

Indice

- Introducción

- Parte I: Definición y cobertura del Seguro de Caución.

1.- Condiciones para el ejercicio de la actividad.

1.1 El acceso a la actividad aseguradora.

2.- Definición y cobertura del seguro de caución.

2.1 Características del seguro de caución.

2.2 Figuras y relaciones que configuran el seguro de caución.

2.3 Modalidades del seguro de caución.

2.4 Características del Fronting en los seguros de caución.

- Parte II: Tarificación del Seguro de Caución.

1.- Información estadística sobre el riesgo.

2.- Factores de riesgo influyentes en la tarificación.

3.- Sistemas de Tarificación.

3.1 Distribución del Número de Siniestros.

3.2 Distribución del Coste de un Siniestro.

3.3 Distribución de la Siniestralidad Esperada.

4.- Determinación de la prima comercial. Sistema de recargos.

4.1 Prima Pura o de Riesgo.

4.2 Recargo de Seguridad. Prima de Riesgo Recargada.

4.3 Recargos de Gestión. Prima Comercial.

- Bibliografía

Introducción

El Seguro de Caucción es uno de los seguros más desconocidos en el mercado, ya que su especial idiosincrasia hacen de él una figura atípica dentro de los Seguros No Vida, pese a que el seguro de caución es es un producto muy flexible capaz de garantizar cualquier tipo de riesgo. Esta característica exige de Aseguradoras muy especializadas que sepan evaluar y gestionar con prudencia este ramo.

El trabajo realiza un análisis del seguro de caución a través de dos partes claramente diferenciadas: una primera parte, en la que se define y se exponen los diferentes aspectos del seguro de caución y la configuración del seguro de caución dentro del sistema financiero a través de su regulación. Este conocimiento previo es básico para entender el análisis de los principios técnicos que se han desarrollado en la segunda parte, donde se analiza el proceso de exposición al riesgo y su medida con la elaboración de un sistema de tarificación, de acuerdo a la reglamento vigente, como ejemplo para una de las modalidades de seguro de caución más importantes con el objetivo de obtener primas equitativas pero sin olvidar el problema de la solvencia del asegurador.

Por último, cabe advertir que para un mejor seguimiento y comprensión del contenido de este trabajo, sobretudo en su parte segunda, resulta necesario conocer los conceptos básicos que desarrollan los principios económicos y financieros del seguro. Aunque este trabajo, tan sólo pretende ser una introducción a este seguro, por lo que es recomendable complementar con otros manuales algunos apartados que tratan no sólo este ramo de seguro sino el seguro con carácter general y la modelización actuarial del Seguro No Vida y que aquí no se hayan podido tratar con el rigor necesario.

Parte I: Definición y cobertura del Seguro de Caución

1.- Condiciones para el ejercicio de la actividad

Como introducción, cabe recordar que el *Empresario de Seguros* está sometido al Estado General del Empresario Mercantil. Se podría definir brevemente al empresario de seguros como aquella persona jurídica que en nombre propio por sí o en nombre de otros realiza operaciones de seguro privado sometido a normas especiales por razón de esta actividad. De la anterior definición se desprende que:

- *El empresario de Seguros es siempre una persona jurídica, no caben las personas físicas y, además, solamente se admiten determinadas formas sociales (art. 7 LOSSP).*

Esta restricción tipológica, no cabe entidades de derecho privado con forma empresario persona física, se establece para desligar el contrato de seguro de las vicisitudes personales del asegurador, ya que se trata éstas últimas de sociedades que compartimentan el patrimonio de la sociedad del de los socios.

- *El empresario de seguros es normalmente una entidad de derecho privado. También es posible que existan entidades de derecho público como el Consorcio de Compensación de Seguros);*
- *El empresario de seguros actúa en nombre propio directamente o a través de auxiliares, fundamentalmente, mediadores;*
- *Por último, el objeto de su actividad es desarrollar operaciones de seguro, operaciones de capitalización con base actuarial complementarias a las anteriores y de previsión (arts. 3, 5 y 11 LOSSP).*

El objeto social es *excluyente*, solamente las entidades aseguradoras van a poder hacer las operaciones descritas, al ser necesario cumplir determinados requisitos. El objeto social, es además, *exclusivo*, estas entidades solamente se pueden dedicar a la actividad aseguradora, de forma que se preserven las garantías financieras legalmente establecidas y no sean interferidas por los resultados de otras actividades diferentes de las operaciones de seguro.

1.1 El acceso a la actividad aseguradora.

Todas las entidades aseguradoras han de cumplir unos requisitos comunes para acceder al ejercicio de la actividad aseguradora: en primer lugar, todas las entidades aseguradoras deben adoptar una de las formas jurídicas previstas, para el ramo de seguro de caución existe una especialidad, ya que se reducen a Sociedad

Anónima, Mutua y Cooperativa, pudiendo operar éstas últimas únicamente a prima fija¹. Como cualquier sociedad mercantil, requieren escritura pública de constitución e inscripción en el Registro Mercantil, acto que les dota de personalidad jurídica (art. 7 LOSSP). Las Cooperativas de Seguros, además han de estar inscritas en el Registro de Cooperativas.

Una vez adquirida la personalidad jurídica, en segundo lugar, las entidades aseguradoras deben obtener autorización administrativa del Ministerio de Economía y Hacienda. La autorización administrativa es un requisito imprescindible para el ejercicio de la actividad aseguradora, sus características y efectos se resumen:

- *Para que la autorización administrativa se conceda han de cumplirse y conservarse durante todo el ejercicio de la actividad determinados requisitos (art. 6.2 LOSSP).*

Estos requisitos se pueden agrupar en cuatro categorías: *requisitos formales inherentes a la constitución*, adopción de una de las formas jurídicas previstas y limitación de su objeto social a la actividad aseguradora ateniéndose a un *programa de actividades* (art. 12 LOSSP y art. 24 ROSSP) dónde no sólo se concreta la naturaleza de los riesgos o compromisos que la entidad aseguradora propone cubrir y en qué ámbito geográfico sino que también se adjunta un organigrama de la estructura de la organización incluyendo los sistemas de comercialización y un estado y una previsión de los medios y recursos disponibles para cumplir con las exigencias patrimoniales, financieras y de solvencia; *requisitos financieros exigibles*, tener el capital social o fondo mutual correspondiente al ramo de actividad, para el ramo de seguro de caución de 9.015.181,57 euros, totalmente suscrito y desembolsado en al menos un 50 por ciento, además se exige tener un fondo de garantía para este ramo que no podrá ser inferior en ningún caso a 400.000,00 euros; *requisitos de información*, facilitar información sobre la existencia de relaciones entre personas físicas o jurídicas unidas a través de participación o vínculo de control en la sociedad, indicar las aportaciones de los socios al capital social y fondo mutual, al estar en todo caso representado éste por títulos o anotaciones en cuenta nominativos; y, por último, *requisitos de dirección efectiva*, las entidades aseguradoras han de estar dirigidas por personas físicas de reconocida honorabilidad y con las condiciones necesarias de cualificación o experiencia profesional inscritos en el Registro administrativo de altos cargos de entidades aseguradoras.

Los efectos de la concesión de la autorización administrativa son dos: *la inscripción en el Registro Administrativo* y *la obtención de la capacidad de ejercer la actividad aseguradora*, si no se tiene esta capacidad los contratos de seguro son nulos de pleno derecho. El *ámbito material* de esta autorización coincide con los ramos y riesgos accesorios solicitados que han de estar en consonancia con el objeto social, estatutos y el programa de actividades presentado para la concesión de la autorización. No obstante, los riesgos comprendidos en el ramo de seguro de caución no pueden ser considerados accesorios de otros ramos. (art. 6 LOSSP y art. 24 ROSSP, Disp. Adic. 1ª, apartado C).

En cuanto al *ámbito espacial* de la autorización administrativa, en principio, por la trasposición de Directivas Comunitarias, el ámbito espacial es el del Espacio Económico Europeo en régimen de derecho de establecimiento o libre prestación de servicios, salvo que sólo se desee ejercer la actividad en un ámbito más reducido.

¹ El artículo 10, epígrafe 3ª, párrafo 2º de la Ley 30/1995 de Ordenación y Supervisión de los Seguros Privados establece en relación a las Mutuas y Cooperativas a prima variable: "Dichas mutuas podrán operar solamente en un ramo de seguro distinto al seguro directo de vida, salvo los de caución, crédito y todos aquellos en los que se cubra el riesgo de responsabilidad civil."

2.- Definición y cobertura del seguro de caución

De manera más amplia, se puede encuadrar el seguro de caución dentro de la Fianza (obligación que uno asume de pagar o cumplir por un tercero en caso de no hacerlo éste – arts. 1.822 y siguientes Cc.). Existen diversas formas de prestar garantía, las cuales se resumen en: Garantía personal, Depósito en bienes o metálico, Hipoteca, Aval Bancario y Contrato de Seguro de Caución.

El seguro de caución, es pues, una de las fórmulas tradicionales de prestar Fianza. La caución garantiza el pago de una determinada suma a aquellas personas o entidades afectadas por los actos y omisiones del tomador del seguro de caución con motivo de operaciones mercantiles y comerciales, siendo la entidad que garantiza dicho riesgo la fiadora solidaria del tomador del seguro. De no existir esta garantía, el tomador del seguro respondería con sus propios bienes.

En la Ley de Contrato de Seguro², se divide a los seguros privados en dos grandes grupos de seguros: Seguros contra daños y Seguros de personas. El seguro de caución pertenece al primero de estos dos grupos, formando parte de aquella serie de seguros que encausan la responsabilidad jurídica de los implicados por sus actos en el desempeño de la labor profesional y comercial.

El artículo 68 de la Ley de Contrato de Seguro define al seguro de caución como *"por el seguro de caución el asegurador se obliga, en caso, de incumplimiento por el tomador del seguro de sus obligaciones legales o contractuales, a indemnizar al asegurado a título de resarcimiento o penalidad los daños patrimoniales sufridos, dentro de los límites establecidos en la Ley o en el contrato. Todo pago hecho por el asegurador deberá serle reembolsado por el tomador del seguro"*.

De todo lo comentado, se desprende que en el seguro de caución:

- *El concepto garantizado es el cumplimiento por el tomador de la ley o contrato objeto de garantía.* Los certificados de seguro de caución responden exclusivamente ante el asegurado y por el concepto garantizado. No se extiende su cobertura ni a personas distintas del asegurado, ni a conceptos distintos del reflejado en la ley o contrato objeto de garantía.
- *Puesto que el seguro de caución es una garantía que presta el asegurador como seguridad del cumplimiento de una obligación por un tercero, el seguro de caución no es un bien del tomador del seguro, por lo que no puede ser embargado, ni reclamado por persona distinta del asegurado.*
- *La indemnización se produce a título de resarcimiento o penalidad, es decir, resarcirá al asegurado del daño producido como consecuencia del incumplimiento del tomador o como castigo o pena impuesta al tomador por el mencionado incumplimiento.*

² Ley 50/1980 de 8 de Octubre de Contrato de Seguro.

- Todo pago efectuado por el asegurador, como consecuencia de la incautación de la garantía por el asegurado, debe serle reembolsado por el tomador. *Existe un derecho de reembolso* que dentro del seguro, es un derecho exclusivo del seguro de caución³.

2.1 Características del seguro de caución.

Como ya se ha dicho, el seguro de caución se encuadra dentro de los seguros contra daños y, como consecuencia de ello, tiene unas características comunes a estos. El seguro de caución es un contrato: *oneroso*, tiene un precio igual a la prima; *aleatorio*, se desconoce si se producirá o cuándo el evento asegurado; *futurible*, el evento debe ser posible y de producirse ha de ser en el futuro; y, por último, es un contrato de seguro *de adhesión*, la autonomía de la voluntad está limitada, el asegurador fija las condiciones en las que está dispuesto a aceptar cubrir el riesgo.

Puesto que el seguro de caución es una forma de prestar Fianzas, algunas de las características comunes de las que también goza el seguro de caución con éstas son las siguientes:

- *Incondicionalidad*, trata de evitar que el fiador (Asegurador) pueda oponer excepciones al reclamante (Asegurado) en caso de reclamación. Convierte la garantía en un documento abstracto.
- *Solidaridad*, es por la que el reclamante (Asegurado) puede dirigirse indistintamente contra el deudor principal (Tomador) o contra el fiador (Asegurador) sin necesidad de fraccionar su reclamación.
- *Beneficio de orden*, disposición ordenada de la reclamación.
- *Beneficio de división*, derecho de cada uno de los deudores a exigir que se divida la reclamación entre todos.
- *Beneficio de excusión*, derecho del fiador (Asegurador) para eludir el pago mientras no se acredite la insolvencia del deudor (Tomador).

2.2 Figuras y relaciones que configuran el seguro de caución.

En la definición del seguro de caución de la Ley de Contrato de Seguro aparecían las tres figuras que configuran el seguro de caución, las características de las mismas se resumen:

- *Tomador del seguro o Contratante*, persona física o jurídica que está obligada a prestar la garantía y obligado a cumplir con sus obligaciones legales o contractuales con el asegurado. Contrata el seguro, paga la prima y reembolsa al asegurador la indemnización efectuada al asegurado, en caso de

³ Este *derecho de reembolso*, no sólo aparece en el artículo 68 de la Ley de Contrato de Seguro, sino que también se deriva de la regulación de la fianza por el Código Civil, ya que en su artículo 1.838 se señala: "El fiador que paga por el deudor, debe ser indemnizado por éste".

producirse el siniestro. En el seguro de caución siempre el tomador del seguro es persona distinta y contrapuesta al asegurado.

- *Asegurado o beneficiario*, persona titular del interés cubierto por el seguro, está expuesta al riesgo y tiene derecho a la indemnización de producirse el siniestro. La indemnización no es el bien principal buscado por el asegurado sino el cumplimiento por el tomador de sus obligaciones legales o contractuales.
- *Asegurador*, Compañía de Seguros autorizada por la Dirección General de Seguros para operar en el ramo de caución que asume el riesgo y la obligación de indemnizar los daños patrimoniales sufridos por el asegurado por incumplimiento del Tomador.

Las relaciones entre las partes que configuran los seguros de caución son las siguientes:

Entre el tomador del seguro y el asegurado

En el seguro de caución, el tomador y el asegurado son personas distintas y contrapuestas entre las que existe una obligación legal o contractual asumida por el primero ante el segundo, y en garantía del cumplimiento, el asegurado exige al tomador una caución.

En términos generales el Tomador está obligado a prestar una garantía. Esta obligación puede venir determinada por una exigencia legal (para ejercer una actividad), contractual (condición de un contrato), o por ambas causas (en los contratos con las Administraciones Públicas).

Entre el asegurador y el asegurado

El vínculo viene establecido por el certificado individual de seguro de caución (póliza). Por este documento el asegurador garantiza al asegurado que el tomador del seguro va a cumplir sus obligaciones contractuales, comprometiéndose en caso contrario a pagar, como indemnización o penalización, el importe establecido en el certificado individual de caución. La póliza de seguro de caución no regula la relación entre asegurador y asegurado o beneficiario, las cláusulas de la póliza tan sólo rigen en las relaciones entre asegurador y tomador o contratante.

En caso de incumplimiento del tomador, la persona que figura como asegurado en el contrato se dirigirá al asegurador, para requerir el importe de lo adeudado con el tomador. Salvo que el certificado de caución sea "*incondicional o a primer requerimiento*", el asegurado deberá acreditar al asegurador el incumplimiento de la obligación garantizada por el tomador del seguro.

Entre el asegurador y el tomador del seguro

En todos los seguros de caución es el asegurador quien garantiza que el tomador está capacitado para cumplir una determinada diligencia que certifica el contrato de seguros, ya sea por imposición legal o por asunción de un contrato.

El vínculo entre tomador y asegurador lo establece la póliza. Este documento confirma una serie de derechos del asegurador frente al tomador debido a que, en caso de siniestro, es el asegurador quien responde por el tomador frente al asegurado.

- *Derecho de Repetición*, reconocido por el Código de Civil a todo fiador (art. 1.838 Cc.), es decir, el derecho del asegurador a reclamar al tomador del seguro las cantidades que hubiera tenido que pagar como consecuencia de la incautación de la garantía por el asegurado. El fiador que paga por el deudor, debe ser indemnizado por éste.
- *Derecho de Reembolso*, todo pago efectuado por el asegurador deberá serle reembolsado por el tomador del Seguro. (art. 68 LCS).
- *Derecho de Subrogación*, el Asegurador una vez indemnizado el siniestro puede ejercer los derechos y acciones que, con razón del mismo, correspondería al Asegurado frente a los responsables. (art. 43 LCS.). El fiador se subroga por el pago en todos los derechos que el acreedor tenía contra el deudor. (art. 1839 Cc.).

Derivado de la responsabilidad del tomador frente al asegurado en caso de siniestro y del ejercicio de estos derechos, es por lo que el asegurador debe informarse de la cualidad y capacidad de sus clientes antes de afrontar sus responsabilidades, ya que responde solidariamente en última instancia. Por tanto, el seguro de caución es un seguro que requiere una suscripción financiera muy profesional de sus clientes que, en muchas ocasiones, lleva a la aparición de una cuarta figura el *avalista*, persona física o jurídica que responde por el tomador frente al Asegurador.

2.3 Modalidades del seguro de caución.

Una forma tradicional de clasificar las modalidades del seguro de caución es atendiendo al asegurado, es decir, ante quién o a favor de quién se constituye la garantía objeto del seguro:

Modalidades de seguro de caución ante organismos oficiales.

Las garantías de caución oficiales son las requeridas por los organismos de la Administración y están sujetas a la Ley 13 /1995, de 8 de mayo, de Contratos de las Administraciones Públicas, a la Disposición Adicional Segunda de la Ley 30/1995 de Ordenación y Supervisión de los Seguros Privados⁴ y, en todo caso, a las normas de derecho mercantil.

El sistema con el que actúan las entidades y corporaciones estatales para tramitar cualquier tipo de garantías, incluidos los seguros de caución, es el depósito de éstas en la Caja General de Depósitos dependiente del Ministerio de Economía y Hacienda. A su vez, este organismo establece un método por el que

⁴ L a D.A. 2ª de la Ley 30/1995, LOSSP, permite la admisión como forma de garantía ante las Administraciones Públicas bajo una serie de requisitos formales.

se acredita a las entidades aseguradoras su capacidad para emitir garantías y la forma en que éstas deben funcionar⁵.

