{0,k}$
1	$C_{1,0}$	$C_{1,1}$	...	$C_{1,k-2}$	$C_{1,k-1}$	$\hat{C}_{1,k}$
2	$C_{2,0}$	$C_{2,1}$	...	$C_{2,k-2}$	$C_{2,k-1}$	$\hat{C}_{2,k}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
$k-1$	$C_{k-1,0}$	...	...	$\hat{C}_{k-1,k-2}$	$\hat{C}_{k-1,k-1}$	$\hat{C}_{k-1,k}$
k	$C_{k,0}$	...	...	...	$\hat{C}_{k,k-1}$	$\hat{C}_{k,k}$

Figura 8. Triangulo de desarrollo. Valores observados $C_{i,j}$ y estimados $\hat{C}_{i,j}$. Fuente: Elaboración propia.

Como se observa en la Figura 8, las filas corresponden a los años de origen o de ocurrencia de los siniestros, mientras que las columnas representan los años de desarrollo, es decir, el momento en que se realizan los pagos. Las contra-diagonales del triángulo permiten analizar la evolución de los pagos por año calendario, siendo la última diagonal la correspondiente al año más reciente del que se tiene información.

A continuación, se presentan los fundamentos teóricos de los modelos que se aplicarán sobre los triángulos de *run-off*.

8.1 Modelo Chain-Ladder

El modelo CL es uno de los métodos más utilizados en la práctica aseguradora y reaseguradora para la estimación de provisiones por siniestros, debido a su simplicidad y amplia utilidad en el ámbito actuarial. Además, constituye el punto de partida para diversos modelos más avanzados de proyección de siniestralidad. El método CL fue mencionado por primera vez en Tarbell (1934) y se comenzó a aplicar en la práctica actuarial durante la década de 1970, con contribuciones relevantes como las de Kramreiter y Straub (1973) y una lista larga de referencias posteriores.

El método se basa en las cuantías acumuladas $C_{i,j}$, que representan la cuantía pagada hasta el año de desarrollo j (incluido), correspondiente a los siniestros ocurridos en el año de origen i. Siendo la hipótesis fundamental del modelo que las columnas del triángulo de desarrollo son proporcionales, de modo que existe una relación entre los pagos acumulados de un año de desarrollo h y el siguiente.

La estimación del factor de desarrollo considerando las columnas h y $h+1$, para $h = 0, 1, \dots, k-1$, expresado como $\hat{m}_h$, se calcula mediante la siguiente expresión:

$$\hat{m}_h = \frac{\sum_{i=0}^{k-h-1} C_{i,h+1}}{\sum_{i=0}^{k-h-1} C_{i,h}}.$$

A partir de estos factores estimados, la estimación de las cuantías futuras $\hat{C}_{i,j}$ se proyectan aplicando el producto acumulado de los mismos. La fórmula utilizada es la siguiente:

$$\hat{C}_{i,j} = C_{i,k-i} \cdot \prod_{h=k-i}^{j-1} \hat{m}_h.$$

A partir de los supuestos del método CL, los factores de desarrollo pueden estimarse mediante distintas alternativas, como la media simple, la media ponderada por volumen o la media geométrica, siguiendo la propuesta de Taylor (2000). Estas opciones permiten analizar la sensibilidad de las proyecciones de siniestralidad al método de estimación utilizado.

Para estimar los factores de desarrollo individuales, se utiliza la siguiente expresión:

$$\widehat{m}_h^{(i)} = \frac{C_{i,h+1}}{C_{i,h}}.$$

A partir de estos valores, se calculan distintos estimadores del factor de desarrollo, considerando I_h como el conjunto de años de origen utilizados para su estimación en el año de desarrollo h. A continuación, se presenta la Tabla 7, que recoge las expresiones utilizadas para el cálculo de los distintos estimadores.

Media Simple	Media Ponderada por Volumen	Media Geométrica
$\widehat{m}_h^{\text{simple}} = \frac{1}{k-h}\sum_{i\in I_h}\widehat{m}_h^{(i)} = \frac{1}{k-h}\sum_{i\in I_h}\frac{C_{i,h+1}}{C_{i,h}}$	$\widehat{m}_h^{\text{ponderada}} = \frac{\sum_{i\in I_h} C_{i,h}\,\widehat{m}_h^{(i)}}{\sum_{i\in I_h} C_{i,h}} = \frac{\sum_{i\in I_h} C_{i,h+1}}{\sum_{i\in I_h} C_{i,h}}$	$\widehat{m}_h^{\text{geométrica}} = \left(\prod_{i\in I_h}\widehat{m}_h^{(i)}\right)^{\frac{1}{\lvert I_h\rvert}} = \left(\prod_{i\in I_h}\frac{C_{i,h+1}}{C_{i,h}}\right)^{\frac{1}{\lvert I_h\rvert}}$

Tabla 7: Alternativas de estimación del factor de desarrollo. Fuente: Elaboración Propia.