La notas características del seguro de caución constituido como garantía ante la Administración son las siguientes:

- *La condición de tomador es de quién ha de prestar la garantía y la de asegurado de la Administración Pública.*
- *En contra de lo establecido en el artículo 15 de la Ley de Contrato de Seguro sobre impago de la prima, en este caso, la falta de pago de la prima, sea única, primera o siguientes, no da derecho al asegurador a resolver el contrato, ni queda extinguido, ni la cobertura suspendida, ni liberado de la obligación de hacer efectiva la garantía en caso de que se produzca el siniestro.*
- *La duración del contrato coincidirá con la de la obligación garantizada.*
- *El asegurador no puede oponer a la Administración las excepciones que puedan corresponderle contra el tomador del seguro.*

A continuación se exponen algunas de las modalidades que surgen de circunstancias donde se necesita presentar, para ejercitar la actividad, una garantía ante el estado:

Garantías para las agencias de viajes: Siempre que se desee trabajar en la actividad turística es preceptivo, junto a la licencia de apertura, la constitución de una garantía de caución ante la Delegación de Turismo del organismo correspondiente (Administración Central o Autonómica).

La garantía de caución se constituye por el cumplimiento de los deberes y compromisos adquiridos con los clientes en el ejercicio de la actividad de las agencias de viajes. Dicha garantía corresponde con el pago al que resultara condenada la Agencia en función de las reclamaciones formuladas por los usuarios o consumidores finales.

Las Comunidades Autónomas son las encargadas de regular la actividad de Agencias de Viajes, exigiendo a las mismas la constitución de garantía para responder por las responsabilidades económicas ante el consumidor final como consecuencia de la apropiación indebida de fondos o por los gastos de repatriación. Para que el usuario tenga derecho a la indemnización deberá haber obtenido sentencia o laudo arbitral favorable, dirigiéndose a la Consejería de la CC.AA. reclamando el importe que corresponda.

Todas las Agencias de Viajes están obligadas a prestar garantía de conformidad con los Reglamentos que regulan esta actividad. De no disponer de la misma no podrán ejercer su actividad.

Dependiendo de que la Agencia de Viajes sea Minorista o Mayorista o ejerza ambas actividades precisan presentar garantías por distintos importes. Básicamente 60.101,22 euros para Agencias Minoristas y 120.202,43 euros por Agencias Mayoristas.

⁵ Arts. 21 a 26 del Reglamento de la Caja General de Depósitos (RD.161/1997 de 7 de febrero), relativos a la prestación de garantía mediante la celebración de un contrato de seguro de caución.

Garantías para transportistas de personas: Durante la prestación de sus servicios, las agencias de viajes emiten billetes por cuenta de los transportistas (Iberia, Renfe, Aviaco, etc.) a los cuales representa y utiliza elementos propiedad de los transportistas para prestar su actividad. La garantía de caución garantiza, hasta los límites fijados, el uso y pago del alquiler de todos los medios de transportes utilizados y la venta y posterior liquidación de todos los títulos de transporte utilizados por las agencias de viaje.

Garantías para transportistas de mercancías. Se deben de constituir garantías para los títulos de autorizaciones de agencias de transportes para poder ejercitar su labor y acreditar su actividad. Dichas garantías cubrirán cualquier percance u obligación contraída con los Organismos del Ministerio de Transportes.

Garantías de licitación o provisionales para contrato de obra. Todas las empresas que se presentan a concursos para la contratación de obras publicas, suministros o servicios necesitan presentar una garantía provisional ante el órgano de contratación que asegura la formalización por parte del adjudicatario del contrato objeto del concurso (mantenimiento de la oferta y firma del contrato en los 30 días siguientes a la notificación de adjudicación), y la presentación de la garantía definitiva y, en su caso, complementaria, si se requiere en los 15 primeros días desde la notificación de la adjudicación.

Dichas garantías equivalen al aplicar un determinado porcentaje de lo presupuestado por la contrata, normalmente el 2%, y son de obligado cumplimiento para poder acceder a concurso a todas las subastas y concursos de adjudicación de obras estatales. Mientras no se haya adjudicado definitivamente el contrato de obra, las garantías se retendrán y, tras la adjudicación a la persona o entidad elegida, se procederá a devolver y cancelar todas las otras garantías presentadas. El adjudicatario de la obra procederá, en ese momento, a solicitar al asegurador la transformación la garantía provisional en definitiva para la cobertura de los riesgos

Garantía de ejecución definitivas para contrato de obra: Cuando el adjudicatario ha sido elegido por la mesa de contratación, debe firmar el contrato definitivo y presentar una garantía, de carácter firme y definitivo, que garantice las penalizaciones en que pueda incurrir éste por falta de cumplimiento de los plazos de terminación de obra y cualquier otro que influya en la buena marcha de la misma, como puede ser el resarcimiento de daños y perjuicios ocasionados por demora o dificultades de cumplimiento, o por resolución de contrato.

La garantía definitiva se constituye aplicando un determinado porcentaje sobre el presupuesto total de la obra, normalmente del 4%. La vigencia de dicha garantía continúa mientras la relación contractual entre el organismo estatal y el contratista exista, siendo hasta la recepción definitiva de la obra ejecutada, cubriendo el periodo de ejecución más el periodo de garantía. Así el asegurador emitirá anualidades sobre el riesgo hasta la definitiva extinción del mismo.

Cuando el Órgano de contratación presuma fundadamente que la proposición hecha por el contratista adjudicatario no puede ser cumplida, cualquier proposición que exceda en porcentaje en 10 unidades a la media aritmética de las proposiciones presentadas, se constituye una garantía por *baja temeraria* de hasta un 16% más sobre el porcentaje aplicado al presupuesto total de la obra para la garantía definitiva, es decir, en función de la desviación a la baja de la oferta sobre la media, se deberá constituir una garantía de hasta el 20% del importe de adjudicación o presupuesto de licitación para el periodo de ejecución. Esta garantía se sustituye por una garantía del 4% a la recepción del contrato para el periodo de garantía.

A la garantía definitiva pueden añadirse unas garantías complementarias, debido a las circunstancias cambiantes durante el contrato entre las partes, éstas pueden deberse a:

- *Anticipos:* Siempre que la administración adelanta cantidades al contratista con fines de acopio de materiales, éste debe presentar una garantía por el 100% del anticipo recibido hasta que los materiales estén incorporados a la obra, también por abonos en cuenta por instalaciones y equipos necesarios para la ejecución de la obra. Será necesario adjuntar una garantía complementaria a la general vigente para cubrir posibles descubiertos, en la entrega de los anticipos, que no se pueden cubrir posteriormente a través de las certificaciones periódicas o al abandono de obras por el contratista sin haber llegado a ser absorbidos dichos anticipos por las certificaciones.
- *Revisión de precios:* Si existen modificaciones de precios y contratos es necesario cubrir estas variaciones mediante una garantía complementaria que mantenga el equilibrio entre el presupuesto y la garantía constituida.
- *Retención de obra:* La administración retiene parte de las certificaciones sobre el contrato para afrontar posibles defectos o daños a cargo del contratista, así como al incumplimiento de obra y ejecución irregular de la misma. A través de una garantía puede quedar sustituida esta retención y ser garante el asegurador sobre estas responsabilidades del contratista.

Garantías por subvenciones en la compra de viviendas de protección oficial (VPO) : Los adquirentes de viviendas de protección oficial pueden recibir ayudas por parte de la administración para tener acceso a las mismas. Las ayudas aportadas irán a parar a manos del promotor de dichas viviendas, y previa escrituración de las mismas, el adquirente se subroga en las obligaciones derivadas de su obligatoria devolución (siempre que dichas ayudas no sean a fondo perdido) en los casos de que dichas ayudas sean únicamente anticipos. Si la administración concede las ayudas, exigirá una garantía para velar por el destino de dichas ayudas y la devolución de éstas por los adquirentes.

Garantías por defecto en la construcción⁶: Mediante este seguro sobre viviendas de protección oficial se garantiza al Ministerio de Obras Públicas y Urbanismo (M.O.P.U.) o consejería correspondiente de las comunidades autónomas, durante un período de cinco años, la reparación de los desperfectos originados por vicios ocultos en la construcción de viviendas de protección oficial, a partir de su calificación definitiva.

Garantías aduaneras: Son necesarias para garantizar a las diversas administraciones aduaneras el pago de derechos arancelarios. El pago de estos derechos, según las Ordenanzas aduaneras, puede aplazarse por una garantía del 100%. Mediante esta garantía se asegura a la aduana la salida de la mercancía o, en caso contrario, el pago del derecho arancelario no cobrado. Se puede prestar garantía en los siguientes casos:

- *Tránsitos:* Se trata de mercancías que entran en España con destino a otros países.
- *Importaciones Temporales:* Se trata de mercancías que entran en España, donde permanecen durante un determinado período, volviendo a salir.

⁶ Téngase en cuenta los artículos 19 y 20 de la Ley 38/1999, de 5 de noviembre, de Ordenación de la Edificación, en los que se regulan las garantías por daños materiales ocasionados por vicios y defectos de la construcción.

- *Tráfico de Perfeccionamiento*: Se trata del mismo supuesto que en el caso anterior, pero aquí, el producto que se exporta es diferente al que se ha importado (así por ejemplo, se importa trigo y se exporta harina).

En estos tres casos, la Aduana debería cobrar arancel a la entrada del producto en España y devolverlo a la salida, pero, como se apuntaba anteriormente, las Ordenanzas Aduaneras permiten la entrega de una garantía que sustituye al arancel que debería haberse pagado.

Modalidades de seguro de caución ante empresas privadas.

Del mismo modo que las garantías ante organismos públicos, en las relaciones entre particulares actúan las mismas características, con la única excepción que dichas fianzas no están regidas por la Ley de Contratos de las Administraciones Públicas⁷, y su cancelación se produce en fechas pactadas contractualmente y sin carácter indefinido de tiempo. Estas modalidades del seguro de caución se estructura mediante la emisión de una póliza de garantía de cumplimiento de obligaciones legales y contractuales.

Algunas de las garantías que pueden darse:

Garantías de cumplimiento de contrato. El principio se establece como consecuencia del compromiso de contrato entre dos personas físicas y/o jurídicas al que se le puede aplicar el seguro de caución como medio de fianza ante responsabilidades inherentes al contrato. Si bien es un tipo de garantía típica de los contratos de construcción e industrial, cada día es más frecuente en los contratos de suministro o servicio. Los tipos de garantías suelen ser: de cumplimiento de contrato o pedido, en sustitución de retenciones o por defectos de ejecución.

Garantías de cantidades anticipadas para viviendas⁸. Se garantiza al comprador de la vivienda la devolución de las cantidades anticipadas al promotor antes de iniciar la construcción o durante la misma, más los intereses legales de las mismas, en el caso de que la construcción no se inicie, no llegue a buen fin o no se obtengan los permisos legales.

Garantías de aportación de solar. Cuando el dueño de un terreno, con características expresas para convertirse en solar edificable, cede éste a un promotor inmobiliario a cambio de recibir una parte de la obra cuando ésta esté terminada, en vez de pagar precio por este solar, puede ser conveniente que el propietario del solar quiera garantizar la entrega de su parte de obra a través de un seguro de caución, para que, en caso de que no se produjera la entrega pactada, recibiera el pago de una indemnización.

Garantías de fidelidad. Son aquellas exigidas como consecuencia de las relaciones contractuales, laborales, etc. existente entre las partes. Son garantías ligadas a la confianza y moralidad de las personas físicas o jurídicas garantizadas. Esta modalidad de seguro de caución garantiza al Asegurado una indemnización por los daños patrimoniales sufridos como consecuencia de la apropiación indebida de fondos por las personas o empresas garantizadas. Existen dos tipos fundamentales de garantías de fidelidad: las de *infidelidad de empleados*, por ejemplo las garantías ante los Colegios Territoriales de Administradores de Fincas o

⁷ Real Decreto Legislativo 2/2000 de 16 de junio por el que se aprueba el Texto Refundido de la Ley de Contratos Adm. Púb.

⁸ La regulación de esta garantía se encuentra en la Ley 57/1968, de 27 de julio. Desarrollada por la Orden de 29 de noviembre de 1968.

Administraciones de Lotería; y las de *depositarios de mercancías*, garantías constituidas, por ejemplo, ante la Cía. de Distribución Integral Logista S.A. (antigua Tabacalera) o por los distribuidores de Repsol Butano, S.A.

Garantías para cuadernos A.T.A. Estas garantías se prestan ante las Cámaras de Comercio Industria y Navegación, las cuales exigen como garantía para la emisión del Documento de Admisión Temporal un Certificado de Seguro de Caución o aval.

El Documento de Admisión Temporal de mercancías sustituye a los documentos nacionales de exportación e importación temporal, para que cualquier mercancía (no perecedera) pueda viajar fuera de las fronteras nacionales, facilitando las relaciones comerciales al utilizarse una única documentación entre los países adheridos.

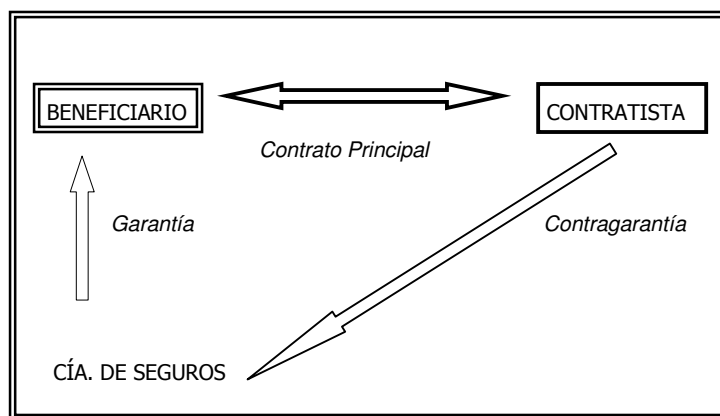
2.4 Características del Fronting en los seguros de caución.

El mundo de las garantías, tanto bancarias como de compañías de seguros, está globalizado desde hace más de 30 años. A la actividad de emisión de garantías en el exterior, se la conoce en el mundo asegurador como *fronting*. Dicha actividad ha sido creciente de manera exponencial y es hoy una realidad diaria en el negocio asegurador.

Las empresas, para realizar operaciones comerciales fuera de sus fronteras nacionales necesitan, en ocasiones, prestar garantías ante un tercero con la exigencia de que las mismas sean emitidas por una entidad autorizada para actuar en el país de la empresa asegurada. A tal efecto, en las operaciones de fronting, las compañías de seguros prestan un servicio de emisión de garantías para sus clientes más allá de las fronteras de su país y, para ello, utilizan los servicios de compañías colegas con sede en el país en el que se celebra el contrato. La compañía emisora de la garantía se denomina *compañía fronting* y cobra una comisión de la *compañía instructora* con base en las primas, además de cualquier otro gasto que genere la emisión de la garantía (impuestos, intervención notarial, etc.).

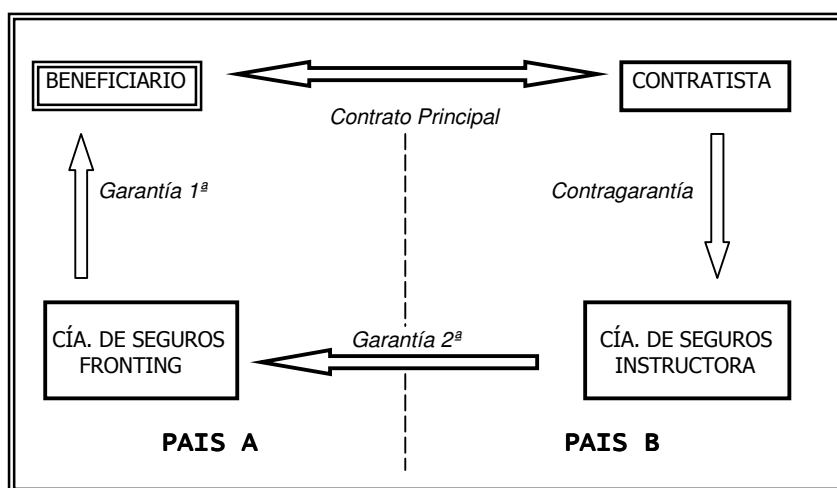
La compañía que solicita la emisión de la garantía a la compañía fronting se denomina compañía instructora y debe garantizar a la compañía fronting, que quedará indemne ante cualquier contingencia que se derive de la emisión de la garantía solicitada.

En las garantías normales, que también se llaman directas, que se emiten en el propio país, la relación entre las tres partes que intervienen se esquematizaría como:



Esquema nº. 1.- GARANTÍAS DIRECTAS

En las operaciones de fronting, también llamadas indirectas, interviene una cuarta parte que es la compañía de seguros del país local, ya que normalmente es una exigencia del beneficiario que el contrato sea garantizado por una institución local. En este caso, la relación de las partes figuraría:



Esquema nº. 2.- GARANTÍAS INDIRECTAS (FRONTING)

En el ejemplo que se muestra en el esquema, un contratista del país B ha formalizado un contrato con un beneficiario del país A y, de acuerdo con dicho contrato, la garantía debe ser emitida por una compañía de seguros del país A. El contratista del país B se dirige a su compañía de seguros local, solicitando que pida a una compañía de seguros del país A, la emisión de la garantía requerida contractualmente emitiendo, al mismo tiempo, la compañía de seguros del país B, una segunda garantía a favor de la compañía de seguros del país A, relevándose de cualquier responsabilidad económica que pudiera asumir como consecuencia de la primera garantía. El contratista a favor del cual se emite la garantía, deberá pagar la prima a la compañía instructora, es decir a su afianzador habitual en su propio país, como si se tratara de una garantía más.

Parte II: Tarificación del seguro de caución.

En este apartado se desarrollan los principios técnicos en que se basa la elaboración de una tarifa con el objeto de la obtención de primas equitativas y suficientes⁹ para mantener a largo plazo la estabilidad de la entidad aseguradora con la aportación de un ejemplo práctico sobre una de las modalidades del seguro de caución.

Los principios reguladores del proceso de tarificación se recogen en el artículo 76, apartados 5 y 6 del Reglamento de Ordenación de los Seguros Privados (RD. 2486/1998 de 20 de noviembre) y del que se destaca como introducción que *“las tarifas de primas deberán fundamentarse en bases técnicas y en información estadística”*. Dado que es el propio artículo 76, apartado 5 del ROSSP quién remite a las *“Normas Generales sobre Bases Técnicas”* reguladas en el artículo 77, se seguirá dicho precepto, en todo lo referente a la construcción de un sistema de tarificación para la modalidad de seguro de caución seleccionada.

1.- Información estadística sobre el riesgo

Como se comentaba en la introducción del apartado, la elaboración del sistema de tarificación a partir de las normas generales sobre bases técnicas se iba a centrar en una única modalidad atendiendo a la importancia que tiene dentro del seguro de caución, principalmente debido a su alta contratación y las posibilidades que esto implica en la obtención de tamaños muestrales representativos. La modalidad seleccionada es la de *“Garantía de Ejecución Definitiva para Contratos ante la Administración Pública”*, que ya se había tratado en apartados anteriores, en la que el riesgo asegurable es el de las penalizaciones en que pueda incurrir el adjudicatario de un contrato ante la Administración Pública por falta de cumplimiento de los plazos de terminación de la obra o contrato y cualesquiera otras penalidades que influyan en la buena marcha de los mismos, como puede ser el resarcimiento de daños y perjuicios ocasionados por demora o dificultades de cumplimiento, o por la resolución de contrato.

Cabe recordar que la vigencia de la garantía objeto de seguro continúa mientras la relación contractual entre el organismo estatal y el contratista exista, siendo hasta la recepción definitiva de la obra ejecutada, cubriendo el periodo de ejecución más el periodo de garantía. Así el asegurador emite anualidades sobre el riesgo hasta la definitiva extinción del mismo.

El método de obtención de la muestra para la elaboración de las bases estadísticas en las que se fundamentará el sistema de tarificación, ha sido el de obtener a partir de un intervalo de 7 ejercicios, de 1996 a 2002, el ejercicio con mayor frecuencia de siniestralidad, entendida como aquel ejercicio con mayor cociente entre el número de siniestros ocurridos y el número de pólizas en vigor en ese mismo ejercicio, con el fin de

⁹ En este trabajo se dejara a un lado los principios que también se recogen en el artículo 76, apartado 5 del ROSSP de *“Indivisibilidad”* e *“Invariabilidad”*, por no considerarse la división de la prima, ni tampoco plantearse en este trabajo el estudio de la variación de la prima obtenida de un periodo de cobertura al siguiente.

obtener una muestra representativa, con la cautela de que no se tratase de un ejercicio en el que se produjese una desviación de la siniestralidad.

$$\text{Frecuencia Siniestralidad (X)} = \frac{\text{Nº. Siniestros Ocurridos (X)}}{\text{Nº. Pólizas Vigor (X)}}$$

Ejercicio	Nº. Pólizas	Nº. Siniestros	Frec. Siniestralidad
1996	18.275,51	114	0,0062
1997	14.778,10	80	0,0054
1998	14.025,60	78	0,0056
1999	13.386,90	64	0,0048
2000	12.532,88	68	0,0054
2001	13.550,96	82	0,0061
2002	12.938,01	96	0,0074

Para obtener una adecuada medida de la exposición al riesgo a partir del número de pólizas en vigor en cada ejercicio, se ha utilizado póliza a póliza la siguiente formulación:

- Para hallar el número de pólizas de nueva producción o de renovación, es decir, con fecha de efecto o renovación en el ejercicio X, suma del cociente para cada póliza ($\forall i$) de la diferencia en días del último día del ejercicio y la fecha de efecto/renovación entre el número total de días del ejercicio. De forma que, para una póliza con fecha de efecto 01/01/X este cociente será igual a 1 y para el cómputo de número de pólizas sumaría 1.

$$\text{Nº. Pólizas N. Prod./Renov. (X)} = \sum_{\forall i} \frac{(31/12/X - F.EFECTO_i(X))}{365}$$

- Para hallar el número de pólizas de cartera, esto es, con fecha de efecto anterior al 1 de enero del ejercicio X, suma del cociente para cada póliza ($\forall i$) de la diferencia en días de la fecha de efecto/renovación y el último día del ejercicio anterior entre el número de días del ejercicio actual.

$$\text{Nº. Pólizas Cartera (X)} = \sum_{\forall i} \frac{(F.EFECTO_i(X) - 31/12/X - 1)}{365}$$

Así, una póliza de cartera con fecha de efecto 01/05/X-1, 1 de mayo del ejercicio anterior, que se renovase en el ejercicio X (no se anulase), en el cómputo de número de pólizas del ejercicio actual sería igual a la suma de los cocientes: $\frac{(01/05/X - 31/12/X - 1)}{365} + \frac{(31/12/X - 01/05/X)}{365} = \frac{122 \text{ días}}{365} + \frac{244 \text{ días}}{365} = 0,33 + 0,67 = 1$, sería igual a una póliza en vigor del ejercicio X.

Por tanto, la suma de la anterior formulación para cada póliza y ejercicio, daría el número total de pólizas emitidas o renovadas durante el ejercicio X,

$$N^{\circ}. \text{Pólizas Emit./Cartera} (X) = \sum_{\forall i} \frac{(31/12/X - F.EFECTO(X))}{365} + \sum_{\forall i} \frac{(F.EFECTO(X) - 31/12/X - 1)}{365}$$

Pero debido a que no todas las pólizas se renuevan o se mantienen a lo largo del ejercicio, este resultado puede no ser el número de pólizas en vigor. Dado que existen anulaciones como consecuencia de la extinción del riesgo, se debe reajustar a la baja el anterior resultado teniendo en consideración las rescisiones de pólizas. De forma que el número de pólizas en vigor como medida de la exposición al riesgo, se aproxima como:

$$\begin{aligned} N^{\circ}. \text{Pólizas Vigor} (X) &= N^{\circ}. \text{Pólizas N. Producción} (X) + N^{\circ}. \text{Pólizas Cartera} (X) - N^{\circ}. \text{Pólizas Anuladas} (X) = \\ &= \sum_{\forall i} \frac{(31/12/X - F.EFECTO_i(X))}{365} + \sum_{\forall i} \frac{(F.EFECTO(X)_i - 31/12/X - 1)}{365} - \sum_{\forall i} \frac{(31/12/X - F.ANULACIÓN_i(X))}{365} \end{aligned}$$

es decir, el número de pólizas emitidas o renovadas corregidas por el número de pólizas que se anulan en el ejercicio, entendiéndose éstas como la suma de los cocientes para cada póliza anulada del número de días que median entre la fecha de cierre del ejercicio y la fecha de anulación y el número total de días del ejercicio.

Para evitar el problema de que el ejercicio de estudio, el de mayor frecuencia de siniestralidad, no sea representativo debido a que se produjo una desviación de la siniestralidad, se puede establecer como criterio de aceptación un contraste paramétrico para una media. Este procedimiento realiza el contraste bilateral de la hipótesis nula: $H_0 : \mu = \mu_0$, dónde en este caso, μ , es la frecuencia de siniestralidad media poblacional, y se toma como valor para μ_0 el de la frecuencia de siniestralidad del ejercicio 1996, esto es: $H_0 : \mu = f_{1996} = 0,0062$ frente a la hipótesis alternativa: $H_1 : \mu \neq f_{1996}$.

Dado que la varianza poblacional σ^2 es desconocida, podemos aplicar la técnica conocida como *Test de la T de Student para una muestra*, aunque para su aplicación, cabe recordar que se ha de cumplir que la distribución de la frecuencia de siniestralidad ha de ser Normal.

Por ello, se sabe que la frecuencia de siniestralidad en cada ejercicio se comporta como una variable aleatoria, con distribución desconocida, siendo independiente la frecuencia de siniestralidad de un ejercicio de la de otro. Pese a lo anterior, y sabiendo que la frecuencia de siniestralidad media muestral y la desviación típica de la frecuencia de siniestralidad media muestral de los ejercicios de referencia no tienen porque ser buenos estimadores de los parámetros poblacionales, si se puede afirmar que:

- La frecuencia de siniestralidad media de las frecuencias de siniestralidad medias muestrales es igual a la frecuencia de siniestralidad media real de la población, es decir: $\bar{F} = \frac{\bar{f}_1 + \bar{f}_2 + \dots + \bar{f}_n}{n^{\circ} \text{ de muestras posibles}} = \mu$
- La desviación típica de las frecuencias de siniestralidad medias muestrales vale: $\sigma(f)_{\bar{x}} = \frac{\sigma(f)}{\sqrt{n}}$

Esto significa que la distribución de la frecuencia de siniestralidad media muestral de tamaño n extraídas de una población con distribución desconocida, es decir, puede ser normal o no, se distribuye según

una $\bar{f} \sim N(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$. Por tanto, para el contraste no es erróneo aplicar el Test de la T de Student, si bien como el

tamaño muestral es igual a 7, el estadístico de contraste sería: $t' = \frac{\bar{f} - \mu_0}{\frac{s(f)_{n-1}}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}$ (*t de Student con n-1 grados de*

libertad), donde $S(f)_{n-1} = \sqrt{S^2(f)_{n-1}} = \sqrt{\frac{\sum (f_i - \bar{f})^2}{n-1}}$ es la cuasidesviación típica muestral de la frecuencia de siniestralidad.

De esta forma, la diferencia entre la frecuencia de siniestralidad media muestral, igual a $\bar{f} = 0,005843$, y el valor con el se compara, la frecuencia de siniestralidad del ejercicio 1996, $\mu_0 = f_{1996} = 0,0062$, es igual a $\bar{f} - f_{1996} = -0,000357$, por tanto, se obtiene que el valor del estadístico es igual a:

$$t' = \frac{\bar{f} - f_{1996}}{\frac{s(f)_{n-1}}{\sqrt{n}}} = \frac{-0,000357}{\frac{s(f)_{n-1}}{\sqrt{7}}} = -1,135, \text{ siendo } t' = -1,135 > t_{\alpha/2} = -2,435, \text{ como el nivel crítico de } t' \text{ es igual a } \alpha' =$$

0,2997 es mayor que el nivel de significación $\alpha = 0,05$ ($Prob.(t_{\alpha/2} = -2,435) = 0,05$), entonces se acepta la hipótesis nula, $H_0 : \mu = f_{1996}$, es decir, la frecuencia de siniestralidad media poblacional podría considerarse igual a la frecuencia de siniestralidad del ejercicio 1996, por lo que se entiende que *no existe una desviación de siniestralidad*, ya que podría ser un valor igual a la media o muy próximo a ella.

2.- Factores de riesgo influyentes en la tarificación

En la mayoría de los ramos de seguros generales, existen múltiples posibles fuentes de heterogeneidad de los riesgos. Estas fuentes de heterogeneidad en relación con el riesgo de siniestralidad de denominan *factores de riesgo*. Una prima de riesgo basada en la siniestralidad observada de una cartera manifiestamente heterogénea puede resultar inadecuada si, como es probable, la estructura de la cartera se modifica. Para reducir este peligro, las pólizas normalmente se agrupan en diferentes *niveles*, en función de los factores de riesgo utilizados.

En el seguro de caución, como en la mayoría de los ramos de seguros generales, y en la modalidad seleccionada puede apreciarse la existencia de muy diversos factores de riesgo. En este apartado, se va a tratar de obtener una estimación de los efectos de los diversos niveles de cada factor de riesgo en la frecuencia de siniestralidad utilizando un *modelo aditivo* de dos factores de riesgo¹⁰, tipo de contrato y territorio, como *método multivariante*.

¹⁰ En un planteamiento inicial se había previsto incluir tres factores de riesgo adicionales: *duración de los contratos*, *experiencia del tomador* (número de años de relación entre Tomador y Asegurador) y *solventia del tomador*, medida a través de la cifra de fondos propios/patrimonio neto del tomador. Al respecto, cabe señalar que pese a disponer de los datos anteriores, al segmentarlos atendiendo a los dos factores de riesgo estudiados, tipo de contrato y territorio, se obtenía niveles poco representativos debido al bajo número de siniestros con lo que la estimación resultaba poco reveladora.

Para el análisis de los factores de riesgo, se ha dispuesto de las 18.275,51 pólizas en vigor del ejercicio 1996, como medida de la exposición del riesgo, y de 114 siniestros, que era el número de siniestros acaecidos en el mismo año, subdivididos de acuerdo con el *Tipo de Contrato* (“Consultoría y Asistencia”, “Obras”, “Servicios” y “Suministros”) que se establece el Texto Refundido de la Ley de Contratos de las Administraciones Públicas en sus respectivos títulos¹¹, y con el *Territorio* (“Noroeste”, “Nordeste”, “Centro”, “Levante” y “Sur”) como criterio de clasificación geográfica.

Nº. de Pólizas en vigor por Tipo de Contrato y Territorio

TIPO CONTRATO TERRITORIO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO	TOTAL
CENTRO	675,38	2.598,10	1.602,60	5.235,90	10.111,98
LEVANTE	11,88	297,96	65,01	184,41	559,26
NORDESTE	149,86	1.059,14	662,25	1.699,05	3.570,30
NOROESTE	123,03	1.084,16	428,22	971,02	2.606,43
SUR	72,29	601,34	208,55	545,36	1.427,54
TOTAL	1.032,44	5.640,70	2.966,63	8.635,74	18.275,51

Nº. de Siniestros ocurridos por Tipo de Contrato y Territorio

TIPO CONTRATO TERRITORIO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO	TOTAL
CENTRO	2	30	12	29	73
LEVANTE	0	0	0	0	0
NORDESTE	0	8	3	3	14
NOROESTE	4	3	2	10	19
SUR	0	4	1	3	8
TOTAL	6	45	18	45	114

Si no hubiera diferencias en la frecuencia de siniestralidad, es decir, sin tomar en consideración los factores de riesgo, un estimador de la tasa real común con los datos del ejercicio de estudio sería:

$$\text{Frecuencia Siniestralidad (96)} = \frac{\text{Nº. Siniestros Ocurridos (96)}}{\text{Nº. Pólizas Vigor (96)}} = \frac{114}{18.275,51} = 0,0062$$

El número de siniestros ajustado para las veinte clases de riesgo consideradas, suponiendo válida la tasa común anterior, se obtendrá multiplicando el respectivo número de pólizas en cada nivel por 0,0062.

¹¹ Real Decreto Legislativo 2/2000 de 16 de junio que aprueba el Texto Refundido de la Ley de Contratos Adm. Públicas.

Nº. de Siniestros Ajustados por Frec. Siniestralidad Común

TIPO CONTRATO TERRITORIO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA			OBRAS			SERVICIOS			SUMINISTRO		
	Real	Ajustado	Diferenc.	Real	Ajustado	Diferenc.	Real	Ajustado	Diferenc.	Real	Ajustado	Diferenc.
CENTRO	2	4	(-2)	30	16	(+14)	12	10	(+2)	29	33	(-4)
LEVANTE	0	0	(0)	0	2	(-2)	0	0	(0)	0	1	(-1)
NORDESTE	0	1	(-1)	8	7	(+1)	3	4	(-1)	3	11	(-8)
NOROESTE	4	1	(+3)	3	7	(-4)	2	3	(-1)	10	6	(+4)
SUR	0	0	(0)	4	4	(0)	1	1	(0)	3	3	(0)

Las desviaciones obtenidas, número de siniestros observados menos los ajustados que se muestran entre paréntesis, son grandes, lo que es expresivo de un deficiente ajuste. Como método para establecer la bondad del ajuste se puede recurrir al Test de la χ^2 (Chi-Cuadrado). De esta forma, si se representa la hipótesis nula como:

H_0 : Siniestros observados $_{ij} = n^\circ$. Pólizas $_{ij} \times$ Frec. Siniestr.(96) , $\forall i = 1,2,3,4$ y $\forall j = 1,2,3,4,5$

siendo n° . Pólizas $_{ij} \times$ Frec. Siniestr. (96) = Siniestros Ajustados $_{ij}$

H_1 : Siniestros observados $_{ij} \neq$ Siniestros Ajustados $_{ij}$

Si se construye un estadístico, ID (Indicador de Desviaciones Cuadráticas) definido como el sumatorio de los cocientes de los cuadrados de las desviaciones del número de siniestros observados respecto de los ajustados entre los ajustados, se puede demostrar que este estadístico ID sigue una ley χ^2 de Pearson de h grados de libertad, siendo $h = (m-1) \cdot (k-1)$ ($m = n^\circ$. de Territorios y $k = n^\circ$. de Tipos de Contratos).

$$ID = \sum_{\forall i} \sum_{\forall j} \frac{(\text{Siniestros Observados}_{ij} - \text{Siniestros Ajustados}_{ij})^2}{\text{Siniestros Ajustados}_{ij}} \sim \chi^2_{(m-1)(k-1)}, \text{ en este caso, se obtiene que:}$$

$ID = 38,63 \sim \chi^2_{(5-1)(4-1)}$ donde, para un nivel de significación de $\alpha = 0,05 \rightarrow \text{Prob.}(\chi^2_{12} = 21,04) = 0,05$ siendo

$ID = 38,63 > \chi^2_{12} = 21,04$ (el nivel crítico de ID es igual a $\alpha' = 0,00012099 < \alpha = 0,05$), se rechaza la hipótesis nula, el número de siniestros ocurridos no puede estimarse como el producto del número de pólizas para cada nivel por la frecuencia de siniestralidad común.

Claramente, la frecuencia de siniestralidad depende de la clase a la que cada póliza pertenece. Si se representan las frecuencias de siniestralidad reales de cada clase como: f_{11} , frecuencia de siniestralidad del tipo de contrato Consultoría del territorio Centro, o f_{24} , Suministro – Levante, y si se supone que los efectos del tipo de contrato y territorio son aditivos, la enumeración de los parámetros necesarios sería:

Parámetros del modelo Frec. Siniestralidad (Contrato - Territorio)

Factor de Riesgo	Núm. Alternativas	Alternativas	Parámetros
TIPO DE CONTRATO	4	Consultoría / Obras / Servicios / Suministro	-- / C_1 / C_2 / C_3
TERRITORIO	5	Centro / Levante / Nordeste / Noroeste / Sur	-- / T_1 / T_2 / T_3 / T_4
Frecuencia Siniestralidad Base		Para Tipo de Contrato Consultoría y Territorio Centro	A

Representación Frec. Siniestralidad por Clases – Efectos Aditivos

TIPO CONTRATO TERRITORIO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO
CENTRO	$f_{11} = A$	$f_{12} = A + C_1$	$f_{13} = A + C_2$	$f_{14} = A + C_3$
LEVANTE	$f_{21} = A + T_1$	$f_{22} = A + C_1 + T_1$	$f_{23} = A + C_2 + T_1$	$f_{24} = A + C_3 + T_1$
NORDESTE	$f_{31} = A + T_2$	$f_{32} = A + C_1 + T_2$	$f_{33} = A + C_2 + T_2$	$f_{34} = A + C_3 + T_2$
NOROESTE	$f_{41} = A + T_3$	$f_{42} = A + C_1 + T_3$	$f_{43} = A + C_2 + T_3$	$f_{44} = A + C_3 + T_3$
SUR	$f_{51} = A + T_4$	$f_{52} = A + C_1 + T_4$	$f_{53} = A + C_2 + T_4$	$f_{54} = A + C_3 + T_4$

De forma que el parámetro desconocido A es la frecuencia de siniestralidad real de la clase del tipo de contrato “Consultoría y Asistencia” y territorio “Centro” y, por ejemplo, los parámetros C_3 y T_4 es la frecuencia de siniestralidad adicional a A correspondiente a que el tipo de contrato sea de “Suministro” y del territorio “Sur” respectivamente. Por tanto, el número de siniestros observado y los esperados se pueden calcular como:

$N^{\circ} \text{ Siniest. Esperado Clase }_{ij} = N^{\circ} \text{ Pólizas Clase }_{ij} \times \text{Frec. Siniestralidad Clase }_{ij} \text{ para } \forall i = 1,2,3,4 \text{ y } \forall j = 1,2,3,4,5$

Dado que en este modelo los parámetros A, C_1 , C_2 , C_3 , T_1 , T_2 , ... cuya suma componen la frecuencia de siniestralidad son desconocidos, representaremos por A' , C_1' , C_2' , C_3' , T_1' , T_2' , ... a los estimadores de estos parámetros y por e_i el residuo como la diferencia entre el número de siniestros observados y el ajustado. Para que el modelo sea válido, el número de siniestros ajustados a través de estos parámetros deben ser próximos al número de siniestros observados.