8.2 Modelo de Mack

El modelo Mack, introducido por Mack (1993), es una extensión estocástica del modelo clásico CL, introducida con el objetivo de cuantificar la incertidumbre asociada a las estimaciones del coste esperado de los siniestros. A diferencia del enfoque determinista, el método nos permite obtener no solo una estimación puntual, siendo la media, sino también medidas de dispersión, sin asumir una distribución paramétrica para las cuantías de los siniestros.

Se trabaja con cuantías acumuladas expresadas como $C_{i,j}$. De acuerdo con las definiciones establecidas por Boj *et al*. (2021), el modelo se construye sobre las siguientes hipótesis:

1. El valor esperado del cociente entre cuantías acumuladas consecutivas es constante para cada año de desarrollo h:
$$E\left[\frac{C_{i,h+1}}{C_{i,h}}\,\middle|\,C_{i,j}\right] = m_h, \text{ para } i = 0,1,\dots,k-1 \text{ y } h = 0,1,\dots,k-1.$$
2. La varianza condicional del mismo cociente también es constante para cada año de desarrollo:
$$V\left[\frac{C_{i,h+1}}{C_{i,h}}\,\middle|\,C_{i,j}\right] = \sigma_h^2.$$
3. Las cuantías $C_{i,h}$y $C_{i_2,h}$ son variables aleatorias independientes para $i_1 \neq i_2$

Bajo estas hipótesis, el estimador del factor de desarrollo $\widehat{m}_h$, coincide con el utilizado en el método clásico de CL, mientras que el estimador de la varianza se estima a partir de la dispersión observada en los factores individuales.

Finalmente, las cuantías acumuladas futuras se proyectan mediante la aplicación de los factores estimados, y las provisiones por año de origen se obtienen como la diferencia entre el coste total esperado y el valor observado hasta la fecha. El principal valor añadido del modelo radica en la estimación de la varianza de las provisiones, información relevante en la tarificación del reaseguro para evaluar la volatilidad del BC y justificar la aplicación de recargos de seguridad.

8.3 Método *bootstrap* para modelo lineal generalizado

El método *bootstrap* es una técnica estadística de remuestreo utilizada para realizar inferencias a partir de datos observados. Esta metodología permite aproximar la distribución de los pagos futuros, a partir de la cual pueden calcularse distintos estadísticos descriptivos y medidas de riesgo. En este contexto, el procedimiento se aplica sobre un modelo lineal generalizado (MLG) con distribución Poisson sobredispersa, siguiendo un enfoque de *bootstrap* de residuos. Existe mucha literatura que estudia este problema y aquí nos referimos a Boj y Costa (2014) para el detalle del desarrollo de este enfoque.

La idea general sería la siguiente: A partir de múltiples remuestreos, se generan escenarios alternativos de desarrollo de los siniestros, sobre los cuales se estiman las provisiones. Este enfoque permite capturar la volatilidad al proceso de siniestralidad. Como resultado del

procedimiento, se obtienen N simulaciones de las reservas, a partir de las cuales se construye una distribución empírica del coste de los siniestros. Esta distribución permite calcular medidas de riesgo basadas en percentiles como lo es el *Value-at-Risk*, $\text{VaR}_\alpha(X)$, definido para un nivel de confianza $\alpha \in (0,1)$ como:

$$\text{VaR}_\alpha(X) = \inf\{x \in \mathbb{R}: P(X \leq x) \geq \alpha\}.$$

donde X representa la variable aleatoria asociada a las cuantías de siniestros.

La utilización de este enfoque permite analizar distintos puntos de la distribución de costes y evaluar su impacto en la tarificación del reaseguro, proporcionando una visión más completa del perfil de riesgo asumido por el reasegurador.

8.4 Modelo Cape-Cod

El método Cape Cod (CC) es una variante del método Bornhuetter-Ferguson (BF) basado en el modelo descrito por Schmidt (2006). Este modelo asume la existencia de factores de desarrollo y la disponibilidad de información externa, como las primas o algún volumen exposición.