Número de Siniestros Observados y Esperados según Modelo

Nº. Observado de Siniestros	Nº. Esperado de Siniestros
2	$675,38 \cdot A' + e1$
30	$2.598,10 \cdot A' + 2.598,10 \cdot C1' + e2$
12	$1.602,60 \cdot A' + 1.602,60 \cdot C2' + e3$
29	$5.235,90 \cdot A' + 5.235,90 \cdot C3' + e4$
0	$11,88 \cdot A' + 11,88 \cdot T1' + e5$
0	$297,96 \cdot A' + 297,96 \cdot C1' + 297,96 \cdot T1' + e6$
0	$65,01 \cdot A' + 65,01 \cdot C2' + 65,01 \cdot T1' + e7$
0	$184,41 \cdot A' + 184,41 \cdot C3' + 184,41 \cdot T1' + e8$
0	$149,86 \cdot A' + 149,86 \cdot T2' + e9$
8	$1.059,14 \cdot A' + 1.059,14 \cdot C1' + 1.059,14 \cdot T2' + e10$
3	$662,25 \cdot A' + 662,25 \cdot C2' + 662,25 \cdot T2' + e11$
3	$1.699,05 \cdot A' + 1.699,05 \cdot C3' + 1.699,05 \cdot T2' + e12$
4	$123,03 \cdot A' + 123,03 \cdot T3' + e13$
3	$1.084,16 \cdot A' + 1.084,16 \cdot C1' + 1.084,16 \cdot T3' + e14$
2	$428,22 \cdot A' + 428,22 \cdot C2' + 428,22 \cdot T3' + e15$
10	$971,02 \cdot A' + 971,02 \cdot C3' + 971,02 \cdot T3' + e16$
0	$72,29 \cdot A' + 72,29 \cdot T4' + e17$
4	$601,34 \cdot A' + 601,34 \cdot C1' + 601,34 \cdot T4' + e18$
1	$208,55 \cdot A' + 208,55 \cdot C2' + 208,55 \cdot T4' + e19$
3	$545,36 \cdot A' + 545,36 \cdot C3' + 545,36 \cdot T4' + e20$

Como aproximación, se sabe que el mejor ajuste se obtendrá eligiendo el valor de los parámetros que cumpla: $\min \sum_{\forall i} (n^{\circ}.\text{Sinistros observados}_i - n^{\circ}.\text{Sinistros ajustados}_i)^2 = \min \sum_{\forall i} e_i^2$. Este método es conocido como el de los *Mínimos Cuadrados Ordinarios*.

Este modelo tiene el inconveniente de que la fiabilidad de una estimación basada en una clase con un número pequeño de pólizas no será tan grande como la que corresponda a una basada en una celda con más siniestros, además supone que los residuos siguen una distribución Normal, $e_i \sim N(0, \sigma^2)$, con lo que: el vector de residuos debe poseer una esperanza matemática nula; las varianzas de los residuos se suponen iguales, condición de *homocedasticidad*; y las componentes residuales se encuentran incorreladas, es decir, la $cov(e_i, e_j)$ es nula ($\forall i, j$).

Por tanto, para mejorar la fiabilidad de la estimación y cumplir la condición de homocedasticidad (en caso contrario, supondría aceptar que las distribuciones de probabilidad de los residuos difieren unas de otras) es frecuente minimizar, la suma de cuadrados ponderada como:

$\min \sum_{\forall i} \frac{1}{\lambda_i} \cdot (n^{\circ}.\text{Sinistros observados}_i - n^{\circ}.\text{Sinistros ajustados}_i)^2$, donde λ_i es el *coeficiente de ponderación* que toma en consideración la magnitud relativa de los datos de las distintas clases.

Un coeficiente de ponderación adecuado podría ser la varianza del número de siniestros en una determinada clase pero depende de la frecuencia real de siniestralidad en esa misma clase que es desconocida. Por ello, un coeficiente de ponderación que se podría utilizar en este modelo puede ser el número observado de siniestros. De forma que, se minimizaría: $\min \sum_{\forall i} \frac{(n^{\circ}.\text{Sinistros observados}_i - n^{\circ}.\text{Sinistros ajustados}_i)^2}{n^{\circ}.\text{Sinistros observados}_i}$. En el mínimo, las derivadas parciales de esta función con respecto a $A', C_1', C_2', C_3', T_1', T_2', \dots$ deben ser nulas.

Cabe tener en cuenta que la introducción de múltiples parámetros predictores en el modelo genera diversas consideraciones estadísticas a tener en cuenta. La más importante es el método que se va a utilizar para elegir aquéllos parámetros predictores que definitivamente van a formar parte del modelo. Hay que tener en cuenta que la existencia de múltiples parámetros puede traer como consecuencia que un parámetro que presente correlación significativa con el criterio, no aporte nada nuevo al modelo que se plantea pues, puede darse el caso que la varianza explicada por el mismo ya haya sido explicada por otro parámetro. Este hecho se produce especialmente en aquéllos casos en que los parámetros predictores presenten una elevada colinealidad, es decir, están altamente correlacionados entre ellos. De este modo no es tan importante la correlación de un predictor con el criterio como la correlación parcial de dicho predictor con el criterio, es decir, no importa tanto lo que explica por sí mismo un parámetro predictor como la proporción de varianza que aporta y que no ha sido explicada por otros parámetros.

Teniendo en cuenta este hecho, una de las decisiones más importantes que se debe llevar a cabo a la hora de realizar una regresión múltiple como la que plantea el modelo, es la elección del método de introducción de parámetros al modelo. En este caso, el método elegido ha sido el conocido como *Hacia atrás (Backward)*. En este método se incluyen inicialmente todos los parámetros predictores en el modelo con lo que el porcentaje de varianza explicado por los mismos es el máximo posible. Dado que lo anterior implica la posibilidad de incluir parámetros que no explican una proporción de varianza significativa, posteriormente, se intenta eliminar de la

misma aquel parámetro con una menor correlación parcial con el criterio. Si la reducción de la varianza explicada al eliminar dicho parámetro es significativa, no se elimina y se detiene el proceso, en caso contrario se elimina y se procede del mismo modo con el parámetro predictor que presente menor correlación parcial de los que resten en el modelo.

Parámetros introducidos/eliminados en los modelos

Nº. Modelo	Variables introducidas	Variables eliminadas	Método
1	A', C1', C2', C3', T2', T3', T4'	T1', se trata de una variable constante o tiene correlaciones pérdidas. El número de siniestros siempre es 0.	Introducir
2	A', C1', C2', T2', T3', T4'	C3', T1'	Hacia atrás (criterio: Prob. de F para eliminar $\geq 0,100$).
3	A', C1', C2', T2', T4'	C3', T1', T3'	Hacia atrás (criterio: Prob. de F para eliminar $\geq 0,100$).
4	A', C1', C2', T2'	C3', T1', T3', T4'	Hacia atrás (criterio: Prob. de F para eliminar $\geq 0,100$).
5	A', C1', T2'	C2', C3', T1', T3', T4'	Hacia atrás (criterio: Prob. de F para eliminar $\geq 0,100$).

Regresión de Mínimos Cuadrados Ponderados.-

Una vez ajustados los modelos de regresión múltiple, interesa disponer de una medida de bondad del ajuste de la regresión con la que comparar cuál es el modelo más adecuado, se puede utilizar, para este caso, el *coeficiente de determinación*, al constituir una medida adecuada de la bondad del ajuste lineal. Se puede definir el coeficiente de determinación, R^2 , como el cociente entre la varianza explicada por la regresión y la varianza

$$\text{total: } R^2 = \frac{\sum_i (N^\circ \text{.Siniestros ajustados}_i - N^\circ \text{.Siniestros medio}_i)^2}{\sum_i (N^\circ \text{.Siniestros observados}_i - N^\circ \text{.Siniestros medio}_i)^2}, \text{ o sabiendo que:}$$

$$\sum_i (N^\circ \text{.Siniestros observados}_i - N^\circ \text{.Siniestros medio}_i)^2 = \sum_i (N^\circ \text{.Siniestros ajustados}_i - N^\circ \text{.Siniestros medio}_i)^2 + \sum_i e_i^2 \rightarrow$$

$SCT = SCR + SCE$, se puede expresar el coeficiente de determinación como: $R^2 = 1 - \frac{SCE}{SCT}$. El coeficiente de

determinación múltiple varía entre 0 y 1. El valor 0 lo toma cuando la varianza explicada es nula; por el contrario, toma el valor 1 cuando es nula la varianza residual. Aunque, como es el caso, si no existe término independiente

(constante en el modelo) el valor de $\sum_{\forall i} e_i^2$ (SCE) puede ser positivo o negativo, por lo que el coeficiente de

determinación podría variar entre] - ∞ , 1].

En este modelo, entre los resultados obtenidos se puede observar, los coeficientes de correlación, R , prácticamente 1 en todos los casos, así como, los coeficientes de determinación, también muy próximos a 1, por lo que el porcentaje de varianza total explicado por los parámetros es muy alto. Debido a que el coeficiente de determinación es un estimador sesgado del coeficiente de determinación poblacional, y los diferentes modelos tienen diferente número de parámetros explicativos, también se ha obtenido el *Coeficiente de Determinación*

Corregido (\bar{R}^2), definido como: $\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k} \cdot (1 - R^2)$.

Resumen de los modelos

Nº. Modelo	R	R Cuadrado	R Cuadrado Corregido
1	0,995	0,990	0,981
2	0,995	0,990	0,983
3	0,995	0,990	0,985
4	0,995	0,990	0,986
5	0,994	0,988	0,984

Dado el buen ajuste de los diferentes modelos a la siniestralidad observada, en la mayoría se puede ver como cada modelo explica un 98% del número de siniestros, se tomará como modelo ajustado el número 1 al ofrecer una estimación ajustada de todos los parámetros predictores, salvo T1', incluidos en el modelo inicial, lo que implica incrementar la capacidad predictiva del modelo al utilizar múltiples parámetros predictores.

También se puede comprobar la bondad del ajuste del modelo 1 observando el resultado del análisis de la varianza, donde se contrasta la hipótesis nula: $H_0 : A = C1 = C2 = C3 = T2 = T3 = T4 = 0$, es decir, la proporción de varianza explicada por los parámetros predictores a nivel poblacional es igual a cero. Para contrastar esta hipótesis nula, se puede construir un estadístico F' como cociente de las medias cuadráticas (suma de cuadrados entre grados de libertad) de la varianza explicada por el modelo y la no explicada, residual:

ANOVA del Modelo nº. 1

Nº. Modelo		Suma de cuadrados	Grados Libertad	Media cuadrática	Estadístico F	Significatividad (α')
1	Regresión	(SCR) 54354,537	7	7764,934	103,049	0,000
	Residual	(SCE) 527,463	7	75,352		
	Total	(SCT) 54882,000	14			

$$F' = \frac{\sum_i (N^\circ \text{.Siniestros ajustados } i - N^\circ \text{. Siniestros medio})^2}{\frac{\sum_i e_i^2}{T - K}} = \frac{\frac{SCR}{K}}{\frac{SCE}{T - K}} = \frac{\frac{54.354,537}{7}}{\frac{527,463}{7}} = \frac{7.764,934}{75,352} = 103,049, \text{ sabiendo que}$$

F' se distribuye según una F de Snedecor de: $K = 7$, $T - K = 7$ grados de libertad, se obtiene que para un nivel de significación de $\alpha = 0,05$, $Prob.(F_{7, 7} = 3,781) = \alpha$ siendo $F' = 103,049 > F_{7,7} = 3,781$ (el nivel crítico de F' es igual a $\alpha' = 0,00000159 < \alpha = 0,05$). En nuestro caso, rechazamos la hipótesis nula, esto es, los parámetros del modelo no son nulos.

Antes de obtener las frecuencias de siniestralidad ajustadas a partir de los parámetros estimados, debe comprobarse que estos estimadores son ELIO, es decir, estimadores lineales, insesgados y óptimos, para lo que el modelo debe cumplir con las hipótesis de homocedasticidad, incorrelación y normalidad de los residuos. Por tanto, una de las hipótesis cruciales del modelo es la que hace referencia al comportamiento de la matriz de varianzas-covarianzas de los residuos, al expresar dos hipótesis muy importantes para el modelo: que las perturbaciones del modelo no están autocorrelacionadas y que las varianzas de los residuos son iguales, son homocedásticas.

Para comprobar la incorrelación de los residuos se utiliza el Test de Durbin-Watson en el que una vez definidos los residuos como la diferencia entre el número de siniestros observados y los estimados, definimos el

estadístico d de la siguiente forma: $d = \frac{\sum_{i=1}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$. El valor empírico del estadístico d en este modelo, igual a

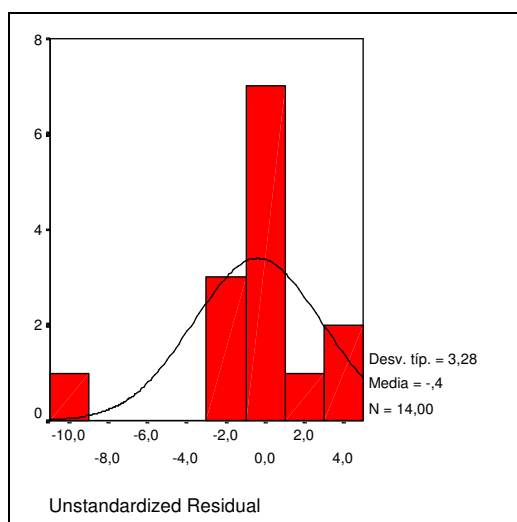
$d = 2,481$, un valor muy próximo a 2, sugiere ausencia de correlación serial de los residuos, es decir, se puede aceptar la independencia de los residuos, la no existencia de autocorrelación.

Una de las hipótesis fundamentales del modelo es la de la normalidad de los residuos, es decir, siguen una distribución Normal, $e_i \sim N(0, \sigma^2) \forall i$, lo que implica que el vector de residuos debe poseer una esperanza matemática nula y las varianzas de los residuos se suponen iguales, condición de *homocedasticidad*. A partir de los estadísticos sobre los residuos del modelo y la comparación gráfica del histograma de los residuos con la curva Normal, permite comprobar que *los residuos no cumplen con el supuesto de Normalidad* y, a su vez, la condición de homocedasticidad.

Estadísticos sobre los residuos

	Mínimo	Máximo	Media	Desviación típ.	N
Residuo bruto	-10,52	3,50	-0,39	3,281	14

Histograma de los Residuos vs. Curva Normal



La ausencia del supuesto de distribución Normal de los residuos implica que el vector de estimadores mínimo-cuadrático obtenidos del modelo no es el mismo que el vector de estimadores máximo-verosímil. Teniendo en cuenta este hecho, los estimadores del modelo siguen siendo insesgados, dado que el incumplimiento de normalidad no afecta a esta propiedad, pero no son óptimos, no son los de menor varianza dentro del conjunto de estimadores insesgados de los parámetros.

Asumiendo la falta de normalidad de los residuos, lo que obligaría a utilizar el método conocido como *Mínimos Cuadrados Generalizados*, el valor de los estimadores de los parámetros del modelo, que siguen siendo estimadores lineales e insesgados de los parámetros (ELI), sería:

Estimadores ELI de los parámetros del Modelo

A'	0,00473166
C1'	0,00663118
C2'	0,00274447
C3'	0,00085232
T1'	0,00000000
T2'	-0,0037536
T3'	0,00110552
T4'	-0,00294055

Además la ausencia de normalidad supone que los estadísticos utilizados para realizar contrastes de hipótesis, como los que se podrían hacer sobre la significatividad de los estimadores, y que siguen distribuciones derivadas de la Normal, como la T de Student o la F de Snedecor, ya no seguirán, en general, distribuciones conocidas. No obstante, bajo ciertas condiciones, estos contrastes seguirán siendo válidos asintóticamente, aceptándose en la práctica, su validez para valores de T o F moderadamente altos. Asumiendo esta observación y aceptando como válido parcialmente el modelo, a partir de los estimadores obtenidos, las frecuencias de siniestralidad ajustadas serán entonces las siguientes:

Frecuencias de Siniestralidad Ajustadas

TIPO CONTRATO TERRITORIO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO
CENTRO	0,0047	0,0114	0,0075	0,0056
LEVANTE	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
NORDESTE	0,0010	0,0076	0,0037	0,0018
NOROESTE	0,0058	0,0125	0,0086	0,0067
SUR	0,0018	0,0084	0,0045	0,0026

Y, en consecuencia, se obtiene el número de siniestros ajustados. El ajuste parece ser bastante más adecuado que utilizando la frecuencia de siniestralidad común.

Nº. de Siniestros Ajustados por el Modelo

TIPO CONTRATO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA			OBRAS			SERVICIOS			SUMINISTRO		
TERRITORIO	Real	Ajustado	Diferenc.	Real	Ajustado	Diferenc.	Real	Ajustado	Diferenc.	Real	Ajustado	Diferenc.
CENTRO	2	3	(-1)	30	30	(0)	12	12	(0)	29	29	(0)
LEVANTE	0	0	(0)	0	0	(0)	0	0	(0)	0	0	(0)
NORDESTE	0	0	(0)	8	8	(0)	3	2	(+1)	3	3	(0)
NOROESTE	4	1	(+3)	3	14	(-11)	2	4	(-2)	10	6	(+4)
SUR	0	0	(0)	4	5	(-1)	1	1	(0)	3	1	(+2)

3.- Sistemas de Tarificación

La introducción de factores de riesgo permite obtener tarifas más equitativas. Un proceso de tarificación sofisticado consistiría en establecer distintas clasificaciones de la cartera, en función de los distintos factores, permitiendo modificaciones diferenciadas de las tarifas en función de la mayor o menor siniestralidad de cada clase de riesgo, es lo que se denomina un *Proceso de Tarificación por Clases de Riesgo* o “*Class Rating*”. Este proceso de tarificación que entra dentro de los que se denominan *Procesos de Tarificación A Priori*, en cuanto que no se ha considerado de la eventual póliza más que sus características “a priori” pero no su evolución en términos de siniestralidad, sin embargo adolece del defecto de raíz que se debe analizar: el de las causas de la siniestralidad, en términos económicos o de coste, no el de las causas de la siniestralidad.