Sea $C_{i,j}$ la cuantía acumulada correspondiente al año de ocurrencia i evaluada en el año de desarrollo j , y sea π_i una medida de exposición asociada al año de origen i, como pueden ser las primas devengadas o el volumen de exposición. Siguiendo las definiciones establecidas por Schmidt (2006), el modelo se basa en la existencia de factores de desarrollo y se formula:

$$\mathbb{E}[C_{i,j}] = \hat{\gamma}_j \, \mathbb{E}[C_{i,k}].$$

Donde $\mathbb{E}[C_{i,k}]$ es la cuantía acumulada esperada de siniestros correspondiente al año de ocurrencia i, evaluada en un año de desarrollo j. Bajo la hipótesis de que la evolución temporal de las cuantías acumuladas sigue un patrón de desarrollo común, los coeficientes $\hat{\gamma}_j$ representan el patrón de desarrollo acumulado, es decir, la proporción del siniestro total que se espera haber observado hasta el año de desarrollo j. Dicho patrón se obtiene a partir de los factores de desarrollo estimados mediante el método CL. En este contexto, $\mathbb{E}[C_{i,j}]$ representa la cuantía acumulada esperada en el año de desarrollo j, obtenida mediante la aplicación del factor $\hat{\gamma}_j$ sobre la cuantía base $\mathbb{E}[C_{i,k}]$.

Para la estimación del *Cape Cod Loss Ratio* ($\hat{\kappa}^{CC}$), se asume que este aproxima al valor esperado de los *Ultimate Loss Ratios* (κ_i) para todos los años de ocurrencia. En este sentido, $\hat{\kappa}^{CC}$ puede interpretarse como una tasa de siniestralidad histórica:

$$\kappa_i = \mathbb{E}\left[\frac{C_{i,k}}{\pi_i}\right] \longrightarrow \hat{\kappa}^{CC} = \frac{\sum_{j=0}^{k} C_{j,k-j}}{\sum_{j=0}^{k} \hat{\gamma}_{k-j} \; \pi_j}.$$

Donde:

- $C_{j,k-j}$: Siniestro acumulado para el año j hasta el último año calendario observado.
- π_j: Volumen de exposición para el año j.
- $\hat{\gamma}_{k-j}$: Patrón de desarrollo al final del año, indicando la proporción del siniestro que se espera haber observado hasta el desarrollo $k-j$.

Este estimador se utiliza para proyectar el área no observada del triángulo de desarrollo. A partir de esta estimación, las cuantías futuras acumuladas se obtienen como:

$$\hat{C}_{i,j}^{CC} = C_{i,k-i} + \left(\hat{\gamma}_j - \hat{\gamma}_{k-i}\right) \pi_i \, \hat{\kappa}^{CC}.$$

El modelo nos permite obtener la estimación del coste esperado, aunque no depende exclusivamente de los siniestros observados, sino que incorpora información externa mediante medidas de exposición. Esta característica permite reducir la sensibilidad del modelo a estimaciones elevadas y resulta útil para el análisis de sensibilidad de la prima de reaseguro, al proporcionar estimaciones más estables en presencia de volatilidad en la experiencia histórica.

8.5 Modelo Munich Chain-Ladder

Uno de los métodos más utilizados para el cálculo de reservas IBNR es el modelo CL, que se aplica de forma independiente sobre los triángulos de pagos e incurridos. En este contexto, el siniestro incurrido se define como la suma de pagos efectuados y las reservas. Ambos conjuntos de datos se organizan en triángulos de *run-off*, los cuales se tratan como muestras independientes, asumiendo que los factores de desarrollo asociados a los pagos e incurridos no representan dependencia entre sí, como si provinieran de procesos de gestión separados. Sin embargo, en la práctica aseguradora/reaseguradora, sabemos que las decisiones de provisión de IBNR se basan en un análisis conjunto de la evolución tanto de los pagos como de los incurridos. En cada ejercicio, buscamos identificar patrones consistentes que permitan mejorar la estimación de las pérdidas futuras. Ignorar esta relación puede dar lugar a estimaciones sesgadas, sobre todo en los primeros años de desarrollo.

El modelo Munich Chain-Ladder (MCL) introduce una mejora significativa al incorporar la dependencia existente entre pagos (P), e incurridos (I), combinando la información contenida en ambos triángulos mediante el uso del cociente (P/I), que representa la proporción de las pérdidas incurridas que han sido efectivamente pagadas en un momento determinado.

Además, el modelo MCL construye dos triángulos complementarios que recogen simultáneamente la información de pagos e incurridos, capturando así la correlación entre ambos y permitiendo una valoración conjunta de su desarrollo. Este enfoque contribuye a reducir la variabilidad de las estimaciones y a reforzar la consistencia entre las proyecciones de pagos, incurridos y sus factores de desarrollo respectivos.