En el desarrollo temporal de una póliza se puede producir dos circunstancias fundamentales: que se produzca el siniestro, que el riesgo se materialice en siniestro o que no se produzca. Este primer aspecto, que define el parámetro *Frecuencia de Siniestralidad*, es obviamente fundamental. Es más, es el más importante, pero no es el único, el otro aspecto que determina la siniestralidad es el *Coste del Siniestro*, cuando éste se ha producido. Así pues, es necesario conocer las distribuciones de probabilidad tanto del *Número de Siniestros* como del *Coste de un Siniestro*, y tales distribuciones de probabilidad serán determinadas a partir del conocimiento de las respectivas distribuciones de frecuencias de ambas variables aleatorias, es decir, de la experiencia de siniestralidad en las mismas, es lo que se conoce como un *Proceso de Tarificación A Posteriori* o “*Experience Rating*”.

3.1 Distribución del Número de Siniestros.

De acuerdo a lo comentado en el apartado anterior, una vez establecidas las clases de riesgo, si los factores de riesgo seleccionados fueran los adecuados en el sentido de haber establecido clases de riesgo homogéneas, se podría obtener una tarifa suficiente y sobre todo equitativa, que es el objetivo de toda tarifa de seguro técnicamente fundamentada. El problema es, por tanto, el de la homogeneidad de las clases de riesgo.

La homogeneidad de las clases de riesgo se puede medir a través de la distribución del número de siniestros, a la que se hacía mención, ya que la homogeneidad la dará la uniformidad en la frecuencia de siniestralidad entre los elementos de una clase. Es por tanto necesario analizar las propiedades estadísticas subyacentes en la distribución de frecuencias del número de siniestros para inferir una distribución de probabilidad del número de siniestros adecuada al fenómeno aleatorio que se modeliza. Es decir, el proceso de modelización no ha de consistir en efectuar meros ajustes en las distribuciones empíricas de frecuencias, sino en establecer modelos teóricos de probabilidad que conlleven la hipótesis de homogeneidad o no, y contrastar dichos modelos con la realidad siniestral que se aprecia a través de la experiencia.

En el apartado anterior se subdividió la cartera de pólizas de la modalidad de “*Garantía de Ejecución Definitiva para Contratos ante la Administración Pública*” de seguro de caución en 20 grupos, con el objetivo de que los datos de siniestralidad correspondientes a tales subgrupos resultasen ser sustancialmente más homogéneos que los de la cartera en su conjunto, para comprobar que esto es cierto, se puede utilizar el *Método*

de la distribución Binomial Negativa¹². Calculando la media (\bar{m}) y la varianza (S^2) de la distribución del número de siniestros correspondiente a las pólizas pertenecientes a cada grupo de riesgo, se puede obtener el parámetro h o *coeficiente de heterogeneidad*, definido como: $h = \frac{\bar{m}}{S^2 - \bar{m}}$, calculado para cada clase, se obtiene:

Cálculo del Coeficiente de Heterogeneidad por Clases

	CONS. Y ASIST.		OBRAS			
	CENTRO	NOROESTE	CENTRO	NORDESTE	NOROESTE	SUR
Nº. Pólizas	675,38	123,03	2598,1	1059,14	1084,16	601,34
Pólizas 0 Siniestros	673,38	119,03	2568,1	1051,14	1081,16	597,34
Pólizas 1 Siniestros	2	2	8	1	3	4
Pólizas 2 Siniestros	0	1	4	1	0	0
Pólizas 3 Siniestros	0	0	2	0	0	0
Pólizas 4 Siniestros	0	0	2	0	0	0
Pólizas 5 Siniestros	0	0	0	1	0	0
Nº. Siniestros	2	4	30	8	3	4
Nº. Medio Siniestros - \bar{m}	0,0029613	0,0325124	0,0115469	0,0075533	0,00276712	0,00665181
Varianza Nº. Siniestros - S^2	0,00295253	0,04771154	0,02834902	0,02826782	0,00275946	0,00660756
Coef. Heterogeneidad - h	337,689	2,13909415	0,68722865	0,3646379	361,386667	150,335

Cálculo del Coeficiente de Heterogeneidad por Clases (continuación)

	SERVICIOS			
	CENTRO	NORDESTE	NOROESTE	SUR
Nº. Pólizas	1602,6	662,25	428,22	208,55
Pólizas 0 Siniestros	1590,6	659,25	426,22	207,55
Pólizas 1 Siniestros	10	1	2	1
Pólizas 2 Siniestros	1	1	0	0
Pólizas 3 Siniestros	0	0	0	0
Pólizas 4 Siniestros	0	0	0	0
Pólizas 5 Siniestros	0	0	0	0
Nº. Siniestros	12	3	2	1
Nº. Medio Siniestros - \bar{m}	0,00748783	0,00453001	0,0046705	0,00479501
Varianza Nº. Siniestros - S^2	0,00867974	0,0075295	0,00464868	0,00477202
Coef. Heterogeneidad - h	6,28224226	1,51026226	214,11	208,55

¹² El análisis de heterogeneidad subyacente en las clases de riesgo es orientativo, puesto que es válido cuando la cantidad de información estadística disponible es grande y en consecuencia resulta factible estimar con fiabilidad los parámetros de la distribución Binomial Negativa.

Cálculo del Coeficiente de Heterogeneidad por Clases (continuación)

	SUMINISTRO				CARTERA
	CENTRO	NORDESTE	NOROESTE	SUR	TOTAL
Nº. Pólizas	5235,9	1699,05	971,02	545,36	18275,51
Pólizas 0 Siniestros	5206,9	1696,05	961,02	542,36	18161,51
Pólizas 1 Siniestros	18	3	1	3	59
Pólizas 2 Siniestros	2	0	1	0	11
Pólizas 3 Siniestros	1	0	1	0	4
Pólizas 4 Siniestros	1	0	1	0	4
Pólizas 5 Siniestros	0	0	0	0	1
Nº. Siniestros	29	3	10	3	114
Nº. Medio Siniestros - \bar{m}	0,00553868	0,00176569	0,01029845	0,00550095	0,00623786
Varianza Nº. Siniestros - S^2	0,00970977	0,00176257	0,03078929	0,00547069	0,0124368
Coef. Heterogeneidad - h	1,32787664	566,35	0,50258794	181,78667	1,00627701

Del significado del parámetro h o *coeficiente de heterogeneidad*, aplicado a cada clase se extraen las siguientes interpretaciones:

Clases de Riesgo Homogéneas.

Cuando el coeficiente de heterogeneidad cumple que: $h \rightarrow \infty$, se pierde el efecto de heterogeneidad, se trata de un grupo de riesgo *homogéneo*. Todos los componentes de una misma clase tienen más o menos la misma propensión al riesgo. La materialización de un riesgo en siniestro es entonces consecuencia del propio proceso aleatorio del riesgo.

En este caso, se obtiene el modelo de distribución de probabilidad de *Poisson*, donde el parámetro real positivo λ representa a la media y la varianza de la distribución conocida como *Ley de los casos raros*, por partir de una pequeña probabilidad de siniestro individual. Un elemento fundamental a considerar en este modelo es que viene caracterizado por la ausencia de contagio, el hecho de que se produzca un siniestro en la póliza no influye la probabilidad de que se produzca un nuevo siniestro, por lo que el acaecimiento del siniestro es algo meramente accidental, aleatorio, que no altera el proceso de riesgo de la póliza en el futuro.

De esta forma, sabiendo que cuando $h \rightarrow \infty$, se trata de un grupo de riesgo homogéneo y que se puede aplicar como modelo de distribución de probabilidad del número de siniestros el modelo de Poisson, se sabe que se cumplirá que: en primer lugar, *la media y la varianza coinciden siendo el parámetro λ* ; en segundo lugar, *la media muestral (\bar{m}) es un estimador insesgado, eficiente y por máxima verosimilitud de la media del modelo λ* . Por tanto, se debe cumplir para las clases de riesgo homogéneas del modelo que sigan una distribución de Poisson: $E(\hat{\lambda}) = \lambda \rightarrow E(\hat{\lambda}) = \bar{m} = S^2$.

$$P_n = e^{-\bar{m}} \frac{\bar{m}^n}{n!}$$

Clases de Riesgo Homogéneas

Tipo Contrato	Territorio	Coef. Heterogeneidad $h \rightarrow \infty$	Nº. Medio Siniestros \bar{m}	Varianza Nº. Siniestros S^2
CONS. Y ASIST.	CENTRO	337,68	0,0029613	0,00295253
OBRAS	NOROESTE	361,38	0,0027671	0,00275946
OBRAS	SUR	150,33	0,0066518	0,00660756
SERVICIOS	NOROESTE	214,11	0,0046705	0,00464868
SERVICIOS	SUR	208,55	0,0047950	0,00477202
SUMINISTRO	NORDESTE	566,35	0,0017656	0,00176257
SUMINISTRO	SUR	181,79	0,0055009	0,00547069

Ahora bien, el indicio anterior no es suficiente para afirmar que un modelo de Poisson es objetivamente válido, de forma que se debe analizar esta afirmación a través de la significatividad de un contraste de bondad de ajuste, por ejemplo, se puede aplicar el ya conocido Test de la χ^2 (Chi-Cuadrado).

Ajuste de Distribución Nº. Siniestros a Poisson

			CONS. Y ASIST. - CENTRO		
			Distribución Observada	Probabilidad	Distribución Ajustada
Nº. Pólizas			675,38	-	-
Pólizas	0	Siniestros	673,38	0,99704	673,38
Pólizas	1	Siniestros	2	0,00295	2
Pólizas	2	Siniestros	0	0,00000	0
Pólizas	3	Siniestros	0	0,00000	0
Pólizas	4	Siniestros	0	0,00000	0
Pólizas	5	Siniestros	0	0,00000	0
Nº. Siniestros			2		
Nº. Medio Siniestros - \bar{m}			0,0029613		
Varianza Nº. Siniestros - S^2			0,00295253		
Coef. Heterogeneidad - h			337,689		

Test χ^2 (Chi-Cuadrado) de Bondad de Ajuste

$$ID = \sum_{i=1}^n \frac{(\text{Distrib. Observada } ij - \text{Distrib. Ajustada } i)^2}{\text{Distrib. Ajustada } i} = 0,000138551 \sim \chi^2_{(2-1)}$$

$ID = 0,00013855 < \chi^2_{1} = 3,831844$ (el nivel crítico de ID es igual a $\alpha' = 0,9906 > \alpha = 0,05$), se acepta la distribución de Poisson como distribución de probabilidad teórica del Número de Siniestros.

Contrastada la misma hipótesis para el resto de clases homogéneas también se acepta (con niveles de significatividad similares al anterior) como distribución que mejor representa la distribución del número de siniestros observada la distribución de Poisson.

Clases de Riesgo Heterogéneas.

Cuando el coeficiente de heterogeneidad cumpla que: $h \rightarrow 0$, el parámetro h traduce el grado de heterogeneidad, tanto mayor cuanto más pequeño sea h . El grado de heterogeneidad de la clase se hace máximo cuando $h = 0$. Existe efecto de contagio positivo. En este caso, las clases heterogéneas serían:

Clases de Riesgo Heterogéneas

Tipo Contrato	Territorio	Coef. Heterogeneidad $h \rightarrow 0$	Nº. Medio Siniestros \bar{m}	Varianza Nº. Siniestros S^2
CONS. Y ASIST.	NOROESTE	2,13909415	0,0325124	0,04771154
OBRAS	CENTRO	0,68722865	0,0115469	0,02834902
OBRAS	NORDESTE	0,36463790	0,0075533	0,02826782
SERVICIOS	CENTRO	6,28224226	0,0074878	0,00867974
SERVICIOS	NORDESTE	1,51026226	0,0045300	0,00752950
SUMINISTRO	CENTRO	1,32787664	0,0055386	0,00970977
SUMINISTRO	NOROESTE	0,50258794	0,0102984	0,03078929

Estas clases de riesgo son heterogéneas, es decir, es imposible agrupar los expuestos al riesgo dentro de clases homogéneas, de tal forma que las pólizas pertenecientes a una determinada clase “a priori” presentan diferentes propensiones al riesgo, no escandalosamente diferentes, ciertamente, pues si no los factores de riesgo considerados no sería significativos y, en consecuencia, lo que fallaría sería el proceso de tarificación “a priori”. Para casos de heterogeneidad y contagio débil, es decir, existe influencia respecto a los casos futuros el que se haya producido un siniestro, exige aplicar la *Binomial Negativa* para que la bondad del ajuste sea buena.

La función de cuantía de probabilidad de la distribución Binomial Negativa, será la siguiente: $P_n = \binom{n+k-1}{n} \cdot \left(\frac{p}{1+p}\right)^k \cdot \left(\frac{1}{1+k}\right)^n$ con media igual a $\frac{k}{p}$ y varianza $\frac{k}{p \cdot (1 + \frac{1}{p})}$, lo que quiere decir que

la varianza es distinta de la media, cumpliendo que: $\frac{k}{p} < \frac{k}{p \cdot (1 + \frac{1}{p})}$, es decir, la varianza es mayor a la media,

aunque esta diferencia es menor conforme mayor sea h . Los estimadores de los parámetros k y p más convenientes y sencillos obtenidos por el Método de los Momentos, serían los estadísticos

$$\text{muestrales: } \hat{k} = \frac{\bar{m}^2}{(S^2 - \bar{m})} \text{ y } \hat{p} = \frac{\hat{k}}{(\bar{m} + \hat{k})}.$$

Comprobado en las clases heterogéneas que se cumple que la varianza es distinta a la media y, en todos los casos, superior la primera, procedería contrastar la bondad del ajuste (Test de la χ^2 - Chi-Cuadrado) de la distribución del número de siniestros de estas clases a una distribución Binomial Negativa.

Ajuste de Distribución N°. Siniestros a Binomial Negativa

			SUMINISTROS - CENTRO		
			Distribución Observada	Probabilidad	Distribución Ajustada
N°. Pólizas			5.235,90	-	-
Pólizas	0	Siniestros	5.206,90	0,99587	5.214,33
Pólizas	1	Siniestros	18	0,00314	16
Pólizas	2	Siniestros	2	0,00068	4
Pólizas	3	Siniestros	1	0,00019	1
Pólizas	4	Siniestros	1	0,00006	0
Pólizas	5	Siniestros	0	0,00002	0
N°. Siniestros			29		
N°. Medio Siniestros - \bar{m}			0,005538		
Varianza N°. Siniestros - S^2			0,009709		
Coef. Heterogeneidad - h			1,327876		
Parámetro \hat{k}			0,007354		
Parámetro \hat{p}			0,570423		

Test χ^2 (Chi-Cuadrado) de Bondad de Ajuste

$$ID = \sum_{\forall i} \frac{(\text{Distrib. Observada}_{ij} - \text{Distrib. Ajustada}_i)^2}{\text{Distrib. Ajustada}_i} = 2,306004 \sim \chi^2_{(4-1)}$$

$ID = 2,306004 < \chi^2_3 = 7,846837$ (el nivel crítico de ID es igual a $\alpha' = 0,511371 > \alpha = 0,05$), se acepta la distribución Binomial Negativa como distribución de probabilidad teórica del Número de Siniestros.

Si se contrasta la misma hipótesis para el resto de clases (con el mismo test de bondad de ajuste y nivel de significación, $\alpha = 0,05$), se obtiene:

Contraste por Clases – Binomial Negativa

Tipo Contrato	Territorio	Estadístico ID	Grados Libertad	Nivel Crítico α'
CONS. Y ASIST.	NOROESTE	0,959820	1	0,327232
OBRAS	CENTRO	4,906437	4	0,297033
OBRAS	NORDESTE	7,487728	2	0,023662
SERVICIOS	CENTRO	0,177591	2	0,915032
SERVICIOS	NORDESTE	1,622835	1	0,202697
SUMINISTRO	CENTRO	2,306004	3	0,511371
SUMINISTRO	NOROESTE	4,595643	2	0,100477

Por tanto, salvo para la clase de riesgo "Obras – Nordeste", en la que el nivel crítico $\alpha' = 0,023662$ es menor al nivel de significación $\alpha = 0,05$ y, por tanto, se rechazaría la hipótesis nula, para el resto de clases se acepta como distribución del número de siniestros la distribución Binomial Negativa.

El que exista una clase de riesgo en la que no se pueda ajustar una distribución conocida, indica que incluso cuando las pólizas están agrupadas de acuerdo con los diferentes niveles de los distintos factores de

riesgo relevantes, la heterogeneidad residual existente en el grupo es todavía considerable. La introducción de otro factor de riesgo o introducir mayores subdivisiones en los niveles de los factores ya existentes, podría posiblemente reducir de manera significativa la heterogeneidad residual, aunque como ya se ha dicho, será factible si la cantidad de información estadística disponible es grande.

3.2 Distribución del Coste de un Siniestro.

En el coste estadístico de un riesgo y, a efectos de determinar la siniestralidad esperada en un periodo de tiempo, es decir, los costes de la eventualidad de que el riesgo se materialice en siniestros, concurren dos circunstancias que, como ya se destacó, en el caso del seguro de caución, como en cualquier seguro no vida, son ambas aleatorias y generadoras de incertidumbre: la materialización del riesgo en siniestro, fuente de siniestralidad ya estudiada distinguiendo dos distribuciones teóricas de probabilidad ajustadas al número de siniestros; y, en segundo lugar, la cuantía económica del siniestro, entendiendo ésta como la suma asegurada de un siniestro ocurrido este liquidado o no.

Para aproximar la cuantía económica de un siniestro, también se deben introducir distribuciones de probabilidad para el coste de un siniestro, teniendo en cuenta que se busca obtener el coste medio esperado de un siniestro o, lo que es lo mismo, la esperanza matemática de una distribución de tipo continuo $[V(x)]$ que se ajuste a la distribución del coste de un siniestro: $\bar{C} = \int_0^{\infty} x \cdot dV(x)$.

El principal problema que, en este caso, se encuentra para estudiar la distribución de la cuantías para cada clase es la escasa información estadística disponible y su alta dispersión como se puede comprobar a partir del número de siniestros por clase, coste medio (\bar{c}) y coeficiente de variación (δ) entendido éste como cociente de la desviación típica de la cuantía de los siniestros por clase y el coste medio de la clase (se trata de expresar la desviación típica en unidades de coste medio).

Coste medio - Dispersión Cuantías Siniestros por Clase

TIPO CONTRATO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA			OBRAS			SERVICIOS			SUMINISTRO		
TERRITORIO	Nº. Sin.	\bar{c}	δ	Nº. Sin.	\bar{c}	δ	Nº. Sin.	\bar{c}	δ	Nº. Sin.	\bar{c}	δ
CENTRO	2	12.441,74	1,21	30	13.508,74	1,40	12	10.479,31	1,16	29	14.783,01	1,92
LEVANTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NORDESTE	0	0	0	8	20.952,79	0,98	3	15.811,86	0,71	3	5.234,90	1,25
NOROESTE	4	2.662,09	1,14	3	2.973,93	1,00	2	2.986,86	0,30	10	6.354,33	1,50
SUR	0	0	0	4	9.172,38	0,58	1	396,67	-	3	5.046,53	0,50

Una posible solución, que ha sido la adoptada, es intentar ajustar distribuciones de probabilidad a la distribución de cuantías teniendo en cuenta un único factor de riesgo de los dos considerados anteriormente, *tipo de contrato* y *territorio*. Tomando como factor de riesgo agrupador aquel en el que exista una mayor dispersión respecto al coste medio de un siniestro de la cartera de pólizas, utilizando para ello, como se hizo para cada clase, el coeficiente de variación. De forma que se obtiene:

Coste medio - Dispersión Cuantías Siniestros por Territorio

Territorio	Nº. Siniestros	Coste Medio \bar{c}	Desv. Típica	Coef. Var. δ
CENTRO	73	13487,74	22057,9846	1,64
NORDESTE	14	16005,34	16204,38052	1,01
NOROESTE	19	4688,80	7175,272816	1,53
SUR	8	6528,22	4926,953309	0,75
TOTAL TERRITORIO	114	10177,52	5427,229238	0,53

Coste medio - Dispersión Cuantías Siniestros por Tipo Contrato

Tipo de Contrato	Nº. Siniestros	Coste Medio \bar{c}	Desv. Típica	Coef. Var. δ
CONS. Y ASIST.	6	5.921,97	8753,915416	1,48
OBRAS	45	13580,53	17704,250465	1,30
SERVICIOS	18	9975,43	11335,606936	1,14
SUMINISTRO	45	11624,33	23552,708706	2,03
TOTAL TIPO CONTRATO	114	10279,37	3260,188803	0,31

Por tanto, el único factor de riesgo que se va considerar será el *tipo de contrato* debido a que las cuantías de los siniestros por tipo de contrato presentan una menor dispersión respecto al coste medio de un siniestro y respecto de la cartera agrupada por el tipo de contrato (*Coef. Var. Tipo de Contrato = 0,31 < Coef. Var. Territorio = 0,53*), lo que indica que existe mayor *homogeneidad*. Idéntica conclusión se puede obtener de la comparación de la desviación típica.

Así pues, tomando en cuenta el tipo de contrato como único factor de riesgo, se han contrastado diferentes distribuciones de probabilidad que respecto a la variante cuantía de un siniestro sean de tipo continuo y asimétricas positivas, al ser una característica general de las distribuciones del coste del siniestro al ir su rango de 0 a infinito.

De esta forma, para la distribución de los costes de los 45 siniestros correspondientes al tipo de contrato “Obras”, observando las frecuencias asignadas al valor medio de cada intervalo de cuantías¹³, la asimetría es evidente.

Contrastadas varias distribuciones de probabilidad, la más adecuada para modelizar la distribución del coste de un siniestro para este tipo de contrato es una distribución *Lognormal* con parámetros: $\hat{\mu} = 9,244246$ y

$\hat{\sigma} = 0,895275$, estimados a partir de igualar a los valores muestrales observados: $\bar{c} = \frac{\sum_i C_i \cdot n_i}{\sum_i n_i}$ y

$$Var(C) = \frac{\sum_i (C_i^2 \cdot n_i)}{\sum_i n_i} - \bar{c}^2 \text{ a la media y la varianza de la distribución lognormal: } \begin{cases} \bar{c} = e^{\hat{\mu} + \frac{1}{2}\hat{\sigma}^2} \\ Var(c) = e^{2\hat{\mu} + \hat{\sigma}^2} \cdot (e^{\hat{\sigma}^2} - 1) \end{cases}$$

¹³ Se trabajará con el valor medio de cada intervalo de cuantías asignando una frecuencia a ese intervalo pese a que puede ser una hipótesis inadecuada en distribuciones asimétricas.

Ajuste de Distribución Coste Siniestros "Obras" a Lognormal

OBRAS					DISTRIB. LOGNORMAL	
Intervalos de Cuantías	Marcas (C _i)	n _i	C _i · n _i	C _i ² · n _i	Prob. (C _i)	Frecuencias Teóricas (n _i ')
De 0 a 10.000	5000	22	110000	550000000	0,48489508	22
De 10.000 a 20.000	15000	16	240000	3600000000	0,28434813	13
De 20.000 a 30.000	25000	2	50000	1250000000	0,11358625	5
De 30.000 a 40.000	35000	0	0	0	0,05172334	2
De 40.000 a 50.000	45000	2	90000	4050000000	0,02622894	1
De 50.000 a 60.000	55000	1	55000	3025000000	0,01442304	1
De 60.000 a 70.000	65000	1	65000	4225000000	0,00844175	0
De 70.000 a 80.000	75000	0	0	0	0,00519158	0
De 80.000 a 90.000	85000	1	85000	7225000000	0,00332389	0
Más de 90.000	95000	0	0	0	0,00220047	0
TOTAL (Σ)		45	695000	2,3925E+10	0,99436248	45
Coste Medio (\bar{c}) =		15.444,44				
Varianza Coste [Var(c)] =		293.135.802				
Media Lognormal ($\hat{\mu}$) =		9,24424563				
Varianza Lognormal ($\hat{\sigma}$) =		0,89527538				

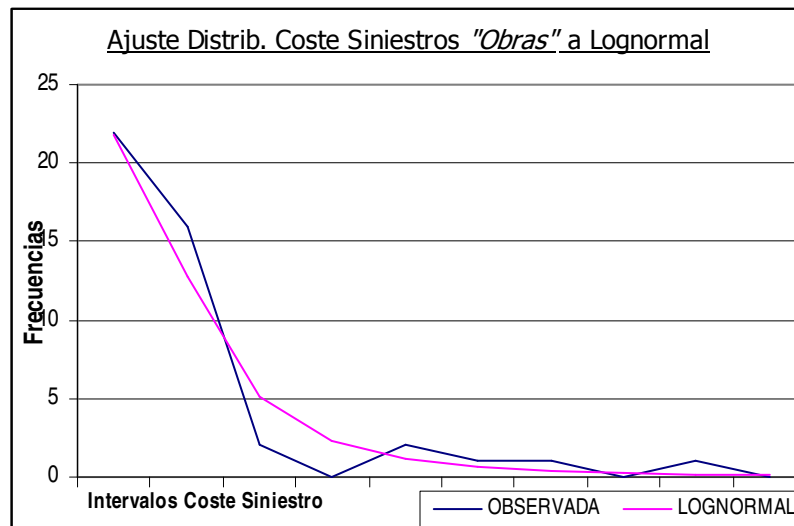
Test χ^2 (Chi-Cuadrado) de Bondad de Ajuste

$$ID = \sum_{\forall i} \frac{(\text{Distrib. Observada } ij - \text{Distrib. Ajustada } i)^2}{\text{Distrib. Ajustada } i} = 11,9646 \sim \chi^2_{(6-1)}, \text{ el nivel crítico de ID es igual a } \alpha' = 0,035276$$

Coste Medio Observado y Coste Medio Esperado de un Siniestro

Tipo Contrato	Nº. Siniestros	Coste Medio Observado \bar{c}	Coste Medio Esperado $E(\bar{c})$	Diferencia $\bar{c} - E(\bar{c})$
OBRAS	45	13.580,53	14.743,90	-1.163,37

Pese a que el nivel crítico es menor al nivel de significación ($\alpha = 0,05$), es la distribución que mejor se ajusta a la distribución de costes de la muestra (su nivel crítico es el mayor). Gráficamente, el ajuste se apreciaría:



Para el tipo de contrato "Servicios", la distribución teórica mejor ajustada a las frecuencias observadas ha sido una ley *Exponencial*, en su forma estándar, es decir, si la función de densidad $f(c)$ reviste la forma:

$f(C) = \frac{1}{\sigma} \cdot e^{-\frac{C-\theta}{\sigma}}$ para $c > 0$, $\sigma > 0$ y siendo θ y σ parámetros de la función de densidad. La función de densidad de la ley exponencial tomada supone que el parámetro θ , que representa el lapso promedio de tiempo entre dos eventos independientes de Poisson es nulo, $\theta = 0$, y sustituyendo el parámetro σ por $\frac{1}{\sigma} = \lambda$, se tendría que la función de densidad tomada es: $f(C) = \lambda \cdot e^{-\lambda \cdot C}$. Estimando el valor de λ a partir de igualar a la esperanza matemática el valor muestral \bar{c} , de forma que: $E(C) = \frac{1}{\lambda} \rightarrow \bar{C} = \frac{1}{\lambda}$, siendo, finalmente el valor de $\hat{\lambda}$ igual a $\hat{\lambda} = \frac{1}{\bar{c}}$.

Ajuste de Distribución Coste Siniestros "Servicios" a Exponencial

SERVICIOS					DISTRIB. EXPONENCIAL	
Intervalos de Cuantías	Marcas (C _i)	n _i	C _i · n _i	C _i ² · n _i	Prob. (C _i)	Frecuencias Teóricas (n _i ')
De 0 a 10.000	5.000	12	60000	300000000	0,59343034	11
De 10.000 a 20.000	15.000	2	30000	450000000	0,24127077	4
De 20.000 a 30.000	25.000	3	75000	1875000000	0,09809338	2
De 30.000 a 40.000	35.000	1	35000	1225000000	0,03988179	1
De 40.000 a 50.000	45.000	-	0	0	0,01621473	0
TOTAL (Σ)		18	200000	3850000000	0,98889100	18
Coste Medio (\bar{c}) =		11.111,11				
Varianza Coste [Var(c)] =		90432098,77				
Parámetro Exponencial ($\hat{\lambda}$) =		0,00009				

Test χ^2 (Chi-Cuadrado) de Bondad de Ajuste

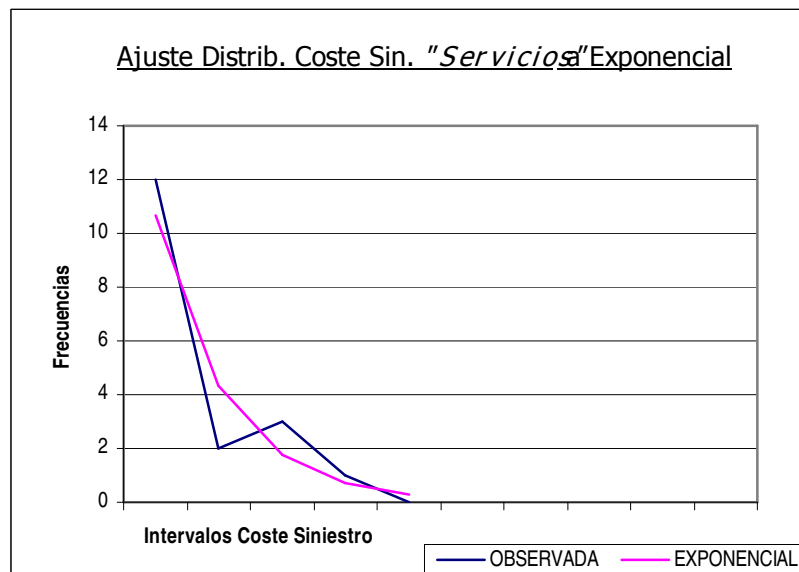
$$ID = \sum_{\forall i} \frac{(\text{Distrib. Observada } ij - \text{Distrib. Ajustada } i)^2}{\text{Distrib. Ajustada } i} = 2,6922 \sim \chi^2_{(4-1)}, \text{ el nivel crítico de ID es igual a } \alpha' = 0,441551$$

Se puede comprobar como el nivel crítico es mayor al nivel de significación de $\alpha = 0,05$, por tanto, se puede aceptar la hipótesis nula de que la distribución de cuantías del tipo de contrato servicios se puede aproximar por una distribución exponencial. Cuantitativamente, esto supone que la diferencia entre el coste medio observado y el esperado sea muy pequeña:

Coste Medio Observado y Coste Medio Esperado de un Siniestro

Tipo Contrato	Nº. Siniestros	Coste Medio Observado \bar{c}	Coste Medio Esperado $E(\bar{c})$	Diferencia $\bar{c} - E(\bar{c})$
SERVICIOS	18	9.975,43	10.617,35	-641,92

Gráficamente, el ajuste a ley exponencial se apreciaría como:



En el tipo de contrato "Suministros", finalmente la distribución de probabilidad ajustada ha sido la distribución *Gamma*, conocida en seguros generales por su gran versatilidad al utilizarse tanto en el análisis de heterogeneidad de riesgos, aunque en este análisis no se aplicase, y como es el caso, en su aplicación en el análisis de las distribuciones del coste de un siniestro. La función de densidad de la distribución gamma es:

$$f(C) = \frac{\beta}{\Gamma(\alpha)} \cdot e^{-\beta \cdot C} (\beta \cdot C)^{\alpha-1}, \text{ cumpliendo que: } \alpha \in [0, +\infty[, \text{ y que los parámetros } \alpha \text{ y } \beta \text{ deben ser positivos}$$

y $\Gamma(\alpha)$ es un número que depende de α .

A partir de la media y la varianza de la distribución gamma, por igualación a los valores muestrales \bar{c} y

$Var(c)$, se puede estimar los parámetros $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ de la distribución observada, que serían:
$$\begin{cases} \bar{c} = \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\beta}} \\ Var(c) = \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\beta}^2} \end{cases}, \text{ con}$$

valor $\hat{\alpha} = 0,290789$ y $\hat{\beta} = 0,0000239$.

Dado que $\hat{\alpha} < 1$, la función de densidad tomará mayor valor conforme el coste de un siniestro se vaya aproximando a 0 ($C \rightarrow 0$), decreciendo a continuación. La distribución es claramente no simétrica con un perfil en forma de "J" traspuesta.

Ajuste de Distribución Coste Siniestros "Suministro" a Gamma

SUMINISTRO					DISTRIB. GAMMA	
Intervalos de Cuantías	Marcas (C _i)	n _i	C _i · n _i	C _i ² · n _i	Prob. (C _i)	Frecuencias Teóricas (n _i ')
De 0 a 5.000	2500	29	72500	181250000	0,58416346	26
De 5.000 a 10.000	7500	6	45000	337500000	0,11256836	5
De 10.000 a 20.000	15000	4	60000	900000000	0,11587286	5
De 20.000 a 30.000	25000	1	25000	625000000	0,06229691	3
De 30.000 a 40.000	35000	1	35000	1225000000	0,03841964	2
De 40.000 a 50.000	45000	1	45000	2025000000	0,02524861	1
De 50.000 a 60.000	55000	0	0	0	0,0172195	1
De 60.000 a 70.000	65000	1	65000	4225000000	0,01203341	1
De 70.000 a 80.000	75000	0	0	0	0,00855575	0
De 80.000 a 90.000	85000	0	0	0	0,00616206	0
De 90.000 a 100.000	95000	1	95000	9025000000	0,00448262	0
Más de 100.000	105000	1	105000	1,1025E+10	0,00328702	0
TOTAL (Σ)		45	547500	2,9569E+10	0,99031021	45
Coste Medio (\bar{c}) =		12166,67				
Varianza Coste [$Var(c)$] =		509055556				
Parámetro Gamma ($\hat{\alpha}$) =		0,29078904				
Parámetro Gamma ($\hat{\beta}$) =		0,0000239				

Test χ^2 (Chi-Cuadrado) de Bondad de Ajuste

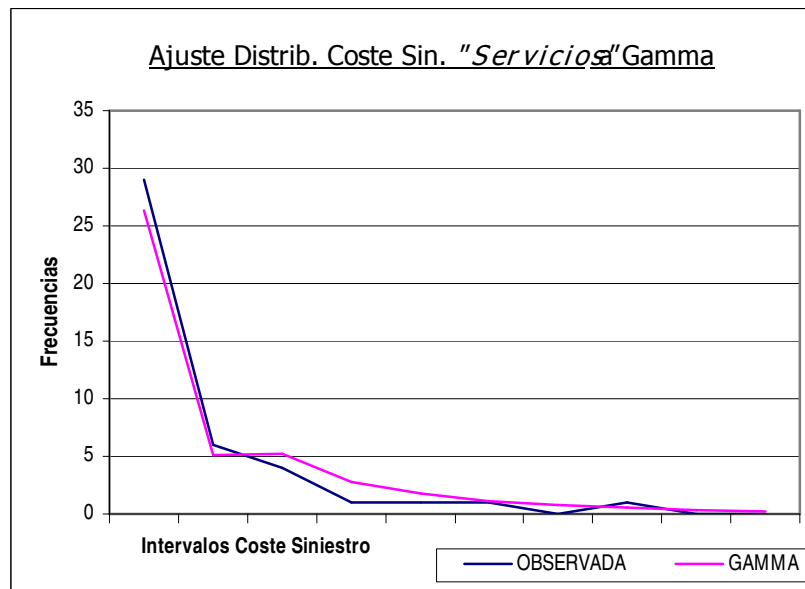
$$ID = \sum_{\forall i} \frac{(\text{Distrib. Observada } ij - \text{Distrib. Ajustada } i)^2}{\text{Distrib. Ajustada } i} = 12,1118 \sim \chi^2_{(8-1)}, \text{ el nivel crítico de ID es igual a } \alpha' = 0,096942$$

Comprobado que el nivel crítico es mayor al nivel de significación de $\alpha = 0,05$, se aceptaría como distribución ajustada de la distribución de cuantías del tipo de contrato suministro, una gamma. Como prueba del ajuste, si se compara el coste medio observado y el esperado, la diferencia es mínima:

Coste Medio Observado y Coste Medio Esperado de un Siniestro

Tipo Contrato	Nº. Siniestros	Coste Medio Observado \bar{c}	Coste Medio Esperado $E(\bar{c})$	Diferencia $\bar{c} - E(\bar{c})$
SUMINISTRO	45	11.624,33	11.747,75	-123,42

Gráficamente, el ajuste por una distribución gamma, se observaría como:



Por último, para el tipo de contrato "*Consultoría y Asistencia*" existe el problema de la información estadística disponible, ya que para este tipo de contrato existe tan sólo 6 siniestros, lo que supone la inexistencia de una distribución de frecuencias representativa para poder intentar ajustar alguna distribución teórica de probabilidad.