Un caso particularmente relevante se da en los primeros periodos de desarrollo, en los que los pagos suelen ser muy reducidos. En estas etapas iniciales, los métodos tradicionales basados únicamente en pagos pueden producir infraestimaciones del coste final o generar escenarios poco realistas, debido a la escasa información disponible. El modelo MCL ofrece una respuesta a estas limitaciones al integrar explícitamente la relación estructural entre los incurridos y los pagos observados, aprovechando la información que aportan los incurridos para estabilizar y mejorar las proyecciones de pagos en esos periodos tempranos.

A continuación, se sigue el desarrollo metodológico propuesto por Quarg y Mack (2004). Sea $n \in \mathbb{N}$ el número de años de ocurrencia y $T = \{1, \dots, m\}$ el conjunto de años de desarrollo, con $m = n$ en el caso habitual. Para cada $i = 1, \dots, n$, se define $P_i = (P_{i,t})_{t \in T}$ como el proceso de pagos correspondiente al año de ocurrencia i, e $I_i = (I_{i,t})_{t \in T}$ como el proceso de siniestros incurridos para ese mismo año.

La variable aleatoria $P_{i,t}$ representa las cuantías pagadas en el año de desarrollo t para el año de ocurrencia i, mientras que $I_{i,t}$ representa las cuantías incurridas en ese mismo punto. Los procesos P_i e I_i describen así la evolución conjunta de pagos e incurridos a lo largo del tiempo para cada año de ocurrencia.

Asimismo, definimos las siguientes expresiones:

- $P_i(s) = \{P_{i,1}, \dots, P_{i,s}\}$, la información disponible sobre pagos hasta el año de desarrollo s, para el año de ocurrencia i.
- $I_i(s) = \{I_{i,1}, \dots, I_{i,s}\}$, la información disponible sobre incurridos hasta el año de desarrollo s, para el año de ocurrencia i.

El modelo MCL introduce explícitamente la dependencia entre pagos (P) e incurridos (I) mediante el cociente:

$$Q_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{I_{i,t}},$$

que representa la proporción de las pérdidas incurridas que han sido efectivamente pagadas en el año de desarrollo t para el año de ocurrencia i.

En lugar de asumir independencia entre ambos procesos, el modelo introduce parámetros de dependencia, expresados por λ^P y λ^I que capturan la influencia mutua entre ambos procesos.

Estos parámetros actuarán como un factor de corrección en los factores de desarrollo tradicionales, que se ajustarán de forma dinámica en función de las desviaciones observadas del cociente P/I. Lo cual permitirá obtener una proyección más consistente.

A diferencia del modelo CL tradicional, que trata pagos e incurridos como procesos independientes, el MCL introduce un principio de corrección que integra coherencia entre ambas fuentes de información. Este enfoque se construye sobre la estructura clásica del modelo CL, tanto para pagos como para incurridos, ofreciendo una combinación más robusta de ambos patrones de desarrollo. Para una explicación más detallada del marco teórico y la formulación del modelo, puede consultarse Quarg y Mack (2004).

A continuación, se presenta cómo se aplican estos principios de manera práctica para estimar los parámetros del modelo MCL y proyectar los factores de desarrollo. Sea $t = s + 1$, y para $s = 1, \dots, n-1$

Los estimadores de los factores de desarrollo $\hat{f}^P_{s\to t}$ y $\hat{f}^I_{s\to t}$ de los pagos y de los incurridos entre *s* y *t*, se estiman siguiendo la metodología del modelo CL clásico. Para pagos e incurridos:

$$\hat{f}^P_{s\to t} = \frac{\sum_{i=1}^{n-s} P_{i,t}}{\sum_{i=1}^{n-s} P_{i,s}} \quad \text{y} \quad \hat{f}^I_{s\to t} = \frac{\sum_{i=1}^{n-s} I_{i,t}}{\sum_{i=1}^{n-s} I_{i,s}}.$$

En cuanto a los estimadores de las varianzas condicionales de los factores de desarrollo $(\hat{\sigma}^P_{s\to t})^2$ y $(\hat{\sigma}^I_{s\to t})^2$, de los pagos y de los incurridos entre *s* y *t,* se estiman como:

$$(\hat{\sigma}^P_{s\to t})^2 = \frac{1}{n-s-1}\sum_{i=1}^{n-s} P_{i,s}\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,s}} - \hat{f}^P_{s\to t}\right)^2 \quad \text{y} \quad (\hat{\sigma}^I_{s\to t})^2 = \frac{1}{n-s-1}\sum_{i=1}^{n-s} I_{i,s}\left(\frac{I_{i,t}}{I_{i,s}} - \hat{f}^I_{s\to t}\right)^2.$$