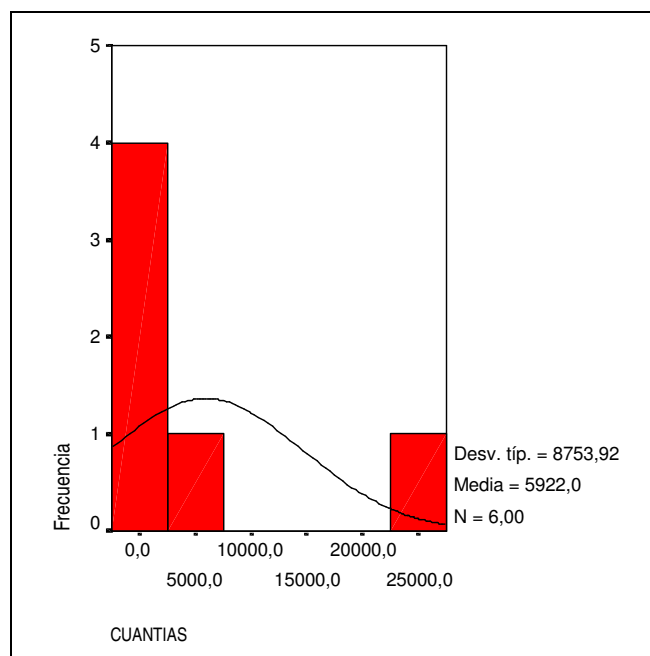
Distrib. Frec. Coste Siniestros – "Cons. Y Asistencia"

Cuantías Siniestros (C_i)	Frecuencias (n_i)
697,28	1
1206,35	1
1562,63	1
1764,63	1
7182,09	1
23119,15	1
TOTAL (Σ)	6
Coste Medio (\bar{c}) =	5921,97
Varianza Coste [$Var(c)$] =	8753,91542

A la vista del histograma que presenta este tipo de contrato con una agrupación por intervalos con amplitud de 5000 euros, el 66,67% de las frecuencias (4 siniestros) se encuentran entre 0 y 5.000 euros. Por

tanto, las frecuencias de las cuantías son pequeñas y existe, además, dispersión entre las cuantías de los siniestros. La solución en este tipo de contrato será tomar como valor del coste medio esperado de un siniestro el coste medio observado de un siniestro, 5.921,97 euros, e intentar corregir más adelante a través del recargo de seguridad el error de muestreo por falta de muestra suficiente y la dispersión existente entre las cuantías.

Histograma Frecuencias Distrib. Coste Siniestros – "Cons. Y Asistencia"



Coste Medio Observado de un Siniestro

Tipo Contrato	Nº. Siniestros	Coste Medio Observado \bar{c}
CONSULTORIA Y ASISTENCIA	6	5.921,97

3.3 Distribución de la Siniestralidad Esperada.

Diferenciadas para cada clase i la distribución del *número de siniestros* $[P_n^i(t)]$, como distribución de tipo discreto con media: $\bar{f}_i = \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot P_n^i(t)$, donde $P_n^i(t)$ representa la probabilidad de que se sufran n siniestros en la clase i ; y la *distribución del coste del siniestro* por tipo de contrato j $[V_j(c)]$, como distribución de tipo continuo con media: $\bar{c}_j = \int_0^{\infty} c_j \cdot dV_j(c)$.

La función de distribución de probabilidad de la siniestralidad esperada en las pólizas de la clase i y tipo de contrato j , admitiendo que la distribución del número de siniestros es independiente de la del coste de un siniestro, será igual a la probabilidad de que se produzca un siniestro en la clase i multiplicada por la probabilidad del coste de ese tipo de contrato j de tal siniestro, más la probabilidad de que se produzcan dos siniestros de la

clase i multiplicada por la probabilidad del coste de ese tipo de contrato j conjunto de tales siniestros, y así sucesivamente, es decir: $F_{i,j}(c,t) = \sum_{n=0}^{\infty} P_n^i(t) \cdot V_j^n(c)$, siendo $V_j^n(c)$ la convolución a la distribución de la suma de

las variables del coste de un siniestro admitidas como independientes (el montante de un siniestro no depende del montante del siniestro anterior) e igualmente distribuidas del tipo de contrato j .

La media de esta distribución será igual a: $E[C_{i,j}(t)] = \int_0^{\infty} c_j \cdot dF_{i,j}(c,t)$ desarrollando esta esperanza matemática de la siniestralidad, se obtiene que: $E[C_{i,j}(t)] = \bar{f}_i \cdot \bar{C}_j$, es decir, la esperanza matemática de la siniestralidad de la clase i con tipo de contrato j es el producto de la frecuencia esperada de la siniestralidad de la clase i , \bar{f}_i , por el coste medio esperado de un siniestro del tipo de contrato j , \bar{C}_j . Siendo este producto un buen estimador de la *prima de riesgo*.

De esta forma, a partir del producto de las frecuencias de siniestralidad ajustadas a cada clase de riesgo y el coste medio esperado obtenido para cada tipo de contrato, se podría obtener las primas de riesgo de la modalidad de seguro de caución seleccionada "*Garantía de Ejecución Definitiva para Contratos ante la Administración Pública*":

Frecuencias de Siniestralidad Ajustadas

TIPO CONTRATO TERRITORIO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO
CENTRO	0,0047	0,0114	0,0075	0,0056
LEVANTE	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
NORDESTE	0,0010	0,0076	0,0037	0,0018
NOROESTE	0,0058	0,0125	0,0086	0,0067
SUR	0,0018	0,0084	0,0045	0,0026

Coste Medio Esperado de un Siniestro por Tipo de Contrato

Tipo Contrato	Coste Medio Esperado $E(\bar{c})$
CONS. Y ASISTENCIA	5.921,97
OBRAS	14.743,90
SERVICIOS	10.617,35
SUMINISTRO	11.747,75

Antes de obtener las primas de riesgo, cabe hacer dos matizaciones: en primer lugar, dado que no existía experiencia de siniestralidad para el territorio "*Levante*" y se excluyó del análisis multivariante el valor del parámetro que lo representaba, la frecuencia de siniestralidad ajustada es nulo. Una posible solución sería efectuar un nuevo análisis multivariante incluyendo únicamente como factor de riesgo el tipo de contrato, es decir, no considerar el territorio como factor de riesgo, aunque surgiría un inconveniente de este proceso, el nivel

que devolvería el análisis para la frecuencia de siniestralidad de este territorio sería muy diferente y no comparable a la del resto de clases al incluir el modelo explicativo un número menor de parámetros predictores (pasaría de ser un modelo de 8 parámetros a uno de 4). Por todo ello, la solución adoptada para este problema ha sido la de tomar como nulo el valor del parámetro que representa el territorio de “Levante” ($T_1' = 0$), por lo que la frecuencia de siniestralidad de este territorio coincidirá con la del territorio “Centro”. En segundo lugar, cabe recordar que para el tipo de contrato “Consultoría y Asistencia”, se tomó como coste medio esperado de un siniestro el coste medio observado.

Finalmente, las primas de riesgo que se obtienen son las siguientes:

Primas de Riesgo de la modalidad seleccionada

TIPO CONTRATO TERRITORIO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO
CENTRO / LEVANTE	27,83	168,08	79,63	65,79
NORDESTE	5,92	112,05	39,28	21,15
NOROESTE	34,35	184,30	91,31	78,71
SUR	10,66	123,85	47,78	30,54

Según la concepción clásica, la prima de riesgo que se hubiese aplicado a la cartera sería:

$$P_r = \frac{\text{Total Sumas Asegurada Siniestros ocurridos (t)}}{\text{Número Pólizas Vigor (t)}} = \frac{2.060.992,35}{18.275,51} = 112,77. \text{ Aplicando la misma prima a todos los}$$

tomadores del seguro de caución, la mayor parte de las clases de riesgo estarían fuertemente penalizadas mientras que las clases de los tomadores del tipo de contrato “Obras” resultarían infratarificadas. De hecho, resultan ser diferentes las primas de riesgo correspondientes a cada una de las clases de riesgos que inducen los factores de riesgo.

4.- Determinación de la prima comercial. Sistema de recargos

El artículo 76, apartado 6º, del ROSSP señala que: “La prima de tarifa, que se ajustará a los principios de indivisibilidad e invariabilidad, suficiencia y equidad, estará integrada por la prima pura o de riesgo, por el recargo de seguridad, en su caso, y por los recargos necesarios para compensar a la entidad de los gastos de administración y de adquisición, incluidos entre estos últimos los de mantenimiento del negocio, así como por el posible margen o recargo de beneficio o excedente. Los gastos de gestión de los siniestros se incluirán en todo caso en la prima pura.” De acuerdo con lo anterior, la *prima comercial o de tarifa* (P_c) se desglosa en distintos componentes que la definen y que se tratarán de forma individualizada, vendría dada por:

$$P_c = P_r \cdot (1 + \lambda) + G_1 \cdot P_c + G_2 \cdot P_c + B \cdot P_c = P_r \cdot (1 + \lambda) + (G_1 + G_2 + B) \cdot P_c$$

$$P_c - (G_1 + G_2 + B) \cdot P_c = P_r \cdot (1 + \lambda)$$

$$(1 - G_1 - G_2 - B) \cdot P_c = P_r \cdot (1 + \lambda)$$

$$P_c = \frac{P_r \cdot (1 + \lambda)}{(1 - G_1 - G_2 - B)}$$

donde se han representado como: P_r , como *prima pura o de riesgo*; λ , *recargo de seguridad*; G_1 , los *costes de gestión interna o administración*; G_2 , los *costes de gestión externa o de adquisición*; y, por último, por B , el *margen o recargo de beneficio o excedente*.

4.1 Prima Pura o de Riesgo.

La *prima pura o de riesgo* (P_r), de acuerdo con lo establecido en el artículo 77 letra f) del ROSSP: “En función de las bases estadísticas y financieras si procede, se establecerá la equivalencia actuarial para fijar la prima pura que corresponda al riesgo a cubrir ...”, por tanto, la prima pura es la que coincide con la esperanza matemática de la siniestralidad. Calculada en el apartado anterior, se obtenía como el producto de la frecuencia esperada de la siniestralidad de la clase de riesgo i por el coste medio esperado de un siniestro del tipo de contrato j :
$$P_r^i = E[C_{i,j}(t)] = \int_0^\infty c_j \cdot dF_{i,j}(c,t) = \bar{f}_i \cdot \bar{C}_j$$

Sin embargo, además, el artículo 76 apartado 6º del ROSSP señala que: “los gastos de gestión de los siniestros (G_s) *se incluirán en todo caso en la prima pura*”. Se entienden como gastos de gestión imputables a los siniestros:

- Gastos de personal dedicado a la gestión de siniestros, y las amortizaciones del inmovilizado afectado a esta actividad.
- Comisiones pagadas por razón de gestión de siniestros.
- Gastos incurridos por servicios necesarios para su tramitación.

Por tanto, la prima pura o de riesgo incluyendo los gastos de gestión de siniestros, quedaría modificada como:
$$P_r^i = E[C_{i,j}(t)] + G_s = (\bar{f}_i \cdot \bar{C}_j) + G_s.$$

Resultaría interesante considerar el criterio de imputación de los gastos de gestión siniestral a cada clase de riesgo, ya que la entidad aseguradora puede crear las cuentas contables divisorias que considere precisas para la reclasificación de gastos por destino.

En este caso, tan sólo se conoce el montante total de gastos de gestión de siniestros de la modalidad “*Garantía de Ejecución Definitiva para Contratos ante la Administración Pública*” de una entidad aseguradora que opera en el ramo de seguro de caución y, obviamente en la modalidad seleccionada, que ascienden a 58.275,80 euros. Sería interesante que la entidad aseguradora pudiese reclasificar e imputar sus gastos de gestión de siniestros considerando el carácter de esos gastos, es decir, obtener una relación de gastos que se consideren de carácter fijo o variable en la gestión de cualquier siniestro. Dado que este no es el caso, para obtener la prima pura o de riesgo, se considerará que todos estos gastos son variables en función de la suma asegurada.

La forma de considerar los gastos de gestión de siniestros como variables en función de la suma asegurada y trasladarlos a la prima de riesgo, conocido el montante total de los gastos de gestión de siniestros, se halla el porcentaje que suponen esos gastos sobre el total de sumas aseguradas de los siniestros ocurridos,

como $\% G_s = \frac{\text{Total Gastos Gestión Siniestros } (G_s)}{\text{Total Sumas Aseguradas Siniestros ocurridos (t)}} \cdot 100 = \frac{58.275,80}{2.060.992,32} \cdot 100 = 2,827\%$. Ahora, conocido el

coste medio de un siniestro para cada tipo de contrato, \bar{C}_j , los gastos de gestión de un siniestro del tipo de contrato j con suma asegurada igual al coste medio serán: $G_s^j = \bar{C}_j \cdot (\%G_s) = \bar{C}_j \cdot 0,02827$. Si se trasladan esos gastos de gestión de un siniestro a la prima de riesgo calculada como producto de la frecuencia esperada de la siniestralidad por el coste medio esperado de un siniestro, la prima de riesgo o pura para cada clase de riesgo i (P_r^i), según lo establecido en el ROSSP, quedaría como:

$$P_r^i = E[C_{i,j}(t)] + G_s^j = (\bar{f}_i \cdot \bar{C}_j) + G_s^j = \bar{f}_i \cdot \bar{C}_j + \bar{C}_j \cdot \%G_s = (\bar{f}_i \cdot \bar{C}_j) \cdot (1 + \%G_s).$$

Cuantitativamente sería igual a:

Primas de Riesgo según ROSSP de la modalidad seleccionada

TIPO CONTRATO TERRITORIO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO
CENTRO / LEVANTE	28,62	172,83	81,88	67,65
NORDESTE	6,09	115,22	40,39	21,74
NOROESTE	35,32	189,51	93,89	80,94
SUR	10,96	127,35	49,13	31,41

4.2 Recargo de Seguridad. Prima de Riesgo Recargada.

Cuando a la prima pura o prima de riesgo anterior (P_r) se le suma el *recargo de seguridad* (λ) se tiene la *prima de riesgo recargada* (P_{rr}), es decir: $P_{rr} = P_r \cdot (1 + \lambda) = [(\bar{f}_i \cdot \bar{C}_j) \cdot (1 + \%G_s)] \cdot (1 + \lambda)$.

El artículo 77, apartado c del ROSSP establece que el recargo de seguridad: “se destinará a cubrir las desviaciones aleatorias desfavorables de la siniestralidad esperada, y deberá calcularse sobre la prima pura. Se determinará, de acuerdo con las características de la información estadística utilizada, atendiendo al tipo, composición y tamaño de la cartera, al patrimonio propio no comprometido y al volumen de cesiones al reaseguro, así como al período que se haya considerado para el planteamiento de la solvencia que no podrá ser inferior a tres años, debiendo especificarse la probabilidad de insolvencia que, en relación con dicho periodo, se haya tenido en cuenta.”

Por tanto, este recargo se destina a cubrir las desviaciones aleatorias de la siniestralidad con respecto a su valor medio por lo que su cálculo dependerá de las restantes magnitudes del subsistema de estabilidad de la entidad aseguradora (reaseguro, reservas de solvencia, ...). Es decir, tiene por objeto financiar las fluctuaciones negativas de la siniestralidad y contribuye a garantizar la solvencia del asegurador. Esta

financiación se hace mediante la dotación en cada ejercicio del importe del recargo de seguridad incluido en las primas devengadas a la Provisión de Estabilización (art. 45, apartado 3 del ROSSP.)

Poder introducir el análisis de las medidas de dispersión en torno a los valores de siniestralidad media a través del estudio de las distribuciones de probabilidad, es la principal diferencia frente a la concepción clásica de obtener la *prima de riesgo empírica* como cociente de *porcentajes de siniestralidad*, equivalente a operar con la media de la distribución total (frecuencia media y coste medio):

$$P_r = \frac{\text{Total Sumas Asegurada Siniestros ocurridos (t)}}{\text{Número Pólizas Vigor (t)}}.$$

Para determinar el recargo técnico o de seguridad que establece el ROSSP, se puede identificar, en este caso, la función de distribución de la siniestralidad total, suponiendo una retención del 100% del seguro directo (ausencia de reaseguro) en un periodo de tres años como: $F(c, \tau) = \sum_{n=0}^{\infty} P_n(\tau) \cdot V^n(c)$ siendo $P_n(\tau)$, la distribución del número de siniestros, τ la media de la distribución del número de siniestros de la cartera en el periodo de tres años, ($\tau \in [0,3]$), y $V^n(c)$, la convolución n-síma de $V(c)$ o distribución de la cuantía de un siniestro.

A partir del desarrollo de la función generatriz de la función de desitribución de la siniestralidad total de la cartera anterior, se obtendrían los parámetros *media*, *varianza* y *momento de tercer orden* dado que se utilizará como método de aproximación a la distribución del daño total la *Normal Power*, al tener en cuenta no solo valores comprendidos en un entorno de la media sino que se puede aplicar en distribuciones en que existan valores que superen dos o tres veces la desviación típica. Aunque previamente habrá que identificar un modelo de distribución teórica de probabilidad en la distribución trianual del número de siniestros, $P_n(\tau)$. Puesto que dependiendo de la distribución ajustada, el método de cálculo para la obtención de los parámetros anteriores variará.