En cuanto a sus desviaciones estándar éstas se calculan como $\hat{\sigma}^P_{s\to t} = \sqrt{(\hat{\sigma}^P_{s\to t})^2}$,y $\hat{\sigma}^I_{s\to t} = \sqrt{(\hat{\sigma}^I_{s\to t})^2}$. Por otro lado, para estimar las esperanzas y desviaciones estándar condicionales de los cocientes $Q_{i,s} = \frac{P_{i,s}}{I_{i,s}}$ y su inversa, se utilizan los siguientes estimadores. Para el cociente:

$$\hat{q}_s = \frac{\sum_{j=1}^{n-s+1} P_{j,s}}{\sum_{j=1}^{n-s+1} I_{j,s}}.$$

Para la desviación estándar del cociente, $(Q_{i,s} \mid I_i(s))$, se propone el estimador:

$$\sigma(Q_{i,s} \mid I_i(s)) \approx \frac{\hat{p}^I_s}{\sqrt{I_{i,s}}} \quad \text{donde} \quad \hat{p}^I_s = \sqrt{\frac{1}{n-s}\sum_{j=1}^{n-s+1} I_{j,s}\cdot(Q_{j,s} - \hat{q}_s)^2}.$$

De forma análoga, la estimación para el cociente inverso $Q^{-1}_{i,s} = \frac{I_{i,s}}{P_{i,s}}$ es:

$$\hat{q}^{-1}_s = \frac{\sum_{j=1}^{n-s+1} I_{j,s}}{\sum_{j=1}^{n-s+1} P_{j,s}}.$$

En cuanto a la desviación estándar del cociente inverso, $\sigma(Q^{-1}_{i,s} \mid P_i(s))$, su estimador se define mediante la siguiente fórmula:

$$\sigma(Q^{-1}_{i,s} \mid P_i(s)) \approx \frac{\hat{p}^P_s}{\sqrt{P_{i,s}}} \quad \text{donde} \quad \hat{p}^P_s = \sqrt{\frac{1}{n-s}\sum_{j=1}^{n-s+1} P_{j,s}\cdot(Q^{-1}_{j,s} - \hat{q}^{-1}_s)^2}.$$

En cuanto a los parámetros λ^Py λ^I se estiman mediante regresión, minimizando la suma de cuadrados de los residuos estandarizados entre factores de desarrollo y los residuos del cociente correspondiente, obteniendo así las correspondientes estimaciones $\hat{\lambda}^P$y $\hat{\lambda}^I$.

Una vez estimados los parámetros anteriores, el MCL proyecta los pagos e incurridos futuros usando las siguientes fórmulas recursivas:

$$P_{i,t} = P_{i,s}\cdot\left(\hat{f}^P_{s\to t} + \hat{\lambda}^P\cdot\frac{\hat{\sigma}^P_{s\to t}}{\hat{p}^I_s}\cdot\left(\frac{I_{i,s}}{P_{i,s}} - \hat{q}^{-1}_s\right)\right) \quad \text{y} \quad I_{i,t} = I_{i,s}\cdot\left(\hat{f}^I_{s\to t} + \hat{\lambda}^I\cdot\frac{\hat{\sigma}^I_{s\to t}}{\hat{p}^I_s}\cdot\left(\frac{P_{i,s}}{I_{i,s}} - \hat{q}_s\right)\right).$$

Donde

- $\hat{f}_{s\to t}^{P}$ y $\hat{f}_{s\to t}^{I}$: Son los estimadores de los factores de desarrollo de pagos e incurridos.
- $\hat{q}_s$y $\hat{q}_s^{-1}$: Son los estimadores de los cocientes P/I e I/P.
- $\hat{\lambda}^{P}$y $\hat{\lambda}^{I}$: Son los estimadores de los coeficientes de dependencia que capturan la influencia cruzada entre pagos e incurridos.
- $\hat{\sigma}_{s\to t}^{P}$y $\hat{\sigma}_{s\to t}^{I}$: Son los estimadores de las desviaciones estándar del factor de desarrollo.
- $\hat{p}_s^{I}$ y $\hat{p}_s^{P}$: Son los estimadores de las desviaciones estándar condicionales del cociente P/I y I/P.

Finalmente, las fórmulas recursivas del modelo MCL permiten proyectar pagos $P_{i,t}$ e incurridos $I_{i,t}$, a partir de la información disponible, incorporando no solo los factores de desarrollo clásicos, sino también un término que captura la dependencia entre ambos procesos. Esta estructura permite reflejar la correlación observada entre pagos e incurridos y contribuye a mejorar la coherencia y estabilidad de las estimaciones de reservas IBNR.