Los datos para la cartera de seguro de caución de la modalidad seleccionada para un periodo de tres años, ejercicios 1994 a 1996, se resumen como:

Datos cartera período 1994 - 1996

Nº. Total Pólizas en Vigor en el trienio. ¹⁴	51.541,78
Nº. Total Siniestros Ocurridos en el trienio.	356
Coste Medio del Siniestro en el trienio.	14.009,33
Desviación Típica del Coste del Siniestro en el trienio.	21411,55

A partir de este resumen, es imaginable de que la distribución trianual del número de siniestros se aproxime al modelo *Binomial* Negativa, al incluir clases de riesgo heterogéneas como se ha podido deducir de apartados anteriores. Obteniendo los estimadores de los parámetros k y p de la función de cuantía de

¹⁴ El número total de pólizas en el trienio, para obtener una medida adecuada de la exposición al riesgo, se ha calculado al igual que se hizo en el punto 1 ("*Información estadística del riesgo*"),

probabilidad a partir de los estadísticos muestrales media (\bar{m}) y varianza (S^2) del número de siniestros

como: $\hat{k} = \frac{\bar{m}^2}{(S^2 - \bar{m})}$ y $\hat{p} = \frac{\hat{k}}{(\bar{m} + \hat{k})}$, el ajuste a este modelo sería:

Ajuste Distrib. Núm. Siniestros Cartera Trienio a Binomial Negativa

		BINOMIAL NEGATIVA		
		FREC. OBSERVADAS	PROB.(n)	FREC. TEORICAS
Nº. Pólizas		51541,78	--	--
Pólizas 0 Siniestros		51185,78	0,99574436	51322,44
Pólizas 1 Siniestros		173	0,00280288	144
Pólizas 2 Siniestros		24	0,00083425	43
Pólizas 3 Siniestros		13	0,00033029	17
Pólizas 4 Siniestros		12	0,000147	8
Pólizas 5 Siniestros		4	6,9755E-05	4
Pólizas 6 Siniestros		1	3,4472E-05	2
Pólizas 7 Siniestros		2	1,752E-05	1
Pólizas 8 Siniestros		1	9,0884E-06	0
TOTAL			0,99992853	51.538,10
Nº. Siniestros		356		
Nº. Medio Siniestros - \bar{m}		0,00690702		
Varianza Nº. Siniestros - S^2		0,01694821		
Coef. Heterogeneidad - h		0,68786807		
Parámetro \hat{k}		0,00475112		
Parámetro \hat{p}		0,40753663		

Si se contrasta la bondad del ajuste a través del Test de la χ^2 - Chi-Cuadrado, el resultado que se obtiene es: $ID = \sum_{\forall i} \frac{(\text{Distrib. Observada } ij - \text{Distrib. Ajustada } i)^2}{\text{Distrib. Ajustada } i} = 13,973638 \sim \chi^2_{(8-1)}$, para un nivel de significación del 5% el nivel crítico de ID es mayor ($\alpha' = 0,0516522$), se aceptaría como modelo teórico de distribución del número de siniestros en 3 años la distribución Binomial Negativa.

Así, aceptada la hipótesis sobre el modelo de distribución del número de siniestros, desarrollando la función generatriz de la función de la distribución de la siniestralidad total, se formularía como:

Obtención parámetros Distrib. Siniestralidad Total 3 años

	BINOMIAL NEGATIVA
MEDIA (P) =	$P = \bar{f}_3 \cdot C_1$
VARIANZA (σ^2) =	$\sigma^2 = \bar{f}_3 \cdot C_2 + \frac{P^2}{h}$
MOMENTO 3er. Orden (M_3) =	$M_3 = \bar{f}_3 \cdot C_3 + 3 \cdot \frac{\bar{f}_3^2 \cdot C_1 \cdot C_2}{h} + 2 \cdot \frac{P^3}{h^2}$

Siendo h , el coeficiente de heterogeneidad definido a partir de la distribución del número de siniestros en 3 años como: $h = \frac{\bar{f}_3}{(\sigma_{f_3}^2 - \bar{f}_3)}$; y C_1, C_2 y C_3 , momentos ordinarios de la distribución del coste de los siniestros

del trienio formulados como:

Momentos Ordinarios de la Distrib. Coste Siniestro

Momento Ord. 1 = (Distrib. Coste Sin.)	$C_1 = \bar{C} = \frac{1}{N^\circ \cdot \text{Siniestros}(\tau)} \cdot \sum_{\forall i} C_i$
Momento Ord. 2 = (Distrib. Coste Sin.)	$C_2 = \sigma_c^2 + \bar{C}^2 = \frac{1}{N^\circ \cdot \text{Siniestros}(\tau)} \cdot \sum_{\forall i} C_i^2$
Momento Ord. 3 = (Distrib. Coste Sin.)	$C_3 = \frac{1}{N^\circ \cdot \text{Siniestros}(\tau)} \cdot \sum_{\forall i} C_i^3$

$(\forall i \in \tau)$

Aproximada la función de distribución de la siniestralidad total en el periodo considerado y obtenidos sus principales momentos, su valor sería:

Momentos principales Distrib. Siniestralidad Total 3 años

	BINOMIAL NEGATIVA
MEDIA (P) =	$P = \bar{f}_3 \cdot C_1 = 4.987.321,64$
VARIANZA (σ^2) =	$\sigma^2 = \bar{f}_3 \cdot C_2 + \frac{P^2}{h} = 3,63927 \cdot 10^6$
DESV. TÍPICA (σ) =	$\sigma = \sqrt{\bar{f}_3 \cdot C_2 + \frac{P^2}{h}} = 6.032.637,8430$
MOMENTO 3er. Orden (M_3) =	$M_3 = \bar{f}_3 \cdot C_3 + 3 \cdot \frac{\bar{f}_3^2 \cdot C_1 \cdot C_2}{h} + 2 \cdot \frac{P^3}{h^2} = 5,04799 \cdot 10^6$
COEF. DE SIMETRÍA (γ) =	$\gamma = \frac{M_3}{\sigma^3} = 2,29931 \cdot 10^{-7}$

El cálculo del recargo técnico o de seguridad (λ) ha de verificar la ecuación: $\varepsilon = 1 - F(C, \tau) = 1 - F[(1 + \lambda) \cdot P + S_0; \tau]$, donde ε es la probabilidad de ruina en el horizonte temporal que según el artículo 77 del ROSSP no podrá ser inferior a tres años, y por S_0 , las reservas de solvencia, básicamente se trata de *capitales propios* y *provisiones de estabilización*.

En consecuencia, si se aplica la aproximación *Normal Power* a la ecuación anterior fijada una probabilidad de ruina (ε) del 2,5%. Dado que v se distribuye según una Normal [$v \sim N(0,1)$], el valor de v que deja una probabilidad de ruina de $\varepsilon = 0,025$, será igual a obtener la probabilidad de: $\text{Prob.}(v) = (1 - \varepsilon) = 0,975$, lo que equivale a $v=1,96$. La expresión resultante de la aproximación vendría dada como:

$$\frac{X(\tau) - P}{\sigma} = v + \frac{\gamma}{6} \cdot (v^2 - 1) \rightarrow \frac{X(\tau) - P}{\sigma} = 1,96 + \frac{2,29931 \cdot 10^{-7}}{6} \cdot (1,96^2 - 1) = 1,96000011, \text{ con lo que utilizar}$$

la aproximación *Normal*, en la que sólo se considera el primer sumando hubiese sido prácticamente indiferente, lo que indica que los valores están próximos a la media (P) de la distribución de la siniestralidad total. Por tanto, desarrollando: $X(\tau) - P = 1,96000011 \cdot \sigma \rightarrow (X(\tau) - P) = 1,96000011 \cdot 6.032.637,8430 = 11.823.970,83$.

En este punto, conviene definir lo que se entiende por las citadas anteriormente, *reservas de solvencia* (S_0). Se puede tomar algunas partidas del *patrimonio propio no comprometido* tal como lo define el artículo 59 del ROSSP a efectos del margen de solvencia como reservas de solvencia, por ejemplo, la suma de: el capital social desembolsado, las reservas de revalorización, la prima de emisión y otras reservas patrimoniales, el remanente y las aportaciones no reintegrables de socios, la parte del saldo acreedor de la cuenta de pérdidas y ganancias que se destine a incrementar los fondos propios de la entidad, las plusvalías resultantes de la infravaloración de bienes y derechos, ... deduciéndose, en su caso, los gastos de establecimiento, constitución, ampliación de capital, el saldo deudor de la cuenta de pérdidas y ganancias, los resultados negativos de ejercicios anteriores, las minusvalías resultantes de la sobrevaloración de elementos de activo o infravaloración de elementos de pasivo, ...

En este caso, se supondrá que la entidad aseguradora únicamente opera en el ramo de caución y en la modalidad seleccionada, con lo que sus reservas de solvencia serán la suma de: el *capital social mínimo desembolsado íntegramente* que de acuerdo con el artículo 13 de LOSSP será para el ramo de caución de 9.015.000 aproximadamente; supuesta la forma social de Sociedad Anónima de Seguros, una *reserva legal del 10% del Capital Social* de acuerdo con el Texto Refundido de la Ley de Sociedades Anónimas; y, por último, una *provisión de estabilización* igual, según el artículo 45 del ROSSP, al 35% de las primas de riesgo de propia retención, en este caso no existía reaseguro. De forma que, las reservas de solvencia serían :

$$\text{Reservas de Solvencia } (S_0) = 9.015.000 + 0,10 \cdot 9.015.000 + 0,35 \cdot P = 11.662.062,57$$

En consecuencia, la ecuación $\varepsilon = 1 - F[(1 + \lambda) \cdot P + S_0; \tau]$ con $\varepsilon = 2,5\%$ y unas *reservas de solvencia* imputables de 11.662.062,57 ; el recargo técnico o de seguridad resultaría: $(1 + \lambda) \cdot P + S_0 = (X(\tau) - P) + P$, de dónde sustituyendo y despejando el recargo de seguridad (λ), se obtendría que:

$$\lambda = \left(\frac{[(X(\tau) - P) + P] - S_0}{P} \right) - 1 = \left(\frac{[11.823.970,83 + 4.987.321,64] - 11.662.062,57}{4.987.321,64} \right) - 1 = 0,032464$$

Es decir, se obtendría un recargo de seguridad de aproximadamente el 3,25% sobre las primas de riesgo.

Pero, también atendiendo al artículo 77, apartado c del ROSSP, en el que se indica: "... Se determinará, de acuerdo con las características de la información estadística utilizada, atendiendo al tipo, composición y tamaño de la cartera ..." se podría entender la posibilidad de añadir al recargo de seguridad un porcentaje para cubrir el error de muestreo, teniendo en cuenta que se ha utilizado en todo el análisis tamaños muestrales muy pequeños.

Por tanto, dado que no se conoce el tamaño exacto de la población, resulta conveniente aplicar la siguiente formulación para obtener el *error de muestreo* (E) : $E = Z \cdot \sqrt{\frac{p \cdot q}{n}}$, donde: n , es el tamaño de la muestra; Z , es el nivel de confianza que se considerará del 95%, por lo que obtenido el valor de Z tal que $Prob.(-Z < Z < +Z) = 0,95$ a partir de la distribución Normal, resultara que $Z = 1,96$; p , la variabilidad positiva y q , la variabilidad negativa, considerando la máxima variabilidad debido a que existen ajustes muy próximos a regiones de rechazo de hipótesis aceptadas ($p = q = 0,5$). De esta manera, si se realiza la sustitución y teniendo en cuenta que el tamaño de la muestra es de 356 siniestros, el error de muestreo sería:

$$E = 1,96 \cdot \sqrt{\frac{0,5 \cdot 0,5}{356}} = 0,05194.$$

Luego, finalmente el recargo a aplicar a las primas de riesgo sería la suma del recargo de seguridad obtenido del 3,25% más un 5,19% más como recargo técnico complementario por error de muestreo, con lo que finalmente se aplicaría sobre las primas de riesgo obtenidas en el apartado anterior un recargo del 8,44%, quedando la prima de riesgo recargada como:

Primas de Riesgo Recargadas de la modalidad seleccionada

TIPO CONTRATO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO
TERRITORIO				
CENTRO / LEVANTE	31,04	187,42	88,79	73,36
NORDESTE	6,60	124,94	43,80	23,57
NOROESTE	38,30	205,50	101,81	87,77
SUR	11,89	138,10	53,28	34,06

4.3 Recargos de Gestión. Prima Comercial.

Antes de obtener la prima comercial (P_c) a la prima de riesgo recargada (P_{rr}), calculada en el apartado anterior, hay que agregar los llamados *componentes económico-comerciales* del precio del seguro, según cita el artículo 76, apartado 6º del ROSSP, es decir, los *gastos de gestión interna* (G_1), los *gastos de gestión externa* (G_2), ambos los recargos necesarios para compensar a la entidad de los gastos de administración y de adquisición, incluidos los de mantenimiento del negocio; y, por último, el *recargo de beneficio o excedente* (B). El criterio de imputación de todos estos recargos suele ser sobre la prima comercial. De forma que, el cálculo de ésta sobre la prima de riesgo recargada quedaría como: $P_c = P_{rr} + (G_1 + G_2 + B) \cdot P_c \rightarrow P_c = \frac{P_{rr}}{(1 - G_1 - G_2 - B)}$.

En cuanto a qué conceptos engloban los *gastos de gestión interna o administración* (G_1), algunos de ellos son: gastos por servicios contenciosos vinculados a las primas; gastos de gestión de cartera y de cobro de las primas; gastos de tramitación de los extornos; gastos de personal dedicado a la funciones anteriores; amortizaciones del inmovilizado afecto a la actividad, etc. A su vez, los conceptos enmarcados como *gastos de gestión externa o adquisición* (G_2) serían: comisiones, gastos de personal dedicado a la producción, gastos de

estudio, gastos de tramitación de solicitudes y formalización de pólizas, gastos de publicidad, de organización comercial, etc.

Dado que no es objeto en estudio identificar métodos de imputación de estos costes sobre la prima comercial y su repercusión, se calculará la prima comercial tomando la referencia del porcentaje aproximado que sobre la prima comercial suponen estos recargos económico-comerciales en una compañía de seguros que opera en el ramo de caución y en la modalidad seleccionada. Así pues, el desglose sería:

Recargos de Gestión – Ramo Caución

Gastos de gestión interna o administración (G ₁)	11,38%
Gastos de gestión externa o adquisición (G ₂)	6,04%
Recargo de Beneficio o excedente (B)	3,00%
TOTAL RECARGOS GESTIÓN	20,42%

La prima comercial hallada como: $P_c = \frac{P_{rr}}{(1 - G_1 - G_2 - B)} = \frac{P_{rr}}{(1 - 0,1138 - 0,0604 - 0,003)}$, resultaría:

Primas Comerciales de la modalidad seleccionada

TIPO CONTRATO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO
TERRITORIO				
CENTRO / LEVANTE	39,00	235,51	111,57	92,18
NORDESTE	8,29	157,00	55,04	29,62
NOROESTE	48,13	258,23	127,93	110,29
SUR	14,94	173,54	66,95	42,80

Por último, sobre estas primas comerciales gira un único recargo adicional: un *recargo del Consorcio de Compensación de Seguros destinado a financiar la actividad liquidadora de entidades aseguradoras*, constituido por el 3 por 1000 de las primas relativas a todos los contratos de seguros que se celebren sobre riesgos localizados en España. Constituyendo la base imponible de este recargo en el seguro de caución el importe de la prima (art. 23.4 del Estatuto Legal del Consorcio de Compensación de Seguros).

El recargo del Consorcio de Compensación de Seguros es el único recargo externo a la compañía aseguradora afectado en virtud de una disposición legal que lo impone, ya que de acuerdo con el artículo 5.1, letra e, de la Ley 13/1996 de 30 de Diciembre de Medidas Fiscales, Administrativas y del Orden Social que regula el *Impuesto sobre las Primas de Seguros* se destaca: “... 1. Estarán exentas del Impuesto sobre las Primas de Seguro las siguientes operaciones: ... e) Las operaciones de seguro de caución. (...)”.

Con todo ello, el importe del recibo a pagar por el tomador del seguro de caución sería, finalmente:

Recibo de Prima por Seguro de Caución de la modalidad seleccionada

TIPO CONTRATO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO
TERRITORIO				
CENTRO / LEVANTE	39,12	236,22	111,91	92,46
NORDESTE	8,32	157,47	55,20	29,71
NOROESTE	48,27	259,01	128,32	110,62
SUR	14,99	174,06	67,15	42,93

En términos porcentuales el tipo de prima total sobre el capital asegurado medio, resulta:

Tipo de Prima por Seguro de Caución de la modalidad seleccionada

TIPO CONTRATO	CONSULTORIA Y ASISTENCIA	OBRAS	SERVICIOS	SUMINISTRO
TERRITORIO				
CENTRO / LEVANTE	0,85%	4,37%	2,26%	2,45%
NORDESTE	0,23%	3,42%	1,82%	0,91%
NOROESTE	0,92%	4,24%	1,94%	2,43%
SUR	0,28%	2,63%	1,12%	0,90%

Un elemento final a considerar a la hora de considerar la implantación de un sistema de tarificación, como el presentado, es la existencia de un mercado asegurador en los que intervienen otros factores no incluidos en el proceso de obtención de una tarifa y que podrían ser la competencia, un mercado maduro con productos idénticamente sustitutivos, etc. , lo que obliga en muchos casos a ofertar primas al nivel del mercado competidor. Es, por tanto, en este caso, muy importante garantizar la suficiencia y equidad de la que habla el Reglamento para intentar no caer por debajo del equilibrio técnico-financiero dejando al descubierto la solvencia de la entidad.

Bibliografía

- **CASAS SÁNCHEZ, J. M. (1998):** *“Problemas de Estadística: descriptiva, probabilidad e inferencia.”*. Madrid, Ed. Pirámide.
- **FERNÁNDEZ RUIZ, A.J. (2000):** *“Análisis de los Estados Financieros de las Entidades Aseguradoras”*. AULA UNIV. DE ECONOMIA ACTUARIAL Y FINANCIERA. UNIV. COMPLUTENSE DE MADRID.
- **GLORIA FRANCISCO, C. (2003):** *“El Seguro de Caución”*. Universidad de La Laguna (Tenerife).
- **HOSSACK, I.B., POLLARD, J.H., ZEHNWIRTH, B. (2001):** *“Introducción a la Estadística con aplicaciones a los Seguros Generales”*. Madrid, Ed. MAPFRE.
- **HOYOS, C. (2003):** *“El Fronting de Fianzas”*. MAPFRE CAUCIÓN Y CRÉDITO, S.A. – ESPAÑA.
- **JADRAQUE ALMOGUERA, J. C. (2003):** *“El Seguro de Caución”*. CIA. ESP. SEG. Y REASEG. CRÉDITO Y CAUCIÓN, S.A.
- **LATORRE LLORENS, L. (1998):** *“El Recargo de Seguridad”*. INSTITUTO DE ACTUARIOS ESPAÑOLES.
- **LOPEZ CACHERO, M., MANZANARA BARBERO, J. L. (1996):** *“Estadística para Actuarios”*. Madrid, Editorial MAPFRE. Fundación MAPFRE Estudios, Instituto de Ciencias del Seguro.
- **VEGAS ASENSIO, J. / NIETO DE ALBA, U. (1993):** *“Matemática Actuarial”*. Madrid, Ed. MAPFRE.
- **VEGAS ASENSIO, J. (1999):** *“Algunos aspectos actuariales que surgen en las aplicaciones del Reglamento de Ordenación y Supervisión de los Seguros Privados”*. ANALES DEL INSTITUTO DE ACTUARIOS ESPAÑOLES.
- **VEGAS MONTANER, A. (1998):** *“Proceso de tarificación: el cálculo de la prima de riesgo en los seguros generales”*. Jornada sobre las Bases Técnicas en los Seguros No Vida. INSTITUTO DE ACTUARIOS ESPAÑOLES.
- **URIEL, E., CONTRERAS, D., MOLTÓ, M. L., PEIRÓ, A. (1993):** *“Econometría. El modelo lineal.”*. Madrid, Ed. AC., libros científicos y técnicos.